

インドにおける宗教間賃金格差の要因分解：社会的弱者層に着目して

山本, 明日香
九州大学

<https://hdl.handle.net/2324/7340473>

出版情報：Asian Studies. 70 (1), pp.17-42, 2024-01-31. Japan Association for Asian Studies
バージョン：
権利関係：© 2024 Japan Association for Asian Studies



インドにおける宗教間賃金格差の要因分解

社会的弱者層に着目して

山本明日香

はじめに

インドは近年、目覚ましい経済成長を遂げており、GDP や労働者の平均賃金は大幅に向上している。しかしながら、様々な階層間格差の存在は無視できない (ILO, 2018)。1980 年代半ば以降、高所得者層は経済自由化や規制緩和による恩恵を受けているものの、低所得者層はそれほど成長しておらず、所得の不平等が極端に拡大している (Chancel et al., 2021)。この状態を是正するには、まず、その発生原因を理解する必要がある。

本稿では、インド政府による調査を利用し、宗教間賃金格差の要因分解を行う。特に、ヒンドゥー教徒の指定カースト (Scheduled Castes、以下、SCs と略) および指定部族 (Scheduled Tribes、以下、STs と略) と、イスラーム教徒 (以下、ムスリム) の宗教間賃金格差に焦点を当てる。

ムスリムは、教育水準や賃金が平均的にヒンドゥー教徒より低いことが知られている。先行研究では、経済自由化やヒンドゥー至上主義政権の台頭が起こった特定の時期に焦点を当てて賃金格差の要因分解がなされ、ムスリムとヒンドゥー教徒の平均賃金の差は、教育レベルの差で説明できるということが明らかにされた (Borooah, Dubey and Iyer, 2007; Bhaumik and Chakrabarty, 2009, 2010)。ヒンドゥー教徒の SCs はアウトカーストとしてカーストの枠外に位置づけられてきた人々を指し、STs は少数民族として指定された人々を指す。彼らは歴史的に社会的弱者層の典型であり、憲法第 15 条で宗教、人種、カーストや性別に基づく差別の廃止、憲法第 17 条で不可触民制 (Untouchability) の廃止が規定された現在でも、様々な形での不平等が継続している¹⁾。

ムスリムと SCs/STs はいずれも社会的に劣位に置かれてきた。ただし、SCs/STs は後述する留保制度の恩恵を受けているが、ムスリムは相対的に恩恵を受けていないという点は大きな相違点として挙げられよう²⁾。先行研究の分析は宗教間 (ヒンドゥー教徒とムスリムなど) やカースト間 (ヒンドゥー教徒の一般カーストと下位カースト) の比較に焦点を当てたものが多く、ムスリムと SCs/STs に着目した研究は少ない。しかしながら、同じ能力を持っていたとしても、SCs/STs はムスリムと比較すると高等教育機関に入学しやすく、公的機

関に就職しやすいというアファーマティブ・アクションが存在する。このような制度的背景が、賃金格差へ与える影響を検証することは、その恩恵をあまり受けられない社会的弱者層がどの程度取り残されるのかを明らかにし、格差問題を検討するうえでの材料となるだろう。

本稿のリサーチクエスションは、1. 元々社会的弱者層であったムスリムと SCs/STs の賃金格差の構造はどのように変化したのか、2. 両グループ間の賃金格差は何によって説明されるのか、の2点である。これらを明らかにするために、1983年から2018-19年にかけて「全国標本調査 (National Sample Survey、以下、NSSと略)」と「定期労働力調査 (Periodic Labour Force Survey、以下、PLFSと略)」の、計10期間の繰り返しクロスセクションデータから、都市部の男性常用労働者 (regular wage or salaried employee) および臨時労働者 (casual labour) の情報を使用した。本稿の分析は、ヒンドゥー教徒の SCs/STs の教育レベルが分析期間内で急速に改善したことで、SCs/STs とムスリムの賃金格差のうち、教育の差異で説明できる部分が大きく変化したことを明らかにし、制度の不平等がさらなる格差を生じさせた可能性を示唆している。

本稿の構成は次の通りである。第I節では先行研究について概観する。第II節では使用するデータについて説明し、教育水準の変遷を見る。第III節ではミンサー型賃金関数の推定および Heckman の2段階推定、またその結果を利用した Blinder-Oaxaca 分解による賃金格差の要因分解を行い、得られた結果に対して考察を行う。

I 先行研究

賃金格差を分析する先行研究で用いられている Blinder-Oaxaca 分解は、グループ間の賃金格差を、属性の差異に由来する部分 (属性格差) と属性の評価に由来する部分 (非属性格差) に分解する手法である (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973)。ワハカは、異なる属性の労働者が完全に代替可能である (同じ能力を持っている) にもかかわらず、労働市場において評価 (受け取る賃金) に差がある場合、その状態を「差別」であると定義している (Oaxaca, 1973)。インドにおけるヒンドゥー教徒とムスリムの宗教間賃金格差を検討した先行研究では、宗教間の教育レベルの差が所得の差の多くを説明している一方で、教育レベルの非属性格差は所得の差をあまり説明しないという結果が得られている (Bhaumik and Chakrabarty, 2009, 2010; Dsouza, Singh, and Ranjan, 2015)。この結果は、ジェンダーやカーストといった属性の違いが、それらの評価の違いを通じて賃金格差に繋がるとした研究の結果 (Duraismy and Duraismy, 2016; Borooah, 2005) とは対照的なものである³⁾。ただし、労働市場での経験年数や年齢が、宗教間の所得の差を説明するかどうかについては結論が分かれている (Bhaumik and Chakrabarty, 2010; Dsouza, Singh, and Ranjan, 2015)。

2006年に発表されたサチャル委員会 (Sachar Committee) の報告書はムスリムの「後進性」

を指摘したが、ムスリムが最初から後進的であったわけではなく、徐々に他の宗教コミュニティから取り残されたことを示している（Government of India, 2006; 近藤, 2009）。その背景には、議席、公務員としての就職あるいは高等教育機関への入学などに当たり低カーストに一定の枠を設ける留保制度（Reservation Policy）の恩恵を受けているかどうかがあると考えられる。憲法制定時、人口比に応じた留保枠を SCs および STs に対して設けることが定められ、その後、公開競争による直接採用の場合、SCs に対して 15%、STs に 7.5% の留保枠をそれぞれ割り当てることが定められた（Government of India, 1982）。

ムスリムの教育水準は、独立時には一般カーストのヒンドゥー教徒より低かったものの、SCs/STs よりは上だったという。しかしながら、この時期に実施された留保制度や奨学金などのアファーマティブ・アクションは、主に SCs/STs を対象として実施されるものであったため、SCs/STs の教育水準は改善した（Government of India, 2006; 近藤, 2009）。次節で示すように、本稿で使用するデータでも SCs/STs の教育水準が急激に改善していることが分かる。この改善に留保制度が影響しているならば、同じ能力であってもよりよい教育を受けられる傾向があるという点で、構造上の不平等があると解釈することができるだろう。

1990 年代以降は、一般カーストと SCs の中間に位置づけられる、その他後進諸階級（Other Backward Classes、以下、OBCs と略）に留保枠が拡大された。例えば OBCs に 27% の留保枠を設けることを提言したマンダル委員会（Mandal Commission）の提言採択や 2006 年中央教育機関（入学における留保）法（The Central Educational Institutions (Reservation in Admission) Act, 2006）の制定がそれに当たる（浅野, 2009）。OBCs にはムスリムも含まれるが、少数派である⁴⁾。

II データ

本節では、1983 年から 2018–19 年にかけて常用労働者の平均的な教育水準がどのように変化したのかを確認する。具体的には、NSS の「雇用失業調査（Employment and Unemployment Survey）」の 1983 年（第 38 次）、1987–88 年（第 43 次）、1993–94 年（第 50 次）、1999–2000 年（第 55 次）、2004–05 年（第 61 次）、2007–08 年（第 64 次）、2009–10 年（第 66 次）、2011–12 年（第 68 次）、PLFS の 2017–18 年調査と 2018–19 年調査の計 10 期間のデータを使用し、最終学歴の平均の推移を比較する。

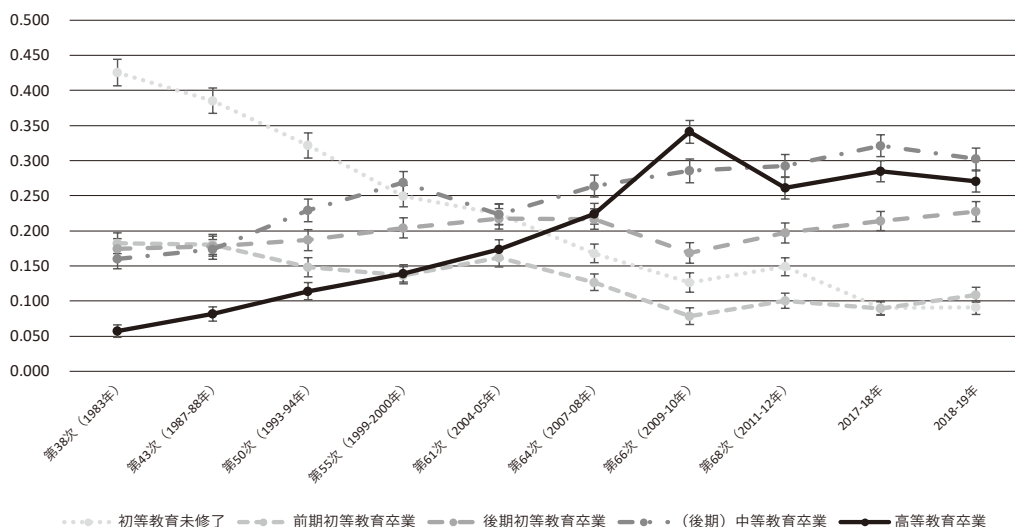
本稿の前半の分析では、都市の男性常用労働者にサンプルを限定し、さらに生産年齢人口（調査時点で 15 歳から 65 歳）のデータのみを使用する。常用労働者以外の自営業者（self-employment）や臨時労働者などは、その所得や賃金が常用労働者とは異なって決定される可能性が高いため、サンプルから除外した。ただし、2018–19 年時点での都市の男性の就業形態は、自営業者が 38.7%、常用労働者が 47.2%、臨時労働者が 14.2%（MoSPI, 2020）

であり、常用労働者は多数派ではあるものの、労働市場全体を代表しているわけではない。この点については、次節で部分的なサンプルセクションバイアスへの対処を試みる。

本稿で常用労働者に焦点を当てている理由は2つある。まず、NSSでは賃金労働者（常用労働者と臨時労働者）の賃金は質問しているものの、自営業者の所得を質問していないからである。仮にそれが質問されていたとしても、自営業者の労働所得を正確に計測することは難しい（Montenegro, 1998）。次に、賃金労働者のうち、常用労働者は臨時労働者と比較して、立場が安定していると考えられるからである。臨時労働者や自営業者と比較すると、常用労働者の平均的な教育レベルは高く、高賃金で、ある程度の雇用保証と社会保障給付を与えられている。その一方で臨時労働者は、インフォーマルな労働市場の一部と考えられ、一般的に低賃金で不安定な雇用契約を結び、社会保障給付がほとんどない経済活動に従事しており、前述の3つのカテゴリの中で、平均的に最も教育年数が短い。したがって、働き盛りの世代の男性にとっては常用労働者が最も望ましいカテゴリであるとされる（Dutta, 2005, 2006; Borooah, Dubey, and Iyer, 2007）。

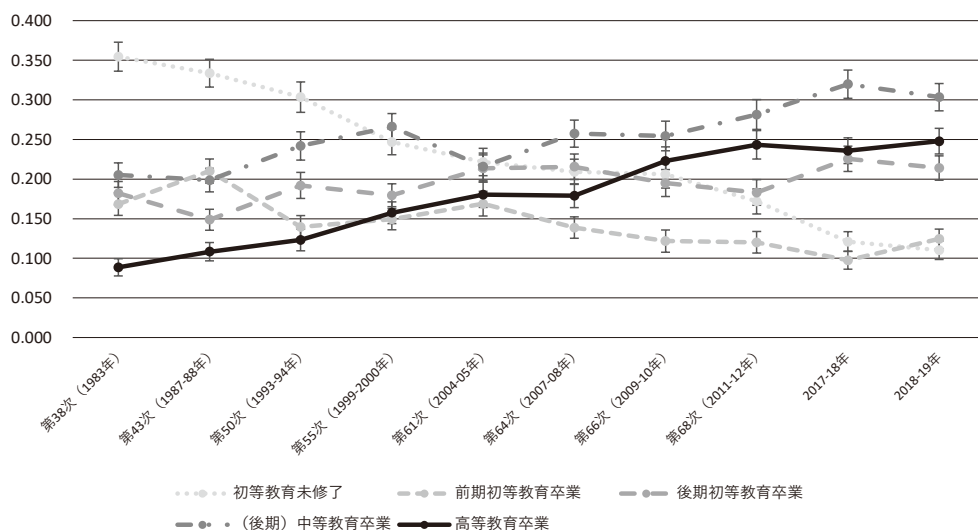
表1は、各調査時における、都市の男性常用労働者（15–65歳）の記述統計量である。内訳を見ると、SCs/STsの割合が1983年から2018–19年にかけて増加していることが分かる。図1および図2は、表1の中からヒンドゥー教徒のSCs/STsとムスリムの最終学歴の割合をそれぞれ示した図である。図1が示すように、STs/STsの場合は1983年には42.5%が初等教育を卒業していない層（以下、初等教育未修了）⁵⁾であって、高等教育卒業⁶⁾はわずか5.7%だった。2018–19年には大幅に教育状況が改善し、（後期）中等教育卒業⁷⁾が最も多い30.2%になった。高等教育卒業も27.0%に上昇、初等教育未修了は9.1%にまで減少してい

図1 都市の男性常用労働者（15–65歳）の最終学歴の割合（ヒンドゥー教徒のSCs/STs）



（注）教育レベルのカテゴリについては脚注5–7を参照。エラーバーは95%信頼区間を示す。
（出所）MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

図2 都市の男性常用労働者（15-65歳）の最終学歴の割合（ムスリム）



(注) 図1に同じ。
(出所) MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

る。一方、図2が示すように、ムスリムの場合には1983年には初等教育未修了が35.5%と多数派で、高等教育卒業はわずか8.9%であった。2018-19年には(後期)中等教育卒業が30.3%、高等教育卒業は24.8%、初等教育未修了は11.0%となった。ムスリムとSTs/SCsは、どちらも近年初等教育未修了の割合が急激に減少しているものの、ムスリムの教育水準の改善のスピードは相対的に遅れている。

III 実証分析

本章では、前節で説明したデータセットをもとに、まず常用労働者のサンプルを活用してミンサー型賃金関数の推定を行う。次に、臨時労働者のサンプルを併用して、個人が常用労働者になるかを考慮したHeckmanの2段階推定(以下、2段階推定)を行う⁸⁾。さらに2段階推定で得た逆ミルズ比を説明変数として加えたBlinder-Oaxaca分解によって、平均対数賃金の差を属性格差と非属性格差に分解する。

1. ミンサー型賃金関数の推定

本節ではミンサー型賃金関数の推定を行い(Mincer, 1974)、特に都市の男性常用労働者(15-65歳)の賃金と、教育レベルや宗教的属性の関係に着目する。

$$\ln(wage_i) = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

表1 記述統計量 (NSS, PLFS)

変数	第38次 (1983年)				第43次 (1987-88年)				第50次 (1993-94年)				第55次 (1999-2000年)				第61次 (2004-05年)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
標本数	22,433				23,438				22,270				23,182				19,911			
賃金 (対数値)	2.977	0.706	-2.303	7.075	3.467	0.831	-6.551	9.346	4.088	0.930	-3.150	7.670	4.849	0.817	0.357	9.581	4.966	0.870	1.099	9.816
教育水準																				
初等教育未修了	0.212	0.409	0	1	0.189	0.392	0	1	0.160	0.367	0	1	0.135	0.341	0	1	0.130	0.337	0	1
前期初等教育卒業	0.146	0.353	0	1	0.150	0.357	0	1	0.103	0.305	0	1	0.094	0.292	0	1	0.110	0.313	0	1
後期初等教育卒業	0.191	0.393	0	1	0.155	0.362	0	1	0.168	0.373	0	1	0.171	0.376	0	1	0.183	0.387	0	1
(後期) 中等教育卒業	0.278	0.448	0	1	0.289	0.453	0	1	0.311	0.463	0	1	0.336	0.472	0	1	0.266	0.442	0	1
高等教育卒業	0.172	0.377	0	1	0.217	0.412	0	1	0.258	0.438	0	1	0.264	0.441	0	1	0.311	0.463	0	1
労働市場での経験年数																				
経験年数	21.821	12.144	0	60	22.133	11.926	0	60	22.333	11.575	0	60	22.464	11.760	0	60	21.844	11.840	0	60
経験年数 (二乗)	623.632	635.993	0	3,600	632.075	623.009	0	3,600	632.728	595.844	0	3,600	642.930	605.979	0	3,600	617.333	593.928	0	3,600
婚姻状態																				
未婚	0.207	0.405	0	1	0.201	0.401	0	1	0.191	0.393	0	1	0.200	0.400	0	1	0.225	0.417	0	1
既婚	0.775	0.418	0	1	0.784	0.411	0	1	0.796	0.403	0	1	0.787	0.409	0	1	0.762	0.426	0	1
死別/離婚	0.018	0.135	0	1	0.015	0.120	0	1	0.012	0.110	0	1	0.013	0.112	0	1	0.013	0.112	0	1
社会集団																				
SC	0.106	0.308	0	1	0.098	0.297	0	1	0.095	0.294	0	1	0.117	0.321	0	1	0.140	0.347	0	1
ST	0.048	0.213	0	1	0.054	0.225	0	1	0.060	0.237	0	1	0.064	0.246	0	1	0.081	0.272	0	1
一般コースト/OBC	0.846	0.361	0	1	0.848	0.359	0	1	0.845	0.362	0	1	0.819	0.385	0	1	0.780	0.414	0	1
宗教																				
ヒンドゥー教徒	0.795	0.404	0	1	0.799	0.401	0	1	0.806	0.395	0	1	0.787	0.410	0	1	0.781	0.413	0	1
ムスリム	0.114	0.318	0	1	0.116	0.320	0	1	0.094	0.292	0	1	0.114	0.318	0	1	0.110	0.313	0	1
キリスト教徒	0.051	0.221	0	1	0.048	0.214	0	1	0.061	0.239	0	1	0.057	0.231	0	1	0.066	0.248	0	1
シク教徒	0.019	0.135	0	1	0.017	0.130	0	1	0.019	0.137	0	1	0.020	0.141	0	1	0.021	0.144	0	1
ジャイナ教徒	0.006	0.078	0	1	0.007	0.082	0	1	0.006	0.075	0	1	0.006	0.074	0	1	0.006	0.076	0	1
仏教徒	0.009	0.096	0	1	0.007	0.081	0	1	0.009	0.095	0	1	0.008	0.090	0	1	0.009	0.094	0	1
ゾロアスター教徒	0.001	0.028	0	1	0.001	0.033	0	1	0.001	0.027	0	1	0.001	0.023	0	1	0.000	0.019	0	1
その他宗教	0.005	0.070	0	1	0.005	0.070	0	1	0.004	0.063	0	1	0.008	0.089	0	1	0.006	0.078	0	1

変数	第64次 (2007-08年)				第66次 (2009-10年)				第68次 (2011-12年)				2017-18年				2018-19年			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
標本数	5,300	0.828	1.861	11.272	5,580	0.874	1.966	9.196	5,835	0.867	2.317	11.517	6,153	0.732	2.303	10.058	6,198	0.732	1.204	9.275
賃金 (対数値)	0.099	0.299	0	1	0.090	0.286	0	1	0.092	0.289	0	1	0.064	0.245	0	1	0.062	0.241	0	1
教育水準	0.089	0.285	0	1	0.078	0.268	0	1	0.077	0.266	0	1	0.069	0.253	0	1	0.073	0.260	0	1
前期初等教育卒業	0.170	0.376	0	1	0.149	0.357	0	1	0.151	0.358	0	1	0.185	0.389	0	1	0.186	0.389	0	1
後期初等教育卒業	0.285	0.451	0	1	0.299	0.458	0	1	0.293	0.455	0	1	0.313	0.464	0	1	0.304	0.460	0	1
(後期) 中等教育卒業	0.357	0.479	0	1	0.384	0.486	0	1	0.387	0.487	0	1	0.369	0.482	0	1	0.375	0.484	0	1
高等教育卒業	21.313	12.256	0	60	21.437	11.810	0	60	21.518	11.856	0	60	21.082	12.285	0	60	20.932	12.293	0	60
労働市場での経験年数	604.429	607.633	0	3,600	599.021	581.505	0	3,600	603.567	586.872	0	3,600	595.348	606.491	0	3,600	589.237	604.263	0	3,600
経験年数 (二乗)	0.247	0.431	0	1	0.213	0.410	0	1	0.207	0.405	0	1	0.245	0.430	0	1	0.252	0.434	0	1
婚姻状態	0.743	0.437	0	1	0.773	0.419	0	1	0.782	0.413	0	1	0.744	0.436	0	1	0.735	0.441	0	1
未婚	0.010	0.102	0	1	0.013	0.115	0	1	0.011	0.104	0	1	0.011	0.103	0	1	0.013	0.113	0	1
既婚	0.130	0.336	0	1	0.136	0.343	0	1	0.138	0.344	0	1	0.136	0.343	0	1	0.138	0.345	0	1
離婚	0.085	0.279	0	1	0.082	0.275	0	1	0.098	0.298	0	1	0.087	0.282	0	1	0.081	0.273	0	1
死別/離婚	0.785	0.411	0	1	0.781	0.413	0	1	0.764	0.425	0	1	0.776	0.417	0	1	0.781	0.414	0	1
社会集団	0.780	0.414	0	1	0.779	0.415	0	1	0.773	0.419	0	1	0.775	0.418	0	1	0.770	0.421	0	1
一般カースト/OBC	0.119	0.324	0	1	0.113	0.317	0	1	0.117	0.321	0	1	0.121	0.326	0	1	0.126	0.332	0	1
ヒンドゥー教徒	0.068	0.251	0	1	0.068	0.252	0	1	0.071	0.256	0	1	0.068	0.252	0	1	0.065	0.247	0	1
ムスリム	0.015	0.121	0	1	0.018	0.132	0	1	0.020	0.138	0	1	0.016	0.126	0	1	0.018	0.133	0	1
キリスト教徒	0.004	0.061	0	1	0.004	0.064	0	1	0.004	0.061	0	1	0.004	0.067	0	1	0.004	0.064	0	1
シク教徒	0.008	0.086	0	1	0.010	0.101	0	1	0.008	0.091	0	1	0.007	0.082	0	1	0.010	0.102	0	1
ジャイナ教徒	0.000	0.010	0	1	0.000	0.018	0	1	0.000	0.010	0	1	0.001	0.024	0	1	0.001	0.026	0	1
仏教徒	0.006	0.079	0	1	0.007	0.085	0	1	0.008	0.087	0	1	0.008	0.088	0	1	0.006	0.076	0	1
ゾロアスター教徒																				
その他宗教																				

(注) オバベ都市の男性常用労働者 (15-65歳) のデータである。第38次 (1983年)、第43次 (1987-88年)、第50次 (1993-94年)、第55次 (1999-2000年)、第61次 (2004-05年)、第64次 (2007-08年)、第66次 (2009-10年)、第68次 (2011-12年) はそれぞれNSSデータ。2017-18年および2018-19年はPLFSデータである。SCは指定カースト (Scheduled Caste)、STは指定部族 (Scheduled Tribe)、OBCはその他後進諸階級 (Other Backward Class) を指す。社会集団カテゴリーにおけるOBCのカテゴリーは、第55次 (1999-2000年) から新たに設けられたため、本稿ではOBCと一般カーストを合わせてレファレンスグループとしている。第38次 (1983年) と第43次 (1987-88年) の社会集団カテゴリーにはNeo-Buddhistのカテゴリーが存在し、本稿ではこれらをSCに含めている。産業ダミー、地域ダミー、職業ダミー、調査時期ダミーは、紙幅の都合により省略している。詳細については、著者より提供が可能である。

(出所) MoSPI (n.d.a) およびMoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

(1) 式において、 i は個人を表し、 $wage_i$ は常用労働者の賃金（日給）、 $\ln(wage_i)$ はその対数値、 X_i は定数項を含む個人属性と世帯属性を表す。個人属性は、最終学歴ダミー（レファレンスは初等教育未修了）、労働市場における潜在的な経験年数（以下、経験年数）、経験年数の2乗、婚姻状態ダミー（レファレンスは未婚）、産業ダミー（レファレンスは農業・狩猟）⁹⁾、職業ダミー（レファレンスは単純作業の従事者）¹⁰⁾を含む。世帯属性は、世帯主の宗教ダミー（レファレンスは全てのヒンドゥー教徒）、世帯の社会集団ダミー（SCダミーとSTダミー）、地域（State Region）ダミー、調査時期ダミー¹¹⁾を含む。 ε_i は誤差項である。

対数をとる前の賃金は日給を基準にしている。NSSでは曜日ごとの日給が質問されており、それは金納（Cash）と物納（Kind）を足し合わせた額となっている。PLFSでは、常用労働者の場合、月給が質問されている。つまり、質問票上はNSSとPLFSで賃金（収入）の基準が異なる。本稿では、PLFSで質問されている月給を30で割って日給に換算している。また、PLFSでは、常用労働者もしくは臨時労働者としてそれぞれ複数の収入がある場合、月給と日給の両方が質問されている。しかしながら、常用労働者のうち日給を受け取っている者はごくわずかであるので¹²⁾、本稿の推定ではそれらの情報を使用していない。

最終学歴ダミーの使用にあたっては、教育レベルと賃金の間に非線形関係を想定した。教育年数そのものではなく、最終学歴ダミーを用いている理由は、多くの調査において最終学歴のみが質問されており、ほとんどの場合は教育年数に関する質問がないからである。つまり、例えば個人が大学を途中で退学したとしても、大学での教育年数はカウントされず、（後期）中等教育卒業として記録される。したがって本稿の推定式は、「教育を追加的に1年増加させると賃金がどの程度上昇するのか」を測るような一般的なミンサー型賃金関数の推定式とは異なることに注意されたい。

労働市場における潜在的な経験年数は年齢－（教育年数+5）で表す¹³⁾。経験年数を計算するための教育年数は最終学歴をもとに、機械的に算出した。

表2は、ミンサー型賃金関数の推定結果である¹⁴⁾。地域ダミー、調査時期ダミー、産業ダミー、職業ダミーの結果は割愛しているが、全ての推定でこれらのダミーを加えた。ここでは、最終学歴ダミーとSCダミー、STダミー、ムスリムダミーの係数の推移を確認する。

まず、最終学歴ダミーの係数（教育の収益率）は、1983年から2018-19年まで安定して統計的に有意に正であった。これは、初等教育未修了の層と比較すると、学校を卒業している層の賃金は高く、また高学歴であるほど賃金が高いという非常に自然な結果である。しかしながら教育の収益率は徐々に小さくなっている。特筆すべきは、2000年代半ば以降の高等教育卒業の係数の減少である。このことはつまり、高等教育卒業者の教育の収益率が大幅に低下していることを示している。

なぜ高等教育卒業者の収益率が低下しているのかについては、本稿ではこれ以上の検証を行っておらず、はっきりしたことは言えない。しかしながら、図1および図2でも示したように、1990年代以降インドにおける高等教育卒業者は大幅に増加した。それまで希少

表2 ミンサー型賃金関数の推定結果 (全てのデータ)

変数	第38次 (1983年)	第43次 (1987-88年)	第50次 (1993-94年)	第55次 (1999-2000年)	第61次 (2004-05年)	第64次 (2007-08年)	第66次 (2009-10年)	第68次 (2011-12年)	2017-18年	2018-19年
	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
初等教育卒業	0.158*** (12.821)	0.158*** (11.045)	0.136*** (7.066)	0.142*** (9.191)	0.162*** (10.730)	0.133*** (8.046)	0.126*** (6.055)	0.112*** (5.663)	0.128*** (7.467)	0.102*** (6.059)
後期初等教育卒業	0.308*** (25.409)	0.307*** (19.898)	0.277*** (15.058)	0.304*** (21.290)	0.295*** (20.660)	0.255*** (17.275)	0.285*** (15.054)	0.245*** (13.752)	0.203*** (13.236)	0.210*** (13.537)
(後期) 中等教育卒業	0.641*** (47.064)	0.631*** (40.249)	0.581*** (37.417)	0.581*** (41.399)	0.549*** (30.403)	0.460*** (30.403)	0.534*** (28.195)	0.474*** (26.960)	0.363*** (23.518)	0.365*** (23.490)
高等教育卒業	1.021*** (60.075)	1.010*** (49.414)	0.910*** (35.707)	1.026*** (59.537)	1.033*** (57.332)	0.922*** (50.345)	0.968*** (43.588)	0.911*** (43.568)	0.749*** (42.060)	0.745*** (41.951)
経験年数	0.045*** (35.012)	0.044*** (28.856)	0.041*** (21.138)	0.046*** (31.949)	0.049*** (29.819)	0.037*** (24.879)	0.032*** (19.100)	0.032*** (20.237)	0.032*** (24.509)	0.032*** (25.027)
経験年数 (二乗)	-0.001*** (-23.894)	-0.001*** (-20.153)	-0.0005*** (-14.253)	-0.001*** (-19.980)	-0.001*** (-19.848)	-0.0004*** (-15.057)	-0.0003*** (-10.383)	-0.0003*** (-11.158)	-0.0004*** (-15.353)	-0.0004*** (-15.856)
既婚	0.102*** (9.162)	0.120*** (8.597)	0.146*** (8.542)	0.145*** (11.502)	0.154*** (11.292)	0.106*** (8.383)	0.135*** (9.336)	0.127*** (9.104)	0.127*** (11.755)	0.124*** (11.987)
死別+離婚	-0.083*** (-2.730)	0.001 (0.022)	0.065 (1.280)	0.007 (0.201)	0.046 (1.197)	-0.037 (-0.937)	0.031 (0.691)	-0.070 (-1.463)	-0.042 (-1.106)	-0.024 (-0.713)
SC	-0.053*** (-4.556)	-0.071*** (-5.059)	-0.067*** (-3.799)	-0.027*** (-2.256)	-0.071*** (-5.986)	-0.066*** (-5.617)	-0.045*** (-3.325)	-0.067*** (-5.214)	-0.033*** (-3.109)	-0.076*** (-6.857)
ST	-0.060*** (-3.139)	-0.002 (-0.079)	0.008 (0.316)	0.046** (2.388)	0.017 (0.865)	-0.009 (-0.469)	-0.013 (-0.534)	0.003 (0.141)	0.080*** (4.309)	0.045** (2.206)
ムスリム	-0.036*** (-3.041)	-0.052*** (-3.960)	-0.083*** (-4.563)	-0.057*** (-4.431)	-0.056*** (-4.107)	-0.066*** (-5.261)	-0.028* (-1.798)	-0.070*** (-4.842)	-0.043*** (-3.641)	-0.052*** (-4.434)
キリスト教徒	0.034** (2.017)	-0.031 (-1.126)	-0.027 (-0.855)	0.034 (1.598)	0.029 (1.182)	0.029 (1.317)	0.011 (0.472)	-0.026 (-0.988)	-0.050** (-2.418)	0.030 (1.401)
シク教徒	0.056** (2.342)	-0.002 (-0.066)	-0.111** (-2.189)	0.022 (0.825)	0.079*** (2.708)	0.009 (0.271)	0.011 (0.324)	0.033 (0.975)	0.023 (0.741)	-0.002 (-0.059)
ジャイナ教徒	0.098** (2.381)	0.077** (2.412)	0.042 (0.490)	0.190*** (4.205)	0.140** (2.563)	0.127** (2.181)	0.270*** (4.650)	0.160** (2.118)	0.144** (2.452)	-0.037 (-0.726)
仏教徒	0.028 (0.757)	-0.004 (-0.091)	-0.017 (-0.410)	0.058 (1.573)	-0.004 (-0.085)	0.037 (0.850)	-0.102** (-2.063)	0.091* (1.711)	-0.013 (-0.313)	0.035 (0.900)
ゾロアスター教徒	0.003 (0.024)	0.001 (0.009)	-0.096 (-0.315)	0.112 (0.929)	0.411*** (2.718)	0.775*** (3.030)	1.343*** (4.112)	0.799*** (7.305)	0.245*** (3.076)	0.299*** (2.640)
その他宗教	0.027 (0.420)	0.109* (1.668)	-0.137 (-1.295)	0.044 (0.944)	0.077 (1.515)	0.026 (0.445)	0.078 (1.155)	0.049 (0.780)	0.076** (2.222)	0.010 (0.193)
定数項	1.320*** (33.604)	1.631*** (36.001)	2.323*** (39.380)	2.892*** (38.540)	3.323*** (55.046)	3.739*** (58.784)	4.072*** (62.067)	4.258*** (65.545)	4.824*** (76.347)	5.021*** (76.347)
地域ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
調査時期ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
職業ダミー	22.433	23.438	22.270	23.182	19.911	20.843	18.247	18.652	21.670	21.505
決定係数	0.538	0.464	0.350	0.566	0.619	0.592	0.553	0.561	0.523	0.533

(注) () 内はロバストt統計量 (Robust t-statistics)。都市の男性常用労働者 (15-65歳) のデータを使用。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
(出所) MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

だった高等教育卒業者の供給が増加したことで、相対的に収益率が低下した可能性が考えられる。

次に、SC ダミーの係数の推移を確認する。1983 年から 2018–19 年にかけて、SC ダミーは安定して有意に負であり、SCs の平均賃金は、恒常的に低い状態であることが示されている。一方で、ST ダミーの係数および有意水準は全く安定していない。これらは、労働市場において SCs と STs は異なる立場にあることを示唆する結果である。雇用されている STs の数は少ないが、より多くの留保制度の恩恵を受けている可能性がある (Das, 2023)。

なお、調査世帯が OBCs かどうかの情報が NSS で利用可能なのは 1999–2000 年分からであるので、これからの分析では SCs と STs と、ヒンドゥー教徒の一般カーストと OBCs を、それぞれまとめて扱うこととする。

最後に、ムスリムダミーの係数の推移を確認する。1983 年から 2018–19 年にかけて、2009–10 年を除き、ムスリムダミーは安定して有意に負であった。ムスリムの平均賃金も恒常的に低い状態であることが分かる。

2. Heckman の 2 段階推定

前項の分析では個人が常用労働者になれるかどうかを一切考慮しておらず、サンプルセレクションバイアスが発生している可能性がある¹⁵⁾。ここでは、「個人は常用労働者として働くか、臨時労働者として働くかを選択する」という構造があると仮定する。ただし、本稿で使用しているデータには、除外制約 (exclusion restriction) を満たす変数としてよく利用されている、個人や世帯の非労働所得を表す適切な指標がない。

本項では、臨時労働者のサンプルも活用して、「都市の男性賃金労働者が常用労働者になるか、あるいは臨時労働者になるかの選択には、その世帯の子どもや高齢者の割合が影響する」という仮定のもとで Heckman の 2 段階推定 (Heckman, 1979) を行う。ここで自営業者をサンプルから除外する理由は、常用労働市場への参加の決定要因や留保賃金が、自営業者と臨時労働者とは異なると考えられるからである¹⁶⁾。

$$\begin{aligned} \ln(wage_i^*) &= X_i' \beta + \varepsilon_i \\ wage_i &= wage_i^* \quad \text{if } V_i' \gamma + u_i > 0 \Leftrightarrow d_i = 1 \\ wage_i &= 0 \quad \text{if } V_i' \gamma + u_i \leq 0 \Leftrightarrow d_i = 0 \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $wage_i$ は実際に観測される賃金、 $wage_i^*$ は観測されない賃金を含めた潜在的賃金である。(2) 式の通り、本稿の 2 段階推定では、個人 i が常用労働者でない場合 (つまり、個人 i が臨時労働者の場合) は $wage_i$ を 0 とする。 $X_i' \beta + \varepsilon_i$ は結果方程式 (outcome equation) で、 X_i はミンスー型賃金関数の推定と同様、個人属性と世帯属性を表す。 $V_i' \gamma + u_i$ は選択方程式 (selection equation)、 d_i は個人が常用労働者であれば 1 となるダミー変数である。 u_i および ε_i は誤差項であり、 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $u_i \sim N(0, 1)$, $cov(\varepsilon_i, u_i) = \sigma_{eu}$ とする。

V_i には、 X_i と同様の変数とともに、個人が常用労働者になるかどうかに影響する外生変数として、従属者割合（dependency ratio）を追加する。これは、世帯の15歳未満の子どもの数と66歳以上の高齢者の数を足し合わせ、それを15歳から65歳の生産年齢人口で割った指標として定義する。本稿では、従属者割合を「個人が常用労働者として働くか臨時労働者として働くかに影響を与えるが、賃金には影響を与えない変数」とであると想定する。ここでは、「世帯で子どもや高齢者をどの程度抱えているかどうか、就労形態の選択に影響を与える」と仮定する。一般的に、非労働所得が高いほど留保賃金が高いため、男女を問わずフルタイムの常用労働者である可能性は低い。男性が家計の主な稼ぎ手であり、女性が育児の責任を負う傾向が強ければ、子どもの数は男性のフルタイム労働参加と正の相関を示す可能性が高い（Murakami and Nomura, 2023）。しかしながら、インドの社会では親を老人ホームに預けたり、専門家に介護を依頼したりすることは好まれない。また政府が支援する社会保障制度が手厚くないことから、親は子に大きく依存する傾向があり、介護は息子やその配偶者の役割であるとされる（Kadoya and Khan, 2016, 2017）。したがって、インドの場合は男性のデータであっても従属者割合の係数は負になると想定される。

このとき、 $d_i=1$ と X_i, V_i を所与とした $\ln(wage_i)$ の条件付き期待値は(3)式ようになる。 λ は逆ミルズ比、 $\phi(V_i'\gamma)$ は密度関数、 $\Phi(V_i'\gamma)$ は分布関数である。一般的に、教育を受けた人のほうが常用労働者になりやすいと考えられるので、 λ の係数 σ_{eu} が正（負）の値であれば、ミンサー型賃金関数の推定による教育の収益率は2段階推定より過少（過大）に推定されていることになる。

$$\begin{aligned} E[\ln(wage_i) | d_i=1, X_i, V_i] \\ &= X_i'\beta + \sigma_{eu} \frac{\phi(V_i'\gamma)}{\Phi(V_i'\gamma)} \\ &= X_i'\beta + \sigma_{eu}\lambda \end{aligned} \quad (3)$$

表3は、(3)式による2段階推定の結果である。最終学歴ダミーが示す係数の正負や有意水準は、表2の結果とほとんど変わらなかった。また、従属者割合の係数はいくつかの年度で非有意であるものの、予想通りに負であった。

ムスリムダミーの符号は、ほとんどの年で第1段階と第2段階のどちらも負で有意になった。つまり、常用労働者になれるかどうかという点でムスリムはヒンドゥー教徒より劣位にあり、さらにそのバイアスを除いた推定を行っても、やはりムスリムはヒンドゥー教徒より対数賃金が有意に低い。

SCダミーの符号は第1段階では安定して有意に負、第2段階でもほとんどの年度において有意に負となっており、ムスリムと同様、SCsにも就職格差と賃金格差の双方が存在することが示唆された。その一方で、STダミーの第1段階は2017–18年以降非有意であり、さらに第2段階の符号は有意に正であった。このSCsとSTsの違いは、表2の結果と共通している。

表3 Heckmanの2段階推定の結果(全てのデータ)

	第38次(1983年)		第43次(1987-88年)		第50次(1993-94年)		第55次(1999-2000年)		第61次(2004-05年)	
変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
初等教育卒業	対数賃金 0.104*** (0.013)	選択変数 0.373*** (0.029)	対数賃金 0.102*** (0.016)	選択変数 0.372*** (0.029)	対数賃金 0.085*** (0.022)	選択変数 0.316*** (0.031)	対数賃金 0.113*** (0.016)	選択変数 0.323*** (0.032)	対数賃金 0.138*** (0.017)	選択変数 0.324*** (0.033)
後期初等教育卒業	0.218*** (0.014)	0.662*** (0.033)	0.227*** (0.018)	0.589*** (0.033)	0.194*** (0.023)	0.554*** (0.031)	0.260*** (0.016)	0.537*** (0.031)	0.255*** (0.017)	0.574*** (0.034)
(後期)中等教育卒業	0.523*** (0.016)	1.028*** (0.042)	0.516*** (0.020)	0.985*** (0.040)	0.415*** (0.025)	0.877*** (0.034)	0.514*** (0.017)	0.933*** (0.033)	0.492*** (0.018)	0.887*** (0.038)
高等教育卒業	0.888*** (0.020)	1.339*** (0.068)	0.887*** (0.023)	1.149*** (0.060)	0.770*** (0.031)	1.168*** (0.052)	0.949*** (0.021)	1.273*** (0.050)	0.963*** (0.022)	1.361*** (0.054)
経験年数	0.042*** (0.001)	0.054*** (0.004)	0.042*** (0.002)	0.043*** (0.004)	0.038*** (0.002)	0.046*** (0.004)	0.045*** (0.001)	0.041*** (0.004)	0.048*** (0.001)	0.027*** (0.004)
経験年数(二乗)	-0.001*** (2.16e-05)	-0.001*** (6.28e-05)	-0.001*** (2.67e-05)	-0.0005*** (6.19e-05)	-0.0005*** (3.57e-05)	-0.001*** (6.19e-05)	-0.001*** (2.43e-05)	-0.0004*** (5.97e-05)	-0.001*** (2.61e-05)	-0.0002*** (6.61e-05)
既婚	0.084*** (0.011)	0.046 (0.011)	0.116*** (0.013)	-0.051 (0.032)	0.128*** (0.018)	0.065** (0.032)	0.138*** (0.012)	0.046 (0.031)	0.149*** (0.013)	0.017 (0.036)
死別+離婚	-0.096*** (0.027)	0.010 (0.072)	0.006 (0.037)	-0.107 (0.080)	0.067 (0.050)	-0.098 (0.086)	0.009 (0.034)	-0.162** (0.081)	0.048 (0.037)	-0.059 (0.092)
SC	-0.029*** (0.012)	-0.197*** (0.030)	-0.040*** (0.015)	-0.298*** (0.030)	-0.037* (0.019)	-0.253*** (0.030)	-0.011 (0.012)	-0.322*** (0.028)	-0.062*** (0.012)	-0.213*** (0.030)
ST	-0.037* (0.020)	-0.206*** (0.054)	0.018 (0.022)	-0.215*** (0.050)	0.030 (0.031)	-0.228*** (0.055)	0.061*** (0.020)	-0.273*** (0.049)	0.024 (0.021)	-0.167*** (0.056)
ムスリム	-0.008 (0.012)	-0.197*** (0.031)	-0.036** (0.014)	-0.112*** (0.031)	-0.059*** (0.019)	-0.160*** (0.030)	-0.043*** (0.013)	-0.203*** (0.029)	-0.048*** (0.014)	-0.117*** (0.033)
キリスト教徒	0.022 (0.019)	0.121** (0.061)	-0.042* (0.024)	0.102* (0.059)	-0.047 (0.029)	0.184*** (0.057)	0.027 (0.021)	0.128*** (0.060)	0.020 (0.023)	0.176*** (0.065)
シク教徒	0.065** (0.027)	-0.006 (0.098)	0.0004 (0.035)	0.039 (0.098)	-0.115*** (0.042)	0.117 (0.096)	0.032 (0.028)	-0.073 (0.091)	0.080*** (0.031)	0.158 (0.111)
ジャイナ教徒	0.092** (0.044)	0.070 (0.163)	0.058 (0.051)	0.341* (0.198)	0.058 (0.070)	-0.126 (0.176)	0.181*** (0.049)	0.271 (0.197)	0.121** (0.051)	0.556** (0.259)
仏教徒	0.021 (0.037)	-0.017 (0.110)	0.001 (0.053)	-0.040 (0.120)	-0.003 (0.057)	-0.216** (0.109)	0.058 (0.043)	0.042 (0.115)	-0.004 (0.125)	0.048 (0.125)
ゾロアスター教徒	-0.015 (0.121)	0.072 (0.489)	-0.004 (0.125)	0.580 (0.705)	-0.090 (0.195)	5.546 ($\cdot$)	0.128 (0.159)	-0.163 (0.761)	0.400* (0.207)	5.648 ($\cdot$)
その他宗教	0.048 (0.048)	-0.144 (0.128)	0.090 (0.132)	0.159 (0.132)	-0.132 (0.083)	-0.107 (0.149)	0.033 (0.043)	0.240** (0.121)	0.072 (0.053)	0.089 (0.162)
徒属者割合		-0.212*** (0.048)		-0.195*** (0.049)		-0.268*** (0.048)		-0.294*** (0.049)		-0.202*** (0.055)
逆ミルズ比	-0.383*** (0.030)		-0.378*** (0.038)		-0.379*** (0.051)		-0.195*** (0.031)		-0.179*** (0.032)	
定数項	1.901*** (0.058)	-1.928*** (0.084)	2.202*** (0.076)	-1.972*** (0.085)	2.961*** (0.104)	-2.190*** (0.082)	3.080*** (0.055)	-1.563*** (0.079)	3.503*** (0.059)	-0.539*** (0.162)
地域ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
調査時期ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	22,433	29,433	23,438	30,618	22,270	30,546	23,182	32,268	19,911	28,104

変数	第64次 (2007-08年)			第66次 (2009-10年)			第68次 (2011-12年)			2017-18年			2018-19年		
	(11) 対数賃金	(12) 選択変数	(13) 対数賃金	(14) 選択変数	(15) 対数賃金	(16) 選択変数	(17) 対数賃金	(18) 選択変数	(19) 対数賃金	(20) 選択変数					
初等教育卒業	0.125*** (0.018)	0.173*** (0.037)	0.123*** (0.022)	0.256*** (0.040)	0.115*** (0.021)	0.162*** (0.042)	0.135*** (0.019)	0.170*** (0.046)	0.115*** (0.019)	0.239*** (0.048)					
	0.240*** (0.017)	0.474*** (0.037)	0.282*** (0.021)	0.410*** (0.038)	0.251*** (0.020)	0.375*** (0.041)	0.216*** (0.017)	0.356*** (0.043)	0.230*** (0.017)	0.396*** (0.044)					
	0.435*** (0.018)	0.702*** (0.040)	0.529*** (0.021)	0.701*** (0.041)	0.483*** (0.020)	0.687*** (0.043)	0.382*** (0.017)	0.623*** (0.045)	0.392*** (0.017)	0.608*** (0.047)					
中等教育卒業	0.890*** (0.021)	1.184*** (0.058)	0.961*** (0.024)	1.298*** (0.059)	0.923*** (0.023)	1.305*** (0.064)	0.774*** (0.020)	1.322*** (0.064)	0.780*** (0.020)	1.321*** (0.068)					
高等教育卒業	0.037*** (0.001)	0.028*** (0.004)	0.033*** (0.002)	0.026*** (0.004)	0.033*** (0.002)	0.028*** (0.005)	0.032*** (0.001)	0.008* (0.005)	0.032*** (0.001)	0.009* (0.005)					
経験年数	-0.0004*** (2.48e-05)	-0.0003*** (6.97e-05)	-0.0003*** (3.00e-05)	-0.0003*** (7.15e-05)	-0.0003*** (2.90e-05)	-0.0003*** (7.56e-05)	-0.0004*** (2.33e-05)	-0.0001 (7.65e-05)	-0.0004*** (2.33e-05)	-0.0001* (7.92e-05)					
既婚	0.106*** (0.012)	0.14 (0.037)	0.135*** (0.014)	0.047 (0.039)	0.130*** (0.014)	0.027 (0.041)	0.126*** (0.011)	-0.014 (0.042)	0.126*** (0.011)	0.103** (0.043)					
死別+離婚	-0.031 (0.038)	-0.198* (0.103)	0.028 (0.040)	-0.029 (0.099)	-0.073* (0.043)	-0.282*** (0.103)	-0.042 (0.115)	-0.017 (0.035)	-0.023 (0.032)	0.121 (0.108)					
SC	-0.064*** (0.012)	-0.119*** (0.032)	-0.043*** (0.014)	-0.175*** (0.032)	-0.068*** (0.013)	-0.150*** (0.034)	-0.035*** (0.011)	-0.149*** (0.035)	-0.079*** (0.011)	-0.205*** (0.037)					
IST	-0.004 (0.020)	-0.217*** (0.059)	-0.012 (0.024)	-0.204*** (0.060)	0.002 (0.022)	-0.165** (0.065)	0.078*** (0.018)	-0.060 (0.068)	0.046** (0.019)	0.034 (0.074)					
ムスリム	-0.062*** (0.013)	-0.093*** (0.034)	-0.026 (0.016)	-0.159*** (0.036)	-0.073*** (0.015)	-0.171*** (0.038)	-0.049*** (0.012)	-0.255*** (0.037)	-0.064*** (0.012)	-0.370*** (0.037)					
キリスト教徒	0.028 (0.023)	0.038 (0.071)	0.012 (0.026)	-0.058 (0.069)	-0.025 (0.026)	0.015 (0.077)	-0.047*** (0.021)	0.102 (0.076)	0.031 (0.021)	-0.022 (0.081)					
シク教徒	0.011 (0.034)	-0.051 (0.123)	0.015 (0.037)	-0.212* (0.108)	0.033 (0.034)	0.159 (0.122)	0.020 (0.031)	-0.076 (0.117)	-0.005 (0.029)	-0.104 (0.123)					
ジャイナ教徒	0.125*** (0.061)	0.115 (0.271)	0.266*** (0.068)	0.334 (0.254)	0.162** (0.070)	0.660* (0.345)	0.137*** (0.052)	-0.422* (0.237)	-0.043 (0.054)	-0.299 (0.333)					
仏教徒	0.044 (0.045)	-0.307*** (0.134)	-0.103*** (0.046)	0.167 (0.125)	0.091* (0.049)	-0.062 (0.155)	-0.015 (0.045)	-0.002 (0.156)	0.041 (0.039)	0.438*** (0.155)					
ゾロアスター教徒	0.783** (0.379)	4.195 ()	1.344*** (0.240)	5.363 ()	0.800* (0.413)	4.494 ()	0.248* (0.142)	6.078 ()	0.295*** (0.130)	-0.195 (0.619)					
その他宗教	0.028 (0.055)	-0.109 (0.180)	0.079 (0.057)	-0.263** (0.122)	0.052 (0.059)	0.363* (0.205)	0.075* (0.040)	0.014 (0.158)	0.015 (0.047)	0.295 (0.195)					
従属者割合		-0.308*** (0.060)		-0.403*** (0.061)		-0.223*** (0.065)		-0.117* (0.069)		-0.182** (0.072)					
逆ミルズ比	-0.104*** (0.034)		-0.021 (0.031)		0.037 (0.031)		0.097*** (0.026)		0.138*** (0.025)						
定数項	3.887*** (0.081)	-1.235*** (0.198)	3.938*** (0.061)	-0.830*** (0.128)	4.210*** (0.080)	-0.883*** (0.165)	4.700*** (0.075)	-1.108*** (0.185)	4.864*** (0.075)	-0.887*** (0.205)					
地域ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES					
調査時期ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES					
産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES					
職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES					
標本数	20,843	28,312	18,247	26,462	18,652	25,655	21,670	27,880	21,505	27,244					

(注) () 内は標準誤差。都市の男性常用労働者および臨時労働者 (15-65 歳) のデータを使用。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
(出所) MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

逆ミルズ比 λ の係数 $\sigma_{\varepsilon u}$ は、結果方程式の誤差項 ε_i と、選択方程式の誤差項 u_i の共分散である。こうした誤差項には、個人の能力などの観察できない要因が含まれていると考えられ、この係数が正であることは、能力の高い個人ほど常用労働者になることを示唆する。本稿の結果では、2007–08年までは係数が統計的に有意に負であり、2017–18年からは有意に正である。これは、労働市場で何らかの構造的変化があったこと、具体的には常用労働者の評価が能力ベースで決定されるように変化したことを示唆する結果である¹⁷⁾。これには、近年の国営企業の民営化戦略（Kim and Panchanatham, 2019）が影響している可能性もある。

以上が、都市の男性賃金労働者全体のデータを使用した2段階推定の結果である。ここからは、次項で行うBlinder-Oaxaca分解で利用する逆ミルズ比を計算するために、データセットをヒンドゥー教徒のSCs/STsとムスリムに限定する¹⁸⁾。

表4は、ヒンドゥー教徒のSCs/STsとムスリムのデータでそれぞれ行った2段階推定の結果である。

3. Blinder-Oaxaca 分解

前項の2段階推定で得られた逆ミルズ比をBlinder-Oaxaca分解の説明変数として加えれば、就職格差（サンプルセレクションバイアス）を考慮した分解を行うことができる（Neuman and Oaxaca, 2004）。本稿では、2つのグループ（SCs/STsおよびムスリム）の賃金関数の推定値を加重平均したものを「差別がない場合の賃金の推定値」として用いる（Cotton, 1988; Neumark, 1988; Jann, 2008）。

$$\begin{aligned} & \overline{\ln(wage_i)^H} - \overline{\ln(wage_i)^I} \\ &= \bar{X}_i^{H'} \hat{\beta}_H - \bar{X}_i^{I'} \hat{\beta}_I \\ &= (\bar{X}_i^{H'} - \bar{X}_i^{I'}) \hat{\beta}^* + \bar{X}_i^{H'} (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_i^{I'} (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_I) \quad (4) \end{aligned}$$

(4) 式において、 $\overline{\ln(wage_i)^H}$ はSCs/STsの平均対数賃金であり、 $\overline{\ln(wage_i)^I}$ はムスリムの平均対数賃金である。最小二乗法（OLS）の性質より、SCs/STsの平均賃金の式は $\overline{\ln(wage_i)^H} = \bar{X}_i^{H'} \hat{\beta}_H$ と表すことができる。ムスリムの平均賃金も同様である。また、 $(\bar{X}_i^{H'} - \bar{X}_i^{I'}) \hat{\beta}^*$ は属性格差、 $\bar{X}_i^{H'} (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_i^{I'} (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_I)$ は非属性格差である。

$$\begin{aligned} W &= \frac{n_H}{n_H + n_I} \\ \hat{\beta}^* &= W \hat{\beta}_H + (1-W) \hat{\beta}_I \quad (5) \end{aligned}$$

ここで、 n_H はSCs/STsのサンプルサイズ、 n_I はムスリムのサンプルサイズであり、それぞれのサンプルサイズの割合（ W および $1-W$ ）でウェイト付けされたパラメータが $\hat{\beta}^*$ である。(4) 式に (5) 式を代入すると、グループ間の平均対数賃金の差は以下のように変形

できる (Oaxaca and Ransom, 1994)。

$$\begin{aligned} & \ln(\overline{wage_i^H}) - \ln(\overline{wage_i^I}) \\ &= (\bar{X}_i^{H'} - \bar{X}_i^{I'}) [W\hat{\beta}_H + (1-W)\hat{\beta}_I] + [(1-W)\bar{X}_i^{H'} + W\bar{X}_i^{I'}] (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_I) \quad (6) \end{aligned}$$

(6) 式による Blinder-Oaxaca 分解の結果は表 5 に示した。各年度の平均対数賃金を見ると、非有意ながら 1983 年のみわずかにムスリムのほうが高い。1987-88 年では差は小さいものの有意に SCs/STs のほうが高く、それ以降は安定して有意に SCs/STs の平均対数賃金が高いという推移が見て取れる。両年度での最終学歴ダミーを見ると、高等教育卒業ダミーおよび（後期）中等教育卒業ダミーが属性格差と非属性格差の双方で有意に負となった。その後は 2004-05 年まで教育レベルの属性格差の多くは非有意であったが、2007-08 年からは、有意水準にばらつきがあるものの、高等教育卒業ダミーの属性格差は正となった。教育レベルの属性格差が有意に正ということは、SCs/STs の平均対数賃金はムスリムより有意に高く、その差は教育レベルの差で説明できるということである。一方で、教育レベルの非属性格差は部分的に有意になっているものの、係数の正負の向きや有意水準は調査年度によってまちまちである。例えば、2018-19 年は教育レベルの非属性格差が有意に正になっている。これは、同じ水準の教育を受けていても、SCs/STs よりムスリムの賃金が低いことを意味している。しかしながら、教育レベルの評価の差は、少なくとも本稿の推定においては、あまり賃金格差を説明しない。

表 5 は、賃金格差における属性格差および非属性格差のうち、それぞれの説明変数で説明可能な部分がどのくらいかということを示したものであるため、結果を直観的に解釈することは難しい。したがって、表 5 の結果の係数のうち教育レベルと経験年数をそれぞれグループ化し、それを賃金差全体で割ることで、各変数グループがどの程度賃金格差を説明しているかを示す図 3 を作成した¹⁹⁾。本稿では、これらを「格差の寄与度」と呼称している。具体的には、「教育レベル（属性格差）」は表 5 の最終学歴ダミー（前期初等教育卒業、後期初等教育卒業、（後期）中等教育卒業、高等教育卒業）の属性格差の係数をグループ化したものを賃金差全体で割った結果、「経験年数（属性格差）」は、表 5 の経験年数および経験年数（2 乗）の係数をグループ化したものを賃金差全体で割った結果である。「教育レベル（非属性格差）」および「経験年数（非属性格差）」についても同様の計算を行っている。ここでは、寄与度が正の値をとった場合、その変数グループが SCs/STs の賃金を高めていることを意味する。なお、外れ値のため図 3 からは 1983 年データを削除している²⁰⁾。

図 3 は、当初負であった教育レベルの属性格差の寄与度が、2000 年代半ば以降正に転じたことを示している。上述したように、SCs/STs とムスリム間の平均賃金そのものは早い段階で SCs/STs のほうが有意に高くなったが、教育レベルの属性格差だけを見ると徐々に SCs/STs の賃金を低める方向から高める方向に推移していった。つまり、格差の逆転現象が起きたのである。

表 4 Heckman の 2 段階推定の結果 (ヒンドゥー教徒の SCs/STs とムスリム)

	第 38 次 (1983 年)				第 43 次 (1987-88 年)				第 50 次 (1993-94 年)				第 55 次 (1999-2000 年)				第 61 次 (2004-05 年)			
	SCs/STs		ムスリム		SCs/STs		ムスリム		SCs/STs		ムスリム		SCs/STs		ムスリム		SCs/STs		ムスリム	
変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
対数賃金	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数	対数賃金	選択変数
初等教育卒業	0.150*** (0.032)	0.510*** (0.075)	0.174*** (0.032)	0.273*** (0.075)	0.074** (0.034)	0.350*** (0.072)	0.161*** (0.033)	0.532*** (0.075)	0.123*** (0.047)	0.296*** (0.076)	0.107* (0.060)	0.418*** (0.081)	0.087** (0.036)	0.298*** (0.075)	0.153*** (0.038)	0.404*** (0.073)	0.173*** (0.032)	0.286*** (0.074)	0.083** (0.040)	0.471*** (0.082)
後期初等教育 卒業	0.242*** (0.035)	0.597*** (0.089)	0.338*** (0.036)	0.636*** (0.089)	0.215*** (0.039)	0.539*** (0.084)	0.406*** (0.037)	0.393*** (0.091)	0.265*** (0.051)	0.632*** (0.084)	0.172** (0.067)	0.667*** (0.085)	0.245*** (0.036)	0.591*** (0.078)	0.363*** (0.038)	0.450*** (0.077)	0.335*** (0.033)	0.565*** (0.077)	0.222*** (0.040)	0.519*** (0.089)
(後期) 中等教育卒業	0.507*** (0.047)	1.161*** (0.131)	0.627*** (0.044)	1.192*** (0.136)	0.445*** (0.049)	1.034*** (0.123)	0.733*** (0.043)	0.872*** (0.122)	0.401*** (0.057)	0.861*** (0.102)	0.453*** (0.072)	0.809*** (0.100)	0.476*** (0.040)	0.948*** (0.092)	0.608*** (0.045)	0.838*** (0.088)	0.573*** (0.036)	0.681*** (0.094)	0.443*** (0.047)	0.857*** (0.111)
高等教育卒業	0.805*** (0.067)	1.303*** (0.270)	1.046*** (0.058)	1.419*** (0.279)	0.820*** (0.067)	1.328*** (0.256)	1.074*** (0.059)	1.119*** (0.238)	0.891*** (0.079)	1.250*** (0.186)	0.775*** (0.097)	0.930*** (0.183)	0.928*** (0.054)	1.792*** (0.184)	1.028*** (0.057)	1.024*** (0.147)	1.034*** (0.046)	1.286*** (0.150)	0.958*** (0.060)	1.184*** (0.184)
経験年数	0.035*** (0.004)	0.075*** (0.011)	0.048*** (0.004)	0.045*** (0.011)	0.040*** (0.004)	0.045*** (0.010)	0.041*** (0.004)	0.053*** (0.011)	0.043*** (0.006)	0.066*** (0.010)	0.041*** (0.007)	0.058*** (0.011)	0.053*** (0.004)	0.036*** (0.010)	0.049*** (0.004)	0.046*** (0.010)	0.056*** (0.004)	0.029*** (0.009)	0.049*** (0.004)	0.016 (0.012)
経験年数 (二乗)	-0.0004*** (6.56e-05)	-0.001*** (5.93e-05)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0002)	-0.0005*** (6.97e-05)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0005*** (6.66e-05)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (9.47e-05)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (6.53e-05)	-0.0003* (0.0002)	-0.001*** (7.12e-05)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (6.02e-05)	-0.0003* (0.0001)	-0.001*** (7.32e-05)	-0.0003 (0.0002)
既婚	0.175*** (0.035)	0.057 (0.083)	0.051 (0.031)	-0.050 (0.085)	0.162*** (0.038)	-0.104 (0.083)	0.136*** (0.033)	-0.274*** (0.086)	0.255*** (0.050)	-0.053 (0.089)	0.115** (0.054)	0.031 (0.089)	0.126*** (0.036)	0.071 (0.083)	0.087** (0.036)	0.088 (0.081)	0.091*** (0.032)	0.011 (0.085)	0.171*** (0.038)	0.104 (0.098)
死別+離婚	-0.006 (0.066)	-0.011 (0.158)	-0.119 (0.076)	-0.251 (0.187)	0.129 (0.085)	-0.227 (0.184)	-0.049 (0.093)	-0.378* (0.227)	0.002 (0.123)	-0.347* (0.192)	0.121 (0.174)	-0.106 (0.245)	-0.098 (0.077)	0.201 (0.181)	0.042 (0.112)	0.059 (0.259)	-0.027 (0.078)	-0.162 (0.193)	-0.028 (0.113)	0.059 (0.292)
従属者割合	-0.035 (0.120)	-0.035 (0.120)	-0.324** (0.128)	-0.324** (0.128)	0.136 (0.119)	0.136 (0.119)	-0.236*** (0.069)	-0.332** (0.129)	-0.467*** (0.126)	-0.225* (0.121)	-0.280* (0.144)	-0.467*** (0.126)	-0.283*** (0.060)	-0.286** (0.121)	-0.051 (0.085)	-0.253** (0.121)	-0.032 (0.061)	-0.282** (0.128)	-0.384*** (0.144)	-0.209*** (0.076)
逆ミズ比	-0.253*** (0.076)	-0.207*** (0.068)	-0.207*** (0.068)	-0.349*** (0.083)	-0.349*** (0.083)	-0.349*** (0.083)	-0.236*** (0.069)	-0.332** (0.129)	-0.467*** (0.126)	-0.225* (0.121)	-0.280* (0.144)	-0.467*** (0.126)	-0.283*** (0.060)	-0.286** (0.121)	-0.051 (0.085)	-0.253** (0.121)	-0.032 (0.061)	-0.282** (0.128)	-0.384*** (0.144)	-0.209*** (0.076)
定数項	1.708*** (0.184)	-2.846*** (0.248)	1.475*** (0.147)	-1.641*** (0.265)	1.924*** (0.186)	-2.210*** (0.244)	1.876*** (0.163)	-2.072*** (0.265)	2.273*** (0.280)	-2.788*** (0.247)	3.006*** (0.334)	-2.596*** (0.241)	3.270*** (0.156)	-2.526*** (0.219)	2.813*** (0.170)	-1.563*** (0.261)	2.949*** (0.124)	-0.987*** (0.308)	3.580*** (0.178)	-0.957* (0.514)
地域ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
調査時期 ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	2,603	4,227	2,563	3,910	2,739	4,491	2,716	4,012	2,520	4,541	2,103	3,495	2,982	5,414	2,637	4,352	3,049	5,259	2,195	3,636

	第64次 (2007-08年)										第66次 (2009-10年)										第68次 (2011-12年)										2017-18年					2018-19年				
	ムスリム					SCs/STs					ムスリム					SCs/STs					ムスリム					SCs/STs					ムスリム					SCs/STs				
変数	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)																				
対数賃金	0.173***	0.219***	0.144***	0.082	0.185***	0.238***	0.158***	0.282***	0.162***	0.179**	0.087*	0.256***	0.147***	0.282***	0.127***	0.162	0.162***	0.274**	0.052	0.308***																				
選択変数	(0.037)	(0.082)	(0.036)	(0.086)	(0.045)	(0.088)	(0.047)	(0.096)	(0.043)	(0.091)	(0.046)	(0.098)	(0.042)	(0.108)	(0.041)	(0.108)	(0.043)	(0.110)	(0.040)	(0.103)																				
初等教育卒業	0.349***	0.622***	0.232***	0.280***	0.323***	0.383***	0.352***	0.420***	0.343***	0.445***	0.324***	0.470***	0.276***	0.388***	0.230***	0.515***	0.346***	0.402***	0.172***	0.326***																				
後期初等教育卒業	(0.037)	(0.084)	(0.034)	(0.088)	(0.042)	(0.087)	(0.045)	(0.096)	(0.040)	(0.088)	(0.045)	(0.101)	(0.038)	(0.099)	(0.037)	(0.104)	(0.040)	(0.105)	(0.038)	(0.099)																				
(後期)中等教育卒業	0.548***	0.762***	0.422***	0.436***	0.596***	0.749***	0.585***	0.833***	0.591***	0.824***	0.498***	0.769***	0.426***	0.653***	0.367***	0.687***	0.517***	0.761***	0.349***	0.561***																				
高等教育卒業	0.914***	1.324***	0.871***	0.966***	0.970***	1.211***	1.009***	1.398***	1.022***	1.385***	0.897***	1.428***	0.807***	1.364***	0.787***	1.382***	0.875***	1.248***	0.673***	1.124***																				
経験年数	0.052***	0.035***	0.040***	0.022**	0.041***	0.036***	0.039***	0.031***	0.033***	0.015	0.033***	0.021*	0.032***	0.007	0.036***	0.027**	0.037***	-0.001	0.031***	0.009																				
	(0.003)	(0.010)	(0.004)	(0.011)	(0.004)	(0.010)	(0.005)	(0.012)	(0.004)	(0.011)	(0.004)	(0.012)	(0.003)	(0.011)	(0.003)	(0.012)	(0.003)	(0.012)	(0.003)	(0.011)																				
経験年数(二乗)	-0.001***	-0.0004***	-0.0005***	-0.0003	-0.0004***	-0.0004**	-0.0004***	-0.0003	-0.0002***	-0.0001	-0.0003***	-0.0002	-0.0003***	-0.0001	-0.0004***	-0.0003	-0.0003***	1.58E-06	-0.0004***	-0.0002																				
(5.89e-05)	(0.0002)	(0.0002)	(6.18e-05)	(0.0002)	(7.34e-05)	(0.0002)	(8.02e-05)	(0.0002)	(6.76e-05)	(0.0002)	(7.59e-05)	(0.0002)	(5.80e-05)	(0.0002)	(5.75e-05)	(0.0002)	(6.19e-05)	(0.0002)	(6.25e-05)	(0.0002)																				
既婚	0.045	0.116	0.106***	0.008	0.117***	0.008	0.126***	-0.018	0.090***	0.152	0.158***	0.043	0.073***	0.137	0.088***	-0.200*	0.079***	0.055	0.166***	0.067																				
	(0.031)	(0.088)	(0.032)	(0.096)	(0.037)	(0.094)	(0.040)	(0.103)	(0.034)	(0.094)	(0.038)	(0.102)	(0.027)	(0.100)	(0.030)	(0.110)	(0.028)	(0.106)	(0.029)	(0.105)																				
死別+離婚	-0.082	-0.089	0.041	-0.189	0.145	-0.212	0.244	-0.487	-0.180*	-0.003	-0.208*	0.090	-0.030	-0.251	-0.070	-0.718**	-0.230***	-0.042	0.192	-0.329																				
	(0.080)	(0.205)	(0.112)	(0.287)	(0.094)	(0.247)	(0.175)	(0.335)	(0.099)	(0.223)	(0.123)	(0.283)	(0.087)	(0.256)	(0.104)	(0.338)	(0.076)	(0.244)	(0.121)	(0.362)																				
従属者割合	-0.501***	-0.501***	-0.474***	-0.474***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***	-0.426***																				
(0.138)	(0.138)	(0.138)	(0.146)	(0.146)	(0.144)	(0.144)	(0.144)	(0.144)	(0.144)	(0.149)	(0.149)	(0.164)	(0.164)	(0.166)	(0.166)	(0.174)	(0.177)	(0.177)	(0.169)	(0.169)																				
逆ミルズ比	-0.128**	-0.128**	-0.050	-0.050	0.106	-0.102	-0.102	-0.102	0.013	0.013	0.094	0.045	0.045	0.113**	0.113**	0.142**	0.159***	0.159***	0.159***	0.159***																				
(0.062)	(0.062)	(0.062)	(0.068)	(0.068)	(0.066)	(0.077)	(0.077)	(0.077)	(0.067)	(0.067)	(0.073)	(0.054)	(0.054)	(0.055)	(0.055)	(0.057)	(0.055)	(0.055)	(0.055)	(0.055)																				
定数項	3.488***	-0.718*	4.063***	-1.813***	3.715***	-0.804***	4.165***	-1.807***	3.886***	-1.086***	4.476***	0.245	4.783***	-1.551***	4.646***	-1.167*	4.473***	-0.753	5.460***	-1.463**																				
	(0.134)	(0.387)	(0.224)	(0.489)	(0.144)	(0.309)	(0.199)	(0.393)	(0.176)	(0.321)	(0.194)	(0.721)	(0.162)	(0.378)	(0.220)	(0.639)	(0.167)	(0.483)	(0.242)	(0.619)																				
地域ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES																				
調査時期ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES																				
産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES																				
職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES																				
標本数	3,027	5,091	2,486	3,956	2,721	4,914	2,065	3,542	2,983	4,943	2,178	3,528	3,461	4,894	2,624	3,880	3,319	4,632	2,718	4,000																				

(注) () 内は標準誤差。都市の非住常勤労働者および臨時労働者 (15-65 歳) のうち、ヘンドウェー教徒の SCs/STs とムスリムのデータを使用。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 (出所) MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

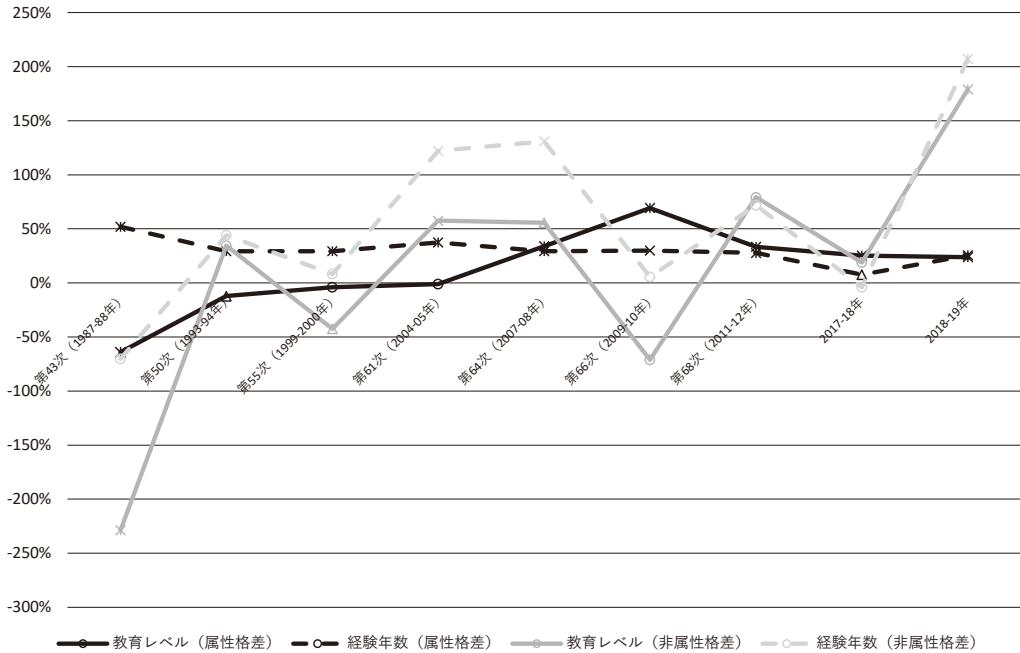
表5 2段階推定の結果を利用したBlinder-Oaxaca分解の結果（ヒンドゥー教徒のSCs/STsとムスリム）

変数	第38次 (1983年)			第43次 (1987-88年)			第50次 (1993-94年)			第55次 (1999-2000年)			第61次 (2004-05年)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
平均対数賃金：SCs/STs	2.763*** (0.013)			3.272*** (0.014)			3.910*** (0.017)			4.721*** (0.014)			4.774*** (0.015)		
平均対数賃金：ムスリム	2.776*** (0.013)			3.215*** (0.015)			3.785*** (0.019)			4.551*** (0.016)			4.648*** (0.018)		
差	-0.013 (0.018)			0.057*** (0.020)			0.125*** (0.026)			0.170*** (0.022)			0.127*** (0.023)		
属性格差	-0.003 (0.016)			0.057*** (0.017)			0.116*** (0.019)			0.143*** (0.018)			0.126*** (0.020)		
非属性格差	-0.010 (0.017)			-0.0003 (0.017)			0.009 (0.023)			0.026 (0.017)			0.001 (0.017)		
定数項			0.344 (0.219)			0.282 (0.265)			-1.316** (0.512)			0.227 (0.226)			-0.547*** (0.202)
初等教育卒業		0.002 (0.002)	-0.005 (0.008)		-0.004*** (0.002)	-0.016* (0.009)		0.001 (0.001)			-0.002 (0.001)		-0.001 (0.001)		0.013 (0.008)
後期初等教育卒業		-0.002 (0.003)	-0.018** (0.009)		0.010*** (0.003)	-0.033*** (0.008)		-0.001 (0.003)			0.008** (0.003)		0.001 (0.003)		0.024** (0.011)
(後期)中等教育卒業		-0.026*** (0.006)	-0.021* (0.011)		-0.016*** (0.007)	-0.057*** (0.012)		-0.008 (0.006)			-0.003 (0.006)		0.004 (0.006)		0.025** (0.012)
高等教育卒業		-0.032*** (0.007)	-0.017*** (0.006)		-0.026*** (0.008)	-0.025*** (0.009)		-0.008 (0.008)			-0.013 (0.009)		-0.005 (0.011)		0.012 (0.014)
経験年数		0.085*** (0.016)	-0.329*** (0.126)		0.073*** (0.015)	-0.039 (0.130)		0.087*** (0.018)			0.116*** (0.018)		0.099 (0.019)		0.184 (0.141)
経験年数(二乗)		-0.052*** (0.011)	0.127** (0.063)		-0.043*** (0.010)	-0.001 (0.064)		-0.050*** (0.012)			-0.066*** (0.012)		-0.085 (0.072)		-0.028 (0.073)
既婚		0.009*** (0.002)	0.094** (0.039)		0.015*** (0.003)	0.017 (0.038)		0.017*** (0.004)			0.008*** (0.002)		0.028 (0.042)		-0.054 (0.037)
死別+離婚		-0.001 (0.001)	0.003 (0.003)		0.004 (0.004)	0.003 (0.002)		-0.002 (0.001)			-0.001 (0.001)		-0.002 (0.002)		-0.001 (0.002)
地域グループ		0.002 (0.008)	-0.112* (0.062)		-0.001 (0.009)	0.030 (0.097)		0.013 (0.010)			0.011 (0.008)		0.111 (0.070)		0.150*** (0.057)
産業グループ		0.038*** (0.007)	0.060 (0.125)		0.070*** (0.007)	0.013 (0.127)		0.088*** (0.011)			0.074*** (0.007)		-0.197 (0.126)		0.044 (0.105)
職業グループ		-0.024*** (0.004)	-0.167* (0.089)		-0.015*** (0.005)	-0.149 (0.109)		-0.027*** (0.006)			-0.005 (0.005)		0.006 (0.070)		0.100 (0.090)
調査時期グループ		-0.001 (0.001)	0.032 (0.023)		-0.001 (0.001)	0.011 (0.025)		-0.00003 (0.002)			-0.001 (0.001)		-0.024 (0.026)		0.025 (0.029)
逆ミルズ比		-0.003 (0.002)	-0.003 (0.033)		-0.004* (0.002)	-0.038 (0.036)		0.004 (0.004)			0.013*** (0.004)		-0.066* (0.036)		0.055* (0.032)
標本数	5,166			5,455			4,623			5,619			5,244		

変数	第64次 (2007-08年)					第66次 (2009-10年)					第68次 (2011-12年)					2017-18年					2018-19年				
	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
平均対数賃金：SCs/STs	5.074*** (0.014)			5.370*** (0.017)			5.641*** (0.015)						6.074*** (0.012)					6.052*** (0.013)							
平均対数賃金：ムスリム	4.955*** (0.016)			5.310*** (0.018)			5.559*** (0.018)						5.930*** (0.014)					5.977*** (0.013)							
差	0.120*** (0.021)			0.059*** (0.025)			0.081*** (0.024)						0.143*** (0.019)					0.075*** (0.019)							
属性格差	0.117*** (0.018)			0.091*** (0.021)			0.084*** (0.020)						0.100*** (0.016)					0.071*** (0.016)							
非属性格差	0.003 (0.016)			-0.032* (0.019)			-0.003 (0.018)						0.043*** (0.015)					0.004 (0.015)							
定数項																									
初等教育卒業		-0.002 (0.001)	-0.156 (0.312)		-0.001 (0.002)	-0.465* (0.266)		-0.003** (0.001)	-0.200 (0.311)																
後期初等教育卒業		0.0001 (0.003)	0.007 (0.011)		-0.002 (0.004)	-0.014 (0.011)		0.005 (0.004)	0.007 (0.011)																
(後期)中等教育卒業		0.003 (0.006)	0.032** (0.014)		0.018** (0.008)	-0.005 (0.017)		0.007 (0.007)	0.026 (0.018)																
高等教育卒業		0.039*** (0.010)	0.007 (0.015)		0.026** (0.012)	-0.021 (0.020)		0.018 (0.012)	0.033 (0.020)																
経験年数		0.076*** (0.017)	0.244** (0.110)		0.046*** (0.015)	-0.005 (0.146)		0.039*** (0.012)	0.012 (0.131)																
経験年数 (二乗)		-0.040*** (0.011)	-0.087 (0.054)		-0.028*** (0.009)	0.009 (0.075)		-0.017*** (0.006)	0.047 (0.066)																
既婚		0.007*** (0.002)	-0.044 (0.030)		0.005** (0.002)	0.002 (0.040)		0.008*** (0.002)	-0.054 (0.038)																
死別+離婚		-0.0001 (0.0005)	-0.002 (0.002)		0.002* (0.001)	-0.001 (0.002)		-0.0005 (0.001)	-0.00001 (0.002)																
地域グループ		-0.038*** (0.008)	0.061 (0.068)		-0.043*** (0.009)	0.026 (0.033)		-0.020** (0.009)	0.244*** (0.060)																
産業グループ		0.078*** (0.008)	0.080 (0.100)		0.085*** (0.009)	0.110 (0.078)		0.085*** (0.008)	-0.065 (0.073)																
職業グループ		-0.010* (0.005)	-0.133 (0.265)		-0.021*** (0.002)	0.350 (0.222)		-0.026*** (0.006)	-0.038 (0.275)																
調査時期グループ		0.001 (0.001)	0.001 (0.025)		0.002 (0.001)	-0.045 (0.031)		-0.007*** (0.002)	0.010 (0.030)																
逆ミズ比		0.003* (0.001)	-0.027 (0.025)		0.002 (0.001)	0.030 (0.024)		-0.005** (0.002)	-0.025 (0.025)																
標本数	5,513			4,786			5,161						6,085					6,037							

(注) () 内はロバスト標準誤差。都市の男性常用労働者 (15-65歳) のうち、ヒンドゥー教徒の SCs/STs とムスリムのデータを使用。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
(出所) MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

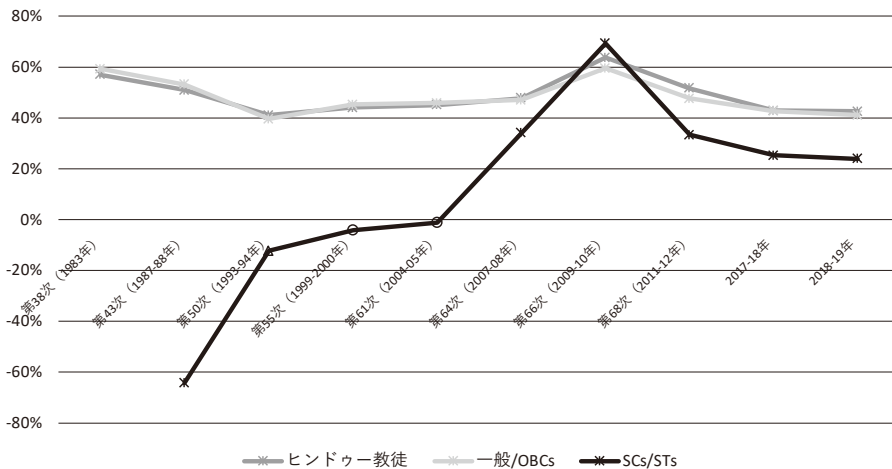
図3 教育レベルおよび経験年数による属性・非属性格差の寄与度



(注) ヒンドゥー教徒の SCs/STs とムスリムを比較した場合の結果である。グラフから削除した 1983 年の分解の結果については脚注 20 を参照。* $p < 0.01$, $\times p < 0.05$, $\triangle p < 0.1$ (Blinder-Oaxaca 分解における有意水準)

(出所) MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

図4 教育レベルによる属性格差の寄与度



(注) いずれもムスリムと比較した場合の結果である。紙幅の都合上ヒンドゥー教徒および一般カースト/OBCsの分解の詳細な結果は掲載していない。SCs/STsの結果については図3に同じ。外れ値のため SCs/STsの1983年の結果は削除しているが、寄与度は443.8%となる。* $p < 0.01$, $\times p < 0.05$, $\triangle p < 0.1$ (Blinder-Oaxaca 分解における有意水準)

(出所) MoSPI (n.d.a) および MoSPI (n.d.b) をもとに筆者作成。

経験年数の属性格差は、1987-88年から2018-19年にかけて有意に正である。これは平均年齢の違いを反映していると考えられる。データセット内のムスリムの平均年齢は、安定してヒンドゥー教徒の平均年齢より低い。例えば、2018-19年における都市の男性常用労働者の平均年齢は37.3歳であるが、そのうちヒンドゥー教徒の平均年齢は37.4歳、ヒンドゥー教徒のSCs/STsの平均年齢は36.2歳、ムスリムの平均年齢は34.9歳である。

それでは、SCs/STsとムスリムのデータによる分解結果は、ヒンドゥー教徒全体やヒンドゥー教徒の一般カースト/OBCs（以下、一般/OBCs）とムスリムのデータを使用した場合の分解結果とどのように異なるのだろうか。同様の2段階推定およびBlinder-Oaxaca分解を行って寄与度を計算した。

図4は、全てのヒンドゥー教徒とムスリムを比較した場合、ヒンドゥー教徒の一般/OBCsとムスリムを比較した場合、ヒンドゥー教徒のSCs/STsとムスリムを比較した場合の、教育レベルの属性格差の寄与度をそれぞれ示している²¹⁾。SCs/STsとムスリムを比較した場合の寄与度の推移は、それ以外の結果と大きく異なることが分かる。全てのヒンドゥー教徒、あるいは一般/OBCsとムスリムを比較した場合の寄与度は、1983年から2018-19年にかけて約40%から60%の間を安定的に推移している。これはつまり、ヒンドゥー教徒（の一般/OBCs）は常にムスリムより平均賃金が高く、その賃金格差全体の40%から60%がヒンドゥー教徒（の一般/OBCs）とムスリムの教育レベルの違いで説明できるということである。一方、SCs/STsとムスリムを比較した場合の寄与度は、既に説明したように大きく変動し、一般/OBCsとムスリムを比較した場合の結果にキャッチアップするような動きを見せている。

おわりに

本稿では、1983年から2018-19年のNSSおよびPLFSデータを使用して、まずミンサー型賃金関数の推定、次にHeckmanの2段階推定を行った。さらに2段階推定の結果を利用したBlinder-Oaxaca分解を行うことで、ヒンドゥー教徒のSCs/STsとムスリムの賃金格差の要因とその構造の変化を明らかにした。

分析の結果、SCs/STsの教育状況や賃金レベルが大幅に改善されている一方で、ムスリムの指標の改善は相対的に遅れていることが分かった。このことは、サチャル委員会によってムスリムの「後進性」が指摘されたものの、近年になっても状況が改善しておらず、彼らを取り残されたままであることを示唆している。

賃金格差の要因として重要なのは、教育レベルの属性格差および労働市場における経験年数の属性格差であった。最も変化が大きいものは教育の属性格差であり、その寄与度における2000年代半ば以降のSCs/STsとムスリムの逆転現象は、賃金格差の構造の変化をよく表している。本稿の分析だけでは、この逆転現象が留保制度やそれに関連した変更によ

来していると断定することはできない。しかしながら本稿の結果は、制度的な不平等が社会的弱者層の中でさらなる格差を生じさせている可能性を示唆するものである。より正確な検証のためには、今後インパクト評価の研究を行う必要があるだろう。また、経験年数の属性格差の寄与度は、安定して有意に正であった。これには労働市場におけるムスリムの相対的な平均年齢の低さが影響していると思われる。

一方で、教育レベルの非属性格差の寄与度および経験年数の非属性格差の寄与度は調査年度によって大きく異なっており、安定した結果は得られなかった。先行研究では、経験年数の非属性格差が賃金格差を説明するのかどうかについては結果が分かっていたが、それは使用しているデータの年度が限定的であったことが原因だと思われる。この点について、本稿の推定で長期間の同種のデータを用いたことは意義があると言えるだろう。

本稿は、ムスリムやSCs/STsの就業格差が存在することを2段階推定によって明らかにした。さらに、とりわけSTsについては就業格差が変化していることを示唆する結果が得られた。しかしながら、本稿ではそれ以上深い考察を加えることができていない。より具体的な研究は、今後の課題としたい。

(謝辞) 本稿は、2021年度神戸大学大学院経済学研究科博士論文の一部をもとにアジア政経学会第29回定例研究会および2022年度春季大会で報告した内容について、大幅な加筆修正を加えたものです。博士論文と本稿の執筆、研究会や大会での報告にあたっては、神戸大学の佐藤隆広先生、村上善道先生、梶谷懐先生、佐野晋平先生、勇上和史先生、アジア経済研究所の牧野百恵先生、金沢大学の和田一哉先生、そして匿名査読者および編集委員会の先生方から、多数のご指導、有益な助言およびコメントをいただきました。心より感謝申し上げます。もちろん、本稿に残された誤りは全て筆者の責任です。本研究はJSPS科研費JP22K20135の助成を受けたものです。

(注)

- 1) SCsとSTsは社会集団カテゴリーにおいて異なる属性であるが、社会的弱者層という観点からしばしば一括りに扱われる傾向がある(憲法第338条など)。より厳密な分析をするためにはSCsとSTsをそれぞれ別に扱うことが望ましいが、本稿では使用するデータを都市の男性常用労働者に限定しているため、サンプルサイズを確保するためにSCsとSTsを同一のグループとして扱っている。
- 2) 宗教と社会集団は、それぞれ異なるカテゴリーであるため、ムスリムが一切留保制度の恩恵を受けていないわけではないことに注意されたい。ただし、PLFSの2018-19年データより算出した、都市の男性(15-65歳)のうち、SCsかつムスリムの割合は全体の0.19%、SCsのなかでのムスリムの割合は1.34%である。
- 3) こうした研究に限らず、ジェンダー間やカースト間の賃金の不平等については研究の蓄積がある(Banerjee and Knight, 1985; Kijima and Lanjouw, 2005; Ito, 2009; Lee and Wie, 2017; Deshpande, Goel, and Khanna, 2018)。
- 4) PLFSの2018-19年データより算出した、都市の男性(15-65歳)のうち、OBCsかつムスリムの割合は全体の8.54%、OBCsのなかでのムスリムの割合は20%である。また、2019年の第103次憲法改正では、SCs/STsやOBCsに属さない経済的弱者層(Economically Weaker Section、以下、EWS)に対して10%の留保枠が与えられた。これ自体は宗教や社会集団カテゴリーの基準ではなく経済的な基準であるが、他の留保枠にも影響を及ぼすことがある。例えば、カルナータカ州では、従来OBCsのムスリムに与えられていた留保枠を他のコミュニティに移し、ムスリムはEWSとして他のコミュニティと留保枠を分け合うことが決定された。*Times of India*, March 24, 2023 (2023年7月31日最終アクセス、<https://economictimes.indiatimes.com/news/elections/assembly-elections/karnataka/karnataka-moves-muslims-from-obc-to-ews-quota-list-hands-2-hike-to-lingayats-vokkaligas-ahead-of-crucial-assembly-polls/articleshow/98977298.cms>よりダウンロード)。

- 5) この層には、識字能力はあるものの正規の教育を受けていない者と識字能力のない者が混在している。これらの層を同一カテゴリーにしている理由は、NSSでは最終学歴しか分からないことと、比較の単純化のためである。第38次(1983年)では、初等教育を修了していない層は「非識字 (Not literate)」「正規の教育を受けていないが識字能力がある (Literate without formal schooling)」「初等教育を卒業していないが識字能力がある (Literate but below primary)」のいずれかであった。第50次(1993-94年)からは、「正規の教育を受けていないが識字能力がある」人々がどこで識字教育を受けたかをより詳細に質問しているが、本稿の推定ではそれらの情報を活用していない。
- 6) 第38次(1983年)では一般教育 (General education) の大卒以上 (Graduate and above) の内訳として、「農学 (Agriculture)」「工学 (Engineering technology)」「薬学 (Medicine)」「その他 (Other subjects)」の4つのカテゴリーがあった。第61次(2004-05年)からはこのような区分がなくなり、「ディプロマ (単科コース, Diploma/certificate course)」「大卒 (Graduate)」「大学院卒以上 (Postgraduate and above)」というカテゴリーに変更された。本稿ではこれらを「高等教育卒業」という1つのカテゴリーとして扱っている。
- 7) 第38次(1983年)と第43次(1987-88年)では、「後期中等教育 (Higher secondary) 卒業」の区分が存在せず、「前期中等教育 (Secondary) 卒業」の次の段階は「大卒以上」となっている。第50次(1993-94年)からは新たに「後期中等教育卒業」の枠ができています。そのため、本稿では便宜上、「前期中等教育卒業」と「後期中等教育卒業」を同一に扱い、「(後期) 中等教育卒業」と表記する。
- 8) 臨時労働者のデータに関する記述統計量は紙幅の都合上省略しているが、著者より提供が可能である。
- 9) 産業ダミーは、National Industrial Classification のコード (以下、NIC コード) の上2桁レベルの情報を活用して作成している。NIC コードは5種類 (NIC-1970, NIC-1987, NIC-1998, NIC-2004, NIC-2008) 存在するため、対照表を活用して可能な限り統一する処理を行っている。
- 10) 職業ダミーは、National Classification of Occupation のコード (以下、NCO コードと呼称) の上1桁レベルの情報を活用して作成している。NCO コードは2種類 (NCO-1968, NCO-2004) 存在するため、対照表を活用して可能な限り統一する処理を行っている。職業分類の和訳は総務省 (2008) に準ずる。
- 11) NSSにおけるサブラウンド (調査時期) は、3か月単位でどの期間に調査が行われたのかが分かるようになっている。一方、PLFSにおいては、調査月が分かるようになっている。PLFSではサブラウンドという呼称が使われていないが、単純化のために調査時期ダミーとして同一に扱っている。
- 12) 例えば、PLFSの2018-19年調査で使用する、都市の男性常用労働者21,505サンプルのうち、日給について記録があるのは20サンプルにとどまっている。
- 13) Kijima (2006) の導出方法に準ずる。
- 14) 産業ダミーと職業ダミーを説明変数に加えずに推定した場合でも、概ね同様の結果が得られる。
- 15) 本稿では労働形態が臨時労働者なのか常用労働者なのかというサンプルセレクションを考慮するにとどまっているが、農村部のデータを使用していないため、労働地域のサンプルセレクションバイアスも存在するだろう。本稿では結果を掲載していないが、農村の男性常用労働者のデータを利用したミンサー型賃金関数の推定を行うと、ムスリムダミーは部分的には有意に負となるが、多くは非有意である。つまり、ムスリムの賃金の低さは都市部でより深刻であり、優秀なムスリム労働者の都市進出が妨げられている可能性もある。この論点は匿名査読者からの有益な指摘によるものである。
- 16) 仮に自営業者を第1段階の推定に含める場合、Schafgans (2000) に従えば、個人の就業に対する意思決定について2つの可能性が考えられる。すなわち、「自営業者になるか、常用労働者になるか、臨時労働者になるか」という多項選択をする可能性と、「自営業者になるか賃金労働者になるかを決めた後に、賃金労働者になることを決めた場合は、常用労働者になるか臨時労働者になるかを定める」という逐次的な決定をする可能性である。しかしながら、いずれの分析も、本稿の分析範囲を超えるため行っていない。
- 17) この論点は匿名査読者からの有益な指摘によるものである。
- 18) 先述の通り、ムスリムかつSCs/STsである者は、少数ながらデータセット内に存在している。全てのデータを使用したミンサー型賃金関数の推定 (表2) と Heckman の2段階推定 (表3) では宗教と社会集団のそれぞれをダミー変数でコントロールしている。しかしながら、これ以降の分析では「ヒンドゥー教徒のSCs/STs」と「ムスリム」でカテゴリー分けしているため、SCs/STsとムスリムが重複することはない。
- 19) グループ化の詳しい方法についてはJann (2008) を参照。
- 20) 1983年のSCs/STsとムスリムの賃金差は、他の年度に比べて非常に小さく符号も反転しており (表5を参照)、寄与度の値が大きくなってしまったため図3および図4からは削除した。グラフから削除した1983年の分解の結果の係数は、教育レベル (属性格差) は有意水準1%で-0.058、経験年数 (属性格差) は有意水準1%で0.033、教育レベル (非属性格差) は有意水準5%で-0.061、経験年数 (非属性格差) は有意水準1%で-0.201である。寄与度を計算すると教育レベル (属性格差) が443.8%、経験年数 (属性格差) が-255.4%、教育レベル (非属性格差) が470.8%、経験年数 (非属性格差) が1546.2%となる。

21) ヒンドゥー教徒とムスリムのデータを使用した2段階推定およびBlinder-Oaxaca分解の結果、ヒンドゥー教徒の一般/OBCsとムスリムのデータを使用した2段階推定およびBlinder-Oaxaca分解の結果は、いずれも紙幅の都合により割愛している。

(参考文献)

日本語

- 浅野宣之 (2009)、「公益訴訟の展開と憲法解釈からみるインド司法の現在——その後進階級にかかわるタートル判決をもとに」(近藤則夫編『インド民主主義体制のゆくえ——挑戦と変容』アジア経済研究所)、123-154 ページ。
- 近藤則夫 (2009)、「インドにおけるムスリムと他のコミュニティの社会的格差について——近年の研究動向と政策」(平島成望・小田尚也編『包括的成長へのアプローチ——インドの挑戦』アジア経済研究所)、115-134 ページ。
- 総務省 (2008)、「国際標準職業分類 (ISCO) 2008 年改定版 (仮訳)」(2021 年 9 月 1 日最終アクセス、https://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/index/seido/shokgyou/ よりダウンロード)。

英語

- Banerjee, Biswajit and Knight, John B. (1985), “Caste Discrimination in the Indian Urban Labour Market,” *Journal of Development Economics*, 17(1), pp. 277-307.
- Bhaumik, Sumon K. and Chakrabarty, Manisha (2009), “Is Education the Panacea for Economic Deprivation of Muslims? Evidence from Wage Earners in India, 1987-2005,” *Journal of Asian Economics*, 20, pp. 137-149.
- (2010), “Earnings Inequality in India: Has the Rise of Caste and Religion Based Politics in India Had an Impact,” in Rakesh Basant and Abusaleh Shariff eds., *Handbook of Muslims in India*, New Delhi: Oxford University Press, pp. 235-253.
- Blinder, Alan S. (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,” *Journal of Human Resources*, 8, pp. 436-455.
- Borooah, Vani K. (2005), “Caste, Inequality and Poverty in India,” *Review of Development Economics*, 9(3), pp. 399-414.
- Borooah, Vani K., Dubey, Amaresh and Iyer, Sriya (2007), “The Effectiveness of Job Reservation: Religion and Economic Status in India,” *Development and Change*, 38(3), pp. 423-445.
- Chancel, Lucas, Piketty, Thomas, Saez, Emmanuel and Zucman, Gabriel eds. (2021), *World Inequality Report 2022* (2023 年 4 月 12 日最終アクセス、https://wir2022.wid.world/www-site/uploads/2023/03/D_FINAL_WIL_RIM_RAPPORT_2303.pdf よりダウンロード)。
- Cotton, Jeremiah (1988), “On the Decomposition of Wage Differentials,” *Review of Economics and Statistics*, 70(2), pp. 236-243.
- Das, Panchanan (2023), “Creation and Destruction of Jobs in Urban Labour Market: Role of Gender, Caste and Religion in India,” *The Indian Journal of Labour Economics*, 66, pp. 225-237.
- Deshpande, Ashwini, Goel, Deepti and Khanna, Shantanu (2018), “Bad Karma or Discrimination? Male-Female Wage Gaps Among Salaried Workers in India,” *World Development*, 102, pp. 331-344.
- Dsouza, Alwin, Singh, Sudershan and Ranjan, Rahul (2015), “Does Socio-Religious Identity Lead to Structural Disadvantage? Evidence from the Indian Labour Market,” *The Indian Journal of Labour Economics*, 58, pp. 545-561.
- Duraisamy, Malathy and Duraisamy, Palanigounder (2016), “Gender Wage Gap across the Wage Distribution in Different Segments of the Indian Labour Market, 1983-2012: Exploring the Glass Ceiling or Sticky Floor Phenomenon,” *Applied Economics*, 48(43), pp. 4098-4111.
- Dutta, Puja V. (2005), “Accounting for Wage Inequality in India,” *The Indian Journal of Labour Economics*, 48(2), pp. 273-295.
- (2006), “Returns to Education: New Evidence for India, 1983-1999,” *Education Economics*, 14(4),

- pp. 431–451.
- Government of India (1982), *Brochure on Reservation for Scheduled Castes and Scheduled Tribes in Services. Sixth Edition* (2022 年 7 月 1 日最終アクセス、<https://dspace.gipe.ac.in/xmlui/bitstream/handle/10973/33852/GIPE-204215.pdf> よりダウンロード).
- (2006), *Social, Economic and Education Status of the Muslim Community of India* (2021 年 10 月 15 日最終アクセス、https://minorityaffairs.gov.in/sites/default/files/sachar_comm.pdf よりダウンロード).
- Heckman, James J. (1979), “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47(1), pp. 153–161.
- International Labour Organization (ILO) (2018), *India Wage Report: Wage Policies for Decent Work and Inclusive Growth* (2021 年 9 月 1 日最終アクセス、https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---asia/---ro-bangkok/---sro-new_delhi/documents/publication/wcms_638305.pdf よりダウンロード).
- Ito, Takahiro (2009), “Caste Discrimination and Transaction Costs in the Labor Market: Evidence from Rural North India,” *Journal of Development Economics*, 88(2), pp. 292–300.
- Jann, Ben (2008), “The Blinder–Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models,” *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 8(4), pp. 453–479.
- Kadoya, Yoshihiko and Khan, Mostafa S. R. (2016), “Can Concern for the Long-Term Care of Older Parents Explain Son Preference at Birth in India?” *Journal of Women & Aging*, 29(3), pp. 254–266.
- (2017), “Gender Differences in the Long-Term Care of Older Parents: Evidence from India,” *Journal of Family Studies*, 25(4), pp. 411–426.
- Kijima, Yoko and Lanjouw, Peter (2005), “Economic Diversification and Poverty in Rural India,” *The Indian Journal of Labour Economics*, 48, pp. 349–374.
- Kijima, Yoko (2006), “Caste and Tribe Inequality: Evidence from India, 1983–1999,” *Economic Development and Cultural Change*, 54(2), pp. 369–404.
- Kim, Kunmin and Panchanatham, Natarajan (2019), Reform and Privatization of State-Owned Enterprises in India, (ADB Working Paper, 1057), Tokyo: Asian Development Bank Institute.
- Lee, Jong-Wha and Wie, Dainn (2017), “Wage Structure and Gender Earnings Differentials in China and India,” *World Development*, 97, pp. 313–329.
- Mincer, Jacob A. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Montenegro, Claudio E. (1998), “The structure of wages in Chile 1960–1996: An Application of Quantile Regression,” *Estudios de Economía*, 25(1), pp. 71–98.
- MoSPI (n.d.a), *Employment and Unemployment: National Data Archive An Online Microdata Library* (2022 年 6 月 25 日最終アクセス、<http://microdata.gov.in/nada43/index.php/catalog/EUE/about> よりダウンロード).
- (n.d.b), *Periodic Labour Force Survey (PLFS): National Data Archive An Online Microdata Library* (2023 年 11 月 26 日最終アクセス、<https://microdata.gov.in/nada43/index.php/catalog/PLFS/about> よりダウンロード).
- (2020), *Unit Level Data of Periodic Labour Force Survey (PLFS), July 2018–June 2019* (2022 年 6 月 25 日最終アクセス、<https://mospi.gov.in/web/mospi/download-tables-data/-/reports/view/templateTwo/16201?q=TBDCAT> よりダウンロード).
- Murakami, Yoshimichi and Nomura, Tomokazu (2023), “Decline in Values of Degrees and Recent Evolution of Wage Inequality: Evidence from Chile,” *Estudios de Economía*, 50(1), pp. 55–132.
- Neuman, Shoshana and Oaxaca, Ronald L. (2004), “Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note,” *The Journal of Economic Inequality*, 2, pp. 3–10.
- Neumark, David (1988), “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination,” *The Journal of Human Resources*, 23(3), pp. 279–295.
- Oaxaca, Ronald L. (1973), “Male–Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14, pp. 693–709.
- Oaxaca, Ronald L. and Ransom, Michael (1994), “On Discrimination and the Decomposition of Wage

Differentials,” *Journal of Econometrics*, 61(1), pp. 5–21.
Schafgans, Marcia M. A. (2000), “Gender Wage Differences in Malaysia: Parametric and Semiparametric Estimation,” *Journal of Development Economics*, 63, pp. 351–378.

(やまもと・あすか 九州大学 ayamamoto@scs.kyushu-u.ac.jp)

2022年7月16日 第一稿提出

2023年4月13日 第二稿提出

2023年8月2日 第三稿提出

2023年10月9日 掲載決定

2024年1月18日 J-STAGE 早期公開