

日本の労働市場における信仰による統計的差別

小林 徹*

高崎経済大学

本稿では、日本で労働者が特定の宗教に所属していることや、その信仰の有無や強さによって、使用者からの処遇が異なるのか、異なるならば就業当初からなのか、勤続に伴い拡大していくのかを分析した。その結果、宗教に熱心なほどまたは宗教団体に所属しているほど勤続当初から賃金が低くなっていた。生産性の代理指標として当該情報が就業初期から考慮され、統計的差別が行われていると考えられる。また、人的資本や労働意欲に関わる変数を考慮した場合としない場合とで宗教変数の影響は変わらなかったことから、人的資本や労働意欲の代理指標となっているのではなく、マッチング生産性の指標になっていると考えられる。

1. はじめに

2000年12月20日の厚生労働省「労働者の個人情報保護に関する行動指針」（第2の2（3））は、求人企業に対し求職者の「人種、民族、社会的身分、門地、本籍、出生地その他社会的差別の原因となるおそれのある事項、思想、信条及び信仰」といった個人情報を収集しないよう求めていた。また、厚生労働省(2017)の5、6ページでは、上記の情報を把握することは就職差別につながりかねないとし、事業主へ注意喚起をしている。ただし、採用時に限っては、それら情報の取得およびその内容に基づく採用可否の判断が違法とはされておらず(三菱樹脂事件)、それらの情報を調査する業者も現に存在する。

行政指導などの規制がない限り、企業はこれら個人情報によって意思決定を行うならば、それらは企業の合理的判断・意思決定に資する有益な情報になっている可能性が考えられる。このような情報が直接的に求職者の生産性を示すものではなくとも、特定の人的資本との相関が判断されたり、特定の使用者とのマッチングの質が計られるものであるなど、生産性の代理指標となっている可能性がある。このような場合に個人情報が取得可能な状況にあるのであれば、採用の可否や採用時点の当初の処遇には、当該情報

* (連絡先住所) 〒370-0801 群馬県高崎市上並榎町1300 高崎経済大学経済学部
(E-mail) tkobayashi@tcue.ac.jp

によって差が生じると考えられる。ただし、この場合の当該情報はあくまで生産性の代理指標であり、採用後に労働者の生産性に関する真の情報が使用者側に判明するに従い、代理指標の役割は低下すると考えられる。

Farber and Gibbons(1996)や Altonji and Pierret (2001)を嚆矢とする“Employer Learning”モデル(以下、「雇用者の学習モデル」)の研究群では、教育年数は生産性の代理指標であり就業当初には賃金への影響は大きいですが、経験年数を経るに従いその影響は弱まり、反対に AFQT(Armed Forces Qualification Test)スコアや、親の教育・兄弟の賃金など、生産性と関連しながらも採用時には考慮できなかった情報の影響が強くなると指摘されている。また、黒人であることによって統計的差別が行われているかも検証されたが、採用当初の賃金差には影響しなかったことからその可能性は低いとされた。

以上の研究では、教育年数や人種という採用時に観察される変数が生産性の代理指標として採用当初から考慮され、統計的差別につながるものであるかどうかについて分析されたが、日本の労働市場において、労働者の思想・信条に係わる信仰が分析されるならばどのような結果になるであろうか。三菱樹脂事件のように採用活動の中で、労働者の思想・信条・宗教が観察され、生産性を把握するための代理指標として働いているならば、それによって採用の可否、または採用当初からの処遇が異なっているはずである。一方でその情報が生産性と関連しながらも採用時に考慮されない、またはできないのであれば、就業初期に差は見られないが、その影響は就業後の経過年数に従い強くなると考えられる。さらに生産性と関連していないのであれば、就業初期や就業後に長期の年数が経過しても処遇への影響は見られないと考えられる。

先行研究において雇用者の学習モデルによって人種による統計的差別が分析された点を踏まえ、本稿では差別につながりやすいと考えられている個人情報の中でも特に宗教に着目し、統計的差別が行われているかを検討する。それでは、日本の労働市場において宗教を持っていることと生産性とはどのように関連するのか。宗教を持つに至るメカニズムについて合理的な説明は難しいことから¹、本稿では、人的資本や労働意欲の代理指標として直接的に判断される可能性よりも、組織および周囲の労働者との考え方や

¹ 突然の死別や病気など何らかの人的資本への負のショックを通じて信仰される場合や、反対に状況の好転を通じて信仰に至ることも想定でき、宗教を信仰するメカニズムについては一様ではないと考えられる。また日本以外の多くの国では多数が何らかの宗教を持っていることや、宗教への所属によって倫理面や生活習慣が好転する可能性を考えると、宗教からすなわち本人の低い能力を疑って、統計的差別につながるという可能性は低いのではないかと。ただし、本稿で用いるデータについて何らかの偏りが生じており、宗教を持っている者ほど人的資本や労働意欲に負のショックが大きい可能性は考えられる。そこでデータセットの確認時には教育年や健康、両親との死別状況を確認するとともに、分析時にもこれらをコントロールする。

価値観の違いを通じたマッチングの生産性が判断されている可能性が高いことを想定する。Jovanovic(1979, 1984)で指摘される、マッチング生産性が組織内の考え方や価値観の一致によって規定されるかどうかは明らかになっていないが、組織心理学における組織コミットメントに関する知見を考慮すれば、組織の価値観と適合しているほど生産性は高いと予想できる(太田・松本, 2013)。また、宗教が人的資本や労働意欲の代理指標であるならば、他にそれらの代理指標となる変数を考慮するか否かによって分析結果は大きく変わると考えられることから、複数のモデル分析の結果を比較することにより、特定宗教への信仰が生産性の代理指標となる理由について検討したい。

日本のデータを用いてそのような分析を行う意義は大きい。一般に日本人の多数は無宗教であると指摘され、個別の宗教を議論する必要に迫られない。何らかの特定宗教に帰属するならマイノリティであり、個別の各宗教の特性に着目することなく信仰がマイノリティであることが統計的差別につながる可能性を分析できる²。

分析結果を先取りすると、宗教を有する者ほど就業当初から賃金が低い傾向が見られ、経験年数に従って影響が変化の様子は見られなかった。ゆえに日本においては、特定の宗教を信仰しているという情報が生産性の代理指標として扱われており、統計的差別につながっている可能性が示唆される。また、複数の人的資本や労働意欲に係わる変数の考慮に係わらず宗教の影響は変わらなかったことや、チームワークの重要性が相対的に低いとされる職場に限定すると、統計的差別の傾向が確認されないことから、人的資本や労働意欲ではなくマッチング生産性の代理指標となっている可能性が高いと考えられる。ちなみに宗教に関する変数は、用いているアンケート調査の質問から、「宗教への信仰熱心度」および「宗教団体への所属ダミー」としており、個別の宗教ごとには議論しない。

以下、本稿の構成を述べる。2節では日本の様々な宗教に関する統計より、一般に指摘される日本人に無宗教が多いという指摘について客観的な状況を把握する。3節では雇用者の学習モデルの先行研究群を整理し分析手法やこれまでの分析結果から蓄積された議論について述べる。4節では分析に用いるデータと変数について説明し、5節で分析結果を確認し、6節でその結果を整理し、政策含意を検討する。

² 権・伊藤・深尾(2005)によると、外資企業(外国資本が33.3%超)の事業所に勤める従業者数は日本全体の1.26%程度にすぎない。使用者のほとんども日本人であると考えられ、日本人のマジョリティである無宗教者ほど使用者との相性が良い可能性が高い。そのため日本においては特定の宗教を熱心に信仰している者ほどマッチング生産性が低く、統計的差別が行われる可能性が考えられる。このように日本では特定の宗教に目を向けなくとも宗教がマイノリティであることの労働市場における影響を分析でき、分析結果によって期せずして一部の宗教を傷つけてしまう可能性を避けることができる。

2. 日本人は無宗教だと言えるのか

文化庁『宗教年鑑 2012』によれば、01 年末時点の神道、仏教、キリスト教の信者数はそれぞれ 100,770,882 人、84,708,309 人、1,920,892 人となっている。諸教も含めると日本の宗教団体の信者数は 196,890,529 名となり日本の総人口よりもはるかに多い。この統計では各宗教団体が独自に信者数を調査しているため、重複して数えられている信者や、神道のように氏子区域すべての住民が信者とカウントされ、本人としては信者であるという意識が無いケースも多いと考えられている(渡辺, 2011)。

反面、個人に対して行われた場合には複数の調査で共通する結果が見られ、多くの日本人が特定の宗教への信仰を持っていないことが示唆される。統計数理研究所の 13 年『日本人の国民性調査』では、「何か信仰とか信心とかを持っていますか？」との問いに対し、「もっている、信じている」との回答は 28%にとどまる。また、林(2010)は『日本人の国民性調査』など、日本で宗教の有無について質問された複数の調査結果と諸外国に関して同様の質問がなされた調査結果との比較を行っている。それによると、宗教を持っている人々の割合は東南アジア・欧米諸国が 6 割以上と高く、日本・香港は 3 割程度である。以上の調査によれば、日本人であっても 3 割程度は何らかの宗教・信仰を持っており、宗教を持っている者は決してマイノリティではないとも考えられる。

しかし、調査の方法あるいは質問の方法によっては、宗教を持っていると見なされる日本人がより少なくなる。木村(2002)は 2000 年の『日本版 General Social Surveys(以下 JGSS)』調査結果より、「あなたは、信仰している宗教がありますか」との問いに「ある」と答えた者は 9.5%に過ぎないが、「特に信仰していないが、家の宗教はある」との回答をも含めると 34.5%に達し、『日本人の国民性調査』などの調査と数値が近づくことに着目している。ここでは家の宗教はあると回答した者が多い理由について、「信仰していると明確に認識していないにもかかわらず、日常生活のなかで接触することの多い“家の宗教”が記憶にあったから、宗教を持っていると思って答えたのであろう」(木村, 2002, 127 ページ)と推察されている。また仏教が多くなる理由として「現代日本においても“家の宗教”という江戸時代以来の伝統的な性格が反映しているために宗教名としては仏教が多く挙げられている」(木村, 2002, 125 ページ)と指摘されている。末木(2006, 136 ページ)では、江戸幕府がキリシタンでないことを証明させるために家単位で必ずどこかの寺院の檀家として登録させたことが述べられているが、回答には江戸時代からの檀家制度の影響がうかがえるのではないだろうか。上記のような状況からか、阿満(1996)は、特定の教義や経典への信仰が求められる「創唱宗教」に限るならば

日本人は無宗教といえるが、特定の宗教に縛られない「自然宗教」を含めれば決して日本人は無宗教とは言えないと指摘する³。末木(2006)も、宗教と言う日本語自体が英語の religion に対して訳を充てる際に生まれたのであり、日本人自身が宗教という概念を意識してこなかったと指摘する。つまり、色々な宗教を生活に取り入れながらも、宗教と言う語ができた時点においては、欧米のようにカトリックであるとかプロテスタントであるとか、自身の宗教を明確にできない日本人が多かったと思われる。これらの指摘に符合する統計的情報は 13 年『日本人の意識調査』からも確認できる。この調査にある質問「宗教とか信仰とかに関係すると思われることがらで、あなたが信じているものがありますか(複数回答)」への回答結果を見ると、「神」との回答は 31.9%、「仏」との回答は 40.9%と高い一方で、「聖書・経典の教え」との回答は 5.8%と非常に少ない。神や仏を信じている者は少なくないながらも、その教典は信じておらず仏教徒やキリスト教徒であるとは主張できない。よって、特定の宗教を持たないという意味においては、多くの日本人は無宗教であると指摘できるだろう。

本稿の分析では、後に詳述するが「あなたは、自分が熱心な信者だと思いますか」との質問に対する回答に「熱心である、まあ熱心である=3」、「そんなに熱心ではない=2」「宗教は無い=1」と数値を割りあてた「宗教信仰熱心度」と、宗教の団体や組織に所属している場合に 1 を取る「宗教組織所属ダミー」の影響を分析する。熱心に信仰していると答えている場合ほど本人が意識的に信仰していることがうかがえ、特定の宗教を持っていると考えられる。また明確に宗教団体に所属していると答えていれば特定の宗教を持っており、その関連団体に所属していると考えられる。

3. 雇用者の学習モデルで行われている分析

本稿の分析課題は雇用者の学習モデルによる先行研究から動機を得たものであるが、日本の労働市場を対象とした本文脈の分析は多くはないため⁴、以下では Altonji and Pierret (2001)に依拠し、雇用者の学習モデルの基本的なモデルについて述べる。

Altonji and Pierret (2001)ではその冒頭で雇用者の学習モデルについて、「労働者

³ 阿満(1996)は宗教を、慣習と結びついており特定の宗教への所属と非所属が明確にならない「自然宗教」と、明確な教祖・教義に基づき、宗教に属するために「回心」や「洗礼」など本人の明確な意思表示が必要であるような「創唱宗教」に分けて整理している。日本においては本人は無宗教と標榜しながらも深く宗教と結びついた行事に参加している者が少なくないことから、「自然宗教」を考えれば日本人が無宗教とは言い難いが、「創唱宗教」に限るならば日本人は無宗教と言えると指摘する。

⁴ 企業の人事データを用いて雇用者の学習仮説を直接的に検証した Araki. et. al (2015)や Nakabayashi (2012)があり、ともに出身大学銘柄など学歴に着目された分析が行われている。

の経験年数の経過に従い、使用者が労働者の真の生産性を把握するようになってきているかどうかを検証する実証モデル」と説明している。このモデルではまず、労働者の生産性が(1)式のように示される。

$$y_{it} = rs_i + \alpha_1 q_i + \Lambda z_i + \eta_i + H(t) \quad (1)$$

上記(1)式では、時間を通じて一定の値をとることを仮定した4種の変数と経験による人的資本の蓄積により、労働者個人 i の経験 t 年時の生産性 y_{it} が決定されることを示している⁵。 s_i は労働者の学歴や年齢、性別、人種など使用者、分析者ともに観察可能な変数であり、 q_i は採用試験でのみ観察される個人特性など使用者は観察できるが分析者には観察できない変数である。 z_i は使用者には観察できないが分析者には観察可能な生産性に影響する変数であり、Altonji and Pierret (2001)、Monsour (2012)、Lange (2007) では AFQT (Armed Forces Qualification Test) スコアや、親の教育年、兄弟の賃金が用いられている⁶。 η_i は使用者にも分析者にも観察されない変数であり、 $H(t)$ は人的資本蓄積など経験年によって変わる生産性に影響する変数であり、先行研究ではパネル調査の各年から確認された勤務週数の合計や、年齢から教育年数と6を減じた労働市場参入後の年数の2パターン⁷の代理指標が用いられている。

使用者は z_i や η_i が把握できないことから、観察される情報によって z_i や η_i を予測し、それぞれの予測値 $z_i = \gamma_1 q_i + \gamma_2 s_i + v_i$ 、 $\eta_i = \alpha_2 s_i + e_i$ に基づいて(2)式のように経験 t 年時の生産性を評価する。なお v 、 e はそれぞれの予測値の誤差項である。

$$\hat{y}_{it} = (r + \Lambda \gamma_2 + \alpha_2) s_i + (\alpha_1 + \Lambda \gamma_1) q_i + H(t) + E(\Lambda v_i + e_i | D_{it}) \quad (2)$$

(2)式では、経験年に伴い労働者に関する情報量が蓄積され、その情報量 D_{it} によって各期の生産性評価が更新されることを考慮している。また(2)式の生産性評価に基づいて労働者 i の経験 t 年時の賃金が決定されるとすると賃金関数は(3)式に書き換えられる。

⁵ 雇用者の学習モデルの研究群では学歴については初職に就く以前の情報のみを用いており、初職入職後以降の情報は分析に用いておらず、本稿でもそれに準じている。また本稿で用いている宗教も厳密には入社後も変化する変数であるが、本稿では宗教に関する変数を Z ないしは S 変数と想定して用いている。東京大学社会科学研究所の2007-2010 パネルデータでは08年に宗教団体に所属していなかった者の99.34%が2年後の10年にも所属しておらず、同一個人⁸の宗教情報が調査時期によって大きく変動する可能性は低いと考えられる。

⁶ 本稿で用いるデータからはこのようなテスト結果は得られないが、先行研究でも用いられている「親の学歴」の情報は用いられた。

$$\ln w_{it} = \beta_1 s_i + \beta_2 q_i + H^*(t) + g_{it} + \zeta_{it} \quad (3)$$

$\ln w$ は賃金の対数値、 $H^*(t)$ は経験年 t の賃金への影響、 ζ_{it} は誤差項である。その他のパラメータについては $\beta_1 = r + \Lambda\gamma_2 + \alpha_2$ 、 $\beta_2 = \alpha_1 + \Lambda\gamma_1$ 、 $g_{it} = E(\Lambda v_i + e_i | D_{it})$ である。使用者とは異なり、分析者が観察できるデータは支払われた賃金 w_{it} と s_i 、 z_i 、 t のみであるため分析者が(3)式を直接推定することはできず、実行可能であるのは以下(4)式の賃金関数であろう。

$$\ln w_{it} = b_{s1} s_i + b_{z2} z_i + H^*(t) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ただし、分析者は q 変数が観察できないことにより、(4)式の推定で得られるパラメータには欠落変数バイアス(omitted variable bias)が含まれる。(4)式のパラメータ b_{s1} 、 b_{z2} とともに、経験年 t によって変わらない q_i が観察されないことによるバイアスと、 v が得られないことにより経験年経過による評価の修正状況 $g_{it} = E(\Lambda v_i + e_i | D_{it})$ が観察されないことによるバイアスを含んでいる。使用者が雇用者の生産性を学習しているかを判断するには、評価の修正状況 $g_{it} = E(\Lambda v_i + e_i | D_{it})$ が確認できればよいが分析者には把握できないため、次善の策として以下(5)式が推定されることが多い。ここでは b_{s1} のうち経験年の経過に伴い修正される部分と、 b_{z2} のうち経験年の経過に伴い修正される部分を検討するため、 s_i 変数 z_i 変数とそれぞれの経験年数 t との交差項を用いている⁷。

$$\ln w_{it} = b_1 s_i + b_2 z_i + b_3 s_i t + b_4 z_i t + b_5 t + \mu_{it} \quad (5)$$

雇用者の学習モデルを用いた先行研究では、共通して学校教育年数が s_i 変数として用

⁷ (4)式の変数 S_i の推定パラメータは

$E(\hat{b}_{s1}) = \beta_1 + \beta_2 \delta_{qs} + \theta_i \delta_{is} = \beta_1 + \beta_2 \frac{S_{zs} S_{sq} - S_{zs} S_{zq}}{S_{ss} S_{zz} - S_{zs}^2} - \frac{S_{zs} S_{zg}}{S_{ss} S_{zz} - S_{zs}^2}$ となり、第1項は真のパラメータであるが、第2項は勤続で不変な欠落変数バイアス、第3項は勤続で修正される欠落変数バイアスである。変数 z_i のパラメータは $E(\hat{b}_{z2}) = \beta_2 \delta_{qz} + \theta_i \delta_{iz} = \beta_2 \frac{S_{ss} S_{zq} - S_{zs} S_{sq}}{S_{ss} S_{zz} - S_{zs}^2} - \frac{S_{ss} S_{zg}}{S_{ss} S_{zz} - S_{zs}^2}$ となり、第1項は勤続で不変な欠落変数バイアス、第2項は勤続で修正される欠落変数バイアスで、真のパラメータは含まれない。なお分析者に q_i が観察される場合には、 $q_i = \delta_{qs} S_i + \delta_{qz} Z_i$ 、 $v_i = \delta_{is} S_i + \delta_{iz} Z_i$ であるためこれらを直接的に求めることができる。

いられており、 b_1 は統計的に有意な正の結果となるが経験年との交差項のパラメータ b_3 は有意にならないことが確認されている。勤務当初には限られた情報によって生産性の予測をせざるを得ないことから、教育年数の賃金への影響が大きくなると指摘されている。また z_i 変数としては複数の先行研究で共通に AFQT スコアや親の教育年が用いられており、 s_i 変数の分析結果とは反対に b_2 は有意には推定されず、 b_4 が正の有意な値に推定された。これより、採用時には分からなかった能力の情報が経験年と共に明らかになることを反映し、ある程度の経験を経た時点においては教育年数ではなく AFQT スコアや親の学歴の影響が大きくなると指摘されている。以上のモデルは、Mansour (2012) や Light and McGee (2015) によってさらに拡張され、雇用者の学習状況は職業別にも異なること、職業によって要求される能力が異なるため様々な能力に関する雇用者の学習の程度も異なることが確認されている。また先行研究の多くで、黒人ダミーを用いた人種による統計的差別の検証が行われている。ここでは黒人ダミー変数とその経験年 t との交差項を用いた分析が行われ、黒人ダミーの係数が有意に推定されなかったことから、採用当初に統計的差別が行われているとは主張できないとされている。

4. 本稿の分析手続きと用いるデータ

本稿では、海外において(5)式による分析から黒人である点と統計的差別の有無に関して検討されていることから、日本の労働市場において特定宗教の保持が統計的差別につながるかどうかを検証する動機を得て、(5)式を元に分析を行う。ただし、日本の労働市場では本稿冒頭に示した指針が近年に設定されたものであり、かつ法的強制力が無いこと、現実として採用時の候補者を身上調査するサービス業者が存在している点を考慮すると、学歴・年齢など採用時に当然のように把握される情報以外には、宗教のみでなく親の教育変数についても採用時に把握され、前節の z_i に含まれるような変数が無い可能性も考えられる。そこで本稿では、雇用者の学習状況を検証するというよりも、日本の労働市場における宗教保持と統計的差別の有無に着目して分析結果を検討する。

先行研究における黒人ダミーとその経験年との交差項による解釈では、どちらが有意な結果を示すかを見ることで、採用時に統計的差別が行われているかを検討している。つまり人種は即時に使用者に把握されうるが、黒人であることによる採用時の差別的な取り扱いが法律で禁じられていることから、企業が法を遵守していれば採用当初では黒人ダミーは統計的に有意な結果を示さないと考えられる。Altonji and Pierret (2001) の分析結果では、黒人ダミーに有意な影響は確認されず、経験との交差項が有意な負の

影響が推定されたことから、統計的差別が行われている可能性は低いことが指摘されている。本稿においては、仮に宗教変数そのものに統計的に有意な影響がなく、経験年との交差項に有意な負の影響が推定されれば、生産性と相関しながらも統計的差別が行われている可能性は低いと考えられる。これに対し、経験年との交差項に有意な影響がなく、宗教変数に有意な負の影響が推定されれば生産性と相関し、かつ統計的差別が行われていると考えられる。また本稿では、宗教と生産性との相関がみられるならば、人的資本・労働意欲に関係する他の変数を考慮した場合としない場合の分析結果を比較することで、宗教が生産性に影響する理由を検討する。仮に宗教が人的資本・労働意欲の代理指標ならば、それらに関係する他の変数を考慮した場合、宗教変数やその経験年との交差項の影響は弱まることが予想される。一方で、人的資本・労働意欲の代理変数でなければ、宗教変数やその経験年との交差項の影響は変わらず、マッチング生産性の代理指標であることが示唆される。

以下では分析に用いるデータと変数について述べる。本稿では、JGSS の 06、08、10 年調査のプールデータと「東大社研・若年、壮年パネル調査(以下東大パネル)」の 08、10 年の 2 時点パネルデータの 2 つのデータセットを用いる⁸。どちらの調査においても宗教団体への所属および宗教に熱心であるか否かが尋ねられており、先行研究において用いられた親の教育情報も得られる。また先行研究において共通してコントロール変数に用いられている初職の職種情報が尋ねられており、一般にアクセス可能な日本の労働市場におけるデータの中では、本稿の問題意識を分析する上で適したデータである。

調査データの中から分析に用いるサンプルとしては Altonji and Pierret (2001)、Monsour(2012) および Light and McGee(2015) に基づき、週 30 時間以上労働している男性就業者に限定し、就業している学生は除外した⁹。また分析対象の年齢層については、東大パネル調査では 06 年 12 月末時点で 20-40 歳の若年者が調査対象であるため全員を用いるが、JGSS については 45 歳以下の者に限定した。というのも Faber and Gibbons(1996) や Lange(2007) によれば、雇用者の学習は雇用者のキャリアの早期に集中して行われることが指摘されている。また、Altonji and Pierret (2001)、Monsour(2012)、

⁸ 二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター-SSJ データアーカイブから「日本版 General Social Surveys2006, 2008, 2010」(寄託者名: 大阪商業大学) 及び「東大社研・若年、壮年パネル調査 2007-2010」(寄託者名: 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト) の個票データの提供を受けた。

⁹ 米国の先行研究では、これまでの職歴のうち週 30 時間以上労働をした週の総計を t 変数としている。よって厳密には一企業における勤続年を経験年数としていない。本稿では過去の職歴に関する情報が全て得られるわけではないこと、日本の労働市場では米国に比べて 1 つの職場を長期継続する傾向があることから現職の経験年数を t 変数とし、当該就業先で週 30 時間以上働いている者に限定した。

Light and McGee (2015) は National Longitudinal Survey of Youth (NLSY79) の最長 2000 年までのパネルデータを用いており、本稿の分析対象をそれらに近づける意図もある¹⁰。以上の基準を満たし、後述する変数が揃った者を分析対象とすると、JGSS が 1,251 名、東大パネルが 1,888 名となった。

次に、分析に用いる変数の作成方法・定義について述べる。まず被説明変数として用いる賃金の対数値であるが、JGSS では年間労働収入と週当たり実働時間によって賃金を作成した。JGSS の年間労働収入はカテゴリ変数となっているため、各カテゴリの中央値を当てはめて数値化すると共に「70 万未満」は 70 万円、「2300 万以上」は 2300 万円とした。これを週労働時間×50 週で除した値を対数化している。東大パネルでは時給を尋ねられた者については時給を、週給を尋ねられた者については週給を 1 日の労働時間×週当たりの勤務日数で除した値を、月給を尋ねられた場合には月給を 1 日の労働時間×月当たりの勤務日数で除した値を対数化した。なお、作成した時間あたり賃金は年平均消費者物価指数(全国、総合 2010 年基準)によって実質化した。

人的資本および労働意欲に関わる変数として、教育年数については双方の調査から労働市場に参入する以前の学歴が確認できるため、その修業年限より算出した。また「父又は母親との死別経験ダミー」、「主観的健康度」を作成し分析に用いる¹¹。経験年は、日本では初職を継続している者が多いことから、先行研究とは異なり現職の勤続年数としている。

宗教を示す変数については JGSS では「あなたは、自分が熱心な信者だと思いますか」との質問に対する回答として「熱心である、まあ熱心である = 3」、「そんなに熱心ではない = 2」「宗教は無い = 1」と値をそれぞれ与えた「宗教信仰熱心度」を作成した¹²。東大パネルについては、所属する宗教の団体・組織の情報が得られるため、所属している場合に 1 を取る「宗教組織所属ダミー」を作成し分析に用いる¹³。

その他のコントロール変数については Altonji and Pierret (2001) のコントロール変数に合わせ、親の教育年数、調査年ダミー、初職職種ダミー、居住地ダミーを用いる。

¹⁰ 調査対象者の出生年が 1957-65 年であることから 2000 年時点においても 43 歳の者が最年長となる。

¹¹ 東大パネルでは、健康状態に関するカテゴリ回答を以下の得点に定義した (1: 悪い、2: あまり良くない、3: 普通、4: まあ良い、5: とても良い)。JGSS では、健康状態の満足度に関する得点を以下のように定義した (1: 不満-5: 満足)。

¹² JGSS では宗教について熱心かどうかの質問の前に、「信仰している宗教がありますか?」との質問が設けられ、ここで「ない」と回答した者は熱心かどうかの質問には答えない設計になっている。本稿で作成している「宗教活動熱心度」については、そこで「ない」と回答した者について 1 としている。

¹³ JGSS においても同様の「宗教組織所属ダミー」が作成可能である。なお、JGSS データで作成された「宗教組織所属ダミー」の平均値は 0.033 程度であり、これを用いた場合の分析結果も本稿で示した分析結果と整合的であり、内容を大きく変えるものではなかった。

具体的には双方のデータセットから同様に作成が可能な、16大都市居住ダミー、調査年ダミー、年齢、初職が製造職、専門職、事務職あるいは販売営業職であることを示すダミー変数を用いた。分析に用いたデータセットの各変数の基本統計量は表1の通りである。

表1において比較すると、大半の変数には2つのデータセットの間に大きな違いが見られない。宗教に係わる変数は「宗教熱心度」が平均1.26、「宗教団体所属ダミー」が0.037であり、特定の宗教を持つと思われる者はマイノリティであろう。平均賃金には約350円の違いがある。JGSSが年間収入を賃金の計算に用いたのに対し、東大パネルでは月給・時給を用いたために年間賞与が反映されていないことによる違いと思われる。

次にクロス集計より、本稿で着目する宗教に係わる変数、人的資本・労働意欲に係わる変数と賃金との関係、および宗教の有無別に人的資本・労働意欲に関わる変数に偏りがあるかを確認する。まず表2ではJGSSと東大パネルのそれぞれについて、賃金の平均値をクロス集計した結果を示した。いずれのデータセットにおいてもおおむね集計結果の傾向は共通している。本人の「教育年」が長いほど賃金は高く、勤続5年未満からすでに差が確認される。宗教についても同様で、勤続年数が比較的短い段階から差が見られ、宗教に熱心でない方が賃金は高い傾向がある。「父親の教育年」については、14

表1 分析に用いるデータセットの基本統計量

データセット	JGSS		東大パネル	
	男性全サンプル	男性全サンプル	男性全サンプル	男性全サンプル
説明変数	平均	標準偏差	平均	標準偏差
実質時間当たり賃金	1896.530	1041.291	1526.0	897.4
大都市居住ダミー	0.230	0.421	0.361	0.480
年齢	35.005	6.527	34.075	5.149
年ダミー (2006年)	0.316	0.465	0.563	0.496
年ダミー (2008年)	0.328	0.470	-	-
初職が専門職	0.172	0.377	0.229	0.421
初職が事務職	0.160	0.367	0.151	0.359
初職が製造職	0.296	0.457	0.263	0.440
初職が営業・販売職	0.185	0.389	0.177	0.382
初職がその他職	0.187	0.390	0.179	0.383
経験年	9.707	7.219	9.101	6.114
教育年	13.863	2.203	14.534	1.997
教育年×経験年/10	13.374	10.041	13.062	8.613
父の教育年	12.046	2.591	12.551	2.556
父の教育年×経験年/10	11.397	8.569	11.125	7.424
宗教熱心度 (宗教団体所属ダミー)	1.261	0.544	0.037	0.189
宗教熱心度 (宗教団体所属ダミー) × 経験年/10	1.244	1.183	0.034	0.212
主観的健康度	3.497	1.016	3.469	0.902
父親又は母親の死別ダミー	0.184	0.388	0.146	0.353
観測値数	1,251		1,888	

年が16年以上に比べて高い部分が複数個所で確認されるものの、12年以下と比べると父親の教育年数が長いほど本人の賃金も高く、かつ勤続年数が短い時点から差が確認できる。親の死別についてもJGSSの勤続5-10年では死別経験者の方が賃金は低いが、他の部分では共通して死別経験者ほど賃金が高い。「主観的健康度」についてもJGSSの5年以上勤続者以外では、数値の高い健康な者ほど賃金が高い。

表2 説明変数ごとの賃金の平均値

JGSS		勤続5年 未満	勤続5～ 10年未満	勤続10年 以上	全体
全体		1,416.6	1,803.5	2,270.6	1,896.5
本人の 教育年数	教育年12年以下	1,181.9	1,492.2	2,062.9	1,669.5
	教育年14年	1,605.4	1,611.8	2,117.5	1,801.2
	教育年16年以上	1,645.0	2,140.5	2,558.9	2,186.9
宗教熱心度	宗教はない	1,446.0	1,746.7	2,327.0	1,910.3
	あまり熱心でない	1,353.6	2,258.1	2,106.8	1,916.9
	熱心、まあ熱心	1,131.8	1,591.2	2,001.9	1,620.1
父親の 教育年数	教育年12年以下	1,393.9	1,688.1	2,179.0	1,832.7
	教育年14年	1,484.0	1,897.9	2,607.5	2,187.0
	教育年16年以上	1,477.9	2,104.0	2,576.7	2,061.1
主観的健康度4～5		1,483.2	1,758.7	2,266.2	1,882.8
主観的健康度1～2		1,280.5	2,013.1	2,336.1	1,942.2
親の死別を経験していない		1,387.3	1,817.8	2,239.8	1,863.7
父親又は母親と死別		1,590.9	1,745.0	2,389.5	2,042.4
東大パネル					
		勤続5年 未満	勤続5～10 年未満	勤続10年 以上	全体
全体		1,284.8	1,499.4	1,695.4	1,526.0
本人の 教育年数	教育年12年以下	1,090.5	1,296.1	1,532.2	1,368.9
	教育年14年	1,206.8	1,304.4	1,522.2	1,361.0
	教育年16年以上	1,412.1	1,661.8	1,877.6	1,679.7
宗教	所属していない	1,299.0	1,512.2	1,700.6	1,535.6
	宗教団体所属	904.8	1,155.2	1,566.2	1,275.1
父親の 教育年数	教育年12年以下	1,215.5	1,410.4	1,644.3	1,470.3
	教育年14年	1,172.7	1,738.2	1,724.6	1,589.0
	教育年16年以上	1,438.0	1,638.1	1,849.8	1,651.8
主観的健康度4～5		1,308.7	1,535.8	1,754.3	1,579.3
主観的健康度1～2		1,185.1	1,380.2	1,567.7	1,424.3
親の死別を経験していない		1,271.9	1,469.6	1,700.0	1,527.5
父親又は母親と死別		1,506.6	1,593.3	1,726.8	1,663.3

また表3より、宗教有無別の人的資本・労働意欲に係わる変数の偏りを見ると、宗教保持者ほど教育年が若干低く年齢が若干高い傾向はあるが、おおむね宗教変数別に両データとも顕著な偏りは確認できない。ただし、父・母との死別経験については宗教保持者の方が多い。仮に不幸により信仰に結びつく経路が存在すれば¹⁴、人的資本・労働意欲などに対するショックの代理指標として宗教保持が採用時に考慮される可能性もある。この点について、後の分析より死別経験が賃金に与える影響も合わせて見ることで、人的資本・労働意欲に対するショックの代理指標となっている可能性を検討したい。

5. 分析結果

続いて(5)式に基づく分析結果より、特定宗教の保持により統計的差別が存在する傾向について検討したい。表4ではJGSSを用いた推定結果を、表5では東大パネルを用いた推定結果を掲載した。いずれにおいても男性サンプルに追加して男女計サンプルについても行ったが、結果に大差は無い。そこで以下ではJGSS、東大パネルそれぞれの男性を対象とした分析結果を中心に解釈していく。

表4より「宗教熱心度」を見ると、いずれの分析結果についても「宗教熱心度」の係数は有意な負に推定されているが、経験年との交差項については有意でない。勤続年の増加に伴って宗教有無別に賃金格差が拡大する傾向は無く、勤続初期から格差がある。これは特定宗教への信仰が生産性に影響しているが、徐々に賃金に反映されるというよりも、採用当初から生産性の違いが考慮されて賃金に差がついていると考えられる。

また本人の「教育年数」や「父親の教育年」、「主観的健康度」、「父又は母親との死別

表3 宗教変数別の人的資本や労働意欲に係わる変数の平均値

	教育年の平均	父の教育年の平均	年齢の平均	主観的健康得点	死別ダミー
JGSS全体	13.86	12.05	35.00	3.50	0.184
宗教は無い	13.89	12.12	34.70	3.52	0.163
そんなに熱心ではない	13.86	11.86	35.98	3.37	0.221
熱心である、まあ熱心である	13.45	11.42	36.63	3.58	0.391
東大パネル全体	14.53	12.55	34.07	3.47	0.146
宗教団体非所属	14.56	12.55	34.07	3.46	0.142
宗教団体所属	13.89	12.59	34.10	3.57	0.243

¹⁴ 死別時期と宗教保持の時期は本調査からは分らないが、宗教保持により死別を経験しやすくなる経路は考えにくい。また日本ではそれまで無宗教であっても死別時になんらかの宗教的手続きが取られることが多い。これについては「葬式仏教」などとの批判もあるが、これが影響している可能性も疑われる。

表 4 JGSS データによる個人情報情報の賃金への影響に関する分析結果

データセット	J G S S (2006, 2008, 2010)						J G S S (2006, 2008, 2010)						
	Log Wage						Log Wage						
	男性			男女計			男性			男女計			
被説明変数 サンプル	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
説明変数	0.025	0.014	0.024	0.016	0.025	0.016	0.032	0.030	0.032	0.030	0.032	0.030	0.030
経験年	[0.005]***	[0.013]	[0.010]**	[0.013]	[0.005]***	[0.013]	[0.004]***	[0.008]***	[0.012]**	[0.004]***	[0.012]**	[0.012]**	[0.012]**
教育年	-	0.041	-	0.035	-	0.036	-	0.059	-	0.051	-	0.051	-
教育年×経験年/10	-	[0.011]***	-	[0.012]***	-	[0.011]***	-	[0.009]***	-	[0.010]***	-	[0.010]***	-
父の教育年	-	[0.008]	-	0.007	-	0.008	-	0.001	-	0	-	0.001	-
父の教育年×経験年/10	-	[0.009]	-	[0.009]	-	[0.009]	-	[0.008]	-	[0.008]	-	[0.008]	-
父の教育年	-	0.023	0.015	-	0.016	0.016	-	0.032	0.018	-	0.018	-	0.018
父の教育年×経験年/10	-	[0.009]***	[0.009]	-	[0.009]*	[0.009]*	-	[0.007]***	[0.008]**	-	[0.008]**	-	[0.008]**
父の教育年	-	0.002	0.000	-	-0.001	-0.001	-	0.000	0.001	-	0.001	-	0.001
父の教育年×経験年/10	-	[0.007]	[0.008]	-	[0.008]	[0.008]	-	[0.006]	[0.007]	-	[0.007]	-	[0.007]
宗教熱心度	-0.103	-0.108	-0.097	-0.104	-0.103	-0.104	-0.075	-0.084	-0.077	-0.084	-0.073	-0.083	-0.083
宗教熱心度×経験年/10	[0.042]**	[0.041]***	[0.041]**	[0.041]**	[0.042]**	[0.041]**	[0.033]**	[0.032]***	[0.032]**	[0.032]***	[0.033]**	[0.032]***	[0.032]***
宗教熱心度	0.002	0.012	0.001	0.010	0.001	0.009	-0.006	0.003	-0.005	0.003	-0.007	0.001	0.001
宗教熱心度×経験年/10	[0.033]	[0.032]	[0.033]	[0.032]	[0.033]	[0.032]	[0.029]	[0.028]	[0.029]	[0.028]	[0.029]	[0.028]	[0.028]
主観的健康度	-	-	-	-	0.027	0.03	-	-	-	-	0.021	-	0.019
父親又は母親の死別ダミー	-	-	-	-	[0.013]**	[0.013]**	-	-	-	-	[0.011]*	-	[0.011]*
父親又は母親の死別ダミー	-	-	-	-	0.015	0.036	-	-	-	-	0.018	-	0.044
父親又は母親の死別ダミー	-	-	-	-	[0.036]	[0.036]	-	-	-	-	[0.031]	-	[0.030]
定数項	6.452	5.965	6.115	5.823	6.342	5.697	6.356	5.63	5.895	5.467	6.275	5.398	5.398
定数項	[0.101]***	[0.180]***	[0.161]***	[0.195]***	[0.116]***	[0.203]***	[0.078]***	[0.145]***	[0.127]***	[0.156]***	[0.091]***	[0.161]***	[0.161]***
観測値数	1,251	1,251	1,251	1,251	1,251	1,251	2,092	2,092	2,092	2,092	2,092	2,092	2,092
Adj-R-squared	0.287	0.313	0.298	0.316	0.289	0.318	0.33	0.359	0.345	0.364	0.331	0.365	0.365

注 1) []内の値は標準誤差を表す。

注 2) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注 3) 説明変数は16大市居住ダミー、調査年ダミー、男性ダミー、年齢、初職の製造、専門、事務、販売営業職ダミーを加えている。

経験ダミー」を加えたモデルにおいても「宗教熱心度」のパラメータの変化はほとんど変化しない。人的資本・労働意欲に係わる変数のコントロールによらず賃金について同様の影響が示されている。また表3において特定宗教保持者と無宗教者の間で大きな偏りが見られなかった「教育年」、「父親の教育年」、「主観的健康度」については賃金に対して統計的に有意な正の影響が確認できるが、偏りが見られた「父親又は母親との死別経験ダミー」は統計的に有意でない。死別の生産性へのショックも確認されず、特定宗教の保持によって、人的資本・労働意欲を通じた生産性の違いが代理できると考えられる傾向は示されていない。

表4の分析結果を見る限りにおいては、日本の労働市場では特定宗教への信仰が考慮されて採用当初から処遇が低くなっており、組織とのマッチング生産性の違いが懸念されていることが示唆される。また、先行研究と同様に宗教だけでなく、本人の教育年および父親の教育年についても経験年との交差項を説明変数に用いたが、いずれも統計的に有意な結果はみられない。

続いて東大パネルによる分析結果である表5をみる。サンプルを男性のみに限定した場合も男女計サンプルによる分析結果も結果はほぼ同様であるため、以下では男性のみのサンプルによる分析結果について述べる。

まず「宗教団体所属ダミー」はJGSSによる分析結果と同様に、統計的に有意な負の影響を与えているが、経験年との交差項は有意でない。人的資本・労働意欲に関係すると考えられる変数をコントロールした場合においても、宗教の影響がほぼ変わらない点もJGSSと共通する。また、「父親の教育年」はJGSSと異なり有意な影響が推定されないが、「教育年」および「主観的健康度」は統計的に有意な正の影響が推定され、「父又は母親との死別経験ダミー」が有意で無い点もJGSSによる分析結果と共通している。

以上の分析結果より、日本の労働市場では、特定の宗教を持つという宗教的なマイノリティであることによって、統計的差別の状況が生じていると考えられる。またその理由は、組織や周囲の労働者とのマッチングが懸念されてのものであることが疑われる。ただし、この度分析に用いた変数以外に、宗教および生産性の両方に影響する何らかの変数が存在し(例えばAFQT等)、採用企業がそのような情報を把握・考慮していれば、直接的に宗教を考慮していなかったとしても、表4・5のような分析結果が導かれた可能性も考えられる。つまり、実際には企業が宗教によって判断していなくても、何らかの情報の代理変数として特定宗教保持の変数が有意な推定結果を示した可能性は残る。

その点は、宗教保持に至るメカニズムや要因仮説にも関わる点であり、今後の検討課題である。

表5 東大パネルデータによる個人情報への影響に関する分析結果

データセット	東大パネル (2008, 2010)						東大パネル (2008, 2010)						
	Log Wage						Log Wage						
	男性			女性計			男性			女性計			
被説明変数	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
説明変数	0.009	0.009	0.003	0.007	0.010	0.007	0.013	0.006	0.009	0.006	0.013	0.006	0.006
経験年	[0.002]***	[0.010]	[0.007]	[0.010]	[0.002]***	[0.010]	[0.001]***	[0.008]	[0.005]*	[0.008]	[0.001]***	[0.008]	[0.008]
教育年	-	0.022	-	0.024	-	0.024	-	0.032	-	0.031	-	0.031	-
教育年×経験年/10	-	[0.008]***	-	[0.009]***	-	[0.009]***	-	[0.006]***	-	[0.006]***	-	[0.006]***	-
教育年×経験年/10	-	0.002	-	-0.001	-	-0.002	-	0.006	-	0.005	-	0.005	-
父の教育年	-	[0.007]	-	[0.008]	-	[0.008]	-	[0.006]	-	[0.006]	-	[0.006]	-
父の教育年	-	0.001	-	-0.003	-	-0.005	-	0.006	-	0.001	-	0.000	-
父の教育年×経験年/10	-	[0.006]	-	[0.006]	-	[0.006]	-	[0.004]	-	[0.004]	-	[0.004]	-
父の教育年	-	0.006	-	0.005	-	0.006	-	0.003	-	0.000	-	0.001	-
宗教団体所属ダミー	-	[0.005]	-	[0.006]	-	[0.006]	-	[0.004]	-	[0.005]	-	[0.005]	-
宗教団体所属ダミー	-0.261	-0.235	-0.262	-0.233	-0.265	-0.236	-0.177	-0.156	-0.177	-0.156	-0.177	-0.156	-0.156
宗教団体所属ダミー×経験年/10	[0.079]***	[0.079]***	[0.079]***	[0.079]***	[0.079]***	[0.079]***	[0.052]***	[0.052]***	[0.052]***	[0.052]***	[0.052]***	[0.052]***	[0.052]***
宗教団体所属ダミー×経験年/10	0.108	0.095	0.11	0.095	0.104	0.09	0.063	0.056	0.064	0.056	0.062	0.054	0.054
宗教団体所属ダミー×経験年/10	[0.071]	[0.071]	[0.071]	[0.071]	[0.071]	[0.071]	[0.054]	[0.053]	[0.054]	[0.053]	[0.054]	[0.053]	[0.053]
主観的健康度	-	-	-	0.037	-	0.035	-	-	-	-	0.025	-	0.021
主観的健康度	-	-	-	[0.009]***	-	[0.009]***	-	-	-	-	[0.007]***	-	[0.007]***
父親又は母親の死別ダミー	-	0.035	-	0.034	-	0.035	-	-	-	-	0.006	-	0.011
父親又は母親の死別ダミー	-	[0.024]	-	[0.024]	-	[0.024]	-	-	-	-	[0.018]	-	[0.018]
定数項	6.185	5.895	6.171	5.905	6.057	5.808	6.267	5.849	6.172	5.839	6.178	5.783	5.783
定数項	[0.070]***	[0.133]***	[0.103]***	[0.139]***	[0.078]***	[0.141]***	[0.047]***	[0.097]***	[0.073]***	[0.101]***	[0.053]***	[0.103]***	[0.103]***
観測値数	1888	1888	1888	1888	1888	1888	3190	3190	3190	3190	3190	3190	3190
グループ	1187	1187	1187	1187	1187	1187	2033	2033	2033	2033	2031	2031	2031
Adj-R-squared	0.228	0.237	0.229	0.236	0.234	0.241	0.257	0.277	0.259	0.277	0.259	0.278	0.278

注1) []内の値は標準誤差を表す。

注2) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3) 説明変数は16大市居住ダミー、調査年ダミー、男性ダミー、年齢、初職の製造、専門、事務、販売営業職ダミーを加えている。

表4・5の分析結果からは、特定宗教を持つことで勤続初期から処遇に差が生じることが確認された。当然、当該情報は採用可否にも影響している可能性がある。採用されずに無業に陥った者が除外されたことによるサンプル・セレクションバイアスが含まれている恐れもある¹⁵。そこで追加的な分析として、以下では(5)式の推定についてヘックマン2段階推定によりサンプル・セレクションバイアスを考慮した分析を行った。分析

表6 セレクションバイアスを考慮した個人情報への賃金への影響に関する分析結果

データセット		JGSS(2006, 2008, 2010)							
被説明変数	対数賃金	週30時間以上就業	対数賃金	週30時間以上就業	対数賃金	週30時間以上就業	対数賃金	週30時間以上就業	
サンプル									
男性									
モデル	Heckit (2nd)	Heckit (1st)	Heckit (2nd)	Heckit (1st)	Heckit (2nd)	Heckit (1st)	Heckit (2nd)	Heckit (1st)	
説明変数	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	
経験年	0.014 [0.013]	-	0.025 [0.010]**	-	0.016 [0.013]	-	0.017 [0.013]	-	
教育年	0.036 [0.011]***	0.052 [0.022]**	-	-	0.03 [0.012]**	0.059 [0.024]**	0.029 [0.012]**	0.058 [0.024]**	
教育年×経験年/10	0.009 [0.009]	-	-	-	0.009 [0.009]	-	0.009 [0.009]	-	
父の教育年	-	-	0.026 [0.009]***	0.002 [0.019]	0.018 [0.010]*	-0.017 [0.021]	0.020 [0.010]**	-0.017 [0.021]	
父の教育年×経験年/10	-	-	0.000 [0.007]	-	-0.002 [0.008]	-	-0.003 [0.008]	-	
宗教熱心度	-0.095 [0.042]**	-0.126 [0.084]	-0.083 [0.042]*	-0.128 [0.084]	-0.092 [0.041]**	-0.131 [0.084]	-0.089 [0.042]**	-0.132 [0.085]	
宗教熱心度×経験年/10	0.011 [0.032]	-	0.000 [0.032]	-	0.009 [0.032]	-	0.008 [0.032]	-	
主観的健康度	-	-	-	-	-	-	0.015 [0.015]	0.100 [0.045]**	
父親又は母親の死別ダミー	-	-	-	-	-	-	0.041 [0.039]	-0.006 [0.139]	
妻の所得150～450万円(参照: 150万未満、所得なし)	-	0.527 [0.218]**	-	0.517 [0.216]**	-	0.517 [0.218]**	-	0.497 [0.218]**	
妻の所得450万円以上(参照: 150万未満、所得なし)	-	0.541 [0.443]	-	0.578 [0.445]	-	0.564 [0.447]	-	0.580 [0.451]	
資産からの収入ありダミー	-	-1.238 [0.198]***	-	-1.174 [0.197]***	-	-1.225 [0.199]***	-	-1.201 [0.200]***	
λ	-	-0.447 [0.152]***	-	-0.467 [0.158]***	-	-0.465 [0.153]***	-	-0.476 [0.153]***	
定数項	6.322 [0.220]***	-0.756 [0.384]**	6.386 [0.191]***	-0.127 [0.389]	6.078 [0.225]***	-0.593 [0.431]	6.095 [0.245]***	-0.99 [0.469]**	
観測値数	1,251	1,404	1,251	1,404	1,251	1,404	1,251	1,404	

注1) []内の値は標準誤差を表す。

注2) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3) 説明変数は16大市居住ダミー、調査年ダミー、男性ダミー、年齢、初職の製造、専門、事務、販売営業職ダミーを加えている。

¹⁵ 一方、求職者の職業選択の選好が異なるために就業当初の処遇に差が生じる可能性が考えられるが、東大パネルより意識に関する設問「お金もちになることの重要性(1:とても重要-3:重要ではない)」に対する回答について、宗教の有無で系統的な違いは見られなかった。また、東大パネルでは15歳時点における経済状況に関する情報が得られるため、労働市場参入以前の金銭的な不遇状況を確認したが、偏りは見られなかった。よって、逆の因果関係が示されている可能性は低いと思われる。

結果は表6に掲載している。なお、第1段階の推定における被説明変数として、週30時間以上の就業がある場合に1を取るダミー変数を用いた。説明変数は2段階目にも使用する変数ならびに、除外変数として配偶者の収入および資産から金利収入が有る場合に1を取る「資産からの収入ありダミー」を用いた。また、セレクションバイアスの調整項は、東大パネルによる分析において有意な結果を示さなかったことから、表6はJGSSの分析結果のみを掲載した。

表6の分析結果は表4のそれとほぼ同様であり、係数の絶対値についても大きく異ならない。賃金に対する「宗教熱心度」は統計的に有意な負の推定値を取り、その経験年との交差項には有意な推定結果はみられない。特定宗教の保持によって勤続当初から処遇が低くなる点を示唆し、統計的差別の存在が伺える。また、人的資本・労働意欲に関わる変数の考慮した場合も分析結果は大きく変化せず、それら変数についての推定結果も表4から大きく傾向は異ならない。ゆえに、日本の労働市場では特定の宗教を持つことによりマッチング生産性が懸念され、統計的差別につながる点が示唆される。

次に、第1段階の就業への影響を見る。ここでは「宗教熱心度」の影響はいずれも有意に推定されず、「教育年」や「主観的健康度」が有意な正の影響を示している。特定の宗教を持つことで無業に陥る確率に統計的に有意な違いはないが、就業した後の賃金は異なっていると考えられる。

さらに統計的差別がマッチングの懸念によるものかを、別の視点から検討する。ここでは、チームワークの重要性が低いと考えられる職場に限定して同様の分析を行う。特定宗教を持っていると職場とのマッチング生産性を懸念されて統計的差別につながっているのであれば、チームワークの重要性が相対的に低い職場では、特定宗教を持っていたとしても懸念にはつながりにくいと考えられる。「社会人基礎力に関する緊急調査」報告書、18頁の図表にて「チームで働く力」が製造業全体では比較的重視されていないことから、製造業就業者に限定した分析を行う¹⁶。なお分析は表6と同様のヘックマン2段階推定の1段階目の被説明変数を「製造業かつ週30時間以上就業ダミー」に置き換えた推定と、表3・4と同様のOLSを「製造業かつ週30時間以上就業」者に限定した推定を行った。結果は表7に掲載した。ただし、ヘックマン2段階推定についてはJGSSも東大パネルの分析もセレクションバイアスの調整項が有意な結果とならなかったことや、2段階目の推定結果もOLSの結果も大きくは異ならなかったことからOLSの分析

¹⁶ 付図1を参照。2006年2月に経済産業省の「社会人基礎力に関する研究会」は、「職場や地域社会で多様な人々と仕事をしていくために必要な基礎的な力」について「前に踏み出す力」、「考え抜く力」、「チームで働く力」の3つの能力に分類される「社会人基礎力」として定義づけた。

表7 チームワークの重要性の低いと考えられる産業、職業に限定した分析結果

被説明変数	J.G.S.S.(2006,2008,2010)				東大パネル(2008,2010)			
	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー	製造業で 就業時間 30時間以 上ダミー
対数賃金	OLS 当該産業 該当者	Heckit (1st) 全男性	OLS 当該産業 該当者	Heckit (1st) 全男性	OLS 当該産業 該当者	Heckit (1st) 全男性	OLS 当該産業 該当者	Heckit (1st) 全男性
説明変数	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
経験年	0.000 [0.022]	-	0.000 [0.023]	-	0.018 [0.010]*	-	0.015 [0.015]	-
宗教熱心度	-0.112 [0.079]	0.008 [0.067]	-0.112 [0.079]	0.003 [0.067]	-	-	-	-
宗教熱心度×経験年/10	-0.011 [0.054]	-	-0.01 [0.054]	-	-	-	-	-
宗教団体所属ダミー	-	-	-	-	-	-	-	-
宗教団体所属ダミー×経験年/10	-	-	-	-	-	-	-	-
妻の所得150~450万円(参照: 150万未満、所得なし)	-0.097 [0.124]	-	-0.106 [0.124]	-0.109 [0.124]	-	-	-	-
妻の所得450万円以上(参照: 150万未満、所得なし)	-0.342 [0.251]	-	-0.32 [0.251]	-0.313 [0.251]	-	-	-	-
資産からの収入ありダミー	-0.542 [0.253]**	-	-0.529 [0.254]**	-0.52 [0.255]**	-	-	-	-
教育年×経験年/10	YES NO	YES YES	YES YES	YES YES	YES NO	YES YES	YES YES	YES YES
父の教育年	NO NO	YES YES	YES YES	YES YES	NO NO	YES YES	YES YES	NO NO
父の教育年×経験年/10	NO NO	YES NO	YES NO	YES NO	NO NO	YES NO	YES NO	NO NO
主観的健康度	NO NO	NO NO	NO NO	NO NO	NO NO	NO NO	NO NO	NO NO
父親又は母親の死別ダミー	NO NO	NO NO	NO NO	YES YES	NO NO	NO NO	NO NO	YES YES
λ	-0.049 [0.361]	-	-0.015 [0.374]	-0.058 [0.369]	-	-	-	-
定数項	6.588 [0.329]***	-0.419 [0.309]	6.52 [0.293]***	-0.187 [0.307]	6.474 [0.354]***	-0.13 [0.341]	6.116 [0.368]***	-0.171 [0.375]
観測値数	349	1,404	349	1,404	349	1,404	518	1,962

注1) []内の値は標準誤差を表す。

注2) **は1%水準、*は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3) 説明変数は16大市居住ダミー、調査年ダミー、年齢、初職の製造、専門、事務、販売営業職ダミーを加えている。

結果と、ヘックマン2段階推定の1段階目の推定結果を掲載している。

表7をみると、JGSSを用いた結果および東大パネルを用いた結果共に宗教に係わる変数には有意な結果はみられない。特定宗教を持っていることは、製造業への就業に影響せず、処遇の悪化につながらない。よって、特定宗教の保持による統計的差別は、職場のチームで働く重要性によると考えられる。つまり、表4-6にみられた特定宗教の保持による賃金への影響は、マッチング生産性が懸念されたものと考えられる。

6. まとめ

本稿は、日本の労働市場において差別につながりやすいと考えられる労働者の個人情報の中で、特定宗教の保持が統計的差別につながっているかを考察した。米国における雇用の学習モデルの先行研究では、学習状況の把握に加えて人種による統計的差別の有無が分析され、その可能性は低いことが指摘されている。本稿は、無宗教の多い日本において特定宗教を持つことで、処遇が低くなっているのか、そうならば労働市場での就業当初から低くなっているのかを検討した。また、仮に処遇が低いならば、宗教保持者が人的資本・労働意欲の代理指標となっているよりも、マッチング生産性を通じたものであるかを分析した。日本人の大多数が無宗教であり、使用者の大多数も日本企業であり日本人である。組織・周囲の労働者との考え方・価値観の相違により組織社会化の良さが相対的に低下し、マッチング生産性に負の影響が生じる可能性を検討した。

分析結果から、以下の2点が明らかになった。第1に、宗教に熱心であるほど、または宗教団体に所属していると勤続当初から処遇が低い傾向がみられるが、勤続が増加するほど賃金格差が拡大する傾向はみられない。日本では勤続当初から宗教保持が考慮されて処遇が低くなっていると考えられ、統計的差別が否定できない。第2に、人的資本や労働意欲に係わる他の変数の考慮の有無によって影響はほぼ変わらず、チームワークの重要性が相対的に低い職場では統計的差別が生じている傾向がみられなかい。ゆえに、特定宗教の保持によって人的資本・労働意欲の代理指標として生産性が低く見積もられたというよりも、それ以外の要因、例えば組織風土および同僚との相性といったマッチングが懸念されていると考えられる。

また宗教保持は就業・非就業に影響しないことから、採用時から賃金が低いことには、同一企業で処遇が異なる可能性以外にも、就業先が小規模な企業であるなど就業先の賃金プレミアムによる影響が考えられる。また雇用形態が異なっている可能性もある。特定宗教を持っているほど処遇が下がる経路を実証する点は今後の研究課題となろう。た

だし、そのようなジョブを通じた処遇の差が経路であったとしても、高賃金のプレミアムを持つジョブにマッチしにくい傾向が存在したと考えられることから、宗教保持者は日本の労働市場では不利になりやすいと考えられる。経済産業省(2006a)では、「チームで働く力」について、「仕事の専門化や細分化が進展しており、個人として、また組織としての付加価値を創り出すためには、多様な人との協働が求められる。自分の意見を的確に伝え、意見や立場の異なるメンバーも尊重した上で、目標に向けともに協力することが必要である。」と述べられている。この説明からは、高付加価値の賃金プレミアムの高いジョブほど「チームで働く力」が重要であることが示唆される¹⁷。特定の宗教保持者は人的資本・労働意欲は劣らずともマッチングが懸念され、チームワークが重視される賃金プレミアムの高いジョブへの就業に差が生じることで低処遇につながっている可能性は否定できない。

最後に日本の労働市場における政策含意を述べる。近年は日本の雇用差別禁止法制に進展が見られ、06年の男女雇用機会均等法改正、07年の雇用対策法の改正により、採用時についても性別や年齢による差別的取り扱いが基本的に制限が付けられるようになった。加えて、障害者の採用については障害者雇用促進法の納付金制度により法的な採用支援がなされている。櫻庭(2008、5ページ)で指摘されるように、性別・年齢・障害による採用差別は、思想・信条・宗教による差別と共に雇用差別禁止法制の限界とされていた。しかし性別、年齢、障害による採用差別については法整備が近年進んでいる一方、採用時の思想信条・宗教による差別に関する法規定には進展がみられない。

採用時の思想信条・信仰による差別について、その法整備の必要性があまり議論されてこなかった背景には、そのような差別が問題として観察されにくかったためではないかと考えられる。思想信条・宗教による差別は性別・年齢に関する場合と異なり、統計的な実態把握はほとんど行われていない。思想信条・宗教による差別の問題が観察されるのは、訴訟などに発展する場合に限られ、性別・年齢・障害者差別問題のように、労働市場において一定の割合を持って存在するとは認識されていなかったように思われる。しかし、本稿の分析結果からは、冒頭に述べた指針・行政による注意が存在しながら、人的資本・労働意欲に差がなくとも宗教上のマイノリティは採用時に低評価を受けやすいことが統計的に指摘できる。米国においては“Title VII of Civil Rights Act”

¹⁷ 経済産業省(2006a)の9ページでは、欧米についても高付加価値業務ほどチームワークに係わる「Soft Skills」が重要視されることを挙げている。賃金プレミアムの高いジョブほどチームワークが求められる傾向は、日本に限ったことではないと考えられる。

の影響か、Altonji and Pierret (2001)や Mansour (2012)の分析からは、人種間で統計的差別が行われている傾向は見られなかったが、日本では指針・注意があっても統計的差別が存在するならばそれは懸念すべき事態だと思われる。採用企業の多数従業員とは異なる思想信条・宗教を持ちながらも組織コミットやチームワークに劣る部分の無い者がいた場合に、思想信条・宗教のみを理由として差別され不利益を被ることは避けられるべきであろう。冒頭で紹介した厚生労働省(2017)の5、6ページは、「本人に責任のない事項の把握」だけでなく「本来自由であるべき事項(思想信条にかかわること)の把握」についても差別につながる懸念を表明している。特に「一億総活躍社会」の実現を目指している日本においては、人種・民族・性別・年齢といった「本人に責任のない事項」と同様に、「本来自由であるべき事項」を理由として差別されない状況が望ましいと考えられる。

しかし、採用時の思想信条・宗教による差別について、特別な法律による制限を設定することは容易ではない。本稿の分析結果は、採用企業が直接的に宗教保持に関する情報を得て差別的判断をしたかについては留保が残されている。直接的な情報獲得をしなくとも、採用面接時の会話において思想信条が間接的に反映された結果、人柄が社風とミスマッチしているために処遇が低くなっている可能性も考えられる。よって、採用時の思想信条・宗教差別を特別な立法によって制限した場合においても、法に触れないような処遇差の理由を別に示すことが可能であれば、状況は何ら改善されないことも予想できる¹⁸。一方で、法律に明記することによって啓蒙が進み、実態としても差別が減少することも期待できるが、法的な対応の実効性を確保する点が重要と考えられる。

参考文献

阿満利磨(1996)『日本人はなぜ無宗教なのか』筑摩書房。

太田さつき・松本真作(2013)「組織コミットメントと企業業績の規定因」『産業・組織心理学会大会発表論文集』29号。

木村雅文(2002)「現代日本人の宗教意識—JGSS-2000からのデータを中心として—」『JGSS研究論文集[1](2002.3)』, pp. 125-134.

経済産業省(2006a)「社会人基礎力に関する研究会—『中間取りまとめ』—」

<<http://www.meti.go.jp/policy/kisoryoku/chukanhon.pdf>>, 2017年5月24日閲覧。

¹⁸ 07年の改正雇用対策法でも、年齢と相関する年齢以外のミスマッチ要因を不採用理由や、募集要件が示されれば高齢者が採用されないことから、実効性が議論された。

経済産業省(2006b)『社会人基礎力に関する緊急調査』

<<http://www.meti.go.jp/policy/kisoryoku/2008chosa.pdf>>, 2017年5月24日閲覧.

厚生労働省(2017)『平成29年度版 公正な採用選考を目指して』

<<http://www2.mhlw.go.jp/topics/topics/saiyo/dl/saiyo-01.pdf>>, 2017年5月24日閲覧.

権赫旭・伊藤恵子・深尾京司(2005)「外資系企業は逃げ足が速いのか? : 事業所の退出と雇用成長率に関する実証分析」一橋大学経済研究所21世紀COEプログラム社会科学の統計分析拠点構築(Hi-Stat)発行Discussion Paper Series.No.112.

櫻庭涼子(2008)「雇用差別禁止法制の現状と課題」『日本労働研究雑誌』No. 574, pp. 4-17.

末本文美士(2006)『日本宗教史』岩波書店.

林文(2010)「現代日本人にとっての信仰の有無と宗教的な心—日本人の国民性調査と国際比較調査から」『統計数理』第58巻第1号, pp. 39-59.

渡辺浩希(2011)「日本の宗教人口—2億と2-3割の怪の解」『武蔵野大学仏教文化研究所 紀要』No. 27(2011年3月), pp. 25-37.

Altonji, Joseph G. and Pierret, Charles R. (2001) “Employer Learning and Statistical Discrimination,” *Quarterly Journal of Economics*, 116(1), pp. 313-50.

Araki, Shota, Kawaguchi, Daiji, and Onozuka, Yuki (2015) “University Prestige, Performance Evaluation, and Promotion: Estimating the employer learning model using personnel datasets,” RIETI Discussion Paper Series 15-E-027.

Farber, Henry S. and Gibbons, Robert (1996) “Learning and Wage Dynamics,” *Quarterly Journal of Economics*, 111(4), pp. 1007-1047.

Jovanovic, Boyan (1979) “Job Matching and the Theory of Turnover,” *Journal of Political Economy*, 87(5-1), pp. 972-990.

Jovanovic, Boyan (1984) “Matching, Turnover, and Unemployment,” *Journal of Political Economy*, 92(1), pp. 108-122.

Light, Andrey and McGee, Andrew (2015) “Employer Learning and the “Importance” of Skills,” *Journal of Human Resources*, 50(1), pp. 72-107.

Mansour, Hani (2012) “Does Employer Learning Vary by Occupation?,” *Journal of Labor Economics*, 30(2), pp. 415-444.

Lange, Fabian (2007) “The Speed of Employer Learning,” *Journal of Labor Economics*, 25(1), pp. 1-35.

Nakabayashi, Masaki (2012) “Schooling, Employer Learning and Internal Labor Markets Wage Dynamics with Hidden Abilities and Specific Skills in the Japanese Steel Industry,”
ISS Discussion Paper Series F-153.

付図1 「社会人基礎力に関する緊急調査」による産業ごとのチームワーク重視傾向
(参考)「求める人材像」と社会人基礎力との関係(業種別得点)

○社会人基礎力の3つの力を重視するウエイトは業種ごとに異なり、ばらつきが見られる。

社会人基礎力の各能力における業種別ランキング

前に踏み出す力		考え抜く力		チームで働く力	
自動車産業	3.00	ソフトウェア産業	2.20	ソフトウェア産業	2.20
サービス業	2.75	産業機械産業	2.09	産業機械産業	2.09
情報通信機器・半導体産業	2.69	(製造業)	2.03	建設業	2.00
鉄鋼・金属製造産業	2.60	金融・保険業	2.00	情報通信機器・半導体産業	2.00
化学加工品産業	2.58	鉄鋼・金属製造産業	2.00	化学加工品産業	1.91
運輸・通信業	2.57	情報通信機器・半導体産業	2.00	卸売・小売業	1.90
(製造業)	2.55	サービス業	1.92	運輸・通信業	1.86
建設業	2.46	化学加工品産業	1.91	金融・保険業	1.86
卸売・小売業	2.45	卸売・小売業	1.90	鉄鋼・金属製造産業	1.80
金融・保険業	2.43	食料・衣料品製造業	1.80	食料・衣料品製造業	1.80
食料・衣料品製造業	2.40	運輸・通信業	1.57	(製造業)	1.78
産業機械産業	2.36	自動車産業	1.57	サービス業	1.67
ソフトウェア産業	2.20	建設業	1.54	自動車産業	1.57

*5社以上の回答があった業種のみ記載
*製造業全体は参考のため提示

(東証一部上場企業のデータより)

18

出所) 経済産業省(2006b)の18ページより転載。