

ヒンドゥー教徒相続（改正）法とインド女性の教育 ：「全国家族健康調査」を利用して

山本，明日香
神戸大学大学院経済学研究科：博士後期課程

<https://hdl.handle.net/2324/7340474>

出版情報：Minamijakenkyu. 2019 (31), pp.47-85, 2024-01-31. JAPANESE ASSOCIATION FOR SOUTH ASIAN STUDIES

バージョン：

権利関係：© 2021 The Japanese Association for South Asian Studies



ヒンドゥー教徒 相続（改正）法と インド女性の教育

—「全国家族健康調査」を利用して—

山本明日香

1 はじめに

依然として相続における男女間格差が、南アジア地域に残っている。世界銀行 [2012] は、「女性の所有権を強化することによって制度的な競争条件を平等にし、サービス提供制度におけるバイアスを是正し、信用市場の機能を改善する必要がある」と指摘する。世界銀行による試算では、OECD 諸国や中央アジア等で100%平等な相続が行われているとすると、南アジアはこれと比較して平等度が50%しかないという。土地所有権を含めた女性の権限と経済発展との間には、強い相関関係が実証されている [Duflo 2012]。経済発展という観点からも、所有権における不平等を是正することは重要である。

所有権の移転を含む相続は、生活の上で重要な資産を次世代に引き継ぐための重要な手段であるし、その世帯が貧困世帯であれば貧困が引き継がれる [Doss et al. 2012]。親から子どもへと相続されるものは、動産・不動産のように何らかの物質的な形態をとる資産に限らない。例えば、子どもを学校へ通わせ教育を受けさせるというような人的資本への投資も相続の一形態として存在する。Bird [2007] は、相続されるもの

執筆者紹介

やまもと あすか ●神戸大学大学院経済学研究科博士後期課程、開発経済学
ayamamoto172[at]gmail.com

キーワード：インド、ヒンドゥー教徒相続法、教育、宗教、合同家族財産

を三形態、すなわち「金融、物的、環境資本」「人的資本」「社会、文化、政治的資本」に分類している。

親がどの子どもに、どの形態で、どの程度の遺産を相続させるかは、必ずしもその全てを厳密に均等配分するように決定しているのではなく、それぞれの形態における利点などを考慮しながら全体的なバランスを取るように配分していると思われる。こうした世代を超えた資産移転が、経済における長期的な資源配分や資本蓄積パターンを変化させ、個人の資産と収益機会に影響することで世帯の発展を、ひいては経済全体の発展を左右する [Deininger et al. 2013]。

本稿が対象とするインドでは、全国民に適用される統一民法が導入されておらず、所属する宗教ごとに異なる規則が運用されている。多数派を占めるヒンドゥー教徒などに適用される法律の下では、伝統的に、合同家族財産、つまり先祖代々の土地や家屋のような不動産に関する相続権が女性には与えられなかった。

しかし1970年代頃より、特定の州で格差を是正するべく法律の制定や改正が行われ、2005年に全国的に土地相続の不平等を改善するべく、2005年ヒンドゥー教徒相続（改正）法（The Hindu Succession (Amendment) Act, 2005）が制定されたことで、法律上の格差は大幅に縮小された。

ヒンドゥー教徒相続（改正）法は、不動産という物質的な資産を相続する権限を女性に与えたことで、インドに長く続いてきた「相続」の枠組みに変化を生じさせた。女性の土地所有権は、バーゲニング・パワーや消費、人的資本投資、世代間の移転に関する意思決定と強い関係がある [Meinzen-Dick et al. 2019]。直接的には不動産の相続のみにとどまる規則の変化であったとしても、その変化の影響は生前・死後を問わない相続の別の形態にも間接的に存在するはずである。

そこで本稿では、ヒンドゥー教徒相続法の段階的な改正が担う財産相続の枠組みの変化と女性の教育水準の関係を実証的に検証する。第2節では、ヒンドゥー教徒相続法の法源や大まかな内容、近現代における法整備とその改正について説明する。第3節では、インドの教育制度構造を概観する。第4節では、全国家族健康調査 (National Family Health Survey of India) を利用して Triple-Difference (Difference-in-Difference-in-Difference) による推定を行い、ヒンドゥー教徒相続（改正）法と改

革の影響を受けた女性の教育水準に相関関係があることを示す。第5節では、分析による結果を基に、ヒンドゥー教徒相続（改正）法の意義を考察する。

計量経済学的手法によって、ヒンドゥー教徒相続法の改革のインパクトについて扱った既存研究は存在するものの、その数は非常に限られたものとなっている [Deininger et al. 2013; Roy 2015; Rosenblum 2015; Anderson and Genicot 2015; Bose and Das 2017; Makino 2019; Deininger et al. 2019]。とりわけ女性の教育水準に関する研究としては、Roy [2015] が挙げられるが、本稿では異なる識別戦略と、より幅広い統計年次のデータを使用している。

2 ヒンドゥー教徒相続法形成の歴史的経緯

1950年1月26日に施行されたインド憲法第44条は、「国は、公民のために、インド領内をつうじての統一民法典を保障するよう努めなければならない」 [National Portal of India n. d.; 孝忠 1992] と規定している。イギリスからの独立前後にあたっては、とりわけヒンドゥー教徒に対して適用される法の整備が進められ、数多くの議論が行われた。しかしながら、その適用範囲を例外なく全てのインド人に拡大するには、多様なカースト、人種、文化そして宗教の隔たりを乗り越える必要がある。

実際、「画一的な民法典」の導入には大きな反対があった。憲法第25条に定められる「公の秩序、道徳、衛生及びこの編のその他の規定の制限内で、何人も同じく良心の自由を保障され、自由に信仰を告白し、祭祀を行い及び布教する権利を保障される」という信仰の自由に関する基本権が侵害され、マイノリティー抑圧を惹起する恐れがあるというのが主な論拠であった [National Portal of India n. d.; ラウ 2016]。

結局のところ、現在に至るまで統一民法典制定は達成されておらず、婚姻や相続などの家族法が適用される場面では、それぞれの宗教法及び慣習法が用いられている。こうした分野は、連邦議会と州議会の双方が立法権限を有する「共通管轄事項」として憲法第246条に規定されている。したがって、連邦議会で制定された法律を、一部の州議会が改定して運用する、ということが可能である [孝忠 1992; チャンディラマニ 2006]。

ヒンドゥー教徒統一法が制定されたのは、独立後の1955年から1956年

にかけてのことである。ヒンドゥー教徒統一法とは、1955年ヒンドゥー教徒婚姻法 (Hindu Marriage Act, 1955)、1956年ヒンドゥー教徒養子縁組及び扶養法 (Hindu Adoption and Maintenance Act, 1956)、1956年ヒンドゥー教徒未成年者及び後見法 (Hindu Minority and Guardianship Act, 1956)、1956年ヒンドゥー教徒相続法 (Hindu Succession Act, 1956) の総称である。統一法の源流は、ダルマ・シャーストラ (Dharmaśāstra) と呼ばれる古法典である。これは元来、慣習法であったヒンドゥー法が、文章化され法律書となったものを指す。

現代のヒンドゥー法には大別すると二つの法源がある。ダーヤバーガ (Dayabhaga) 学派法とミタークシャラー (Mitakshara) 学派法である。「ダーヤバーガ」は、とりわけベンガルやアッサムで主であった法源である。成立は11世紀後半とされ、ベンガルのバラモンであったジームタバールハナ (Jimutavahana) が著した [Agarwal 1994: 85]。合同家族の財産権と相続法に関する法律書で、父親が合同家族財産について絶対的な権限を持つとされていた。合同家族財産の相続は、父親の生存時には一切行うことができず、その死亡にあたって、初めて行われた。兄弟が均分で父親の合同家族財産を相続し、その相続分については各々が可処分であった [杉山 2016]。「ミタークシャラー」は、その他の地域で支配的であった法源である。「ヤージュニャヴァルキヤ法典」の注釈書として、12世紀前半にビジュニャーネーシュバ (Vijnaneshvara) が著した [Agarwal 1994: 85]。

ミタークシャラー学派法の重要な特徴としては、合同家族財産 (Joint Family Property) と個人財産 (Separate Property) を区別している点が挙げられよう。先祖代々の土地や家屋が合同家族財産にあたった。合同家族を構成する男子は、平等の権利を合同家族財産に対して持った。合同家族財産は、代々父系男子に受け継がれていった。したがって、男子が一人生まれてくれば、一人当たりの相続割合は減少し、男子が一人死亡すれば、一人当たりの相続割合は増加した。また、その権限は出生と同時に付与された [中根 1970: 239]。

合同家族財産を分散させないために、婚姻により他の財産共有体に移動する女子や、出生時にはその財産共有体に所属していない妻には、相続の権限がなかった。女性に与えられるものは、合同家族財産を維持する権限と、婚姻の際に与えられる婚資や関連財産などに限られた [Agar-

wal 1994: 86]。一方、男子にとっては財産分割で恩恵を受ける可能性が高かった。これらの特徴から、財産共有体の規模は大きくなりやすく、世帯主が死亡しても財産共有体の構造が劇的に変化することはないとされた [中根 1970]。

ダーヤバーガ学派法では、合同家族財産と個人財産という区別がなかった。各個人の財産については、その人自身が絶対的な所有者と見なされた。また、ミタークシャラー学派法と比較すると、ダーヤバーガ学派法では女性の相続権が認められる範囲が広がった [Agarwal 1994: 88]。

ヒンドゥー教徒統一法は、イギリスの植民地時代から独立後まで、長く議論されてきた女性の地位向上とヒンドゥー法の法典化に関する議論が結実したものであった。ジャンムー・カシミール州を除くインド全土に適用され、またヒンドゥー教徒に限らず、仏教徒、シク教徒、ジャイナ教徒にも適用された。これらは全てインド土着の、あるいは発祥の宗教である [National Commission for Women n.d.a; チャンディラマニ 2006; 杉山 2016]。

1956年ヒンドゥー教徒相続法は、女性に相続権を与えた点については大きな変化であったが、合同家族財産に関しては、女性の相続権は制限されていた。例えば、合同家族財産が先祖代々の住宅ならば、息子は共同所有（Coparcenary）者の一人としてその分割を要求できた。しかし、娘には居住権はあっても、それを相続する権限は付与されなかった [Roy 2015]。

この点について不平等であると受け止められ、1970年代から1990年代にかけて、南インドの五つの州で新法の制定や法改正が行われた。州議会で制定された修正法は、大統領の裁可を得て州内で効力を持った。

1976年に施行されたヒンドゥー合同家族システム（廃止）法（The Kerala Joint Hindu Family System (Abolition) Act）では、ケーララ州内の合同家族制度が全面的に廃止された。つまり、ミタークシャラー学派法を廃止し、ダーヤバーガ学派法を適用することで、合同家族財産という概念を廃止したということである。こうして、この改革は男女問わず個人財産を認め、かつ相続における不平等も解消した [山崎 1991]。

1986年にはアーンドラ・プラデーシュ州で、1989年にはタミル・ナドゥ州でそれぞれヒンドゥー教徒相続（改正）法（The Hindu Succession (Andhra Pradesh Amendment) Act; The Hindu Succession (Tamil

Nadu Amendment) Act) が制定された。同改正法では、ミタークシャラー学派法における合同家族財産保有者死亡の際、妻と娘に対し、息子と同等の権利を与えた。1956年ヒンドゥー教徒相続法によって、女性の相続人がある場合にはミタークシャラー学派法が適用されなくなったため、合同家族が損なわれたことに不満を抱いた人々が、その枠組みだけは維持することを目指して制定した [山崎 1991]。

1994年には、カルナータカ州とマハーラーシュトラ州で、それぞれヒンドゥー教徒相続(改正)法(The Hindu Succession (Karnataka Amendment) Act; The Hindu Succession (Maharashtra Amendment) Act) が施行された。両法はその前文で、インド憲法における法の下での平等の理念と、現実の男女不平等を指摘し、その不一致を是正するための改正であると述べている [Laws of India n. d.; National Commission for Women n. d. b]。

ケーララ州の改革後、約20年間に四つの州で法改正が行われたことになるが、これらは息子と同等の権利を与える娘について、運用開始時点で未婚の場合に限る、という条件付きの適用であった。したがって、この法の制定を以て、息子と娘の相続権における完全な平等が達成されたとは言えなかった。

2005年には、ジャンムー・カシミール州を除くインド全土で2005年ヒンドゥー教徒相続(改正)法(The Hindu Succession (Amendment) Act, 2005) が制定された。同法は合同家族を否定するものではないが、ミタークシャラー法下でも娘は息子と同等の権利を持っていることを強く主張する内容となっている。同時に、先の四州の改正ではあった、娘の未婚条件が撤廃されている。既に分割済みの財産を遡及して再分割することはできないと但し書きがあるが、裏を返せば、分割されていない財産については、娘が既婚であれ未婚であれ、同等に扱われるということである。さらに、被相続人の母や寡婦についても、男性と同様の扱いを受けることになった [Anderson and Genicot 2015]。この画期的改正をもって、インド全土の相続法は大きな変化を見せた。

これらの改革については、政策的な研究の対象とされている。ケーララ州とその他四州の改革では、新たな法律の制定と、既存の法律の改正という、性質上の違いはあるものの、それまでは女性に与えられていなかった権利、例えば先祖代々の土地の相続権が付与されたという点にお

いて、内容的には同質のものとして捉えることができる。本稿では、便宜上、ケーララ州の法制定とその他四州の法改正をまとめて「改正」あるいは「改革」と呼ぶものとする。

そして、こうした改革による効果がインド社会にどのように影響したのか、実態を検証するためのデータが揃いつつある。ただし第4-1節で説明するように、直接的な改革部分である「物的資本」、特に不動産の相続において、改革による増加があったのか否かという点については、研究によって結果が分かれているのが現状である。

3 教育制度構造

第2節では、インドにおけるヒンドゥー教徒相続法の形成と近年の改正について説明した。第4節で行う分析のアウトカム変数として教育水準に関する変数を利用するので、本節では、インドの教育制度構造についてごく簡単に概観する¹。

基礎教育がインド社会で普及するのは、独立後からである。独立直後は、就学率や識字率は低調なままであった。なぜなら、教育体系がイギリスの植民地統治に必要なインド人行政官育成という目的に応じるようにつくられており、中等以下の段階は高等教育への通路にすぎなかったからである [渡辺 1976]。

したがって、教育には著しい格差が存在した。地域間の格差、男女格差、家族が所属する社会集団や経済格差と、その要因は様々である。天城 [1965] は、独立直後のインドに対して、中等・高等教育の発展の水準を指標とすれば中進国として捉えることができたが、初等教育の発展水準や GDP からみれば、最後進国段階に位置付けられてしまうという「二重構造」が存在したことを指摘している。こうした状態を受けて、インド憲法第45条は「国は、この憲法の施行後10年以内に14歳までのすべての児童に対し、無償の義務教育を行うよう努めなければならない」[National Portal of India n.d.; 孝忠 1992] とした。

五年制の初等教育と三年制の後期初等教育の8年間からなる基礎教育が、大部分の州で無償の義務教育とされている。その後、2年間の前期中等教育、2年間の後期中等教育と続き、さらに大学などの高等教育や職業教育がある。

次節で実証分析の対象データセットとする1940年代から1990年代生ま

れの男女別識字率や就学率に焦点を当てると、どちらも大幅に改善されていることがうかがえる。以下では、全て Ministry of Human Resource Development Department of School Education and Literacy Statistics Division [2018] の資料による数値の比較を行う。

データセット内の最高齢層の女性が初等教育中の年齢であった1950-51年度の基礎教育就学率は32.1%（男性は46.4%、女性は17.7%）であったが、データセット内の最年少の女性が初等教育就学を開始する直前、あるいは開始した直後の年齢であった2000-01年度は81.6%（男性は90.3%、女性は72.4%）と数字の上でも向上している。NFHS-4 調査年である2015-16年度は96.9%（男性は94.5%、女性は99.6%）と、ほぼ100%に近い数字となっている。

一方識字率については、1951年には、男女合わせて18.3%（5歳以上の識字率。男性は27.2%、女性は8.9%）にとどまっていたが、2001年には64.8%（7歳以上の識字率。男性は75.3%、女性は53.7%）にまで上昇している。それから10年後の2011年には73.0%（7歳以上の識字率。男性は80.9%、女性は64.6%）と、年々上昇しているものの、基礎教育就学率と比較すると男女間格差が解消されたとは言い難い結果となっている。農村に限ると、さらにこの差が広がるが、世代が新しくなるにつれて少しずつ格差は縮小傾向にある。

4 実証分析

第2節で説明した相続法改革の場所と時期、第3節で概観した教育制度の構造と教育水準を踏まえ、本節では Triple-Difference (Difference-in-Difference-in-Difference) によって、ヒンドゥー教徒相続（改正）法と教育水準に相関関係があることを実証する。

4-1 先行研究

経済学者による相続法改革に関する先行研究では、ヒンドゥー教徒相続法の州別改正タイミングを考慮したうえで、法改正効果について分析が行われてきた。

各州の改正タイミングは、第2節で説明した通りである。ただし、ケーララ州については、時期が先行しすぎていることや、1956年ヒンドゥー教徒相続法の改正ではなく合同家族システムの廃止法であるとい

う、他改正法との性質の違いを理由として研究対象から外されている場合がある。

Deininger et al. [2013] や Roy [2015] は、差の差推定法（Difference-in-Difference）や、その発展形である手法を活用し、ヒンドゥー教徒相続（改正）法による相続権拡大が、世帯内の女性への「相続」を増加させたことを発見した。ただし、直接的に不動産の相続が増加したか否かについては結果が分かれており、Deininger et al. [2013] では土地所有や土地相続の増加が有意に正で現れたとしているが、Roy [2015] では有意な増加がなかったとしている。この結果の相違が生じた要因のうち重要なものは、第2項で説明する Triple-Difference における識別、つまり相続の発生条件の一つとなる世帯主の死亡について、Deininger et al. [2013] では世帯主を女性の父親と設定しており、Roy [2015] では世帯主を祖父と設定していることに由来するものである。

不動産の相続が増加しているのかどうかについては、データの制約上本稿では検証しない。ただし、Deininger et al. [2013] にしろ、Roy [2015] にしろ、いずれの結果も現実的に考えられ得るものである。なぜなら、親から子への相続の形態は不動産に限らず、ダウリを含む動産の贈与など他の「物的資本」や、教育投資などの「人的資本」への投資としても存在する。資産や遺産相続の全ての形態において、親が複数人の子どもに対して全てを同じ程度の水準で相続させる必要はないし、それはむしろ非現実的ですからある。

女性の土地相続に有意な増加が見られないとした Roy [2015] は、土地相続と同じく Triple-Difference により分析をし、土地相続以外の「相続」に法改正の効果を見出した。州別改正時に初等教育段階、あるいはそれ未満の年齢であった女性の教育年数が有意に増加し、既に初等教育段階が終了していた結婚適齢期の女性たちについては、教育年数の増加は見られないものの、代わりにダウリの金額が有意に増加しているという。これらは、法改正によって不動産の相続権を持った女性に対して、不動産を相続させないことへの補償的な動機でダウリが行われているものであると、Roy [2015] は考察している。

Bose and Das [2017] の分析では、第一世代たる改正対象女性の教育年数は有意に増加したが、第二世代たる彼女らの娘の教育年数には影響を与えず、息子の教育年数はむしろ減少してしまうという結果が示され

た。ただし、この研究では教育年数に強く影響を及ぼすと思われる女性の両親の属性について一切コントロールがなされていない。

一方で、マハーラーシュトラ州における教育水準や女性の資産、女性の出生率等について研究した Deininger et al. [2019] の分析では、世代が進んでも女性に対する持続的なエンパワーメント効果がみられ、むしろ強固になっているとすら示されている。

このように、法改正による枠組みの変化が直接的に不動産相続を増加させなかったとしても、間接的に他の物質的な資産の相続や人的資本への投資に影響したり、あるいは相続を離れて世帯内のパワーバランスに影響したりするのではないかという研究が行われている。Makino [2019] は、ダウリについてさらに詳細に研究し、州別改正によって相続権が得られなかった女性については、ダウリの存在が婚姻先の世帯における女性の地位を高めること、そして改正の対象となり男性と同等の相続権を持つようになった女性については、妊娠・出産や高額品の購入に対する意思決定とダウリとの間に負の相関関係があることを確認した。

改正法の制定が、ある側面では女性に対して不利益をもたらしている可能性を示唆する研究も存在する。Anderson and Genicot [2015] は、改正によって男女の相続権が同等化したことで女性がエンパワーメントされ、女性（妻）と男性（夫）の世帯内衝突が改正前と比較して増加し、衝突を苦にした結果として男女双方における自殺率が増加したという結果を発見した。Rosenblum [2015] は、改正対象世帯に生まれた女兒は、男児と比較して死亡率が高くなるということを、Quadruple-differences (Difference-in-Difference-in-Difference-in-Difference) の手法を使って明らかにした。

本稿では、ヒンドゥー教徒相続（改正）法による間接的な影響である人的資本への投資が変化するか検証する。この例として、女性の教育水準に焦点を当てる。ただし、第4-2節で説明するデータの制約上、動産・不動産とも「物的資本」の相続については検証できないため、相続の全体的な枠組みの中でどのような変化が起きているのかということに関しては論じることができない。

4-2 データと識別方法

本稿で使用するのは、4期に渡って行われた全国家族健康調査（Na-

tional Family Health Survey of India: NFHS) のデータである。1 期目 (NFHS-1) は1992年4月-1993年9月、2 期目 (NFHS-2) は1998年11月-1999年12月、3 期目 (NFHS-3) は2005年11月-2006年8月、そして4 期目 (NFHS-4) は2015年1月-2016年12月に行われた。

調査内容は保健衛生に関する質問が主である。NFHS-1 は88,562世帯の構成員や世帯の状況に関する質問と13歳から49歳の女性89,777人への質問（配偶者である男性への質問はない）、NFHS-2 は92,486世帯に関する質問と15歳から49歳の女性90,303人への質問（配偶者である男性への質問はない）、NFHS-3 は109,041世帯に関する質問と15歳から49歳の女性124,385人、15歳から54歳の男性74,369人への質問、NFHS-4 は601,509世帯に関する質問と15歳から49歳の女性699,686人、15歳から54歳の男性112,122人への質問で、それぞれ構成されている。

NFHS-1 と NFHS-4 の調査年には約23年の差があり、この間インドは1994年のカルナータカ州、マハーラーシュトラ州における法改正、2005年の全国レベル法改正を経験した。したがって、各期の NFHS データは、それぞれの改正前・改正後のデータとして使用することができる。ただし、NFHS はそれぞれの調査年における単年度データであるので、これらをそのままパネルデータ化して分析することはできない。

NFHS-1 を基準に考えると、1992-93年時点で49歳であれば、1942年-43年の生まれであり、13歳であれば、1979年-80年の生まれである。また、NFHS-4 を基準に考えると、2015-16年時点で49歳であれば、1966年-67年の生まれであり、15歳であれば2000年-01年の生まれである。

主たるデータとするのは調査対象女性本人に質問されている個人データ² (Individual Women's Data—Individual Recode) と、その所属世帯に関する情報が含まれる世帯員データ (Household Listing Data—Household Member Recode) の二つである。世帯員データとしては調査対象世帯の居住州、世帯構成員の性別や年齢、世帯主の宗教やカースト、世帯の土地（農地）所有面積、その土地の状態（灌漑／非灌漑）などについての変数が存在する。なお、個人の土地相続の有無については NFHS の調査項目に含まれていない。個人データとしては女性について、婚姻状態や婚姻時の年齢（あるいは結婚年）、出産歴や子どもの健康状態、家族計画の方法など、詳細な質問が行われている³。

ただし、いずれも調査年次を追うごとに質問内容は微妙に異なってい

る⁴。基本的な個人情報部分を例に出すと、NFHS-1,2では、既婚女性である回答者の、調査時点での年齢が質問されているが、出生年（西暦）は質問事項に入っていない。本稿では調査時の年齢と調査年を基に出生年を計算して識別に使用するが、多少のズレが発生する。

本稿ではNFHS-1からNFHS-4までの全段階でのデータを使用し、Triple-Differenceの手法を活用して分析を行う⁵。すなわち、改正の対象となった女性（トリートメントグループ）の識別に対して、改正州への居住、出生年、世帯の土地所有をそのための変数とする。改正州というのは、すなわちケーララ州、アーンドラ・プラデーシュ州⁶、タミル・ナードゥ州、カルナータカ州、マハーラーシュトラ州を指す。それぞれの州における改正年と女性の年齢（出生年）を比較し、改正年において女性が20歳以下であって、かつ土地を所有している世帯に所属していれば、改正の影響を受けたと考える。

世帯の土地所有の有無を利用するのは、その世帯がヒンドゥー教徒相続（改正）法によって影響を受けたか否かを識別するためだ。これは、ある世帯が土地（合同家族財産）を持っていなかったとすれば、ヒンドゥー教徒相続（改正）法が制定されたところで、その世帯の世帯主には相続の枠組みを変える動機がないからである。

Ministry of Agriculture and Farmers' Welfare [2019a]によると、本稿でいうところの土地所有世帯である農家は五分類できる。1ヘクタール未満の土地所有世帯は零細農家（Marginal Farmer）、1ヘクタール以上2ヘクタール未満の土地所有世帯は小規模農家（Small Farmer）、2ヘクタール以上4ヘクタール未満の土地所有世帯は半中規模農家（Semi-Medium Farmer）、4ヘクタール以上10ヘクタール未満の土地所有世帯は中規模農家（Medium Farmer）、そして10ヘクタール以上の土地所有世帯は大規模農家（Large Farmer）である。

Ministry of Agriculture and Farmers' Welfare [2019b]によると、農地所有面積の平均は2015-16年度時点で1.08ヘクタールである。本稿の対象となる改正五州の州別平均は、以下の通りである。ケーララ州が0.18ヘクタール、アーンドラ・プラデーシュ州が0.94ヘクタール、カルナータカ州が1.35ヘクタール、マハーラーシュトラ州が1.35ヘクタール、タミル・ナードゥ州が0.75ヘクタールとなっている。農地所有面積をみても、改正五州のなかで、特にケーララ州が異質であることがわかる。

ケーララ州は、合計でみた平均的な土地所有面積こそ小さいものの、大規模農家の土地所有面積は、他州の平均的な大規模農家の土地所有面積と比較すると、西ベンガル州とアッサム州に次ぐ大きさである。

改革によって合同家族財産の均分相続が息子のみならず娘をも対象として行われるように、少なくとも法律上は変わった。世帯の保有する土地の面積が小さければ、それが均分相続された後には極めて小さなものになってしまうだろう。

また近年は、伝統的なカーストによる土地所有構造に変化が見られ、旧来土地を持たなかった社会階層が農地を購入する事例がある [Bakshi 2008; Kapur et al. 2010]。購入した土地は個人財産であって合同家族財産ではない。第2節で説明した通り、ヒンドゥー教徒相続法改正によって娘の土地相続権が強化されたのは、合同家族財産としての土地に限られる。個人財産としての土地に関しては、1956年ヒンドゥー教徒相続法が制定された時点で、既に娘にも息子同様の土地相続権が認められていた。

以上のことから、特に様々な背景を持った層をトリートメントグループから除外し、かつ世帯主の子どもたちが均分相続を行った後も一人当たりの土地面積が一定以上確保されるような世帯のみをトリートメントグループとして扱うために、本稿では零細農家と定義される1ヘクタール未満の土地所有世帯を土地なし世帯として扱った⁷。

NFHSには、どの調査年次においても世帯の土地所有面積が調査されているが、その質問内容やデータ内容は調査年次ごとに微妙に異なっている。相違点は全部で四つある。一つ目は、面積単位の違いである。NFHS-1からNFHS-3においては、面積単位がエーカーで記録されているが、NFHS-4ではヘクタールである。上記の農家の定義に従い、エーカー単位をヘクタール単位に換算して土地所有世帯の識別に使用することとした。二つ目は、数値の細かさである。NFHS-2以降は、小数第一位まで面積情報が存在するが、NFHS-1では、1桁レベル以上でしか面積の情報が記録されておらず、小数点以下の細かな面積まではわからない。よって、ヘクタール換算した面積を識別に利用する際、調査年次ごとにわずかながら農家を分類するためのボーダーラインが異なる。三つ目は、質問されている土地の違いである。NFHS-1,2では、耕作中の土地（Land under cultivation）の面積が質問されているが、NFHS-3,4では農地（Agricultural Land）の面積として質問されており、耕作

中か否かは問われていない。四つ目は、質問項目の違いである。NFHS-1では、灌漑されている土地と非灌漑の土地の面積がそれぞれ質問されているが、NFHS-2以降では、灌漑されている土地と灌漑・非灌漑をあわせた土地の面積が質問されている。

これらの相違点はあるものの、推計への利用が不相当とされるほどの致命的な相違ではないと考え、本稿では小規模農家以上を土地所有世帯として扱い、非土地所有世帯と零細農家はあわせて非土地所有世帯扱いとした。農地の灌漑・非灌漑については、区別せずに土地の面積として扱った。なお、データセット内では土地所有世帯に居住する女性のうち、約39.1% (NFHS-1~NFHS-4) が1ヘクタール未満の土地しか所有していない零細農家である。

本稿では、Roy [2015] や Rosenblum [2015] などの多くの先行研究と同様に、土地のすべてが合同家族財産であるという強い仮定を置く。NFHSでは、世帯の所有する土地が個人財産と合同家族財産のどちらであるのかを厳密に判別することができないからである。これは、非常に誤差の大きい代理変数である。また、本来であれば合同家族財産には先祖代々の家屋なども含まれるのであるが、本稿の推計では土地のみが合同家族財産であると考えらる。

改正州に居住していない女性、改正州に居住していたとしても法改正時点で21歳以上であった女性、土地を所有していない世帯（あるいは、所有していても零細農家である世帯）の女性は、いずれもコントロールグループと設定する。第2節で説明した通り、州別改正段階においては、相続法改正時点で未婚の女性のみが改正の恩恵を受けられる。女性の平均結婚年齢が18.1歳（NFHS-4、個人データ）であることを考慮すると、20歳を超えた女性は相続法の対象にならなかった可能性が高くなる。そして、教育年数が改正の影響で追加的に延長することは、高等教育機関で教育を受けている者以外にとって考えにくい。よって、法改正時点で21歳以上だった者は改正の影響を受けなかったと想定するのは自然であると思われる。

この方法は、Roy [2015] によるロバストネスチェック (Robustness Check) を参考にしている。第1項でも説明した通り、Roy [2015] は、土地相続とダウリ、教育年数を被説明変数とする分析のために1999年の農村経済人口統計調査 (Rural Economic and Demographic Survey:

REDS)を使用した。このデータでは、結婚して生家を離れた女性についても追跡調査がされているので、Triple-Difference の変数として世帯の土地所有ではなく生家にいる祖父（世帯主）の死亡のタイミングを使用しているし、女性の両親についてもコントロールすることができる。REDS データで分析した結果のロバストネスチェックのために NFHS を利用したというわけである。

しかし一方の NFHS では、女性とその夫、あるいは彼女が所属する世帯単位で質問が行われているため、多くは結婚によって生家を離れ婚姻先に住む既婚女性については、個人の属性（年齢、教育年数など）は分かっても、両親の居住地や年齢、生死などは一切質問されていない。したがって、識別することやコントロールすることができない。

このことから、州別改正の対象となったか否かを識別することに対してより相応しいと思われるのは REDS データを使用することであるのだが、REDS の最新データは2006年のものである⁸。これでは、特にカルナータカ州とマハーラーシュトラ州における改正の影響を受けたと考えられる1980年代から1990年代生まれの女性の教育水準について十分な分析ができないと考え、本稿では NFHS を使用している。

本稿では、個人データにあるデータをすべて使用するのではなく、教育段階がほぼ終了していると考えられる、調査時点で22歳以上の女性のデータに限定する。また、先述の通り既婚女性の生育時の属性をコントロールするための情報は不足しているので、データを世帯主の娘に限定する。

世帯員データでは世帯主を中心に、世帯構成員の世帯主との関係を識別することができる。すなわち、世帯主と世帯主の娘を識別することで、まず両親のうち片方を特定する。ここで問題になってくるのが、一夫多妻状態となっている場合と、異常値が存在する場合である。まず、一夫多妻状態となっている場合について説明する。一つの世帯内に複数の世帯主の配偶者がいる場合、実際に世帯主の娘の母親が誰であるのかを特定することはできない。したがって、本稿の推計では機械的に、配偶者の一人だけをデータセットに残すことにした。その上で、世帯主の娘と配偶者の年齢を比較して、女性の年齢が上であったり、配偶者との年齢差が10歳未満であったりした場合は、娘をデータセットから外した。同様に、異常値が存在する場合、つまり世帯主よりも娘の年齢が高かった

り、年齢差が10歳未満であったりした場合は、娘をデータセットから除外した。

すなわち、本稿の推計では、平均的な結婚年齢を過ぎててもなお両親と同居している女性のみのデータセットを使用して推計しているので、バイアスが存在する可能性はある。しかし、こうすることで女性の両親については、年齢や教育年数をコントロールすることができるし、少なくとも世帯主が法改正より前に死亡していたために、財産分与に関して法改正による恩恵が一切なかったというような女性はデータから除外することができる。

基本となる推計式は、以下の通りである。使用する変数については、その詳細な定義と平均値、標準偏差、最大値、最小値をまとめて付表1に示している⁹。

$$\begin{aligned}
 Y_{isk} = & a_{1s}D_s + a_{2k}D_k + a_{3i}AG_i + a_{12sk}D_s * D_k + a_{13s}D_s * AG_i \\
 & + a_{23k}D_k * AG_i + \delta_1 D_{is, (k \geq k'-10)} * AG_i + \delta_2 D_{is, (k'-15 \leq k \leq k'-11)} * AG_i \\
 & + \delta_3 D_{is, (k'-20 \leq k \leq k'-16)} * AG_i + X'_{isk} \mu + \varepsilon_{isk}
 \end{aligned} \quad (1)$$

教育水準を表す被説明変数としては、教育年数、新聞・雑誌ダミーを使用する。 Y_{isk} がこれにあたり、 k 年生まれの s 州に居住する世帯主の娘 i のアウトカム変数（教育年数、新聞・雑誌ダミー）を示す。

新聞・雑誌ダミーは、女性が新聞・雑誌を読むのかどうかを示すものである。一般的に、教育水準が上がるほど、識字能力が上昇し、新聞・雑誌を読むことができると考えられる [Elvestad and Blekesaune 2008]。推計式(1)式の推計に使用する、NFHS-1 から NFHS-4 データを加工したデータセットにおいても、教育年数と新聞・雑誌ダミーとの相関係数は0.5517であって、0.1%水準で統計的に有意である。新聞を読むために求められる教育水準は、初等教育や中等教育で文字を読む能力を備えておけばある程度満たされると考えられる。一方で、全く識字能力がない者が新聞を読むことは考えづらい。ここでは、新聞・雑誌ダミーを初等教育や中等教育の成果を反映したものであると捉えている。

なお、この質問は NFHS-1 では欠損しているため、NFHS-2 から NFHS-4 までのデータで分析することになる。質問内容の関係上、NFHS-2 については「毎週読む」なら1、そうでないなら0とする。

NFHS-3, 4については、「全く読まない」「週に一回未満読む」「週に一回以上読む」「視覚障害がある」などと分類が分かれているので、「週に一回以上読む」なら1、「全く読まない」「週に一回未満読む」なら0、それ以外は欠損扱いとした。

州別改正州にある土地所有世帯に居住しており、ヒンドゥー教徒、仏教徒、シク教徒、ジャイナ教徒のいずれか（以下、ヒンドゥー教徒など）であって、改正時21歳未満であれば教育水準への影響が発生する対象となった、つまりトリートメントグループであると判断される。

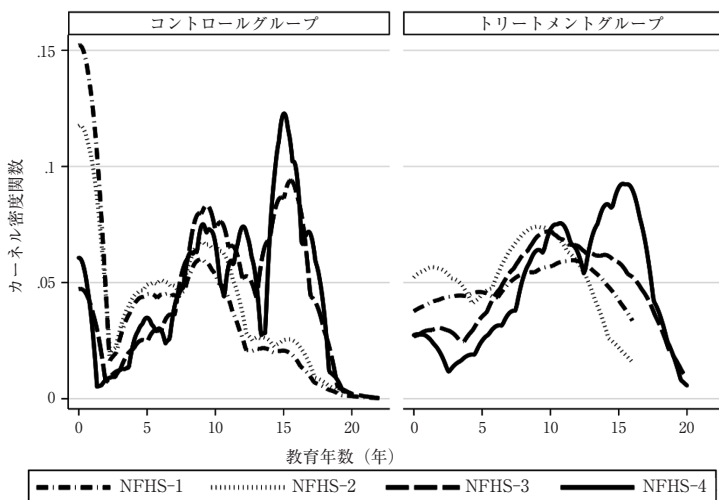
ただし、変数を改正時の年齢によって三つに分ける。一つ目が、改正時点で10歳以下（出生前の女性も含む）であって、初等教育段階あるいはそれ未満の段階であるため、最も強く改正の影響を受けたと考えられるグループを示す二値変数（ $D_{is, (k \geq k-10)}$ ）である。二つ目が、改正時点で11-15歳であって、後期初等教育段階あるいは初等教育段階の最後期であるため、中程度に改正の影響を受けたと考えられるグループを示す二値変数（ $D_{is, (k-15 \leq k \leq k-11)}$ ）である。そして三つ目が、改正時点で16-20歳であって、基礎教育段階が終了し、あまり改正の影響を受けなかったと考えられるグループを示す二値変数（ $D_{is, (k-20 \leq k \leq k-16)}$ ）である。 k は州別改正州の法改正年を示す。

これに世帯が土地を所有しているか否かを示す土地所有ダミー（ AG_i ）を掛けて、トリートメントグループを表す。こうした Triple-Difference により、改正州への居住、出生年（年齢）、世帯の土地所有の条件を満たせば、該当する二値変数が1となり、そうでなければ0となるように作成した。

直接的にコントロールグループとトリートメントグループを分けている要素は、改正州に居住していることと、出生年が改正時に教育効果が生じ得るような年であることと、居住世帯が土地所有世帯であるという要素である。実際には、同じ世帯に居住している女性であっても、世帯主の実の娘であるのか、義理の娘であるのかによって、当然ながら扱いは異なると考えられる。しかし本稿では、そもそも世帯主の実の娘しか分析に使用していないので、この点については間接的にコントロールしている。

ヒンドゥー教徒などのデータに限定すると、教育年数の平均値は9.94年である。さらにトリートメントグループとコントロールグループに分

図1：教育年数のカーネル密度推定グラフ
(コントロールグループとトリートメントグループ、
ヒンドゥー教徒などに限定)



注：NFHS-1 から NFHS-4 のデータを使用している。「ヒンドゥー教徒など」は、ヒンドゥー教徒相続法の対象であるヒンドゥー教徒・ジャイナ教徒・シク教徒・仏教徒の総称である。本図で示されるのは、調査時に両親が生存しており、22歳以上で、世帯主の妻の娘である女性に限られている。このうちトリートメントグループは、改正州（ケーララ州、アーンドラ・プラデーシュ州、タミル・ナードゥ州、カルナータカ州、マハーラーシュトラ州）のいずれかに居住しており、改革時20歳以下で、1ヘクタール以上の土地所有世帯に居住している女性を指す。条件のうち当てはまらないものがあれば、コントロールグループである。標本数39,375中、トリートメントグループは1,321、コントロールグループは38,054である。

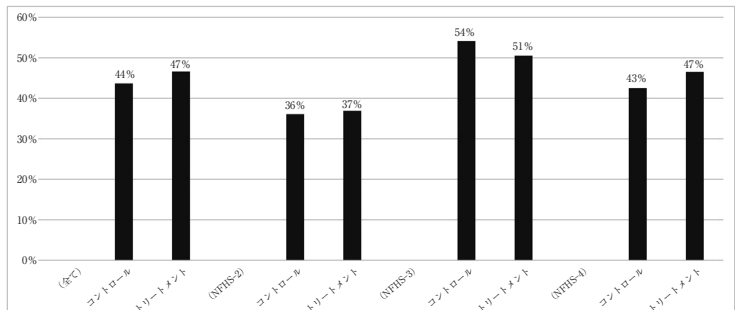
け、教育年数を調査年次ごとに描いたカーネル密度推定グラフが図1である。分析では三つの変数に分けるものを、図1では全てトリートメントグループとして扱い、そうでないものはコントロールグループとして扱っている。したがって、コントロールグループには幅広い年代の女性のデータが含まれていることに注意されたい。

まず、コントロールグループの教育年数から確認する。コントロールグループの教育年数の平均値は、9.92年（NFHS-1～NFHS-4、推計式(1)式で使用するデータセット）である。NFHS-1,2では、教育年数が0年であった、つまり正規の学校教育を受けていない女性の割合が最も多い。その次に多いのが後期初等教育段階を修了する8年、そして初等教育段階を修了する5年である。一方NFHS-3,4では、正規の学校教育

を受けていない女性の割合が激減している。NFHS-3 では後期初等教育を修了する8年から前期中等教育を修了する10年にかけてと、大学卒業段階の15年が教育年数のピークである。NFHS-4 では大学卒業段階の15年が最も多く、次に後期初等教育から前期中等教育修了段階と、後期中等教育を修了する13年が同程度の割合が多い。

NFHS-1 から NFHS-4 にかけて正規の学校教育を受けていない女性の割合が減少していることはトリートメントグループとコントロールグループの双方に共通しているが、トリートメントグループは調査年次にかかわらず、全体的にその割合が少ないことは明らかである。これは、トリートメントグループの女性が比較的若いことに由来する。トリートメントグループの教育年数の平均値は、10.51年（NFHS-1～NFHS-4、推計式（1）式で使用するデータセット）である。ただし、コントロールグループと比較して高等教育を受けた割合が明らかに多いわけではない。

図2：新聞・雑誌ダミー（コントロールグループとトリートメントグループ、ヒンドゥー教徒などに限定）



注：NFHS-2 から NFHS-4 のデータを使用している。新聞・雑誌ダミーは、新聞・雑誌を読む頻度を表し、NFHS-2 では「毎週読む」なら1、NFHS-3,4 では「週に一回以上」なら1である。「ヒンドゥー教徒など」は、ヒンドゥー教徒相続法の対象であるヒンドゥー教徒・ジャイナ教徒・シク教徒・仏教徒の総称である。グラフ上の数値は、調査年次ごとのグループ内で、新聞・雑誌ダミーが1となった割合を示す。本図で示されるのは、調査時に両親が生存しており、22歳以上で、世帯主の実の娘である女性に限られている。このうちトリートメントグループは、改正州（ケララ州、アーンドラ・プラデーシュ州、タミル・ナードゥ州、カルナータカ州、マハーラーシュトラ州）のいずれかに居住しており、改革時20歳以下で、1ヘクタール以上の土地所有世帯に居住している女性を指す。条件のうち当てはまらないものがあれば、コントロールグループである。標本数37,162中、トリートメントグループは1,300、コントロールグループは35,862である。「(全)」はデータセット全体における割合を示している。

NFHS-1 から NFHS-3 では、後期初等教育から前期中等教育修了段階にかけてピークがある。NFHS-4 では大学卒業段階の15年にピークがあり、その次に後期初等教育から前期中等教育の修了段階が高くなっている。

新聞・雑誌は、中等教育段階や高等教育段階へ進学しなかったとしても、日々の生活の中で情報を得るために読まれるものである。コントロールグループの新聞・雑誌ダミーの平均値は0.44、トリートメントグループの新聞・雑誌ダミーの平均値は0.47である（NFHS-2～NFHS-4、推計式(1)式で使用のデータセット）。初等教育段階で教育が終了している女性（就学経験のない女性は除く）にデータを限定すると、コントロールグループとトリートメントグループを合わせた平均値は0.08（NFHS-2～NFHS-4、推計式(1)式で使用のデータセット）に減少するが、それでも新聞・雑誌を読む習慣がある女性是一定の割合で存在することが分かる。

図2は、新聞・雑誌ダミーが1となった割合をグループごとに示したグラフである。例えば、NFHS-2 から NFHS-4 のデータ全体ではコントロールグループの44%、トリートメントグループの47%について、それぞれ新聞・雑誌を読む習慣があるということになる。調査年次ごとに傾向を見ると、NFHS-2 と NFHS-4 では割合的に読む習慣がないと答えたサンプルの方が多く、NFHS-3 では習慣があると答えたサンプルの方が多いことが分かる。加工前の個人データを見ても、NFHS-3 は全体的に新聞・雑誌を読む習慣があると答えている女性が他の調査年次より少し多いので、これはデータの特性であると思われる。

同じ調査年次のなかでは、トリートメントグループとコントロールグループの間に大きな違いはないが、NFHS-2 と NFHS-4 ではトリートメントグループの方が割合的に高く、NFHS-3 ではコントロールグループの方が割合的に高い。しかしデータ全体で見ると、ややトリートメントグループの方が新聞・雑誌を読む習慣があることがわかる。このことは、トリートメントグループにおける全体的な基礎教育の底上げを示しているのではないかと考えられる。

そして、世帯や出生年、居住州などのコントロールをするために、以下を説明変数としている。推計式における X_{isk} がこれにあたる。世帯のコントロールのために推計式に入れているのは、女性の父親の年齢、母

親の年齢、父親の教育年数、母親の教育年数、都市ダミー、世帯の5歳未満の子どもの数、指定カースト（Scheduled Castes: SC）ダミー、指定部族（Scheduled Tribes: ST）ダミー、世帯の資産所有状況ダミー（テレビ、ラジオ、時計、オートバイ）である¹⁰。また、調査年次を示すNFHSダミーも含まれる。そして、出生年と居住州をコントロールするために、出生年と居住州の固定効果をそれぞれ入れた上で、さらにその交差項を説明変数としている。州ダミーが D_s 、出生年ダミーが D_k としてそれぞれ表され、 $a_{1s}D_s$ が州固定効果（State Fixed Effect）、 $a_{2k}D_k$ が出生年固定効果（Year of Birth Fixed Effect）、 a_3AG_i が土地所有世帯固定効果（Landed-Household Fixed Effect）、 $a_{12sk}D_s * D_k$ が州×出生年固定効果（State * Year of Birth Fixed Effect）、 $a_{13s}D_s * AG_i$ が州×土地所有世帯固定効果（State * Landed-Household Fixed Effect）、 $a_{23k}D_k * AG_i$ が出生年×土地所有世帯固定効果（Year of Birth * Landed-Household Fixed Effect）である。推定パラメータの数は、それぞれ a_{1s} が31（州ダミーの数）-1の30個、 a_{2k} が52（出生年ダミーの数）-1の51個、 a_3 が1個、 a_{12sk} が（州ダミーの数-1）*（出生年ダミーの数-1）である1,530個、 a_{13s} が州ダミーの数-1の30個、 a_{23k} が出生年の数-1の51個となる。 ε_{isk} は誤差項である。

ここまでの手法はRoy [2015] のロバストネスチェックを土台としているが、本稿では異なる推計や独自の識別をいくつか行なった。

第一に、執筆時点で公開されていたNFHS-1からNFHS-3を使用したRoy [2015] と比較して、本稿では新たにNFHS-4も活用できることを生かし、NFHS-1からNFHS-4を使用した。NFHS-4は、以前の調査と比較して圧倒的に調査対象世帯が増えており、その分データも豊富になっている。本項の冒頭でも述べた通り、NFHS-4の調査対象世帯数や調査対象女性数はNFHS-3の約6倍にものぼる。

第二に、Roy [2015] ではデータをヒンドゥー教徒などに限定して分析を行っているが、本稿ではこれと同様の方針で行う分析以外に、ロバストネスチェックとしてさらに二種類の分析を行った。イスラーム教徒・キリスト教徒のみを使用する分析と、ヒンドゥー教徒などのデータにイスラーム教徒・キリスト教徒に戻してプールする分析である。以下で、そのプラセボ分析について説明する。

まず、イスラーム教徒・キリスト教徒のサンプルのみを使用する分析

として、次の式を推定した。

$$\begin{aligned}
 Y_{isk} = & a_{1s}D_s + a_{2k}D_k + a_{3i}AG_i + a_{12sk}D_s * D_k + a_{13s}D_s * AG_i \\
 & + a_{23k}D_k * AG_i + \delta_4 P_{is, (k \geq k' - 10)} * AG_i + \delta_5 P_{is, (k' - 15 \leq k \leq k' - 11)} * AG_i \\
 & + \delta_6 P_{is, (k' - 20 \leq k \leq k' - 16)} * AG_i + X'_{isk}\mu + \varepsilon_{isk}
 \end{aligned} \quad (2)$$

次に、宗教を問わずヒンドゥー教徒などのデータとイスラーム教徒・キリスト教徒のデータをプールし、それぞれの Triple-Difference の係数が異なることを許容したモデルとして、次の式を推定した。

$$\begin{aligned}
 Y_{isk} = & a_{1s}D_s + a_{2k}D_k + a_{3i}AG_i + a_{12sk}D_s * D_k + a_{13s}D_s * AG_i \\
 & + a_{23k}D_k * AG_i + \delta_1 D_{is, (k \geq k' - 10)} * AG_i + \delta_2 D_{is, (k' - 15 \leq k \leq k' - 11)} * AG_i \\
 & + \delta_3 D_{is, (k' - 20 \leq k \leq k' - 16)} * AG_i + \delta_4 P_{is, (k \geq k' - 10)} * AG_i \\
 & + \delta_5 P_{is, (k' - 15 \leq k \leq k' - 11)} * AG_i + \delta_6 P_{is, (k' - 20 \leq k \leq k' - 16)} * AG_i \\
 & + X'_{isk}\mu + \varepsilon_{isk}
 \end{aligned} \quad (3)$$

州別改正が行われた州に居住している、出生年が先述の規定を満たす、という条件は固定し、ヒンドゥー教徒などではなくイスラーム教徒あるいはキリスト教徒であれば1、そうでなければ0となるような二値変数を、三種類のプラセボ変数として作成した。一つ目が、改正時点で10歳以下（出生前の女性も含む）のプラセボグループを示す二値変数（ $P_{is, (k \geq k' - 10)}$ ）である。二つ目が、改正時点で11-15歳のプラセボグループを示す二値変数（ $P_{is, (k' - 15 \leq k \leq k' - 11)}$ ）である。そして三つ目が、改正時点で16-20歳のプラセボグループを示す二値変数（ $P_{is, (k' - 20 \leq k \leq k' - 16)}$ ）である。

これらに世帯の土地所有ダミー AG_i を掛けてプラセボを作成しているので、つまり、こうしたプラセボグループとトリートメントグループとで条件的に異なるのは、ヒンドゥー教徒などなのか、それともイスラーム教徒・キリスト教徒なのかという宗教的属性のみである。推計式のうち(2)式と(3)式における分析で使用するイスラーム教徒・キリスト教徒は全員ヒンドゥー教徒相続（改正）法の適用対象外であり、コントロールグループとなる。プラセボグループは、本来であればコントロールグループの中に数多く存在する者の一部に過ぎない。

ただし、彼女らは改正州に居住しており、年齢的な条件を満たしてお

り、土地所有世帯に属しているという点でトリートメントグループと類似した性質を持っている。したがって、ヒンドゥー教徒相続（改正）法の制定前後でのアウトカムの変化は、トリートメントグループとプラセボグループで同様の変化、つまりコモントレンド（Common Trend）があるはずである。彼女らの教育水準に影響を及ぼす何らかの別の要因が存在しない限りは、プラセボグループにはヒンドゥー教徒相続（改正）法の制定前後においてコモントレンド以外の変化が存在しないはずである。

推計式（3）式における推計では、ヒンドゥー教徒などと、イスラーム教徒・キリスト教徒のデータをプールしている。宗教ダミーを直接入れてコントロールしているのではないのだが、トリートメントグループを示す変数とプラセボグループを示す変数を同時に推計式に入れることで、間接的にコントロールされている。

第三に、教育年数以外に新聞・雑誌を読む習慣を、教育水準を代理する変数として使用しているのは本稿独自のものである。

第四に、土地所有世帯の定義が異なっている。既に説明した通り Roy [2015] はロバストネスチェックの際、世帯の土地所有について、その面積に関係なく少しでも農地を所有しているかどうかで区別をしている。これは、Rosenblum [2015] も同様である。本稿では、零細農家と中・大規模農家を同じ扱いにはしないようにするために、零細農家は土地所有世帯ではないと定義している。

第五に、Roy [2015] は純粋な州別改正の効果を検証するために、女性の母親が改正の影響を受けなかったように厳しく年齢を限定して分析した¹¹。しかし本稿では、世代間での教育の「相続」を含めて改正州における教育水準について実証分析を行いたいと考えているので、両親の年齢制限は最低限としている。具体的には上記の通り、女性と両親の年齢を比較して、女性の年齢が上であったり、両親の年齢との差が10歳未満であったりした場合は、異常値であると判断してよいと考えられよう。したがって、そのような場合にはデータセットから外している。つまり、女性の両親の年齢は調査時点で最低32歳ということになる¹²。

表1と表2はヒンドゥー教徒などとイスラーム・キリスト教徒、それぞれ宗教別に分けた記述統計量である。全ての州、非改正州、改正州と分類して示している。改正州については、改正時点の年齢でさらに分類

表 1：ヒンドゥー教徒などに限定した NFHS の記述統計量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全ての州	非改正州	改正州	改正時			
			全年齢	≤10歳	11-15歳	16-20歳	≥21歳
年齢	26.46 (4.90)	26.29 (4.77)	27.02 (5.25)	25.46 (3.61)	28.42 (5.43)	30.71 (6.35)	31.91 (7.18)
教育年数	9.94 (5.56)	9.83 (5.64)	10.29 (5.28)	11.60 (4.65)	9.00 (5.25)	7.86 (5.52)	5.90 (5.28)
新聞・雑誌	0.44 (0.50)	0.42 (0.49)	0.51 (0.50)	0.53 (0.50)	0.47 (0.50)	0.45 (0.50)	0.43 (0.49)
父親の年齢	57.58 (8.30)	57.34 (8.27)	58.39 (8.35)	56.61 (7.44)	60.15 (8.27)	62.39 (8.79)	63.90 (9.27)
母親の年齢	51.69 (7.55)	51.93 (7.49)	50.92 (7.68)	49.42 (6.83)	52.28 (7.67)	54.34 (8.30)	55.70 (8.85)
父親の教育年数	6.58 (5.19)	6.76 (5.26)	5.97 (4.91)	6.20 (4.93)	6.03 (4.94)	5.49 (4.79)	4.91 (4.70)
母親の教育年数	3.64 (4.55)	3.52 (4.58)	4.01 (4.42)	4.44 (4.52)	3.81 (4.41)	3.17 (4.00)	2.32 (3.48)
土地所有世帯	0.17 (0.38)	0.17 (0.38)	0.18 (0.38)	0.15 (0.36)	0.19 (0.39)	0.19 (0.39)	0.29 (0.45)
世帯の子どもの数	0.46 (0.85)	0.47 (0.87)	0.42 (0.79)	0.37 (0.73)	0.43 (0.86)	0.50 (0.84)	0.66 (0.97)
都市	0.38 (0.48)	0.37 (0.48)	0.41 (0.49)	0.40 (0.49)	0.47 (0.50)	0.45 (0.50)	0.38 (0.49)
SC	0.20 (0.40)	0.19 (0.39)	0.24 (0.43)	0.26 (0.44)	0.23 (0.42)	0.20 (0.40)	0.14 (0.35)
ST	0.10 (0.30)	0.12 (0.32)	0.06 (0.24)	0.07 (0.25)	0.06 (0.24)	0.06 (0.24)	0.05 (0.21)
テレビ所有	0.59 (0.49)	0.57 (0.50)	0.68 (0.47)	0.74 (0.44)	0.62 (0.48)	0.56 (0.50)	0.46 (0.50)
ラジオ所有	0.18 (0.38)	0.17 (0.37)	0.21 (0.41)	0.13 (0.34)	0.30 (0.46)	0.34 (0.47)	0.48 (0.50)
時計所有	0.86 (0.35)	0.85 (0.35)	0.88 (0.33)	0.91 (0.29)	0.88 (0.33)	0.82 (0.38)	0.73 (0.44)
オートバイ所有	0.34 (0.47)	0.34 (0.47)	0.34 (0.47)	0.39 (0.49)	0.28 (0.45)	0.23 (0.42)	0.18 (0.39)
標本数	39,375	30,142	9,233	6,190	1,250	730	1,063

注：()内は標準偏差。「(1)全ての州」の内訳は「(2)非改正州」と「(3)改正州」である。「(3)非改正州」の内訳は(4)-(7)に示している。「ヒンドゥー教徒など」は、ヒンドゥー教徒相続法の対象であるヒンドゥー教徒・ジャイナ教徒・シク教徒・仏教徒の総称である。本表で示されるのは、調査時に22歳以上で、世帯主の妻の娘に限られている。

をしている¹³。

表 1 で、ヒンドゥー教徒などに限定した場合の非改正州と改正州の変数を比較すると、教育年数は改正州の方が平均的に長い。土地所有の程度はあまり変わらないが、平均的にみると改正州の方がわずかに大きい。

表 2：イスラーム教徒・キリスト教徒に限定した NFHS の記述統計量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全ての州	非改正州	改正州				
			全年齢	≤10歳	11-15歳	16-20歳	≥21歳
年齢	26.84 (4.97)	26.83 (4.96)	26.87 (5.03)	25.77 (4.05)	28.05 (5.13)	31.20 (6.10)	30.95 (6.72)
教育年数	9.10 (5.12)	8.86 (5.17)	10.26 (4.73)	11.23 (4.28)	8.65 (4.72)	7.64 (4.91)	6.63 (4.99)
新聞・雑誌	0.44 (0.50)	0.42 (0.49)	0.56 (0.50)	0.59 (0.49)	0.46 (0.50)	0.38 (0.49)	0.58 (0.50)
父親の年齢	59.20 (8.66)	59.21 (8.79)	59.14 (8.06)	57.97 (7.56)	60.61 (8.50)	63.83 (7.62)	63.08 (8.85)
母親の年齢	52.98 (8.01)	53.26 (8.08)	51.67 (7.54)	50.66 (6.88)	52.60 (8.33)	56.09 (8.02)	55.28 (8.62)
父親の教育年数	5.57 (4.78)	5.48 (4.81)	6.01 (4.62)	6.31 (4.63)	5.32 (4.45)	5.26 (4.77)	5.13 (4.44)
母親の教育年数	3.49 (4.09)	3.23 (3.98)	4.73 (4.39)	5.27 (4.48)	3.66 (3.88)	3.01 (3.77)	3.09 (3.74)
土地所有世帯	0.13 (0.34)	0.14 (0.35)	0.06 (0.24)	0.05 (0.23)	0.04 (0.20)	0.14 (0.34)	0.10 (0.30)
世帯の子どもの数	0.59 (0.97)	0.59 (0.96)	0.63 (1.01)	0.58 (0.97)	0.69 (1.07)	0.69 (1.06)	0.82 (1.16)
都市	0.48 (0.50)	0.46 (0.50)	0.58 (0.49)	0.55 (0.50)	0.63 (0.48)	0.70 (0.46)	0.63 (0.48)
SC	0.03 (0.16)	0.02 (0.13)	0.06 (0.25)	0.07 (0.25)	0.05 (0.21)	0.05 (0.22)	0.06 (0.24)
ST	0.43 (0.49)	0.51 (0.50)	0.01 (0.08)	0.01 (0.08)	0.00 (0.06)	0.02 (0.15)	0.00 (0.00)
テレビ所有	0.63 (0.48)	0.62 (0.49)	0.67 (0.47)	0.72 (0.45)	0.57 (0.50)	0.56 (0.50)	0.48 (0.50)
ラジオ所有	0.21 (0.41)	0.20 (0.40)	0.26 (0.44)	0.20 (0.40)	0.38 (0.49)	0.41 (0.49)	0.51 (0.50)
時計所有	0.89 (0.31)	0.88 (0.32)	0.91 (0.28)	0.92 (0.27)	0.92 (0.27)	0.91 (0.29)	0.83 (0.38)
オートバイ所有	0.30 (0.46)	0.29 (0.45)	0.35 (0.48)	0.41 (0.49)	0.27 (0.45)	0.22 (0.42)	0.13 (0.34)
標本数	12,717	10,516	2,201	1,585	276	140	200

注：()内は標準偏差。「(1)全ての州」の内訳は「(2)非改正州」と「(3)改正州」である。「(3)非改正州」の内訳は(4)-(7)に示している。本表で示されるのは、調査時に22歳以上で、世帯主の実の娘に限られている。

しかし、改正州については世代別でみると、土地所有の程度が小さくなっていっていることがわかる。改正州の改正時21歳以上の女性は、29%が土地所有世帯に居住しているが、16-20歳や11-15歳では19%にまで低下し、10歳以下では15%にまで低下している。

表2のイスラーム・キリスト教徒に限定した場合の結果を見ると、教

育年数は改正州の方が平均的に長いのは同様であるが、土地所有の程度は平均的に非改正州の方が大きい。ただし、世代別でみると、土地所有の程度が小さくなっていている点は表1と同様である。

改正州と非改正州の女性の平均的な属性は、土地所有世帯の割合については、この定義を変えたことでRoy [2015] と異なる結果となった。教育年数など、その他については、概ねRoy [2015] と合致したものとなっている。

また、土地所有世帯の割合が表1と表2のいずれにおいても減少していることは、都市化の進行や、世代が進んだことで均分相続によって一世帯あたりの土地所有面積が減少したことなどが原因として考えられる[柳澤・押川・杉本 2014]。

4-3 推計結果

表3はヒンドゥー教徒などのみのデータを使用して推計式(1)式による分析を行った際の結果である。(1)と(2)では全ての州のデータを使用し、(3)と(4)ではそこからケーララ州のデータを除外している。(5)と(6)ではマニプル州、メーガーラヤ州、ミゾラム州、ナガラランド州、アングマン・ニコバル諸島、ラクシャディープ諸島、ダンドラー及びナガル・ハヴエリー連邦直轄領、ダマン・ディウ連邦直轄領をデータから除外し、インドの主要州のみを対象に分析した。(7)と(8)ではそこからケーララ州のデータを除外した。

(1)教育年数、(2)新聞・雑誌ダミーを被説明変数にした各分析では、改正時10歳以下のグループが教育年数に対しては10%有意に正になり、新聞・雑誌ダミーに対しては5%水準で有意に正になった。彼女らの教育年数はコントロールグループと比較して、0.75年長く、新聞・雑誌を読む習慣は、コントロールグループと比較して、約9パーセンテージポイント多い。つまり、ヒンドゥー教徒などの平均に比べて18%から20%も読む頻度が高いことを意味している。教育水準の向上により識字能力が向上したとすれば、新聞・雑誌によって情報を得られやすくなると考えられる。つまりこれは、教育水準の向上を示した結果であると考えてよいだろう。

Roy [2015] では、改正時の年齢が上がるほど、教育年数の向上はみられなくなる、という結果が示されていたが、本稿の推計では異なる結

表3：教育年数、新聞・雑誌の購読習慣と州別改正（ヒンドゥー教徒などに限定）

変数	(1) 教育年数	(2) 新聞・雑誌	(3) 教育年数	(4) 新聞・雑誌	(5) 教育年数	(6) 新聞・雑誌	(7) 教育年数	(8) 新聞・雑誌
トリートメント（10歳以下）	0.75** (2.13)	0.09* (1.65)	0.73** (2.05)	0.08 (1.57)	0.73** (2.06)	0.09* (1.75)	0.71** (1.99)	0.09* (1.68)
トリートメント（11-15歳）	1.00** (2.34)	0.10* (1.67)	0.93** (2.15)	0.09 (1.61)	1.02** (2.38)	0.10* (1.73)	0.95** (2.19)	0.10* (1.67)
トリートメント（16-20歳）	0.84* (1.72)	0.05 (0.84)	0.82* (1.65)	0.05 (0.82)	0.89* (1.82)	0.06 (0.94)	0.87* (1.75)	0.06 (0.92)
土地所有世帯	-1.38 (-0.00)	0.85 (1.29)	-3.51 (-1.11)	-0.62 (-1.04)	-5.04 (-0.00)	0.1 (0.00)	-3.55 (-1.12)	1.06* (1.71)
都市	0.96*** (20.44)	0.14*** (26.15)	1.00*** (20.79)	0.14*** (26.46)	0.96*** (19.95)	0.14*** (26.40)	1.01*** (20.31)	0.15*** (26.73)
世帯の子どもの数	-0.46*** (-19.42)	-0.03*** (-9.07)	-0.47*** (-19.28)	-0.02*** (-8.87)	-0.46*** (-19.07)	-0.03*** (-8.94)	-0.46*** (-18.92)	-0.02*** (-8.73)
SC	-0.32*** (-6.38)	-0.01 (-1.52)	-0.32*** (-6.15)	-0.01 (-1.35)	-0.32*** (-6.30)	-0.01 (-1.48)	-0.32*** (-6.07)	-0.01 (-1.31)
ST	-0.55*** (-7.80)	-0.03*** (-3.98)	-0.53*** (-7.45)	-0.03*** (-3.74)	-0.53*** (-7.50)	-0.03*** (-3.90)	-0.51*** (-7.15)	-0.03*** (-3.66)
テレビ所有	1.14*** (22.30)	0.07*** (11.54)	1.15*** (21.95)	0.07*** (11.19)	1.11*** (21.38)	0.07*** (11.33)	1.12*** (21.00)	0.07*** (10.96)
ラジオ所有	0.31*** (5.17)	0.05*** (7.34)	0.32*** (5.13)	0.05*** (7.22)	0.30*** (4.91)	0.05*** (7.38)	0.31*** (4.88)	0.05*** (7.27)
時計所有	1.68*** (27.93)	0.07*** (9.79)	1.68*** (27.59)	0.07*** (9.46)	1.69*** (27.70)	0.07*** (9.56)	1.69*** (27.35)	0.07*** (9.21)
オートバイ所有	0.84*** (16.64)	0.08*** (14.26)	0.85*** (16.48)	0.08*** (14.27)	0.85*** (16.47)	0.08*** (13.66)	0.86*** (16.30)	0.08*** (13.66)
NFHS 2	-0.08 (-0.57)		-0.06 (-0.39)		-0.07 (-0.48)		-0.05 (-0.30)	
NFHS 3	0.76*** (4.51)	-0.03** (-2.06)	0.84*** (4.79)	-0.03* (-1.66)	0.74*** (4.33)	-0.03** (-2.25)	0.82*** (4.60)	-0.03* (-1.86)
NFHS 4	0.34* (1.93)	-0.08*** (-5.02)	0.47** (2.54)	-0.07*** (-4.59)	0.32* (1.75)	-0.08*** (-4.87)	0.44** (2.37)	-0.07*** (-4.45)
父親の年齢	0.0057 (1.12)	0.0014** (2.39)	0.0053 (64.29)	0.0014** (32.74)	0.006 (64.07)	0.0013** (32.36)	0.0056 (63.29)	0.0013** (32.21)
父親の教育年数	0.33*** (65.06)	0.02*** (32.88)	0.33*** (64.29)	0.02*** (32.74)	0.33*** (64.07)	0.02*** (32.36)	0.33*** (63.29)	0.02*** (32.21)
母親の年齢	-0.0021 (-0.37)	-0.0013** (-2.04)	-0.0022 (-0.39)	-0.0013** (-2.06)	-0.0024 (-0.42)	-0.0012* (-1.88)	-0.0026 (-0.44)	-0.0013* (-1.90)
母親の教育年数	0.21*** (35.61)	0.02*** (28.40)	0.21*** (34.75)	0.02*** (28.05)	0.21*** (35.48)	0.02*** (28.21)	0.21*** (34.60)	0.02*** (27.85)
State Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year of Birth Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
State * Year of Birth Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
State * Landed-Household Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year of Birth * Landed-Household Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	39,346	37,162	38,211	36,201	37,959	35,786	36,824	34,825
自由度調整済み決定係数	0.55	0.31	0.55	0.3	0.56	0.31	0.55	0.3

（ ）内はt値。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

注：「ヒンドゥー教徒など」は、ヒンドゥー教徒相続法の対象であるヒンドゥー教徒・ジャイナ教徒・シク教徒・仏教徒の総称である。(1)と(2)はジャンムー・カシミール州を除く全ての州のデータを利用している。そこからケララ州を除いたものが(3)と(4)である。(5)と(6)は、北東諸州などを除外し、人口規模や経済面で主要な州のみのデータを利用している。そこからケララ州を除いたものが(7)と(8)である。新聞・雑誌を読む頻度についての質問は、NFHS-1では欠損扱いであるので、NFHS-2,3,4のデータのみを使用している。

果となった。改正時11-15歳のグループは、コントロールグループと比較して、5%水準で有意に教育年数が1.00年長い。新聞・雑誌を読む習慣は、10%水準で有意に約10パーセンテージポイント多く、つまりヒンドゥー教徒などの平均に比べて約23%読む頻度が高い。改正時16-20歳のグループは、コントロールグループと比較して、10%水準で有意に0.84年教育年数が長い。新聞・雑誌を読む習慣については、有意な結果は得られなかった。

ケーララ州のデータを除外し、教育年数を被説明変数にした(3)では、改正時10歳以下のグループの教育年数はコントロールグループと比較して、5%水準で有意に0.73年長い。改正時11-15歳のグループの教育年数は、5%水準で有意に0.93年長い。そして改正時16-20歳のグループの教育年数は、10%水準で有意に0.82年長い。

ケーララ州のデータを除外し、新聞・雑誌ダミーを被説明変数にした(4)においては、トリートメントグループであることとの間に有意な相関は見受けられないが、係数は(2)と同様の傾向を示している。

表4はイスラーム教徒とキリスト教徒のみのデータを使用して、推計式(2)式による分析を行った際の結果である¹⁴。結果(1)から(8)において、使用している州の基準は表3と同様である。

表4の結果からはいずれのプラセボグループも、他のイスラーム教徒やキリスト教徒と比較して教育水準が高いという証拠は認められない。

表5は、ヒンドゥー教徒などとイスラーム教徒・キリスト教徒のデータを使用し、データをプールして、推計式(3)式による分析を行った際の結果である¹⁵。結果(1)から(8)において、使用している州についての基準は表3と同様である。トリートメントグループとプラセボグループのそれぞれを示す変数を両方推計式に入れている。

いずれの推計結果においても、トリートメントグループのうち改正時10歳以下のグループが教育年数、新聞・雑誌ダミーそれぞれに対して5%水準で有意に正であるという結果になった。彼女らの教育年数はコントロールグループと比較して、0.78年から0.83年長く、新聞・雑誌を読む習慣は、コントロールグループと比較して、約12パーセンテージポイント多い。これは、全体の平均に比べて約27%も読む頻度が高いことを意味している。

そして、それだけではなく、改正時11-15歳のグループは、5%有意

**表 4：教育年数、新聞・雑誌の購読習慣と州別改正
（イスラーム教徒・キリスト教徒に限定）**

変数	(1) 教育年数	(2) 新聞・雑誌	(3) 教育年数	(4) 新聞・雑誌	(5) 教育年数	(6) 新聞・雑誌	(7) 教育年数	(8) 新聞・雑誌
ブラセボ（10歳以下）	0.99 (0.70)	0.03 (0.09)	0.70 (0.48)	0.02 (0.06)	2.30 (1.36)	0.04 (0.12)	2.22 (1.19)	0.03 (0.10)
ブラセボ（11-15歳）	2.63 (1.49)	0.13 (0.37)	1.90 (0.94)	0.13 (0.38)	3.24 (1.63)	0.24 (0.65)	3.24 (1.34)	0.23 (0.64)
ブラセボ（16-20歳）	2.02 (1.19)	0.09 (0.26)	1.60 (0.89)	0.08 (0.23)	3.19 (1.60)	0.10 (0.27)	2.71 (1.22)	0.09 (0.25)
State Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year of Birth Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
State * Year of Birth Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
State * Landed-Household Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year of Birth * Landed-Household Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	12,710	12,050	11,911	11,396	7,845	7,342	7,046	6,688
自由度調整済み決定係数	0.47	0.29	0.46	0.28	0.49	0.29	0.47	0.24

（ ）内は t 値。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：(1)と(2)はジャンムー・カシミール州を除く全ての州のデータを利用している。そこからケーララ州を除いたものが(3)と(4)である。(5)と(6)は、北東諸州などを除外し、人口規模や経済面で主要な州のみのデータを利用している。そこからケーララ州を除いたものが(7)と(8)である。新聞・雑誌を読む頻度についての質問は、NFHS-1 では欠損扱いであるので、NFHS-2, 3, 4 のデータのみを使用している。

**表 5：教育年数、新聞・雑誌の購読習慣と州別改正
（ヒンドゥー教徒など、イスラーム教徒・キリスト教徒）**

変数	(1) 教育年数	(2) 新聞・雑誌	(3) 教育年数	(4) 新聞・雑誌	(5) 教育年数	(6) 新聞・雑誌	(7) 教育年数	(8) 新聞・雑誌
トリートメント（10歳以下）	0.83** (2.49)	0.12** (2.51)	0.83** (2.47)	0.12** (2.45)	0.78** (2.28)	0.12** (2.42)	0.78** (2.24)	0.12** (2.35)
トリートメント（11-15歳）	0.97** (2.37)	0.13** (2.43)	0.93** (2.23)	0.13** (2.37)	1.01** (2.41)	0.13** (2.39)	0.96** (2.26)	0.13** (2.31)
トリートメント（16-20歳）	0.85* (1.80)	0.09 (1.48)	0.83* (1.74)	0.09 (1.43)	0.93* (1.93)	0.10 (1.59)	0.91* (1.86)	0.10 (1.54)
ブラセボ（10歳以下）	-0.39 (-0.72)	-0.02 (-0.25)	-0.62 (-1.03)	-0.06 (-0.84)	-0.44 (-0.78)	-0.02 (-0.25)	-0.66 (-1.08)	-0.06 (-0.84)
ブラセボ（11-15歳）	2.17* (1.87)	0.06 (0.38)	1.31 (0.94)	0.06 (0.40)	2.16* (1.85)	0.06 (0.42)	1.38 (0.98)	0.07 (0.44)
ブラセボ（16-20歳）	0.73 (0.77)	0.05 (0.38)	0.78 (0.74)	0.04 (0.34)	0.87 (0.89)	0.05 (0.40)	0.89 (0.83)	0.05 (0.36)
State Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year of Birth Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
State * Year of Birth Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
State * Landed-Household Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year of Birth * Landed-Household Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	52,056	49,212	50,122	47,597	45,804	43,128	43,870	41,513
自由度調整済み決定係数	0.53	0.30	0.53	0.29	0.54	0.31	0.54	0.30

（ ）内は t 値。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：表 3、4 に同じ。

で0.93年から0.97年教育年数が長く、新聞・雑誌を読む習慣が約13パーセンテージポイント多い、つまりヒンドゥー教徒などとイスラーム教徒・キリスト教徒の平均に比べて約30%も新聞・雑誌を読む頻度が高いという結果になった。改正時16-20歳のグループは、教育年数を被説明変数にした(1)、(3)、(5)、(7)においてのみ10%有意に正であるが、新聞・雑誌ダミーを被説明変数にした推計においても係数は正である。

(1)と(5)では、プラセボグループのうち改正時11-15歳のグループは有意に正である。しかし、ケーララ州のデータを除外した(3)と(7)では非有意となる。ケーララ州は、平均的な教育年数や土地所有面積が他の改正四州と大きく異なるため、むしろ(3)と(7)の結果の方が信頼に値すると思われるかもしれない。また、プラセボグループそのものが他のイスラーム教徒・キリスト教徒と比較して教育水準が異なっているわけでないことは、表4の結果で確認済みである。

以上の結果を総括すると、表3の(4)を除けば、トリートメントグループのうち教育水準が変動する可能性があるという点で最も改正の影響を受けたと考えられる改正時10歳以下のグループは、コントロールグループと比較すると、有意に教育年数が長く、新聞・雑誌を読む習慣があるという結果になった。

また、推計によっては改正時11-15歳のグループや、16-20歳のグループも有意に教育水準が高いという結果になった。これは、改正時10歳以下のグループのみに教育年数の延長が見られたとする Roy [2015] の結果を拡張するものである。すなわち、改正時にある程度高年齢であったとしても、追加的な教育年数や教育水準の延長はみられるものであると、本稿の推計結果からは結論付けることができる。

また、土地所有世帯のうち、1ヘクタール以上を土地所有世帯、1ヘクタール未満を非土地所有世帯として扱ったが、この1ヘクタールという閾値を変更しても、 ± 0.5 ヘクタール以内であれば、有意水準や係数の大きさが全く同じにはならないにせよ、トリートメントグループの教育水準に向上がみられるという大まかな結果は変わらなかった。

本節で行った Triple-Difference による分析結果が何を示すのか、また先行研究と整合的であるかどうかは次節にて検討する。

5 考察と結論

本節では、第4節で行った実証分析結果を基に、ヒンドゥー教徒相続（改正）法がどのように相続の枠組みや形態に影響し、女性の教育水準を変化させるのかを考察する。

本稿の分析は Roy [2015] を基礎としているが、より幅広い年代の女性のデータを用い、さらにイスラーム教徒・キリスト教徒の女性のデータを活用したブラセボ分析を新規に行った。その上で、1956年ヒンドゥー教徒相続法が改正された州に居住しており、かつそれによって土地を相続する権限を得た、改正時に基礎教育段階もしくはそれ未満の年齢であった女性の教育水準が有意に向上していることを改めて実証した。

ただし、本稿の推計に使用した女性のグループは、成人してもなお自分の両親と同居しているという、インド社会の中では特殊な女性たちである。調査時22歳以上という年齢では、結婚して実家ではない世帯に所属している女性の方が多数派であろう。よって、本稿で得られた結果をそのままインド社会の女性全体に対して当てはめて議論するべきではないと考えられるが、少なくとも、このような特殊な集団に限れば、ヒンドゥー教徒相続法の州別改正と、女性の教育水準の間には関係がありそうである。

本稿のデータセットによる推計では、トリートメントグループの改正時10歳以下の女性の教育年数は、コントロールグループの女性と比較すると約0.7から0.8年高まっている。また、改正時11-15歳の女性の教育年数は、コントロールグループの女性と比較すると約0.9から1.0年高まっているし、改正時16-20歳の女性の教育年数は、コントロールグループの女性と比較すると約0.8から0.9年高まっている。第3節と第4節でも説明した通り、教育年数を平均すると9.94年になる。これは、8年間の義務教育段階を終え、さらに前期中等教育を修了するまでの10年に少し足りない数字である。ここから約0.7年から1.0年教育年数が伸びたということは、改正によって女性が前期中等教育までを修了する傾向が高まったということだろう。

新聞・雑誌ダミーは、改正の影響を受けた改正時10歳以下の女性がそうでない女性より7パーセンテージポイントから8パーセンテージポイント高い結果となっている。これも教育年数と同様であり、初等教育や

中等教育によって識字能力を身につけ、新聞・雑誌を読む習慣ができたと考えられる。

第4節で確認した通り、高等教育においてトリートメントグループにおける教育年数のパターンは、コントロールグループと大きく異なっていない。つまり、改正の影響は高等教育進学者を増加させるというよりは、むしろ初等教育修了者や中等教育修了者を増加させるという、全体的な底上げ効果としてあらわれるのではないだろうか。

本稿では Roy [2015] とは異なり、母親が改正の影響を受けた可能性を排除していない。これは、世代を超えた資産移転である「相続」の一形態としての教育投資の影響を排除せず、改正州と他地域との教育水準の違いを検証したいという動機があったからである。

本稿の結果は、女性の母親の年齢を制限した場合に比べて、改正の影響を受けた女性の教育水準がより強く有意に向上する。つまり、ヒンドゥー教徒相続（改正）法の制定が相続の枠組みを変化させ、結果として女性への教育水準が向上し、その恩恵を受けた女性はさらにその子どもにも教育を受けさせるのだらうと考えられる。

本稿では被説明変数を、人的資本を表す教育年数と新聞・雑誌ダミーの二種類に限定している。そのため、「人的資本」以外の形態である「金融、物的、環境資本」と「社会、文化、政治的資本」には根拠づけられた考察をすることができない。

ただし、「人的資本」への投資の一形態である教育投資に限ってみれば、女性の親は子どもの相続権が拡大したことに反応し、彼女への教育投資を増やしている。これは、女性の相続権を拡大することで、不動産の相続の変化ではないところ、すなわち相続全体の枠組みに対して変化があることを示している。

つまり、不動産相続における不平等な規定の改善は、その形態における相続自体を大きく変化させるとは限らないかもしれないが、全体的な相続の枠組みには影響する。これは、ヒンドゥー教徒相続（改正）法における一つの意義ある変化だと考える。これが、Roy [2015] が指摘するところの補償的な増加であるのか、不動産相続も他の形態の相続も両方増加させるのかは、今後更なる研究が必要であると考ええる。

6 おわりに

第5節で示したように、本稿の推計では、1970年代から1990年代にかけて行われた改革による影響を受けたと考えられる、ケーララ州、アーンドラ・プラデーシュ州、タミル・ナードゥ州、カルナータカ州、マハーラーシュトラ州のいずれかに住むヒンドゥー教徒・ジャイナ教徒・シク教徒・仏教徒であって、NFHS 調査時に20歳以下の、両親と同居している、1ヘクタール以上の土地所有世帯の世帯主の娘は、そうでない世帯主の娘と比較すると教育水準が高いという結果が得られた。最も改革時期の早いケーララ州をデータセットから除いた推計でも、同様の結果が得られた。

これはあくまで、インド社会の中では特殊な集団にのみデータを絞った結果である。よって、本稿で得られた結果をそのままインド社会の女性全体に対して当てはめることは難しいだろう。一般的な成人女性が、改正によってどのような恩恵を受けたのかどうかは、女性の実家の情報を識別できるような、NFHS ではない別のデータを使った推計と考察を行う必要がある。

また本稿では、2015-16年の調査である NFHS-4 のデータを使用しているものの、全国レベルで制定された2005年ヒンドゥー教徒相続（改正）法に対する実証分析は一切行っていない。第2節で説明した通り、1990年代までのヒンドゥー教徒相続法の州別改正と、2005年ヒンドゥー教徒相続（改正）法とでは、改正時未婚という条件の有無において改正の恩恵を受ける対象が異なっているが、親が子どもに教育投資をするか否かの決定への影響という観点からは、州別改正法と2005年ヒンドゥー教徒相続（改正）法に大きな違いはないと考えてよいのではなかろうか。

州別改正が行われなかった州においても、2005年ヒンドゥー教徒相続（改正）法によって女性への相続が同様の変化を見せるのかどうかは大変興味深く、今後の研究の課題としたい。

付表1：記述統計量（ヒンドゥー教徒など、イスラーム教徒・キリスト教徒）

変数	定義	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
教育年数	女性の教育年数（1年単位）	52,056	9.74	5.47	0	22
新聞・雑誌	新聞・雑誌を読む頻度。「毎週読む」なら1（NFHS-2）／「週に一回以上」なら1、 「全く読まない」「週に一回未満」なら0（NFHS-3,4）	49,212	0.44	0.50	0	1
トリートメント（10歳以下）	改正州の土地所有世帯に居住する改正時10歳以下のヒンドゥー教徒、仏教徒、シ ク教徒、ジャイナ教徒のいずれかの女性なら1、そうでないなら0	52,092	0.0182	0.13	0	1
トリートメント（11-15歳）	改正州の土地所有世帯に居住する改正時11-15歳のヒンドゥー教徒、仏教徒、シク 教徒、ジャイナ教徒のいずれかの女性なら1、そうでないなら0	52,092	0.0045	0.07	0	1
トリートメント（16-20歳）	改正州の土地所有世帯に居住する改正時16-20歳のヒンドゥー教徒、仏教徒、シク 教徒、ジャイナ教徒のいずれかの女性なら1、そうでないなら0	52,092	0.0027	0.05	0	1
ブラセボ（10歳以下）	改正州の土地所有世帯に居住する改正時10歳以下のイスラームかキリスト教徒の 女性なら1、そうでないなら0	52,092	0.0017	0.04	0	1
ブラセボ（11-15歳）	改正州の土地所有世帯に居住する改正時11-15歳のイスラームかキリスト教徒の女 性なら1、そうでないなら0	52,092	0.0002	0.02	0	1
ブラセボ（16-20歳）	改正州の土地所有世帯に居住する改正時16-20歳のイスラームかキリスト教徒の女 性なら1、そうでないなら0	52,092	0.0004	0.02	0	1
土地所有世帯	1ヘクタール以上の土地所有世帯であれば1、そうでないなら0	52,092	0.16	0.37	0	1
都市	世帯が都市部にあれば1、農村部にあれば0	52,092	0.40	0.49	0	1
世帯の子どもの数	世帯の5歳以下の子どもの数	52,092	0.49	0.88	0	10
SC	指定カースト（SC）なら1、そうでないなら0	52,092	0.16	0.36	0	1
ST	指定部族（ST）なら1、そうでないなら0	52,092	0.18	0.39	0	1
テレビ所有	世帯にテレビがあれば1、ないなら0	52,092	0.60	0.49	0	1
ラジオ所有	世帯にラジオがあれば1、ないなら0	52,092	0.19	0.39	0	1
時計所有	世帯に時計があれば1、ないなら0	52,092	0.87	0.34	0	1
オートバイ所有	世帯にオートバイがあれば1、ないなら0	52,092	0.33	0.47	0	1
父親の年齢	女性の父親の年齢（1歳単位）	52,092	57.98	8.42	33	95
母親の年齢	女性の母親の年齢（1歳単位）	52,092	52.01	7.68	32	95
父親の教育年数	女性の父親の教育年数（1年単位）	52,092	6.33	5.11	0	24
母親の教育年数	女性の母親の教育年数（1年単位）	52,092	3.60	4.44	0	22
NFHS1	NFHS-1のデータであれば1、そうでないなら0	52,092	0.06	0.23	0	1
NFHS2	NFHS-2のデータであれば1、そうでないなら0	52,092	0.05	0.23	0	1
NFHS3	NFHS-3のデータであれば1、そうでないなら0	52,092	0.13	0.33	0	1
NFHS4	NFHS-4のデータであれば1、そうでないなら0	52,092	0.76	0.42	0	1

註

- ¹ 教育制度の詳細な構造や、独立後の制度の整備過程については、佐々木 [2011] や押川 [2016] を参照されたい。
- ² データセットの種類と再コード化 (Recode) については、The DHS Program [n.d.] を参照されたい。
- ³ NFHS-1, 2 は既婚女性、あるいは死別や離別を経験した女性のみが調査対象となっているが、NFHS-3, 4 は正式な結婚状態にない女性に対してもある程度質問が行われている。
- ⁴ 自然なことではあるが、質問内容がより詳細になっていく。
- ⁵ ただし、1956年ヒンドゥー教徒相続法の適用対象外となったジャンムー・カシミール州はデータから外している。同州では、代わりに1956年ジャンムー・カシミールヒンドゥー教徒相続法 (The Jammu and Kashmir Hindu Succession Act, 1956) が制定された [Agarwal 1994: 211]。
- ⁶ なお、アーンドラ・プラデーシュ州には、2014年に分離したテランガーナ州を含めて推計している。他にも、最後の州別改正が行われた1994年以降に分離した州については、すべて元の州に含めて扱っている。
- ⁷ Roy [2015] と Rosenblum [2015] のような、純粋な土地所有の有無についてのダミー変数は使用しなかった。
- ⁸ なお、Makino [2019] や Bose and Das [2017] はインド人間開発調査 (India Human Development Survey: IHDS) の2004-05年調査データを使用している。
- ⁹ 紙幅の都合により省略した詳細については、著者より提供が可能である。
- ¹⁰ 貧富の度合いを示す NFHS 独自の指標 Wealth Index が存在するが、調査年次をまたいで比較させることは難しい。
- ¹¹ Roy [2015] では、これを1955年以前の生まれであると定義している。例えば、NFHS-3 の調査年である2005年時点では50歳以上ということになる。
- ¹² 実際は、父親の最低年齢は調査時点で33歳である。
- ¹³ 改正前に生まれた女性のデータを使用して改正州と非改正州でのバランステストを行い、トリートメントグループとコントロールグループの間にもともとバイアスが存在したのかどうかを確認した。ケーララ州とそれ以外では、特に教育年数と土地所有の程度に隔たりがあった。よって、本稿の推計ではケーララ州を含めた推計と、ケーララ州を除外した推計の二種類を行うことにした。ケーララ州を除いたバランステストでは5%有意に土地所有の程度が異なるが、その差は非常に小さいため、比較のうえで問題がないと判断した。テスト結果の提供については、脚注9参照のこと。
- ¹⁴ 脚注9参照。
- ¹⁵ 脚注9参照。

参考文献

<日本語文献>

天城勲（編）、1965、『インドの人的資源と教育投資』、アジア経済研究所。

押川文子、2016、「インドの教育制度―国民国家の教育制度とその変容―」、押川文子・南出

- 和余(編)『「学校化」に向かう南アジア—教育と社会変容—』、昭和堂。
- 孝忠延夫、1992、『インド憲法』、関西大学出版部。
- 佐々木宏、2011、『インドにおける教育の不平等』、明石書店。
- 杉山圭以子、2016、「インド新ビジネス環境時代と「ヒンドゥー法」の現在」、『恵泉女学園大学紀要』、28、27-54頁。
- 世界銀行、2012、『世界開発報告 2012—ジェンダーの平等と開発—』、一灯社。
- チャンディラマニ・ニリマ、2006、(伊藤弘子訳・小川富之監修)「インド家族法(上)」、『戸籍時報』、598、16-28頁。
- 中根千枝、1970、『家族の構造—社会人類学的分析—』、東京大学出版。
- 柳澤悠・押川文子・杉本大三、2014、「インド農村の今—ビハール・パンジャブ・タミルナードゥの現地調査の事例から—」、『南アジア研究』、26、214-220頁。
- 山崎利男、1991、「インド家族法の原理とその変化—1948年ヒンドゥー法典案をめぐる—」、川井健・利谷信義・三木妙子・久貴忠彦・野田愛子・泉久雄(編)『講座現代家族法—島津一郎教授古稀記念 第1巻 総論—』、日本評論社、237-256頁。
- ラウ・マーティン、2016、(堀井聡江訳)「パキスタンおよびインドにおける司法積極主義とムスリム家族法改革の比較分析」、アジア法学会(編)、孝忠延夫・高見澤磨・堀井聡江(編集代表)『現代のイスラーム法』、成文堂、82-102頁。
- 渡辺行郎、1976、「インドにおける職業教育」、河野重男・新井郁男(編)『現代アジアの教育課題』、アジア経済研究所、247-266頁。

<英語文献>

- Agarwal, B., 1994, *A Field of One's Own: Gender and Land Rights in South Asia*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Anderson, S., and G. Genicot, 2015, "Suicide and property rights in India," *Journal of Development Economics*, 114, pp. 64-78.
- Bakshi, A., 2008, "Social Inequality in Land Ownership in India: A Study with Particular Reference to West Bengal," *Social Scientist*, 36(9-10), pp. 95-116.
- Bird, K., 2007, *The Intergenerational Transmission of Poverty: An Overview*, Chronic Poverty Research Centre Working Paper 99, Manchester: Chronic Poverty Centre.
- Bose, N., and S. Das, 2017, "Women's Inheritance Rights, Household Allocation, and Gender Bias," *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 107(5), pp. 150-153.
- Deininger, K., A. Goyal and H. Nagarajan, 2013, "Women's Inheritance Rights and Intergenerational Transmission of Resources in India," *Journal of Human Resources*, 48(1), pp. 114-41.
- Deininger, K., S. Jin, H. K. Nagarajan and F. Xia, 2019, "Inheritance Law Reform, Empowerment, and Human Capital Accumulation: Second-Generation Effects from India," *The Journal of Development Studies*, 55(12), pp. 2549-2571.
- Doss, C., M. Truong, G. Nabanoga and J. Namaalwa, 2012, "Women, Marriage and Asset Inheritance in Uganda," *Development Policy Review*, 30(5), pp. 597-616.
- Duflo E., 2012, "Women Empowerment and Economic Development," *Journal of Economic*

- Literature*, 50(4), pp.1051-1079.
- Elvestad, E., and A. Blekesaune, 2008, "Newspaper Readers in Europe: A Multilevel Study of Individual and National Differences," *European Journal of Communication*, 23(4), pp. 425-447.
- Kapur, D., C. B. Prasad, L. Pritchett, and D. S. Babu, 2010, "Rethinking Inequality: Dalits in Uttar Pradesh in the Market Reform Era," *Economic and Political Weekly*, 45(35), pp. 39-49.
- Makino, M., 2019, "Dowry in the absence of the legal protection of women's inheritance rights," *Review of Economics of the Household*, 17, pp. 287-321.
- Meinzen-Dick, R., A. Quisumbing, C. Doss and S. Theis, 2019, "Women's land rights as a pathway to poverty reduction: Framework and review of available evidence," *Agricultural Systems*, 172, pp. 72-82.
- Roy, S., 2015, "Empowering Women? Inheritance Rights, Female Education and Dowry Payments in India," *Journal of Development Economics*, 114, pp. 233-51.
- Rosenblum, D., 2015, "Unintended Consequences of Women's Inheritance Rights on Female Mortality in India," *Economic Development and Cultural Change*, 63(2), pp. 223-248.

<Web サイト>

- Laws of India, n.d., "*The Hindu Succession (Maharashtra Amendment) Act, 1994*" <<http://www.lawsofindia.org/pdf/maharashtra/1994/1994 MH 40.pdf>> (2019年7月30日閲覧).
- Ministry of Human Resource Development Department of School Education and Literacy Statistics Division, 2018, "*Educational Statistics At A Glance*," <https://mhrd.gov.in/sites/upload_files/mhrd/files/statistics-new/ESAG-2018.pdf> (2019年7月30日閲覧).
- Ministry of Agriculture & Farmers' Welfare, 2019a, "*Press Information Bureau Government of India Ministry of Agriculture & Farmers Welfare: Categorisation of Farmers*," <<https://pib.gov.in/newsite/PrintRelease.aspx?relid=188051>> (2019年12月20日閲覧).
- Ministry of Agriculture & Farmers' Welfare, 2019b, "*Agricultural Statistics at a Glance 2018*," <[https://eands.dacnet.nic.in/PDF/Agricultural%20 Statistics%20 at%20 a%20 Glance%202018.pdf](https://eands.dacnet.nic.in/PDF/Agricultural%20Statistics%20at%20a%20Glance%202018.pdf)> (2019年12月20日閲覧).
- National Commission for Women, n.d.a, "*THE HINDU SUCCESSION ACT, 1956*" <<http://ncwapps.nic.in/acts/TheHinduSuccessionAct 1956.pdf>> (2019年7月30日閲覧).
- National Commission for Women, n.d.b, "*THE HINDU SUCCESSION (KARNATAKA AMENDMENT) ACT, 1990*" <[http://dpal.kar.nic.in/23%20 of%201994%20\(E\).pdf](http://dpal.kar.nic.in/23%20 of%201994%20(E).pdf)> (2019年7月30日閲覧).
- National Portal of India, n.d., "*Constitution of India (Full Text)*" <<https://www.india.gov.in/my-government/constitution-india/constitution-india-full-text>> (2019年7月30日閲覧).
- The DHS Program, n.d., "*Dataset Types*" <<https://dhsprogram.com/data/Dataset-Types.cfm>> (2020年5月12日閲覧).

<データ>

International Institute for Population Sciences (IIPS), 1995, National Family Health Survey (MCH and Family Planning), 1992-93: India, Bombay: IIPS.

International Institute for Population Sciences (IIPS) and ORC Macro, 2000, National Family Health Survey (NFHS-2), 1998-99: India, Mumbai: IIPS.

International Institute for Population Sciences (IIPS) and Macro International, 2007, National Family Health Survey (NFHS-3), 2005-06: India, Mumbai: IIPS.

International Institute for Population Sciences (IIPS) and ICF, 2017, National Family Health Survey (NFHS-4), 2015-16: India, Mumbai: IIPS.

要旨

本稿は、1970年代から1990年代のインドにおける、1956年ヒンドゥー教徒相続法の州別改正・新法制定と女性の教育水準との関係を検証している。改正により女性に不動産など合同家族財産の相続権が与えられ、性別における不平等が是正されたことで、物的資本や人的資本に関する「相続」の枠組みが変化したと考えられる。本稿では、女性の教育水準の向上を人的資本投資の増加と捉えたうえで、相続法改正と教育水準にいかなる関係が存在するのかを4期間の全国家族健康調査データにより検証した。分析では、改正州の土地所有世帯に居住しているヒンドゥー教徒の世帯主の娘は、そうでない女性と比較すると有意に教育年数が長く、新聞・雑誌を読む習慣があるという先行研究を拡張する結果が得られた。ヒンドゥー教徒相続法の対象外であるイスラーム教徒やキリスト教徒のデータを活用して、宗教以外の条件が同じプラセボを作成し、結果の頑健性の確認に使用したが、有意な教育水準の向上は認められなかった。

Summary

The Hindu Succession Amendment Act and Education of Hindu Women in India: An Analysis Using the National Family Health Survey

Asuka Yamamoto

In the late 1970s and early 1990s, five South Indian states legislatively amended the 1956 Hindu Succession Act or established a new act at the state level. These Hindu succession amendments, which pertained to Hindus, Buddhists, Jains, and Sikhs, granted women the right to inherit joint family property, such as agricultural land and ancestral homes. This paper discusses the correlation between these inheritance reforms and the changing educational attainments of Hindu women in India. It assumes that these inheritance reforms altered the framework of intergenerational transmission in household resources, such as material and human capital. Using four-period data from India's National Family Health Survey (NFHS), this paper examines the correlation between inheritance reforms and education levels. The results show that Hindu daughters of household heads who own land in the states where inheritance reforms have been enforced benefit from acquiring education and reading newspapers and magazines. The paper also creates a placebo for the same nonreligious conditions, which is compiled from the NFHS with regard to Muslim and Christian daughters, who are not subject to the Hindu Succession Act. The study uses the placebo for a robustness check. These women showed no significant increase in educational level.