SSJDA－088

社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究プロジェクト

2023 年度参加者公募型二次分析研究会

「在留外国人総合調査」（時系列調査）を用いた
在留外国人の生活に関する二次分析
研究成果報告書

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

2024 年（令和 6 年）3 月

2023 年度　参加者公募型二次分析研究会研究成果報告書

目　次

はじめに .... 石川　俊之　i

「在留外国人総合調査」の概要 .... 石川　俊之　iii

研究会の概要 vi

成果報告会プログラム vii

在留外国人における新型コロナウイルス感染症の予防接種・感染経験等の関連要因 .... 小島　宏　1

在留外国人の社会関係資本がコロナ感染不安感に及ぼす効果について .... 桐谷詩絵音　25

移民の差別経験と不安感 .... 五十嵐　彰　40

統合のパラドクスとその揺らぎ .... 齋藤　僚介　50

現代日本における外国人労働者の賃金格差や就労課題

―ジェンダーの視点から― .... 孫　一碩　74

はじめに

石川　俊之
(サーベイリサーチセンター)

本報告書は，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が実施した 2023 年度二次分析研究会・参加者公募型研究「「在留外国人総合調査」(時系列調査）を用いた在留外国人の生活に関する二次分析」の成果をとりまとめたものである．

「在留外国人総合調査」は，自主調査として 2020 年，2022 年，2023 年（SSJDA 寄託済み）に実施した WEB 調査のデータを使用した．

「在留外国人総合調査」を自主調査として実施した背景としては，主に 2 点ある．第一点は，そもそもわが社の通常業務として，自治体の「多文化共生関連」や「日本語教育関連」「人権関連」等の領域の事業を実施していた．また，就業領域では，技能実習にフォーカスした調査も継続して受託をしていた．しかし，在留外国人関連調査に関わりを持っていても，部分的な領域での調査結果データは存在するが，在留外国人の生活を網羅的に，総合的に捉えたデータがないのが課題であった．そのため，自社で総合的なデータの取得を目指してスタートした．第二点は，在留外国人の働く環境も大きく変化する政策の変更があった．平成３０年１２月８日，第１９７回国会（臨時会）において「出入国管理及び難民認定法及び法務省設置法の一部を改正する法律」が成立した．この改正法は，在留資格「特定技能１号」「特定技能２号」の創設，出入国在留管理庁の設置等を内容とするもので，これにより，これまで以上に外国人との共生及びともに働く機会が拡大し，多くの社会的な課題も顕在化してくる可能性があると想定した．このため，こうした在留外国人を対象として総合的（ここで言う総合的とは，人権・職業・就業・教育・保険・健康・福祉・観光・防災等）な情報が必要になると考えた．

本調査を開始した 2020 年は，新型コロナウィルス感染症が拡大を始めた年であり，同時に，これまでに経験をしたことのない緊急事態宣言が発出された年である．調査は，第一回　2020 年（令和 2 年）3 月 27 日（金）配信開始～4 月 17 日（金）調査終了．第二回は，2022 年（令和 4 年）2 月 2 日（水）配信開始～2 月 22 日（火）調査終了．第三回は，2023 年（令和 5 年）5 月 1 日（月）配信開始～5 月 29 日（月）調査終了と，第一回及び第二回はコロナ過での調査で，第三回は 5 類に移行した後の調査となる．したがって，コロナ過という特異な状況下での調査でもあるため，就業及び人権等の項目では通常と異なる結果が出る可能性もあった．しかし，今後も継続的に同一項目で実施していくことにより，コロナ過という異常時と，そうでない通常時の在留外国人を取り巻く総合的な項目での変化を把握することができると考えている．

本研究会では，「在留外国人総合調査」の 2020 年，2022 年，2023 年までのデータを扱った．研究会には研究領域や立場を超えた 5 名の研究者が参加し，それぞれの問題関心に基づいて設定さ

れたテーマについて，毎回の会で分析を深めていった．いずれのテーマも在留外国人対象という本調査の特徴を生かし，一般的な移民対策の考え方等と比較分析するなど，特徴を生かした分析も多く試みられた．

会はすべて WEB 会議システムを用いて行われ，2023 年 6 月から 6 回開催され，2024 年 2 月に 5 名が成果報告を行った．本報告書には，そのすべての論文が収録されている．

最後に，毎回の研究会に参加いただき，各研究にご指導をいただいた藤原翔先生，プロジェクトの代表として研究を支えてくださっている佐藤香先生，事務局を担ってくださった百瀬由璃絵先生，SSJDA のスタッフの皆様に心より感謝申し上げる．また，成果報告会では，木原盾先生（慶應義塾大学），田辺俊介先生（早稲田大学），にも各研究に対して貴重なアドバイスと激励を頂戴した．さらに，今回参加いただいた研究者，大学院生の方々にも，多くの学びをいただいた．調査結果だけではなく，あらゆる他国での考え方を当てはめて分析し，徐々に問題関心を深め，分析結果が進化していく過程を見ることができたことは，私にとってとても貴重な経験であった．研究会が充実した内容になったのも，こうした諸先生，諸氏のおかげである．改めて深く感謝を申し述べたい．

「在留外国人総合調査」の概要

石川　俊之
(サーベイリサーチセンター)

１　はじめに

本研究会で扱う「在留外国人総合調査」は，弊社が自主調査として実施している調査である.

弊社の自主調査は，防災や災害及び子育て等多くの社会課題の領域で実施している調査で，本調査は，拡大する在留外国人の生活等での課題を把握するために，2020 年，2022 年，2023 年と３回実施し，70 項目にわたる設問で生活の全般を総合的に調査することを目的として実施した.

本稿では，各章の論考に先立って，この調査の特徴，調査対象，本報告書で扱うデータの範囲などについて紹介しておく.

２　「在留外国人総合調査」の特徴

①時系列調査として３回実施している

本調査は，表１に示すように，第一回が 2020 年３月と新型コロナウィルス感染症が拡大を始めた年であり，同時に，これまでに経験をしたことのない緊急事態宣言が発出された年である. 2022 年も同様に新型コロナウィルス感染症はさらなる拡大をし，社会的にも大きな混乱を生じていた. 2023 年は５月末より５類への移行が決まり，日常へ戻り始めた時期に実施している.
すなわち，主としてコロナ過のデータであることは想定して分析する必要がある.

表 1　調査実施時期

調査期間	第一回　2020 年（令和 2 年）3 月 27 日（金）配信開始～ 4 月 17 日（金）調査終了 第二回　2022 年（令和 4 年）2 月 2 日（水）配信開始～ 2 月 22 日（火）調査終了 第三回　2023 年（令和 5 年）5 月 1 日（月）配信開始～ 5 月 29 日（月）調査終了

②母集団は，民間のモニター会社データを使用している

民間企業が在留外国人を対象に調査を実施する場合に，自治体の住民基本台帳等の利用ができない．したがって本調査は国内の大手の WEB モニター会社のモニターの中にどの程度在留外国人が含まれるか，また，サンプル数が確保できるかを先に検討した．大手３社ともに，在留外国人としてのフラグを持っておらず，外国籍の方としてスクリーニングで抽出しても回答反応がどの程度あるかわからず活用できないとの結果であった．したがって，国内でも在留外国人モニターを提供している会社は少ないが，唯一，条件付きでの活用の可能性があったのが本調査にモニターとして使用した「LA 社」の登録モニターであった．

このモニターの性格は，就業情報の紹介及び就業支援に対して登録している在留外国人で，2020 年時点で約 15000 人の登録があり，「調査への協力」をいただいている方を対象としている．したがってこのことを考慮して分析等を行うことと，国等が実施している住民基本台帳から抽出して実施している調査とは，若干，モニターの性格が異なることがあることも考慮して使用することとなる．

③　民間のモニター会社のデータを利用するため，特殊な条件や傾向がある

通常，日本人を対象とした WEB モニターであれば，都道府県別のモニター数や性別年代別の登録者数などを事前に把握し，サンプルの配分設計をして実施するのが主である．但し，当該のモニターは都道府県別のモニター数に偏りがあり，在留外国人の居住割合を反映できてはいない．また，性別年代別，在留資格別等は公開されていない．したがって，居住地は「日本国内」として実施し，設問で居住地を取っている．モニターの登録の特性で関東での登録が多く，次いで関西と中部での登録が多くなっている．基本的に国別，年齢構成の内訳は事前に公表していないため，「国別の入国人数割合を回収想定として設定」したことと，「20 歳以上という年代」のみを対象条件とした．また，2020 年当時のモニターは「韓国」のモニターの登録が少なかったため，入国人数割合からすると獲得しているサンプル数が少ない．したがって，2020 年とそれ以降とでは，国別の回答者の構成比に差がある．このため，在留資格や居住年数等に差が生じる可能性もある．同様に在留資格についても「在留資格別の割合を抽出の条件」とすることはできないため，結果的に，モニター提供会社の事業への参加（就業支援・転職支援）に起因する留学生や技術者，技術系が多くなる．

表２　調査回別国別回収件数

		第一回回収結果(人)	第二回回収結果(人)	第三回回収結果(人)	備考
	総　数	1,037	999	1042	
上位国	中　国	272	260	251	香港含む
	ベトナム	183	160	165	
	韓　国	49	150	141	第一回のモニター構成、韓国国籍の方の登録自体が少ない
	フィリピン	117	100	101	
	ブラジル	89	79	77	
	ネパール	56	50	35	
	インドネシア	38	25	33	
	台　湾	55	40	26	
	米　国	40	20	24	
	タ　イ	17	20	25	
その他	ペルー	3	15	4	
	インド	15	7	17	
	イギリス	12	23	36	
	その他	91	50	107	

④　総合調査として「70 問」の設問項目で実施

設問は,「人権，教育，地域，言語，就業，医療・保健・福祉，余暇，災害，コロナ」等を網羅した設問で設計した.

設問の参考は，平成 28 年度 法務省委託調査研究事業公益財団法人 人権教育啓発推進センター「外国人住民調査報告書」及び各自治体の在留外国人関連調査などの設問項目を参考とした．また，日本人に対する WEB 調査では考慮されない在留外国人特有な調査上の課題については，モニター提供会社と協議の上実施した．具体的な事例を挙げると，在留期限や就業時間等での規制に関わる項目については, 自動制御等の設定や規制条件をチェック項目にしない. したがって,「在留資格と在留期間/同居人」や「在留資格と就職の有無/労働時間」等の，法的な論理チェックはしていない．また,「その他等の自由記述」を記載しないと「有効回答とならない等の設定」とすると全体の回答が芳しくなくなるため, 自由回答は極力減らした. さらに,「宗教に関する設問」や「犯罪」に関する設問は設計から除いた.

研究会の概要

＜テーマ＞

「在留外国人総合調査」（時系列調査）を用いた在留外国人の生活に関する二次分析

＜使用データ＞

・「在留外国人総合調査」

＜研究の概要＞

本研究会では，株式会社サーベイリサーチセンターが自主事業として実施している「在留外国人総合調査」の過去 3 回（1 回目 2020 年 4 月/2 回目 2022 年 4 月/3 回目 2023 年 4 月）の 3 回の時系列調査データを用いて，在留外国人の生活に関する二次分析を行った.

取り扱ったデータは，1 回目から 3 回目までの調査のデータである．本調査は，在留外国人の人権から就業・住宅・地域コミュニケーション・日本語学習・保健・福祉・子育て・就学・収入・災害・余暇・運転・生活課題までの約 70 問の設問項目で構成しており，各回概ね 1000 人の回答を得ている．また，各回のサンプルについては，民間のモニター会社が所有する「WEB モニター」を利用し，調査時点の「在留外国人国籍の割合」を考慮して対象を設定（地域性は考慮していません）している.

本調査の特徴は，調査の規模，設問の網羅性など，在留外国人の生活における課題にかかわる要因を分析するうえで国内には類のないデータである．但し，民間調査機関が実施した調査結果であるため，母集団の設定では住民基本台帳等のデータを使用することが出来ないため，あくまで利用できる WEB モニターで調査している.

研究会では，上記のようなデータの特徴を生かして，各人の専門領域・研究関心に応じた分析を行い，その結果を共に報告・議論する形で進めた.

＜活動の記録＞　［参加人数］

・第 1 回研究会（2023/06/02）［10 名］
・第 2 回研究会（2023/07/27）［9 名］
・第 3 回研究会（2023/09/11）［9 名］
・第 4 回研究会（2023/11/09）［8 名］
・第 5 回研究会（2023/12/29）［9 名］
・第 6 回研究会（2024/02/01）［8 名］
・研究成果報告会（2024/02/22）［18 名］
・

Center for Social Research and Data Archives, Institute of Social Science, The University of Tokyo

SSJDA Social Science Japan Data Archive

2023年度二次分析研究会
参加者公募型
研究成果報告会

「在留外国人総合調査」（時系列調査）を用いた在留外国人の生活に関する二次分析

株式会社サーベイリサーチセンターが実施している「在留外国人総合調査」の過去3回の時系列調査データを使用データとした二次分析の成果を報告します。

■日時／場所　2024年2月22日（木） 13:00～15:35 / ハイブリッド開催
対面（東京大学（本郷キャンパス）赤門総合研究棟5階 センター会議室）・オンライン（Zoom）

■プログラム

13 :00- 開会の挨拶

第1部 13:10-14:05　◆コメンテータ 木原 盾（慶應義塾大学）

（1）在留外国人における新型コロナウィルス感染症の予防接種・感染経験等の関連要因
〔小島宏／早稲田大学先端社会科学研究所〕

（2）在留外国人の社会関係資本がコロナ感染不安感に及ぼす効果について
〔桐谷詩絵音／東京大学大学院人文社会系研究科〕

第2部 14:15-15:25　◆コメンテータ 田辺 俊介（早稲田大学）

（3）差別と不安　〔五十嵐彰／大阪大学人間科学研究科〕

（4）統合のパラドクスとその揺らぎ　〔齋藤僚介／大阪大学人間科学研究科〕

（5）現代日本における外国人労働者の賃金格差及び就労問題 ―ジェンダーの視点から―
〔孫一碩／東京大学大学院教育学研究科〕

15:25 - 閉会の挨拶

■参加申込
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のWEBサイトをご確認ください。

在留外国人における新型コロナウイルス感染症の 予防接種・感染経験等の関連要因

小島　宏

（早稲田大学）

本稿の目的は，2023 年にサーベイリサーチセンター（以下，SRC）が実施した在留外国人調査の個票データを用いて新型コロナウイルス感染症に関する予防接種，濃厚接触経験，感染経験について基本モデルによるロジット分析を行い，それぞれの関連要因を明らかにすることである．また，4 種類の包摂関連変数群を基本モデルに個別に追加し，全国レベルの保健政策や新型コロナウイルス感染症対策との関連を推定することを試みる．さらに居住地方（大都市圏）別に予防接種回数,濃厚接触経験,感染経験の相互関連を分析して,地方レベルの保健政策の差異を推定することも試みる.

包摂関連変数群の分析結果から有意な関連変数の関連の方向の多くが保健関連の排除を示すように見受けられた．また,濃厚接触経験割合が関西地方の男性で異常に高いことも含め地方間で保健政策（コロナ対策を含む）上の排除に違いがあることがうかがわれた.さらに,予防接種ありが濃厚接触経験や感染経験に想定と逆方向の因果関係があることがうかがわれた.そこで,予防接種回数を用いた地方別の分析を行ったところ,予防接種回数が想定とは逆方向の因果関係をもつ可能性,濃厚接触経験が感染経験に影響している可能性,南関東地方で接種回数 0 回と 1 回が感染経験と想定どおりの関連をもつ可能性,地方間の差異が中核的都府県の保健政策の差異によるとみられる場合もあるという可能性が示唆された.

１　はじめに

報告者は 1990 年代には国際移動者の社会統合等に関する文献研究を行っていたが（e.g., 小島 1993），2000 年代前半には日本人帰国者を含む国際移動者の調査を実施し，個票データの実証分析を行った（e.g., Kojima 2005, 2006a）．2000 年代半ばからはムスリム人口の実証分析（e.g., Kojima 2006b）を開始し，東アジアにおけるムスリム移民におけるハラール食品消費行動の関連要因に関する比較分析を進めてきた(e.g., 小島 2013) ．また，西欧諸国におけるムスリム移民とその子孫における宗教的食事制限の関連要因に関する二次分析を行った(e.g., Kojima 2017, Kojima 2018b). さらに，東アジアと西欧の比較研究も行った（Kojima 2018a）.

他方，食事による栄養摂取を含む健康は死亡力の近接（人口学的）要因であるが，報告者は以前から宗教の健康に対する影響についても実証分析を行ってきた（e.g., 小島 1999, 2014, Kojima 2001）．科研費（20K00079）で 2021 年に実施したウェッブ調査「コロナ禍における英国ムスリム

の宗教実践」の個票データを用いて，ロジット分析により，18-39 歳のムスリム男女におけるワクチン接種躊躇（無接種）,健康,コロナ対処行動の関連要因を分析し，民族・宗教属性，人口学的属性，雇用属性，同輩（peer）関連属性，ネット利用属性が想定外の関連をもつ一方，外国生まれかどうかが有意な関連をもたないことが明らかになった．また，それらのうちには宗教の影響によるのか男女で逆方向の関連をもつものもあった．しかし，それらの属性の有意な関連が普遍的なものであるのかどうかがわからなかった（小島 2022a, 2022b, 2023b, Kojima 2022c, 2023a）．英国のムスリムは南アジア系が多数派であるものの人口学的，社会経済的，地域的，文化的に多様であるため, ワクチン接種躊躇や健康にはさまざまな要因が関連しているものと思われるからである．

欧米でもマジョリティとの対比によるマイノリティや移民であることの影響の分析は多いが（e.g.,Abba-Aji et al. 2022, Kafadar et al. 2022, Crawshaw et al. 2022, Daniels 2022），マイノリティ内の差異の分析は必ずしも多くないため，結果の解釈に苦慮する場合もあった．そこで英国ムスリムの分析結果を論文にするに際して,日本のマイノリティ内の差異の分析により知見というか分析の際の勘所を得られないかと思っていた．日本において新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の予防接種や感染経験に関する調査の個票データで社会科学者にとって利用可能なものがあまり多くないようである．日本の外国人についてはさらに少ないようで，Teng et al. (2023a)と Teng et al. (2023b)において外国人によるワクチン接種の分析と日本人との比較分析に用いられたもの以外はなさそうであるが，公開されていないようである．

SSJDA から公開されている，SRC の「在留外国人に関する調査」の 2021 年調査では予防行動や感染経験について尋ねておらず，2022 年調査では感染経験や濃厚接触経験の出現頻度が低いため，また，SRC 調査では教育水準や都市農村区分等の基本的情報がなく，職種に関する情報も「その他」が頻出するし，「在日韓国・朝鮮人」の対象者も少ないが，通常の調査で尋ねられないような設問もある．そこで，まずは「二次分析研究会」のために利用可能となった 2023 年調査個票データのデータ駆動型・事実発見型の分析をすることにした．

しかし，二次分析研究会や小島（2023c）で示した予備的分析ではモデルが大きくなりすぎたため，人口学的属性を中心とする基本モデルと保健関連変数（予防，診断，治療，政策等），余暇関連変数（曝露，隔離経験，政策等），金融関連変数（予防，曝露，経済的排除，政策等），コロナ情報関連変数（予防，曝露，情報排除，政策等）を五つずつ追加した保健包摂モデル，余暇包摂モデル，金融包摂モデル，コロナ情報包摂モデルで分析することにした．なお，本稿では「包摂」を小島（1993:20）で紹介した Böhning による入移民の統合の三大構成要素（非差別，文化的アイデンティティ保持，非限界化）から成るものとする．また，排除は三大構成要素が逆方向であること（差別，文化的アイデンティティ喪失，限界化）を示すものとする．なお，金融包摂・排除について詳しくは小関（2021）や月刊金融ジャーナル編集部（2023）を参照されたい．また，保健包摂やコロナ情報包摂という言葉は使われていないが，それらの具体的内容については山田・小林（2023）が詳しい．

他方，予防接種経験と感染経験の予備的分析の段階では居住地方の関連がほとんどみられなかったが，目的変数に濃厚接触経験を入れたところ，関西地方の関連が異常に強いことが見出された．これは松本（2020）がいうように,日本維新の会の大阪府知事のような劇場型政治家がコロナ対策で世間の注目を集めたが,日本維新の会の府知事や市長の実施した人員削減（大阪の場合は市民病院の廃止を含む）等の保健政策（特にコロナ対策）の面での悪影響にもよるのかもしれない．また,濱岡（2021b）がいうように劇場型政治家が知事を務める南関東,関西等の大都市圏の中核的都府県が世間の評価とは逆に,COVID-19 対策の都道府県別ランキングの最下位を占めており,劇場型政策（特にコロナ対策）が無意味であったのかもしれない.小島（2024）に向けて検討すると特に関西地方で特異な傾向がみられたので，本稿でも南関東地方と関西地方を中心に予防接種,濃厚接触経験，感染経験の相互関係について再検討することにした．なお,東海地方はケース数が少ないため,多くの分析から除かざるを得なかった．また,ケース数が少ないため一部の分析は男女別にできなかった.

２　データ・分析方法

2.1 データ

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「二次分析研究会」用に提供を受けた「在留外国人に関する調査，2023」（サーベイリサーチセンター／SRC）の個票データである．本稿で，集計･分析の対象としたのは在留外国人（n=1042,男性 579　女性 463）である．

2.2 分析方法

以下の変数を用いた二項ロジット分析（SAS/CATMOD と SAS/LOGISTIC による STEPWISE 選択）である．

目的変数：

ワクチン予防接種（Q70）：あり（1～2 回），なし（「わからない」を含む）

濃厚接触経験（Q71-2）：あり，なし

感染経験（Q71-1）：あり，なし

以上の男女年齢階級別度数分布は表 1 に示されている．居住地方（大都市圏）間の差異の分析の際にはワクチン予防接種を関連要因変数としても用いるが，男女別地方別度数分布は表 2 と表 3 に示されている．

基本モデル（関連要因変数）：

以下のとおりである．

男性，20-29 歳，30-39 歳，国籍（中国，韓国，ブラジル，SRC 表区分の「その他」），日本語調査票利用，在留資格（永住者），在留期間 10 年以上，居住地方（「南関東地方」（埼玉，千葉，東京，神奈川），「東海地方」　（岐阜，静岡，愛知，三重）　，「関西地方」　（滋賀，京都，大阪，兵庫，奈良，和歌山），民間賃貸住宅居住，一人暮らし，核家族世帯，月収 20-29 万円，月収 40 万円以上，母国語・英語 HP 利用

また，（追加）包摂関連変数は以下のとおりである．

保健包摂関連変数 : 国民健康保険加入，「疾病傷害時 : 病院」，「疾病傷害時 : 薬を買って飲む」，「定期健康診断受けず」，民間傷害保険加入

余暇包摂関連変数 : バーベキュー，遊園地・博物館等，家庭スマホゲーム等，カードゲーム等，SNS 等デジタル

金融包摂関連変数 : ゆうちょ銀行口座，送金目的利用，「ゆうちょ銀行＋送金目的」，「ネット銀行＋送金目的」，「ゆうちょ銀行＋支払目的」

コロナ情報包摂関連変数 : 情報理解困難，日本語情報理解困難，情報変化追跡困難，PCR 検査制度理解困難，「コロナ関連問題なし」

以上の関連要因変数の度数分布は付表 1 に示されている．

３　分析結果

3.1　クロス集計結果

表 1 は在留外国人の男女年齢階級別予防接種割合，平均接種回数，濃厚接触経験割合，感染経験割合を示したものである．予防接種割合は全体として女性よりも男性の方が高く，男女総数と男性では 20 歳代が低いが，女性では 30 歳代が低い．

しかし，平均接種回数は全年齢階級で女性の方が多く，男女とも年齢が高くなるにつれて多くなる傾向がある．濃厚接触経験割合は全体として男性よりも女性の方が高く，年齢が高くなるにつれて高まる傾向があるが，30 歳代の男性では女性よりも若干高く，40 歳代以上の女性では男性よりも若干高い．感染経験割合は全体として男性よりも女性の方が高く，男女とも年齢が高くなるにつれて高まる傾向がある．

表1. 在留外国人の男女年齢階級別予防接種割合，平均予防接種回数，濃厚接触経験割合，感染経験割合

	予防接種割合				平均予防接種回数		
年齢階級	総数	男性	女性	年齢階級	総数	男性	女性
20-29歳	84.1%	80.1%	88.8%	20-29歳	1.82	1.61	2.07
30-39歳	91.1%	95.0%	85.6%	30-39歳	2.02	1.86	2.25
40歳以上	91.6%	92.7%	90.6%	40歳以上	2.50	2.44	2.56
総数	88.7%	89.6%	87.5%	総数	2.01	1.83	2.23
	濃厚接触経験割合				感染経験割合		
年齢階級	総数	男性	女性	年齢階級	総数	男性	女性
20-29歳	12.1%	9.0%	15.9%	20-29歳	22.1%	18.4%	26.5%
30-39歳	25.0%	25.7%	24.0%	30-39歳	31.9%	26.9%	38.9%
40歳以上	32.8%	25.5%	39.1%	40歳以上	40.3%	41.8%	39.1%
総数	21.3%	19.9%	23.1%	総数	29.4%	25.4%	34.3%

（出所）「在留外国人に関する調査，2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ

表2は居住地方別男女別に予防接種割合，平均接種回数，濃厚接触経験割合，感染経験割合を示したものであるが，回答者の7割前後が南関東地方に居住するため，いずれの割合等についても同地方における水準は全国（総数）の水準に近い．予防接種割合についてみると，東海地方同様，関西地方では女性で低めであるが，男性ではあまり他の地方と変わらない．しかし，関西地方の平均接種回数は総数と比べて男性でやや多めで女性では少なめで，男女同水準である．東海地方では全国と比べて男性でほぼ同じで，女性では低めであるが，男女が同水準である．

他方，関西地方の濃厚接触経験割合は男性で突出して高く，女性では低い．逆に東海地方では男女ともに異常に低く，特に女性で低いが，後掲の表4の二項ロジット分析の結果をみると，男性で有意でなく，女性で有意水準が低いので，偏りのある少数ケースによる異常値の可能性もある．逆に，東海地方で感染経験割合が高いのも同様の要因によるのかもしれない．しかし，東海地方も全国同様に濃厚接触経験割合の水準よりも感染経験割合の水準の方が高いが，関西地方では男女とも濃厚接触経験割合の方が感染経験割合よりも高く，特に男性では1.5倍以上の水準で，海外では正常でも国内では異常に高いというほかはない．関西地方の予防接種割合も予防接種回数が男性で若干高めであるところをみても異常に高いので，予防接種が効かないか、逆の因果関係があるかとでも考えなければ辻褄が合わない．そこで，二項ロジット分析等の多変量解析で居住地方の関連を分析する必要がある．

表2. 在留外国人の地方別，男女別予防接種割合，平均予防接種回数，濃厚接触経験割合，感染経験割合

	予防接種割合				平均予防接種回数		
地方	総数	男性	女性	地方	総数	男性	女性
南関東	87.8%	87.0%	88.6%	南関東	2.04	1.80	2.29
東海	86.3%	92.3%	80.0%	東海	1.86	1.85	1.88
関西	88.4%	90.9%	83.9%	関西	1.93	1.93	1.94
他地方	93.5%	96.7%	85.1%	他地方	1.95	1.88	2.15
総数	88.7%	89.6%	87.5%	総数	2.01	1.83	2.23
	濃厚接触経験割合				感染経験割合		
地方	総数	男性	女性	地方	総数	男性	女性
南関東	21.0%	18.3%	23.9%	南関東	31.2%	26.5%	36.1%
東海	5.9%	3.8%	8.0%	東海	37.3%	30.8%	44.0%
関西	36.0%	45.5%	19.4%	関西	23.3%	27.3%	16.1%
他地方	19.6%	16.5%	27.7%	他地方	22.0%	19.8%	27.7%
総数	21.3%	19.9%	23.1%	総数	29.4%	25.4%	34.3%

（出所）「在留外国人に関する調査，2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ

表3は居住地方別男女別に予防接種回数別割合を示したものである.表2でみた関西地方の平均予防接種回数は南関東地方と比べて男性で多めで,女性で少なめであったが,確かに,表 3 の男性では関西地方と東海地方で2回接種と3回接種を合わせた割合が高く,関西地方の3回接種の割合が高めの南関東地方を上回っている．南関東地方と関西地方の男性で3回接種の割合が高いのは東京と大阪に政府による大規模な予防接種会場が設けられたためかもしれないが,そうだとすれば国のレベルでの保健政策の影響だとも考えられる．しかし,女性では南関東地方の3回接種の割合が高いのに対して関西地方では2回接種の割合が顕著に高い．いずれにして1回接種と 2〜3 回

接種の間に区切りがあるように思われる．実際,後掲の表 4 の基本モデルで三項ロジット分析（1 回 vs 2〜3 回 vs 0 回）をしたところ,3 地方の係数の符号は一致した（表は非掲載）.

表3. 在留外国人の地方別, 男女別予防接種回数別割合												
	総数				男性				女性			
地方	0 回	1 回	2 回	3 回	0 回	1 回	2 回	3 回	0 回	1 回	2 回	3 回
南関東	12.2%	17.6%	24.3%	45.9%	13.0%	28.4%	24.4%	34.2%	11.4%	6.4%	24.2%	58.1%
東海	13.7%	23.5%	25.5%	37.3%	7.7%	26.9%	38.5%	26.9%	20.0%	20.0%	12.0%	48.0%
関西	11.6%	19.8%	32.6%	36.0%	9.1%	25.5%	29.1%	36.4%	16.1%	9.7%	38.7%	35.5%
他地方	6.5%	28.0%	29.2%	36.3%	3.3%	33.1%	36.4%	27.3%	14.9%	14.9%	10.6%	59.6%
総数	11.3%	19.8%	25.8%	43.1%	10.4%	29.0%	28.0%	32.6%	12.5%	8.2%	23.1%	56.2%
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ											

3.2 ロジット分析結果：基本モデル・包摂関連変数群追加モデルの分析結果

3.2.1 予防接種の関連要因

a)男女総数

表 4 は 在留外国人男女の予防接種，濃厚接触経験，感染経験の関連要因（基本モデル）の二項ロジット分析結果を示したものである．まず，左側パネルの第 1 列で予防接種に関する結果を男女総数についてみると，在留資格（永住者），母国語・英語 HP 利用が正の効果をもち，国籍（中国，ブラジル，その他），日本語調査票利用，在留期間 10 年以上，南関東地方居住，月収 20-29 万円が負の効果をもつ.

表4. 在留外国人男女の予防接種, 濃厚接触経験, 感染経験の関連要因（基本モデル）																		
関連要因	予防接種						濃厚接触経験						感染経験					
	総数		男性		女性		総数		男性		女性		総数		男性		女性	
定数項	3.387	***	6.788	***	0.439		-0.676	#	-1.660	**	-0.897		-0.976	**	-1.291	**	-1.092	#
男性	0.306		-		-		-0.276		-		-		-0.379	*	-		-	
20-29歳	-0.647		-1.919	*	0.802		-0.834	*	-0.417		-0.584		-0.762	*	-0.954	*	-0.359	
30-39歳	-0.224		-0.787		0.136		-0.290		0.366		-0.460		-0.362		-0.503		0.056	
国籍：中国	-0.646	*	-1.854	***	-0.522		-0.446	*	-0.509	#	-0.607	#	0.143		0.011		0.236	
国籍：韓国	0.424		-0.955	#	1.948	*	-0.450		-2.032	**	-0.205		0.091		-0.056		0.334	
国籍：ブラジル	-1.404	***	-2.406	***	-1.523	*	0.243		0.442		-1.055		0.723	**	0.735	*	0.283	
国籍：その他（SRC表区分）	-1.119	***	-2.025	***	-0.868	*	-0.500	#	-0.223		-0.662	#	-0.797	**	-1.207	**	-0.596	#
日本語調査票	-0.707	**	-0.953	*	-0.183		0.085		0.679	#	0.133		-0.329	#	-0.489		-0.431	
在留資格：永住者	1.489	***	2.221	**	1.518	**	-0.065		-0.647	#	0.494		0.103		-0.537		0.731	*
在留期間10年以上	-0.954	**	-2.624	***	-0.055		0.277		0.638		0.182		-0.298		0.072		-0.523	
南関東地方居住	-0.757	*	-1.477	*	0.302		0.284		0.783	*	-0.179		0.346		0.258		0.232	
東海地方居住	-0.853		-0.618		-0.417		-1.193	#	-0.490		-1.505	#	0.656	#	0.787		0.643	
関西地方居住	-0.676		-1.116		-0.235		1.041	***	2.324	***	-0.438		0.045		0.288		-0.607	
民間賃貸住宅居住	0.263		0.661		0.128		0.077		-0.067		0.349		0.481	**	0.362		0.525	*
一人暮らし	-0.069		-0.590		0.819	*	-0.573	**	-0.866	**	-0.060		0.185		0.637	*	-0.090	
核家族	-0.018		-0.338		0.613		-0.403		-1.302	**	0.211		0.694	**	1.106	**	0.416	
月収20~29万円	-0.392	#	-0.851	*	0.603	#	-0.482	*	-1.572	***	0.269		-0.002		-0.336		0.211	
月収40万円以上	-0.023		0.143		-0.162		0.026		0.545		-0.374		0.466	#	1.003	**	-0.147	
母国語・英語HP利用	0.722	**	0.768	#	0.790	*	0.335	*	0.245		0.367		0.392	**	0.624	**	0.184	
N	1042		579		463		1042		579		463		1042		579		463	
d.f.	914		461		435		914		461		435		914		461		435	
ChiSq	636.79		265.32		300.47		964.39		435.60		467.48		1142.73	***	557.12	**	553.49	***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ																	
（注）	# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001																	

基本モデル部分の係数や有意水準は変動するものの，表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，国民健康保険加入，「疾病傷害時 : 薬を買って飲む」，「定期健康診断受けず」が負の関連をもつ．表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，バーベキューが正の関連をもち，SNS 等デジタルが負の関連をもつ．表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，ゆうちょ銀行口座，「ゆうちょ銀行口座＋支払目的」が正の関連をもち，送金目的利用が負の関連をもつ．表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，情報理解困難が負の関連をもつ．

表5. 在留外国人男女の予防接種, 濃厚接触経験感染経験の関連要因（保健包摂モデル）

関連要因	予防接種						濃厚接触経験						感染経験					
	総数		男性		女性		総数		男性		女性		総数		男性		女性	
定数項	4.503	***	7.942	***	1.610		-0.361		-1.418	#	-0.272		-1.437	**	-1.863	**	-1.332	#
男性	0.378		-		-		-0.382	*	-		-		-0.426	**	-		-	
20-29歳	-0.009		-1.631	#	1.651	*	-0.577	#	-0.207		-0.469		-0.621	*	-0.744		-0.363	
30-39歳	-0.456		-1.567	*	0.360		-0.376		0.185		-0.420		-0.452	#	-0.596		-0.010	
国籍：中国	-0.864	**	-1.722	**	-0.835	#	-0.755	**	-0.938	**	-0.758	*	-0.099		-0.192		-0.053	
国籍：韓国	0.163		-1.028	#	1.724	*	-0.599	*	-2.032	**	-0.222		0.026		-0.066		0.319	
国籍：ブラジル	-1.546	***	-2.243	***	-1.386	#	0.071		0.285		-1.190		0.623	*	0.644	#	0.221	
国籍：その他（SRC表区分）	-1.024	**	-1.970	**	-0.845	#	-0.515	#	-0.295		-0.661	#	-0.743	**	-1.169	**	-0.592	#
日本語調査票	-0.613	*	-0.864	#	-0.101		0.081		0.673	#	-0.053		-0.421	*	-0.576	#	-0.682	*
在留資格：永住者	1.363	**	2.254	**	1.243	*	-0.163		-0.649	#	0.368		0.039		-0.613	#	0.665	*
在留期間10年以上	-1.169	**	-2.837	***	-0.130		0.217		0.452		0.131		-0.323		0.131		-0.651	*
南関東地方居住	-0.695	#	-1.168	#	-0.091		0.571	*	1.112	**	-0.178		0.501	*	0.431		0.339	
東海地方居住	-1.018	#	-1.077		-0.855		-1.030		-0.553		-1.603	#	0.805	*	0.896	#	0.781	
関西地方居住	-0.945	#	-1.183		-0.884		1.230	***	2.616	***	-0.498		0.241		0.463		-0.461	
民間賃貸住宅居住	0.378		0.776	#	0.178		0.180		0.087		0.355		0.581	***	0.529	*	0.557	*
一人暮らし	0.500	#	0.234		1.132	**	-0.360	#	-0.717	*	0.045		0.282		0.727	*	-0.016	
核家族	0.278		-0.178		0.798	#	-0.238		-1.058	*	0.242		0.767	**	1.184	**	0.409	
月収20~29万円	-0.675	**	-0.967	*	0.163		-0.391	#	-1.426	***	0.133		0.082		-0.250		0.199	
月収40万円以上	-0.436		-0.446		-0.440		-0.015		0.609		-0.609		0.475	#	1.053	**	-0.296	
母国語・英語HP利用	0.563	*	0.306		0.789	*	0.325	#	0.277		0.344		0.363	*	0.572	*	0.176	
国民健康保険加入	-1.191	***	-1.029	*	-0.888	*	-0.655	**	-0.512		-0.641	*	-0.608	***	-0.506	#	-0.782	**
疾病傷害時：病院	-0.040		-0.042		0.015		-0.409		-0.623		-0.218		0.555	#	0.527		0.601	
疾病傷害時：薬を買って飲む	-1.458	**	-1.900	*	-1.006		-0.917	*	-0.731		-0.938	#	0.539		0.535		0.539	
定期健康診断受けず	-1.026	***	-0.956	#	-1.207	**	0.113		0.336		0.134		0.232		0.010		0.522	#
民間障害保険加入	0.346		0.758		-0.592		0.799	***	0.995	**	0.447		0.360	#	0.413		0.674	#
N	1042		579		463		1042		579		463		1042		579		463	
d.f.	909		456		430		909		456		430		909		456		430	
ChiSq	558.07		229.79		274.86		933.04		420.91		456.34		1123.61	***	549.60	**	537.35	***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ																	
（注）	# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001																	

表6. 在留外国人男女の予防接種, 濃厚接触経験, 感染経験の関連要因（余暇包摂モデル）

関連要因	予防接種						濃厚接触経験						感染経験					
	総数		男性		女性		総数		男性		女性		総数		男性		女性	
定数項	3.466	***	6.981	***	0.444		-1.140	**	-2.734	***	-1.110	$	-1.153	**	-1.634	**	-1.141	#
男性	0.351		-		-		-0.402	*	-		-		-0.383	*	0.000		0.000	
20-29歳	-0.661		-1.920	*	0.748		-0.963	**	-0.584		-0.659		-0.802	**	-1.078	*	-0.371	
30-39歳	-0.281		-0.904		0.042		-0.379		0.242		-0.516		-0.400		-0.554		0.032	
国籍：中国	-0.549	#	-1.665	**	-0.454		-0.528	*	-0.562	#	-0.748	*	0.115		-0.036		0.219	
国籍：韓国	0.513		-0.833		2.045	*	-0.410		-1.848	**	-0.174		0.121		-0.051		0.390	
国籍：ブラジル	-1.232	**	-2.198	***	-1.266	#	0.427		0.943	*	-1.174		0.753	**	0.782	*	0.197	
国籍：その他（SRC表区分）	-1.049	**	-1.883	**	-0.844	#	-0.569	*	-0.330		-0.777	*	-0.862	***	-1.309	**	-0.656	*
日本語調査票	-0.783	**	-1.071	*	-0.209		0.140		0.731	#	0.140		-0.325		-0.450		-0.456	
在留資格：永住者	1.552	***	2.194	**	1.570	**	-0.015		-0.780	#	0.568	#	0.120		-0.559		0.783	*
在留期間10年以上	-0.972	**	-2.651	***	-0.064		0.256		0.530		0.186		-0.335		-0.026		-0.544	#
南関東地方居住	-0.723	#	-1.336	*	0.300		0.416	#	1.056	**	-0.229		0.325		0.229		0.219	
東海地方居住	-0.985	#	-0.622		-0.599		-1.142	#	-0.493		-1.535	#	0.656	#	0.832		0.712	
関西地方居住	-0.828	#	-1.133		-0.420		1.232	***	2.940	***	-0.427		0.046		0.258		-0.579	
民間賃貸住宅居住	0.216		0.727	#	0.049		0.086		-0.017		0.378		0.472	**	0.319		0.519	*
一人暮らし	0.121		-0.389		1.013	**	-0.595	**	-0.810	*	-0.136		0.137		0.608	*	-0.118	
核家族	-0.085		-0.315		0.673		-0.475	#	-1.412	**	0.130		0.675	**	1.150	**	0.298	
月収20~29万円	-0.281		-0.810	*	0.810	*	-0.486	*	-1.549	***	0.202		-0.032		-0.391		0.166	
月収40万円以上	-0.022		-0.015		-0.221		0.046		0.738	#	-0.462		0.410		1.019	**	-0.166	
母国語・英語HP利用	0.801	**	0.869	*	0.884	*	0.249		0.097		0.298		0.337	*	0.481	*	0.167	
余暇：バーベキュー	0.670	*	0.386		1.040	**	-0.225		-0.325		-0.200		0.034		0.226		-0.221	
余暇：遊園地、博物館等	0.104		0.047		-0.127		0.587	***	0.989	***	0.287		0.204		0.151		0.332	
余暇：家庭スマホゲーム等	-0.232		-0.568		0.028		0.473	**	0.935	***	0.183		0.127		0.398	#	-0.125	
余暇：カードゲーム等	0.177		0.488		-0.186		0.649	**	0.772	**	0.713	*	0.048		0.196		0.166	
余暇：SNS等デジタル	-0.633	**	-0.629		-0.494		-0.097		-0.394		0.271		0.242		0.345		0.116	
N	1042		579		463		1042		579		463		1042		579		463	
d.f.	909		456		430		909		456		430		909		456		430	
ChiSq	619.76		255.49		290.37		931.57		401.49		457.95		1135.87	***	547.62	**	550.08	***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ																	
（注）	# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001																	

表7. 在留外国人男女の予防接種, 濃厚接触経験, 感染経験の関連要因（金融包摂モデル）

関連要因	予防接種						濃厚接触経験						感染経験					
	総数		男性		女性		総数		男性		女性		総数		男性		女性	
定数項	2.112	**	5.927	***	-0.474		-1.386	**	-1.692	*	-1.250	#	-1.289	**	-1.664	**	-1.463	*
男性	0.265		-		-		-0.439	*	-		-		-0.288	#	-		-	
20-29歳	0.115		-1.104		1.324	#	-0.619	#	-0.316		-0.607		-0.587	#	-0.824	#	-0.240	
30-39歳	-0.237		-1.013		0.171		-0.403		0.361		-0.569		-0.293		-0.475		0.108	
国籍：中国	-0.998	**	-2.916	***	-0.462		-0.460	*	-0.517		-0.578	#	0.088		-0.090		0.226	
国籍：韓国	0.262		-1.035	#	2.071	*	-0.497		-2.088	**	-0.180		0.061		-0.157		0.367	
国籍：ブラジル	-1.549	***	-2.757	***	-1.201		0.338		0.503		-0.844		0.654	+	0.506		0.301	
国籍：その他（SRC表区分）	-0.883	**	-1.909	**	-0.615		-0.325		-0.233		-0.580	#	-0.810	**	-1.298	**	-0.564	#
日本語調査票	-0.812	**	-1.366	**	-0.274		0.134		0.776	*	-0.127		-0.367	#	-0.563	#	-0.463	
在留資格：永住者	1.397	**	2.963	**	1.361	*	-0.190		-0.664	#	0.310		0.142		-0.465		0.749	*
在留期間10年以上	-0.722	*	-3.322	***	0.227		0.360		0.654		0.272		-0.252		0.039		-0.438	
南関東地方居住	-0.338		-1.099		0.446		0.505	*	0.865	**	-0.027		0.278		0.137		0.278	
東海地方居住	-0.400		-0.410		-0.270		-1.027		-0.609		-1.423	#	0.689	#	0.772		0.737	
関西地方居住	-0.563		-1.319		0.067		1.252	***	2.391	***	-0.304		0.028		0.110		-0.460	
民間賃貸住宅居住	0.253		0.330		0.160		0.224		0.006		0.367		0.444	**	0.321		0.513	*
一人暮らし	0.164		-0.326		0.757	*	-0.396	#	-0.751	*	-0.103		0.100		0.653	*	-0.159	
核家族	0.144		0.030		0.536		-0.225		-1.213	*	0.258		0.628	**	1.068	**	0.369	
月収20~29万円	0.021		-0.347		0.678	#	-0.257		-1.479	***	0.274		0.003		-0.243		0.223	
月収40万円以上	0.259		0.758		-0.253		0.081		0.540		-0.551		0.561	*	1.163	**	-0.040	
母国語・英語HP利用	0.456	#	0.522		0.610	#	0.303	#	0.235		0.269		0.318	*	0.547	*	0.141	
ゆうちょ銀行口座	1.105	***	2.377	***	0.941	*	0.179		-0.447		0.362		0.663	**	0.909	**	0.474	#
送金目的利用	-0.874	**	-1.069	*	-0.345		-0.523		-0.952	#	-0.306		-0.002		-0.032		0.131	
ゆうちょ銀行口座＋送金目的	0.576		-1.154		0.907		0.883	*	1.781	**	0.204		-0.069		0.151		-0.188	
ネット銀行口座＋送金目的	0.643		3.081	*	-0.752		-0.075		-0.613		0.622		-0.581	#	-1.175	*	0.082	
ゆうちょ銀行口座＋支払目的	1.227	*	0.754		1.093	#	0.721	**	0.274		0.906	#	0.003		0.391		-0.278	
N	1042		579		463		1042		579		463		1042		579		463	
d.f.	909		456		430		909		456		430		909		456		430	
ChiSq	575.02		219.26		283.55		939.34		426.69		451.38		1121.16	***	535.04	**	549.03	***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ																	
（注）	# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001																	

表8. 在留外国人男女の予防接種, 濃厚接触経験, 感染経験の関連要因（コロナ情報包摂モデル）

関連要因	予防接種						濃厚接触経験						感染経験					
	総数		男性		女性		総数		男性		女性		総数		男性		女性	
定数項	3.261	***	6.606	***	0.441		-1.364	**	-2.831	***	-1.315	*	-0.755	#	-1.125	*	-0.838	
男性	0.304		0.000		0.000		-0.399	*	0.000		0.000		-0.314	*	0.000		0.000	
20-29歳	-0.650		-2.046	*	0.982		-0.885	*	-0.037		-0.723		-0.789	*	-0.968	*	-0.402	
30-39歳	-0.238		-0.837		0.204		-0.401		0.440		-0.561		-0.327		-0.400		0.070	
国籍：中国	-0.647	*	-2.006	***	-0.560		-0.350		-0.427		-0.627	#	0.096		-0.055		0.232	
国籍：韓国	0.433		-0.955	#	1.910	*	-0.296		-2.028	**	-0.003		0.122		-0.026		0.314	
国籍：ブラジル	-1.446	***	-2.751	***	-1.442	#	0.112		0.269		-1.414		0.711	*	0.598	#	0.414	
国籍：その他（SRC表区分）	-1.062	**	-1.979	**	-0.980	*	-0.376		-0.223		-0.560		-0.812	**	-1.272	**	-0.546	
日本語調査票	-0.684	*	-0.945	*	-0.088		-0.032		0.508		-0.142		-0.396	#	-0.599	#	-0.441	
在留資格：永住者	1.456	***	2.310	**	1.543	**	-0.108		-0.713	#	0.485		0.124		-0.550		0.772	*
在留期間10年以上	-0.896	*	-2.614	***	-0.084		0.327		0.738		0.194		-0.341		0.053		-0.594	#
南関東地方居住	-0.687	#	-1.337	*	0.291		0.374		0.824	*	-0.045		0.310		0.237		0.173	
東海地方居住	-0.866		-0.742		-0.450		-0.976		-0.104		-1.196		0.663	#	0.883		0.581	
関西地方居住	-0.627		-0.975		-0.230		1.308	***	2.643	***	-0.359		-0.003		0.281		-0.714	
民間賃貸住宅居住	0.259		0.651		0.121		0.151		-0.007		0.398		0.497	**	0.335		0.595	**
一人暮らし	-0.046		-0.493		0.765	*	-0.509	*	-0.930	**	-0.147		0.117		0.574	#	-0.070	
核家族	0.007		-0.269		0.582		-0.410		-1.304	**	0.098		0.688	**	1.092	**	0.574	#
月収20~29万円	-0.334		-0.741	#	0.623	#	-0.337		-1.544	***	0.283		-0.074		-0.437		0.202	
月収40万円以上	0.049		0.123		-0.249		0.222		0.690		-0.291		0.385		0.846	*	-0.113	
母国語・英語HP利用	0.681	**	0.688	#	0.763	*	0.345	*	0.312		0.358		0.389	**	0.607	**	0.162	
情報理解困難	-0.457	#	-0.650	#	-0.321		0.753	***	1.260	***	0.499		0.176		0.212		0.227	
日本語情報理解困難	0.126		0.307		-0.176		0.351		0.813	*	-0.170		-0.508	*	-0.682	*	-0.427	
情報変化追跡困難	0.399		1.344	*	-0.301		0.602	**	-0.070		1.254	***	-0.116		0.254		-0.456	
PCR検査制度理解困難	0.157		0.198		0.186		0.484	*	0.666	*	0.239		0.127		0.229		0.025	
コロナ関連問題なし	-0.084		-0.117		0.262		0.379		1.012	*	0.243		-0.221		0.068		-0.484	#
N	1042		579		463		1042		579		463		1042		579		463	
d.f.	909		456		430		909		456		430		909		456		430	
ChiSq	630.75		253.79		298.05		936.14		414.46		445.17		1132.46	***	548.49	**	546.79	***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ																	
（注）	# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001																	

b)男性

表 4 の基本モデルの左側パネルの第 2 列で予防接種に関する結果を男性についてみると，在留資格（永住者），母国語・英語 HP 利用が正の関連をもち，国籍（中国，韓国，ブラジル，その他），日本語調査票利用，在留期間 10 年以上，南関東地方居住，月収 20-29 万円が負の関連をもつ.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，国民健康保険加入，疾病傷害時：「薬を買って飲む」，「定期健診受けず」が負の関連をもつ．表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，有意な関連をもつ変数がない．表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，ゆうちょ銀行口座，「ネット銀行口座＋送金目的」が正の関連をもち，送金目的利用が負の効果をもつ．表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関

連変数のみについてみると，情報変化追跡困難が正の関連をもち，情報理解困難が負の関連をもつ.

c)女性

表 4 の基本モデルの左側パネルの第 3 列で予防接種に関する結果を女性についてみると，国籍（韓国），在留資格（永住者），一人暮らし，月収 20-29 万円，母国語・英語 HP 利用が正の関連をもち，国籍（ブラジル，その他）が負の関連をもつ．なお，国籍（韓国）と月収 20-29 万円が男女で逆方向の関連をもつのが興味深い.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，国民健康保険加入と「定期健康診断受けず」が負の関連をもつ．表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，バーベキューが正の関連をもつ．表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，ゆうちょ銀行口座，「ゆうちょ銀行口座＋支払目的」が正の関連をもつ．表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，有意な関連をもつ変数がない.

3.2.2　濃厚接触経験の関連要因

a)男女総数

次に，表 4 の基本モデルの中央パネルの第 1 列で濃厚接触経験に関する結果を男女総数についてみると，関西地方居住，母国語・英語 HP 利用が正の関連をもち，20-29 歳，国籍（中国，その他），東海地方居住，一人暮らし，月収 20-29 万円が負の関連をもつ.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，民間傷害保険加入が正の関連をもち，国民健康保険加入，疾病傷害時：「薬を買って飲む」が負の関連をもつ．表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，遊園地・博物館等，家庭スマホゲーム等，カードゲーム等が正の関連をもつ．表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，「ゆうちょ銀行口座＋送金目的」，「ゆうちょ銀行口座＋支払目的」が正の関連をもつ．表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，情報理解困難，情報変化追跡困難，PCR 検査制度理解困難が正の関連をもつ.

b)男性

表 4 の基本モデルの中央パネルの第 2 列で濃厚接触経験に関する結果を男性についてみると，日本語調査票利用，南関東地方居住，関西地方居住が正の関連をもち，国籍（中国，韓国），在留資格（永住者），一人暮らし，核家族世帯，月収 20-29 万円が負の関連をもつ.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，民間傷害保険加入が正の関連をもつ. 表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると, 遊園地・博物館等, 家庭スマホゲーム等，カードゲーム等が正の関連をもつ．表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，「ゆうちょ銀行口座＋送金目的」が正の関連をもち，送金目的利用が

負の関連をもつ. 表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，情報変化追跡困難を除く 4 変数（情報理解困難，日本語情報理解困難，PCR 検査制度理解困難，コロナ関連問題なし）が正の関連をもつ.

c)女性

表 4 の基本モデルの中央パネルの第 3 列で濃厚接触経験に関する結果を女性についてみると，国籍（中国，その他），東海地方居住が負の関連をもつ.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，国民健康保険加入,「疾病傷害時：薬を買って飲む」が負の関連をもつ. 表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，カードゲーム等が正の関連をもつ. 表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると,「ゆうちょ銀行口座＋支払目的」が正の関連をもつ. 表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，男性と対照的に情報変化追跡困難のみが正の関連をもつ.

3.2.3 感染経験の関連要因

a)男女総数

次に，表 4 の基本モデルの右側パネルの第 1 列で感染経験に関する結果を男女総数についてみると，国籍（ブラジル），東海地方居住，民間賃貸住宅居住，核家族世帯，月収 40 万円以上，母国語・英語 HP 利用が正の関連をもち，男性，20-29 歳，国籍（その他），日本語調査票利用が負の関連をもつ.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，「疾病傷害時：病院」，民間傷害保険加入が正の関連をもち，国民健康保険加入が負の関連をもつ. 表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，有意な関連をもつ変数はない. 表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，ゆうちょ銀行口座が正の関連をもち,「ネット銀行口座＋送金目的」が負の関連をもつ. 表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，日本語情報理解困難が負の関連をもつ.

b)男性

表 4 の基本モデルの右側パネルの第 2 列で感染経験に関する結果を男性についてみると，国籍（ブラジル），一人暮らし，核家族世帯，月収 40 万円以上，母国語・英語 HP 利用が正の関連をもち，20-29 歳，国籍（その他）が負の関連をもつ.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると，国民健康保険加入が負の関連をもつ. 表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，家庭スマホゲーム等が正の関連をもつ. 表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，ゆうちょ銀行口座が正の関連をもち,「ネット銀行口座＋送金目的」が負の関連をもつ. 表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，日本語情報理解困難が負の関連

をもつ.

c)女性

表 4 の基本モデルの右側パネルの第 3 列で感染経験に関する結果を女性についてみると，在留資格（永住者)，民間賃貸住宅居住が正の関連をもち，国籍（その他）が負の関連をもつ.

表 5 の保健包摂モデルの結果を保健関連変数のみについてみると,「定期健康診断受けず」,「コロナ関連問題なし」が正の関連をもち，国民健康保険加入が負の関連をもつ. 表 6 の余暇包摂モデルの結果を余暇関連変数のみについてみると，有意な関連をもつ変数はない. 表 7 の金融包摂モデルの結果を金融関連変数のみについてみると，ゆうちょ銀行口座が正の関連をもつ. 表 8 のコロナ情報包摂モデルの結果をコロナ情報関連変数のみについてみると，「コロナ関連問題なし」が負の関連をもつ.

3.2.4 小括

各関連要因変数の関連については小島（2023c）以降の予備的分析結果に近いが，日本語調査票利用と居住地方の影響が興味深い. SAS/CATMOD では飽和モデル（付表 2）を想定した場合の各モデルのカイ二乗値を示すので，基本モデルと各モデルとのカイ二乗値の差を当てはまりの良さとほぼ同一視できるし，カイ二乗値の差もカイ二乗分布に従うとすると，自由度の差に応じた有意差の検定ができる. 表 9 をみると，予防接種については保健包摂モデルと金融包摂モデルの当てはまりが圧倒的に良く，男性を除き保健包摂モデルの当てはまりの方が良い. また，濃厚接触経験については総数ではいずれのモデルも比較的当てはまりが良く，特に余暇包摂モデルの当てはまりが良い. 男性でも余暇包摂モデルの当てはまりが良いが，女性ではコロナ情報包摂モデルの方が金融包摂モデルより当てはまりが良い. 他方，感染経験については総数では金融包摂モデルの方が保健包摂モデルより若干当てはまりが良いが，男性では金融包摂モデルの当てはまりが圧倒的に良い. さらに，当てはまりが悪い女性では保健包摂モデルによる当てはまりが圧倒的に良い. 以上の結果は基本モデルがもともと予防接種や精神的健康状態の関連要因の分析のために設定されたことによると思われる.

表9. 各モデルの基本モデルとの自由度とカイ二乗の差

関連要因	予防接種						濃厚接触経験						感染経験					
	総数		男性		女性		総数		男性		女性		総数		男性		女性	
飽和モデルのd.f.	894		441		415		894		441		415		894		441		415	
飽和モデルのカイ二乗	511.94	***	191.39	***	245.10	***	873.97	***	367.56	***	417.72	***	1086.46	***	514.47	**	519.79	*
基本モデルのd.f.	914		461		435		914		461		435		914		461		435	
基本モデルのカイ二乗	636.79		265.32		300.47		964.39		435.60		467.48		1142.73		557.12		553.49	
保健包摂モデルのdfの差	5		5		5		5		5		5		5		5		5	
保健包摂モデルのカイ二乗の差	78.72	***	35.53	***	25.61	***	31.35	***	14.69	*	11.14	*	19.12	**	7.52		16.14	**
余暇包摂モデルのdfの差	5		5		5		5		5		5		5		5		5	
余暇包摂モデルのカイ二乗の差	17.03	**	9.83	#	10.10	#	32.82	***	34.11	***	9.53	#	6.86		9.50	#	3.41	
金融包摂モデルのdfの差	5		5		5		5		5		5		5		5		5	
金融包摂モデルのカイ二乗の差	61.77	***	46.06	***	16.92	**	25.05	***	8.91		16.10	**	21.57	***	22.08	***	4.46	
コロナ情報包摂モデルのdfの差	5		5		5		5		5		5		5		5		5	
コロナ情報包摂モデルのカイ二乗の差	6.04		11.53	*	2.42		28.25	***	21.14	***	22.31	***	10.27	#	8.63		6.70	
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ																	
（注）	自由度(20)のカイ二乗分布の場合の確率に対応する臨界値　# 0.10:28.41, * 0.05:31.41, ** 0.01:37.57, *** 0.001:45.31																	
	自由度(5) のカイ二乗分布の場合の確率に対応する臨界値　# 0.10:9.24, * 0.05:11.07, ** 0.01:15.09, *** 0.001:20.52																	

しかし，包摂・排除という観点から係数の符号（+/-）と有意水準をみると，全体的には包摂というより，排除を示すと思われる符号（関連の方向）の関連要因変数の方が圧倒的に多い．予防接種について包摂を示すと思われる正の符号（予防接種促進的）をもつ包摂関連変数は保健包摂モデルにはなく，余暇包摂モデルではバーベキュー（総数・男女）のみであるが,キャンプ場でコロナウイルスが拡散したケースも報道されたことが予防接種を促進したとすれば,逆の因果関係を示す可能性もある．金融包摂モデルでは逆に，ゆうちょ銀行口座（総数・男女），「ゆうちょ銀行口座＋支払目的」（総数・男女），「ネット銀行口座＋送金目的」（男性）と多いが，内容的にみるとゆうちょ銀行口座やそれによる支払やネット銀行による送金（生活費を削っている可能性あり）はメガバンク等をすぐに使えないような在留資格，居住地域（小都市,農村），社会経済的地位等の属性に伴う金融排除を表すようにも思われる．また，コロナ情報包摂モデルでは情報追跡困難（男性）のみであるが，これも内容的には日本のコロナ情報からの排除（母国語・英語ＨＰによる包摂）を示している．

濃厚接触経験について包摂を示すと思われる負の符号（濃厚接触経験抑制的）をもつ包摂関連変数は保健包摂モデルでは「疾病傷害時：薬を買って飲む」（総数・女性），金融包摂モデルでは送金目的利用（女性）のみであり，医者にかかれないことや送金が生活費を削って母国に送金していることを示すとするとやはり排除を示す内容であろう．同様に，感染経験について包摂を示すと思われる負の符号（感染経験抑制的）をもつ包摂関連変数は保健包摂モデルでは国民健康保険加入（総数・男女），金融包摂モデルでは「ネット銀行口座＋送金目的」（総数・男性），コロナ情報包摂モデルでは日本語情報理解困難（総数・男性），「コロナ関連問題なし」（女性）である．内容的にみると，国民健康保険加入は無保険や他の保険に加入する場合に比べれば包摂といえるかもしれないが，会社の健康保険組合がなかったり,加入できなかったりするとすれば相対的な排除（はく奪）で微妙であるが，「コロナ関連問題なし」を除けば，他の包摂関連変数の内容は排除を示しているように見受けられる．表に示さなかったが，包摂関連変数を追加した場合に基本モデルの関連要因の中でも居住地方の変数の係数や有意水準が上昇する場合も少なくないので，地方の中核的都府県の広義の政策（コロナ対策を含む）とそれを巡る環境が包摂・排除に関連している可能性がうかがえる．

居住地方の関連を検討すると予防接種については南関東地方が負の関連（総数・男性），濃厚接触経験については南関東地方が正の関連（男性），東海地方が負の関連（総数，女性），関西地方が大きな正の関連（総数，男性）をもち，南関東地方については予防接種と濃厚接触経験の符号が逆で辻褄が合う．しかし，他の地方，特に関西地方については辻褄が合わないので，逆方向の因果関係すら疑われる．また，感染経験については東海地方が弱い正の関連（総数）だけで他の地方は有意な関連をもたないので，感染経験に対して予防接種の予防効果があるのかどうかも疑わしい．実際，予備的研究においては「予防接種あり」という変数が濃厚接触経験と感染経験に正の関連をもち続けてきた．濃厚接触経験と感染経験が正の関連をもつのは一見,妥当であるが,

感染経験が濃厚接触経験を促進している可能性もある.

これらの想定に反する結果については,濱岡（2021a）が示唆するように,日本政府のコロナ対策（「日本モデル」）や都道府県独自のコロナ対策（「大阪モデル」,東京都,神奈川県等の独自の対策）のコロナ対策が関連している可能性がある.「検査を抑制し,自粛と感染者増加には対応できないクラスター対策に依存する『日本モデル』」（濱岡（2021a:395）が続けられたとすれば,検査能力の制約から感染者が増えると「積極的疫学調査」を一部クラスターに集中せざるを得ないため,クラスターを中心とする濃厚接触者が増えるが,追跡できない濃厚接触者（感染者を含む）が増えるし,追跡できなかった感染者がさらに感染者を（そして濃厚接触者も）増やすというメカニズムがあったとすれば理解できる.

予防接種についても,当初の接種能力不足から対象を一部のリスクが高い人口集団に限定せざるを得ず,感染者や濃厚接触者が増えるにつれて接種能力をしだいに強化し,対象を徐々に拡大するが,濃厚接触者と感染者（そして濃厚接触者）がすでに増えているというメカニズムがあったとすれば理解できる.感染者の増加の後追いで検査や予防接種を増やしているとすれば,特にコロナ対策に関して排除されている可能性が高い外国人集団では個人レベルでも濃厚接触者や感染者になった後に,予防接種を受けられるようになるということがありうるように思われる.また,前述の濱岡（2021b）の主張のとおり,関東,中部,関西の大都市圏の中核的都府県が世間の評価とは逆に,COVID-19 対策の都道府県別ランキングの最下位を占めているとすれば,人口が多いこともあり,これらの都府県では予防接種能力や検査能力が不十分なため,「日本モデル」の悪影響が住民,特に外国籍住民に顕著に表れている可能性がある.また,予防接種回数が都府県の接種能力をある程度,反映すると思われるので,政策の影響を検討する上では接種の有無の代わりに接種回数を用いる方が良いように思われる.

そこで，全国や地方（中核的都府県を含む大都市圏）のコロナ対策の関連を推定するため,以下においてはまず全国の濃厚接触経験と感染経験への全国・地方別予防接種回数の関連の分析結果を示す. 同様に,全国の濃厚接触経験に対する全国・地方別感染経験の関連の分析結果と,全国の感染経験に対する全国・地方別濃厚接触経験の関連の分析を行う.次に，地方別の予防接種回数，濃厚接触経験，感染経験の関連要因のステップワイズ分析結果（関連要因のうちでこれらの変数のみの結果）を示す.以上により，地方（特に関西）の広義の保健政策の影響を探ることにする.

3.3 ロジット分析結果：地方別の予防接種，濃厚接触経験，感染経験の相互関連

3.3.1 濃厚接触経験・感染経験の全国・地方別予防接種回数（1〜3 回）追加モデル

表 10 は男女総数について全国の感染経験・濃厚接触経験をコントロールした上で,濃厚接触経験・感染経験に対する全国・南関東地方・関西地方の接種回数の組み合わせの関連を明らかにするため，接種回数とコロナ関連コントロール変数（全国の感染経験または全国の濃厚接触経験）の部分のみの結果を抜粋したものである. 標本規模の割に関連要因変数等が多いため,男女別に分

析したり，東海地方を投入したりすると異常値が出るので,以下ではそれらの結果を示さない．また,二項ロジット分析に SAS/LOGISTIC を用いたため，カイ二乗の代わりに対数尤度が示されているが，係数とその有意水準は変わりない．

まず，上側のパネルの第 1 列で濃厚接触経験との関連について全国・地方別の接種回数を投入した結果をみると，全国の接種 1〜3 回のいずれもが有意で正の係数をもち，接種 1 回と接種 3 回の係数が大きい．それぞれのタイミングがわからないにしても想定に反するものである．むしろ逆方向の因果関係，すなわち濃厚接触者になると予防接種を受ける（受けさせられる）という関係が想定される．特に，基準カテゴリーの無接種（接種 0 回）の場合に濃厚接触すると予防接種をするという関係が大きいことがうかがわれる．

表10. 在留外国人の濃厚接触経験, 感染経験への予防接種回数の関連部分の抜粋（基本モデル＋予防接種回数等）

予防接種回数等	濃厚接触経験（男女総数）									
接種１回	1.059	**	2.018	*	0.828	*	1.365		-	
接種２回	0.723	#	0.832		0.683	#	0.366		-	
接種３回	0.943	**	1.437	#	0.820	*	0.920		-	
南関東接種１回	-		-1.453		-		-0.803		0.529	
南関東接種２回	-		-0.088		-		0.384		0.770	#
南関東接種３回	-		-0.637		-		-0.120		0.812	*
関西接種１回	-		-		1.886		1.342		2.675	*
関西接種２回	-		-		0.455		0.782		1.143	
関西接種３回	-		-		0.970		0.877		1.781	
感染経験	0.895	***	0.861	***	0.872	***	0.857	***	0.858	***
N	1042		1042		1042		1042		1042	
d.f.	23		26		26		29		26	
LLR	123.86	***	131.41	***	128.44	***	132.28	***	127.88	***
予防接種回数	感染経験（男女総数）									
接種１回	-0.494		0.111		-0.597	#	-0.131		-	
接種２回	0.110		0.338		0.098		0.283		-	
接種３回	0.040		0.515		-0.008		0.421		-	
南関東接種１回	-		-0.848		-		-0.605		-0.705	#
南関東接種２回	-		-0.274		-		-0.215		0.063	
南関東接種３回	-		-0.608		-		-0.516		-0.109	
関西接種１回	-		-		1.426		0.965		0.903	
関西接種２回	-		-		0.405		0.227		0.526	
関西接種３回	-		-		0.755		0.335		0.776	
濃厚接触経験	0.895	***	0.877	***	0.874	***	0.868	***	0.861	***
N	1042		1042		1042		1042		1042	
d.f.	23		26		26		29		26	
LLR	116.58	***	118.84	***	118.74	***	119.78	***	117.98	***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ									
（注）	# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001									

南関東地方の接種回数を追加した第 2 列をみると，南関東地方の係数はすべて負であり，接種 1 回の係数の絶対値が大きいところをみると，南関東地方を除く全国と対比すると南関東地方では無接種の場合に接種をすると濃厚接種者になりにくいことを示し,想定に合致する結果である．また，南関東地方では接種 3 回にも有意でない若干の濃厚接触抑制効果があるようにも見受けられるが，逆に 3 回目（そして 1 回目）の接種をした外国人は濃厚接触者から除外される傾向があることを示している可能性もある．

しかし，第 3 列をみると，接種 1 回に大きな濃厚接触経験促進効果がみられ，無接種で濃厚接

触者になると予防接種を受ける（受けさせられる）可能性を示唆する．第4列には2地方を除く全国と南関東地方と関西地方の予防接種回数が投入された結果が示されているが，いずれの係数も有意にならないものの，南関東地方の接種1回と接種3回の係数は負の値を示している．第5列には南関東地方と関西地方の予防接種回数が投入された結果が示されているが，関西地方との対比では南関東地方の接種2回と接種3回の係数が有意な正の値をとる一方，関西地方の接種1回の係数が有意な正の値をとる．

次に下側のパネルの感染経験についてみると，コントロール変数の濃厚接触経験の正の効果が大きいこともあり,予防接種回数の有意な関連が少ない．第3列で全国の接種1回が負の関連をもち，第5列でその代わりに南関東地方の接種1回が負の関連をもつだけである．南関東地方では想定どおり，無接種状態から接種状態に移行することによる感染抑制効果があるように見受けられる．上側のパネルの感染経験の係数と下側パネルの濃厚接触経験の係数は同水準であるが，下側パネルの予防接種回数の関連が小さいことは濃厚接触経験が感染経験に与える相対的影響よりも感染経験が濃厚接触経験に与える相対的影響の方が小さい可能性を示唆する．そうだとすれば，予防接種回数の濃厚接触経験に対する影響は予防接種回数の感染経験に対する影響を間接的に反映している可能性がある．また，同様の可能性は後掲の表11においてもうかがわれる．

表11は男女総数について全国の予防接種回数をコントロールした上で，全国の濃厚接触経験・感染経験に対する全国・南関東地方・関西地方の感染経験・濃厚接触経験の組み合わせの関連を示すため，接種回数とコントロール変数の部分の結果を抜粋したものである．上側のパネルの第1〜4列に示されたとおり，全国の予防接種回数をコントロールすると，全国の感染経験は濃厚接触経験に対して有意な正の関連をもつ．また,第5列で全国の感染経験がなくなると,第4列で有意でない負の関連をもつ南関東地方と関西地方の感染経験が有意な正の関連をもつようになる．

下側のパネルの第1〜4列に示されたとおり，全国の感染経験または全国の濃厚接触経験（いずれも有意な正の関連をもつ）をコントロールすると，全国の濃厚接触経験は感染経験に対してつねに有意な正の関連をもつ．また，南関東地方の濃厚接触経験を投入すると接種1回が有意な負の関連をもつようになるが，表10で南関東地方の接種1回が濃厚接触経験と感染経験に有意な負の関連をもつこととも関連するようである．さらに，地方別の濃厚接触経験は有意な関連をもたないが，第5列に示されたように全国の濃厚接触経験がなくなると南関東地方と関西地方の濃厚接触経験が有意な正の関連をもつようになる．

したがって，（南関東地方では接種1回が濃厚接触経験を抑制している可能性があるものの）予防接種が濃厚接触経験を抑制するというわけではなく，むしろ予防接種が濃厚接触経験を促進する可能性や濃厚接触経験が予防接種を促進する可能性がある．また，（接種1回が感染経験を抑制しているものの）予防接種回数全体としては促進しているようにもみえる．理論上あり得ないとすれば，実際は感染経験が2回目・3回目の予防接種を促進するのかもしれない．他方，接種回数をコントロールした上で，濃厚接触経験は感染経験を促進している．しかし，相互関連につい

ての以上の仮説は全国については妥当なものかもしれないが，地方別の予防接種回数，濃厚接触経験，感染経験の相互関連についてはステップワイズ選択法による二項ロジット分析によってしか明らかにできない可能性がある．

表11．在留外国人の濃厚接触経験・感染経験への予防接種回数と感染経験・濃厚接触経験の関連部分の抜粋（基本モデル＋予防接種回数等）

予防接種回数等	濃厚接触経験（男女総数）									
接種1回	1.059	**	1.034	**	1.057	**	1.034	**	1.069	**
接種2回	0.723	#	0.709	#	0.722	#	0.711	*	0.737	*
接種3回	0.943	**	0.922	**	0.941	**	0.924	**	0.957	**
感染経験	0.895	***	1.141	***	0.889	***	1.245	**	-	
南関東感染経験	-		-0.331		-		-0.436		0.801	***
関西感染経験	-		-		0.062		-0.292		0.938	#
N	1042		1042		1042		1042		1042	
d.f.	23		24		24		25		24	
LLR	123.86	***	124.59	***	123.88	***	124.77	***	115.98	***
予防接種回数等	感染経験（男女総数）									
接種1回	-0.494		-0.528	#	-0.497		-0.531	#	-0.434	
接種2回	0.110		0.112		0.111		0.111		0.132	
接種3回	0.040		0.038		0.036		0.042		0.054	
濃厚接触	0.895	***	1.314	***	0.870	***	1.414	***	-	
南関東濃厚接触	-		-0.563		-		-0.662		0.740	***
関西濃厚接触	-		-		0.265		-0.275		1.121	*
N	1042		1042		1042		1042		1042	
d.f.	23		24		24		25		24	
LLR	116.58	***	118.71	***	116.79	***	118.87	***	107.56	***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ									
（注）	# p＜0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001									

表 12 は男女総数について全国の濃厚接種経験・感染経験をコントロールした上で，全国の 0～3 回の接種回数に対する全国・南関東地方・関西地方の感染経験・濃厚接触経験の組み合わせの関連を示すため，感染経験・濃厚接触経験とコントロール変数の部分の結果を抜粋したものである．第 1 段と第 2 段のパネルには予防接種 0～3 回に対する全国・地方別の感染経験等の関連が示されているが,第 2 段の予防接種 2 回と 3 回については全国・地方別の感染経験はもちろんコントロール変数の濃厚接触経験でさえ有意な関連をもたない.第 1 段の接種 0 回に対してはコントロール変数の濃厚接触経験が一貫して有意な負の関連をもつが,これは濃厚接触者になると 1 回以上の接種を受けることを意味するのであろう．

しかし,接種 2 回については有意でない負の関連をもっており,接種 2 回の場合は濃厚接触者になりにくい（認定されにくい）という可能性もある.実際,第 4 段の予防接種 2 回については第 2 列で全国（南関東地方除外）の濃厚接触経験が有意な正の関連をもつ.南関東地方の濃厚接触経験は負の関連をもち,第 3 段の接種 1 回については第 2 列と第 4 列で全国とは逆に南関東地方が負の関連をもっているところをみると,南関東地方では予防接種 2 回ではなく 1 回目の予防接種を受けただけの場合に濃厚接触者になりにくいことを示すように見受けられる.また,第 1 段の予防接種 1 回については第 1 列と第 3 列で全国の感染経験が負の関連をもち,第 5 列で代わりに南関東地方の感染経験が負の関連をもつのも予防接種 1 回の場合の感染予防効果を示している可能性が高い．

第 3 段と第 4 段のパネルには予防接種 0〜3 回に対する全国・地方別の濃厚接触経験等の関連が示されている.第 3 段の予防接種 0 回の第 1 列と第 2 列では全国の濃厚接触経験が負の関連をもち,第 5 列では全国の代わりに南関東地方が負の関連をもつが,これは濃厚接触者になると予防接種を受ける傾向があることを示しているように見受けられる.逆に第 3 段の接種 1 回の場合は全国では濃厚接触者になると接種を 1 回受ける可能性が高まるが,南関東地方では逆の傾向がみられる.第 4 段の予防接種 2 回の場合は全国と関西地方の濃厚接触経験が負の関連をもつが,南関東地方が正の関連をもつ.しかし,予防接種 3 回の場合は南関東地方と関西地方の濃厚接触経験が同じ正の関連をもつが,濃厚接触者になる外国人は予防接種を 3 回受ける可能性が高くなるという妥当な結果を示している.

表12. 在留外国人の接種回数への感染経験・濃厚接触経験の関連部分の抜粋（基本モデル＋感染経験等・濃厚接触経験等）

感染経験等	予防接種0回（男女総数）					予防接種1回（男女総数）				
濃厚接触経験	-0.828 *	-0.817 *	-0.805 *	-0.810 *	-0.813 *	0.393	0.382	0.393	0.383	0.336
感染経験	0.135	-0.347	0.175	-0.267	-	-0.714 **	-0.533	-0.714 **	-0.470	-
南関東感染経験	-	0.605	-	0.524	0.260	-	-0.280	-	-0.343	-0.796 *
関西感染経験	-	-	-0.755	-0.314	-0.577	-	-	0.001	-0.231	-0.662
N	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042
d.f.	21	22	22	23	22	21	22	22	23	22
LLR	81.09 ***	82.14 ***	81.58 ***	82.20 ***	82.02 ***	320.50 ***	320.82 ***	320.50 ***	320.89 ***	320.89 ***
感染経験等	予防接種2回（男女総数）					予防接種3回（男女総数）				
濃厚接触経験	-0.152	-0.144	-0.148	-0.143	-0.142	0.233	0.227	0.226	0.224	0.234
感染経験	0.202	-0.093	0.249	0.019	-	0.092	0.438	0.037	0.291	-
南関東感染経験	-	0.400	-	0.288	0.307	-	-0.465	-	-0.318	-0.031
関西感染経験	-	-	-0.613	-0.387	-0.368	-	-	0.810	0.561	0.844
N	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042
d.f.	21	22	22	23	22	21	22	22	23	22
LLR	123.87 ***	124.96 ***	124.80 ***	125.24 ***	125.24 ***	249.95 ***	251.60 ***	251.63 ***	252.25 ***	251.61 ***
濃厚接触経験等	予防接種0回（男女総数）					予防接種1回（男女総数）				
感染経験	0.135	0.142	0.143	0.143	0.129	-0.714 **	-0.759 **	-0.714	-0.762 **	-0.621 *
濃厚接触経験	-0.828 *	-1.410 #	-0.744	-1.279	-	0.393	1.314 **	0.296	1.452 **	-
南関東濃厚接触経験	-	0.743	-	0.612	-0.663 #	-	-1.436 ***	-	-1.576 **	-0.171
関西濃厚接触経験	-	-	-0.792	-0.260	-1.521	-	-	0.773	-0.386	1.010
N	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042
d.f.	21	22	22	23	22	21	22	22	23	22
LLR	81.09 ***	81.92 ***	81.62 ***	81.95 ***	80.02 ***	320.50 ***	329.02 ***	321.74 ***	329.24 ***	320.80 ***
濃厚接触経験等	予防接種2回（男女総数）					予防接種3回（男女総数）				
感染経験	0.202	0.215	0.202	0.209	0.195	0.092	0.093	0.090	0.095	0.081
濃厚接触経験	-0.152	-0.767 *	0.002	-0.383	-	0.233	0.109	0.130	-0.568	-
南関東濃厚接触経験	-	0.849 #	-	0.466	0.088	-	0.170	-	0.849 #	0.287
関西濃厚接触経験	-	-	-1.184 *	-0.800	-1.178 *	-	-	0.937 #	1.636 *	1.073 *
N	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042
d.f.	21	22	22	23	22	21	22	22	23	22
LLR	123.87 ***	127.64 ***	128.01 ***	128.75 ***	128.16 ***	249.95 ***	250.13 ***	252.72 ***	255.61 ***	254.07 ***
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ									
（注）	# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001									

3.3.2　地方別の濃厚接触経験・感染経験と予防接種の関連要因のステップワイズ選択

そこで，表 13 により地方別の濃厚接触経験・感染経験について地方別関連要因のステップワイズ選択法（選択されたすべての変数が 5%水準で有意）による二項ロジット分析の結果をみると，左側パネル（濃厚接触経験）の第 1 列の全国では濃厚接触経験への予防接種回数の関連がないが，感染経験への正の関連がある．第 2 列の南関東地方では接種 1〜3 回と感染経験の両者が濃厚接

触経験に対して正の関連がある．しかし，第 3 列の関西地方では接種 1～3 回のみが濃厚接触経験に対して正の関連がある．

全国と南関東地方でみられる感染経験の正の関連は濃厚接触経験があると感染につながりやすいという逆の因果関係を示すものと思われるが,関西地方ではステップワイズ選択法で感染経験が選ばれず,（ケース数が少ないことによるのでないとすれば）南関東地方よりも係数が大きな正の関連をもつ接種回数のみが選ばれたということは,関西地方では感染経験（すでに感染している蓋然性）に関わりなく,濃厚接触者になると予防接種を受ける（受けさせられる）度合いが南関東地方より大きいように見受けられる.

濱岡（2023a:386）によれば,「濃厚接触者数が他国と比べて少ないこと,さらに感染経路が追えているのは東京でも 4 割程度に過ぎない」とのことであるが,全国と南関東地方では感染者数と比べて濃厚接触者が少ないところをみると,クラスター対策が不十分であり,感染者を見逃した度合いが大きかった可能性がある.全国では予防接種回数が選ばれなかったところをみると,濃厚接触経験者が増えたからといって,予防接種が増えなかったが,南関東地方と近畿地方では予防接種が（外国人）濃厚接触者で促進されるような政策努力がなされた可能性がある.

次に，右側パネル（感染経験）の第 1 列の全国では濃厚接触経験の場合と同様，感染経験についても予防接種回数の関連がないが，濃厚接触経験に正の関連がある．第 2 列の南関東地方では接種 0 回が正の関連をもつのは妥当であるが，接種 2 回・3 回も正の関連をもち，濃厚接触経験も正の関連をもつ．第 3 列の関西地方では接種 1～3 回と濃厚接触経験が正の関連をもつ．

全国・南関東・関西で濃厚接触経験が感染経験に正の関連があることを示しているが,普遍的な傾向で妥当である.しかし,関西地方の係数が 2 倍以上で大きいのはケース数が小さいことにもよるかもしれないが,濃厚接触者の追跡に注力し,支援策が相対的に不足していた可能性を示唆するようにも見受けられる.全国と関西地方でみられない無接種の感染経験に対する正の関連が南関東地方ではみられるということは,また,接種 2 回以上が正の関連をもつということは,南関東地方では接種 1 回が負の関連をもつということを意味し,接種 1 回の感染抑制効果を示すのであろう.南関東地方の接種 0 回と 1 回の感染経験との関連についてはワクチン接種促進策が外国人に対しても有効であった可能性を示す.

しかし,関西地方の接種 1～3 回が正の関連をもつことは接種 0 回が感染経験に負の効果をもつことになるので,健康上の理由で接種できない外国人が集中していない限り,感染経験がある（感染する蓋然性が高い）と予防接種を受ける可能性が高まると考える方が妥当であろう.関東地方の予防接種 2～3 回の正の関連についても同様であろう.

表13. 全国・南関東・関西在留外国人の濃厚接触経験・感染経験の地方別関連要因抜粋（同地方の予防接種回数と濃厚接触経験または感染経験を含むステップワイズ選択）						
地方別	濃厚接触経験（男女総数）			感染経験（男女総数）		
関連要因	全国	南関東	関西	全国	南関東	関西
定数項	-3.451	-3.745	-6.872	-1.063	-3.010	-7.589
接種０回	-	-	-	-	1.986	-
接種１回	-	2.008	7.478	-	-	5.803
接種２回	-	1.981	5.573	-	2.162	5.573
接種３回	-	2.289	6.547	-	2.145	4.845
濃厚接触経験	-	-	-	0.826	0.974	2.310
感染経験	0.816	0.939	-	-	-	-
他変数	+24係数	+0係数	+0係数	+9係数	+0係数	+3係数
N	1042	1042	1042	1042	1042	1042
d.f.	24	4	3	11	4	8
LLR	233.22	122.00	169.91	154.14	171.57	125.64
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票デ-					
（注）	すべての係数が５％水準で有意					

表 14 は予防接種回数の地方別関連要因のステップワイズ選択法を用いた二項ロジット分析の結果を濃厚接触経験と感染経験について示す．左側パネルの全国では接種 1 回に対して感染経験が負の関連をもち，接種 2 回に対して感染経験が正の関連をもつ．中央パネルの南関東地方では接種 0 回に対して感染経験が正の関連をもち，無接種が感染を促進する傾向を示しているのは妥当であろう．逆に，接種 2 回に対して感染経験が正の関連をもつのは逆方向の因果関係（感染すると 2 回目接種を受ける）を示している可能性がある．接種 3 回に濃厚接触経験が正の関連をもつが，これも逆方向の因果関係（濃厚接触すると 3 回目接種を受ける）を示している可能性がある．右側パネルの関西地方でも接種 0 回と感染経験が正の関連をもち，ワクチン接種の予防効果を示しているように見受けられる．接種 1～3 回については濃厚接触経験が正の関連をもち，これも感染経験の予防接種促進効果を示している可能性がある．

表14. 全国・南関東・関西在留外国人の予防接種回数の地方別関連要因抜粋（同地方の濃厚接触経験・感染経験を含むステップワイズ選択）												
地方別	全国（男女総数）				南関東（男女総数）				関西（男女総数）			
関連要因	接種０回	接種１回	接種２回	接種３回	接種０回	接種１回	接種２回	接種３回	接種０回	接種１回	接種２回	接種３回
定数項	-2.948	-4.060	-0.259	-1.123	-4.367	-4.444	-2.962	-1.644	-11.032	-7.491	-5.321	-7.291
濃厚接触経験	-	-	-	-	-	-	-	1.145	-	5.371	2.950	8.218
感染経験	-	-1.046	0.580	-	1.063	-	0.885		3.775	-	-	-
他変数	+28係数	+28係数	+30係数	+29係数	+13係数	+14係数	+7係数	+5係数	+6係数	+6係数	+6係数	+14係数
N	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042	1042
d.f.	27	28	30	28	14	14	8	6	7	7	7	15
LLR	290.07	594.16	421.21	668.63	218.07	338.78	223.40	386.59	44.94	105.51	68.45	169.40
（出所）	「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ											

４　おわりに

基本モデル，保健包摂モデル，余暇包摂モデル，金融包摂モデル，コロナ情報包摂モデルによる在留外国人の予防接種,濃厚接触経験,感染経験の関連要因の分析を行ったが，当初の方針が事実発見型，データ駆動型の分析であったため，当てはまりの比較的良いモデルによる分析結果を出した段階である．また，教育水準，職業，都市農村区分等の社会経済的地位や地理的条件を示す基本情報が不十分なこともあるため，基本モデルの理論的・政策志向的解釈ができていない.しかし,予防接種,濃厚接触経験,感染経験と包摂関連変数の関連の方向（係数の符号や意味）を検討すると,包摂関連変数が包摂ではなく,保健面での排除の方向での関連を示す場合が多いことが明らかになった．これは外国人がコロナ対策を含む保健政策の面でも排除されている可能性をうかがわせるものであろう.また,社会経済的に不利な立場にある日本人も同様に保健政策面での排除を受けている可能性が示唆された.

さらに，予防接種，濃厚接触経験，感染経験の相互関係については横断面調査のため，それぞれのタイミングがわからないこともあり，因果関係の方向が想定に反する（逆方向の）場合が少なからずあった．例えば,「予防接種あり」が濃厚接触経験と感染経験と正の関連をもつので,濃厚接触経験や感染経験があると予防接種を受ける（受けさせられる）というような可能性も考えられた.しかし，予防接種の有無ではなく,予防接種回数を用いて居住地方（大都市圏）別の予防接種回数, 濃厚接触経験, 感染経験を導入すると,接種0回の場合に感染可能性が高い場合があること，接種 1 回の場合には感染抑制効果があるようにみえる場合があること，濃厚接触経験が感染経験につながりやすいこと，といった想定どおりの結果やその地方間の差異が見出された.

これらの地方間の差異が中心的都府県の（コロナ対策を含む）保健政策や外国人政策と関連していることがうかがえた．同じ都府県に居住する日本人も保健政策から同様の影響を受けていることが想定される.また,国籍（中国，ベトナム）によっては内部の異質性が高いように見受けられたので在留資格や日本語調査票利用との交差項の変数を作って投入することも考えたが，実現しなかった.

なお，当初は英国ムスリム調査との比較分析を視野に入れていたが，共通する基本情報が少ないこともあるため，今後の課題としたい．また，日本人との比較分析ができれば良いと思って盛江（2022）が実施したと思われるコロナ予防行動調査との比較分析も検討したが，目的変数（予防行動）についてはある程度の共通性があるものの，関連要因変数で共通するものが多くないため，予備的研究での予防行動の分析を中断した．日本人との比較分析も今後の課題としたい.

さらに，予備的分析の段階では「社会関係的包摂」関連変数（日本人・同国人との交流・被差別体験等）に関するような関連要因が有意な関連をもつことが見出されたが，範囲を確定するのが難しいため, 追加モデルが作れなかった. 同じ情報がある 2022 年調査の個票データに同じ SAS プログラムを適用してみたが，濃厚接触経験や感染経験の発生頻度が低いため，比較分析は難しいことが明らかになった．とはいえ，同一対象者を含む可能性があるため，2022 年調査と 2023 年

調査のデータをプールして使うこともできなかった．2022 年から 2023 年にかけてのほぼ 1 年間で在留外国人の濃厚接触経験や感染経験が急増した背景にはオミクロン株等のウイルスの感染力が強いこともあるであろうが,ウイルスへの曝露という面では保健政策とは限らず経済政策等の政策的背景もあるはずなので,比較可能な形での比較分析を行う必要があろう．

〔謝辞〕

二次分析にあたり，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「在留外国人に関する調査，2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データの提供を受けました．本研究の成果は，東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ 共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究会 2023 年度参加者公募型研究「「在留外国人総合調査」（時系列調査）を用いた在留外国人の生活に関する二次分析」の一部です．また，本報告については科研費（20K00079）「西欧諸国のムスリム・マイノリティの宗教実践に関する宗教人口学的研究」（研究代表者：小島宏）による支援を受けました．記して謝意を示す次第です．

〔文献〕

Abba-Aji, M., et al., 2022, “Ethnic/racial minorities’ and migrants’ access to COVID-19 vaccines: A systematic review of barriers and facilitators,” *Journal of Migration and Health*, 5, 100086.

Crawshaw, A. F., et al., 2022, “Defining the determinants of vaccine uptake and undervaccination in migrant populations in Europe to improve routine and COVID-19 vaccine uptake: a systematic review,” *The Lancet Infectious Diseases*, 22:e254-e266.

Daniels, D., et al., 2022, “Vaccine hesitancy in the refugee, immigrant, and migrant population in the United States: A systematic review and meta-analysis,” *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 18(6): e2131168.

濱岡豊, 2021a, 「COVID-19 対策の諸問題(3)」これまで施策の定量的評価試論」『科学』91(4):383-395.

濱岡豊, 2021b, 「COVID-19 対策の諸問題(4)」都道府県の施策評価試論」『科学』91(5):438-442.

月刊金融ジャーナル編集部, 2023, 「第 II 特集：外国人への金融包摂――今求められること」『月刊金融ジャーナル』64(7):66-83.

Kafadar, A. H., et al., 2022, “Determinants for COVID-19 vaccine hesitancy in the general population: a systematic review of reviews,” *Journal of Public Health (Berl.)*, https://doi.org/10.1007/s10389-022-01753-9

小島宏, 1993, 「入移民統合の概念」『人口問題研究』49(2):14-32.

小島宏, 1999, 「中東諸国における健康の環境関連規定要因」『人口問題研究』55(2):59-71.

Kojima, Hiroshi, 2001, “Sustainable Urbanization and Religion in Southeast Asia,” *Environmental*

Research, 5:73-83.

Kojima, Hiroshi, 2005, “Return Migration of Japanese Managers and Their Health,” *Korean Journal of Industrial Relations*, 15(2):35-65.

Kojima, Hiroshi, 2006a, “Foreign Workers and Health Insurance in Japan: The Case of Japanese Brazilians,” *The Japanese Journal of Population*, 4(1):78-92.

Kojima, Hiroshi, 2006b, “Variations in Demographic Characteristics of Foreign ‘Muslim’ Population in Japan: A Preliminary Estimation,” *The Japanese Journal of Population*, 4(1):115-130.

小島宏, 2013,「日本・韓国・台湾のムスリム移動者におけるハラール食品消費行動の関連要因」『早稲田社会科学総合研究』14(1):1-22.

小島宏, 2014,「東アジアにおける宗教と健康─EASS2010 の比較分析 ─」『早稲田社会科学総合研究』15(2):1-32.

Kojima, Hiroshi, 2017, “The Effects of Media Use on the Dietary Integration of the Second- Generation Muslim Youth in Europe,” *Waseda Studies in Social Sciences*（『早稲田社会科学総合研究』）, 17 (3):1-14.

Kojima, Hiroshi, 2018a, “Correlates of Halal Food Consumption in East Asia and Western Europe,” *Proceedings of the International Workshop on Halal Food Consumption in East and West (with Appendix of Survey Report)*, Institute for Asian Muslim Studies, Research Paper Series, 5, Tokyo: Institute for Asian Muslim Studies, Waseda University, pp.49-62.

Kojima, Hiroshi, 2018b, “Changes in the Correlates of Religious Dietary Restrictions among the First- and Second-Generation Muslim Youth in France, ESA RN 234 - Mid-term Conference “Religions and Identities in the European Migration Crisis,” August - 1 September 2018, University of Turin, Campus Luigi Einaudi, Turin, Italy (2018.8.31).

小島宏, 2022a, 「英国のムスリム若者における宗教関連行動と健康」日本中東学会第 38 回年次大会，早稲田大学オンライン (2022.5.15).

小島宏, 2022b, 「英国のムスリム若年者における宗教関連行動とパンデミック対処行動」日本人口学会第 74 回大会，神戸大学 (2021.6.11).

Kojima, Hiroshi, 2022c, “The Use of Internet and Islamic Practices in Britain During the COVID-19 Pandemic.” Oral presentation at the ESA-RN234 Biennial Conference 2022 “Religion in an Unstable World: Challenges, Transformations and Future Prospects,” Groningen, 13-15 July 2022 (Online) (2022.7.14).

Kojima, Hiroshi, 2023a, “Correlates of Vaccine Non-Uptake Among Younger Muslims in Britain during COVID-19 Pandemic,” Oral presentation at XX ISA World Congress of Sociology, Melbourne, Australia, June 25-July 1, 2023 (Online) (2023.6.28).

小島宏, 2023b,「英国ムスリム若者におけるコロナ対応行動と宗教関連行動」日本社会学会第 96 回

大会，立正大学品川キャンパス(2023.10.8).

小島宏, 2023c,「在留外国人における COVID-19 のワクチン接種躊躇と感染の関連要因」日本人口学会 2023 年度第 1 回東日本地域部会，札幌市立大学サテライトキャンパス(2023.9.20).

小島宏, 2024,「関西在留外国人でコロナの濃厚接触確率が高く，感染確率が低めなのはなぜか」日本人口学会関西地域部会　2023 年度例会神戸大学文学部(2024.3.16).

小関隆志, 2021,「外国人（移民）の金融排除・金融包摂に関する予備的考察」『経営論集（明治大学）』68(4):173-195.

盛江佳史, 2022,「新型コロナウイルス感染予防行動の類型化とその規定要因に関する分析」滋賀大学大学院データサイエンス研究科 2021 年度修士論文，2022 年 1月.

Teng, Y., et al., 2023a, “Does the Integration of Migrants in the Host Society Raise COVID-19 Vaccine Acceptance? Evidence From a Nationwide Survey in Japan,” *Journal of Immigrant and Minority Health*, 25:255-265.

Teng, Y., et al., 2023b, “Psychological determinants of COVID-19 vaccine acceptance: A comparison between immigrants and the host population in Japan,” *Vaccine*, 41:1426-1430.

山田健司・小林真生編著,2023,『新型コロナパンデミック下の医療と移民：情報・保健・医療サービス』明石書店.

〔付表〕

付表1. 度数分布（%）

変数	総数	男性	女性	変数	総数	男性	女性
男性	55.6	100.0	0.0	国民健康保険加入	44.3	42.3	46.9
20-29歳	35.6	34.7	36.7	疾病傷害時：病院	72.7	71.5	74.3
30-39歳	53.0	55.8	49.5	疾病傷害時：薬を買って飲む	20.1	21.8	17.9
国籍：中国	24.1	24.4	23.8	定期健康診断受けず	15.9	13.5	19.0
国籍：韓国	13.5	10.2	17.7	民間傷害保険加入	16.3	23.3	7.6
国籍：ブラジル	7.4	11.1	2.8	余暇：バーベキュー	28.0	23.5	33.7
国籍：その他（SRC表区分）	14.3	12.4	16.6	余暇：遊園地、博物館等	47.0	44.0	50.8
日本語調査票利用	27.5	23.0	33.3	余暇：家庭スマホゲーム等	43.4	47.0	38.9
在留資格：永住者	18.6	15.9	22.0	余暇：カードゲーム等	19.6	24.5	13.4
在留期間10年以上	19.5	14.0	26.4	余暇：SNS等デジタル	53.4	51.3	55.9
南関東地方居住	70.7	65.1	77.8	ゆうちょ銀行口座	63.2	63.7	62.4
東海地方居住	4.9	4.5	5.4	送金目的利用	43.8	55.8	28.7
関西地方居住	8.3	9.5	6.7	ゆうちょ銀行口座＋送金目的	27.2	36.6	15.3
民間賃貸住宅居住	36.6	28.5	46.7	ネット銀行口座＋送金目的	20.1	28.7	9.3
一人暮らし	42.6	41.1	44.5	ゆうちょ銀行口座＋支払目的	48.9	54.4	42.1
核家族	12.7	9.3	16.9	情報理解困難	16.0	17.6	14.0
月収20~29万円	30.5	31.4	29.4	日本語情報理解困難	27.2	36.6	15.3
月収40万円以上	9.6	9.8	9.3	情報変化追跡困難	25.4	29.7	20.1
母国語・英語HP利用	43.3	39.6	48.0	PCR検査制度理解困難	20.0	21.2	18.4
ワクチン接種０回	11.32	10.36	12.53	コロナ関連問題なし	21.69	16.75	27.86
ワクチン接種１回	19.77	29.02	8.21	n	1042	579	463
ワクチン接種２回	25.82	27.98	23.11				
ワクチン接種３回	43.09	32.64	56.16				

（出所）「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ

付表2. 在留外国人男女の予防接種. 濃厚接触経験, 感染経験の関連要因（飽和モデル）

関連要因	予防接種						濃厚接触経験						感染経験					
	総数		男性		女性		総数		男性		女性		総数		男性		女性	
定数項	3.329	***	6.751	***	1.276		-1.822	**	-3.229	**	-1.267		-1.550	**	-2.287	*	-1.398	
男性	0.453	#	.		.		-0.682	***	.		.		-0.286	#	.		.	
20-29歳	0.509		-0.909		2.288	**	-0.707	#	0.025		-0.671		-0.552	#	-0.771		-0.364	
30-39歳	-0.406		-1.378		0.330		-0.599	*	0.138		-0.622		-0.384		-0.486		0.024	
国籍：中国	-0.927	**	-2.568	***	-0.853	#	-0.629	*	-0.723	#	-0.696	#	-0.225		-0.432		-0.076	
国籍：韓国	0.181		-0.776		1.948	*	-0.442		-1.896	**	0.052		0.046		-0.104		0.383	
国籍：ブラジル	-1.552	**	-2.967	***	-0.794		0.298		0.792	*	-1.181		0.613	*	0.413		0.283	
国籍：その他（SRC表区分）	-0.770	*	-1.927	*	-0.813		-0.352		-0.304		-0.501		-0.809	**	-1.402	**	-0.555	
日本語調査票	-0.767	**	-1.623	**	-0.285		0.090		0.643		-0.448		-0.491	*	-0.676	#	-0.694	*
在留資格：永住者	1.223	**	2.933	**	1.124	#	-0.224		-0.954	*	0.276		0.130		-0.548		0.809	*
在留期間10年以上	-0.823	*	-3.153	***	0.184		0.304		0.622		0.293		-0.373		0.004		-0.701	*
南関東地方居住	-0.470		-0.728		-0.094		0.784	**	1.354	***	-0.011		0.370		0.261		0.272	
東海地方居住	-1.017	#	-0.991		-1.285		-0.836		-0.128		-1.323		0.845	*	1.011	#	0.862	
関西地方居住	-0.998	#	-1.284		-0.983		1.655	***	3.437	***	-0.333		0.205		0.303		-0.434	
民間賃貸住宅居住	0.281		0.633		0.151		0.317		0.326		0.451	#	0.549	**	0.411		0.620	**
一人暮らし	0.676	*	0.484		1.168	**	-0.268		-0.587		-0.189		0.093		0.583	#	-0.024	
核家族	0.294		0.317		0.710		-0.196		-1.110	*	0.165		0.682	**	1.125	**	0.436	
月収20~29万円	-0.192		-0.493		0.392		-0.203		-1.509	**	0.087		-0.045		-0.366		0.147	
月収40万円以上	-0.208		0.203		-0.581		0.174		0.734		-0.680		0.450		1.083	*	-0.153	
母国語・英語HP利用	0.379		0.692		0.594		0.204		0.072		0.162		0.239		0.340		0.154	
国民健康保険加入	-0.787	**	-0.303		-0.749	#	-0.443	*	-0.476		-0.407		-0.711	***	-0.493		-0.890	***
疾病傷害時：病院	-0.141		-0.551		-0.248		-0.357		-0.236		-0.362		0.615	#	0.622		0.737	
疾病傷害時：薬を買って飲む	-1.194	*	-1.721	#	-1.399	#	-0.813	*	-0.563		-1.124	#	0.522		0.676		0.668	
定期健康診断受けず	-1.214	***	-1.170	#	-1.506	**	0.096		-0.029		0.096		0.273		0.102		0.564	#
民間障害保険加入	-0.029		0.655		-0.609		0.500	*	0.570		0.100		0.383	#	0.369		0.857	*
余暇：バーベキュー	0.737	*	-0.436		1.237	**	-0.063		-0.234		-0.053		0.055		0.184		-0.183	
余暇：遊園地、博物館等	-0.028		0.226		-0.172		0.467	*	0.819	**	0.105		0.178		0.106		0.380	
余暇：家庭スマホゲーム等	-0.057		-0.681		0.533		0.506	**	1.065	***	0.283		0.150		0.431	#	-0.176	
余暇：カードゲーム等	0.040		0.045		-0.311		0.589	**	0.907	**	0.619	#	0.091		0.099		0.271	
余暇：SNS等デジタル	-0.458	#	-0.285		-0.692	#	0.008		-0.354		0.334		0.221		0.377		0.093	
ゆうちょ銀行口座	1.026	**	2.377	***	0.949	*	0.093		-1.120	*	0.431		0.512	*	0.708	*	0.247	
送金目的利用	-0.610	#	-0.788		-0.266		-0.393		-1.114	#	-0.211		0.036		-0.081		0.130	
ゆうちょ銀行口座＋送金目的	0.414		-1.708		0.994		0.782	#	1.964	**	0.243		-0.011		0.301		-0.042	
ネット銀行口座＋送金目的	-0.015		2.893		-1.550	#	-0.217		-0.482		0.264		-0.614	#	-1.118	*	0.128	
ゆうちょ銀行口座＋支払目的	1.230	*	0.545		1.523	*	0.527	*	0.464		0.854	*	-0.211		0.268		-0.570	
情報理解困難	-0.382		-0.303		-0.616		0.750	**	1.291	**	0.421		0.122		0.104		0.301	
日本語情報理解困難	-0.076		0.258		-0.455		0.272		0.773	*	-0.027		-0.438	*	-0.681	*	-0.374	
情報変化追跡困難	0.453		1.525		0.098		0.364	#	-0.393		1.184	***	-0.118		0.275		-0.654	*
PCR検査制度理解困難	0.173		0.282		0.380		0.417	#	0.618	#	0.108		0.084		0.095		-0.043	
コロナ関連問題なし	-0.100		-0.216		0.049		0.195		0.643		0.085		-0.331		-0.119		-0.640	*
N	1042		579		463		1042		579		463		1042		579		463	
d.f.	894		441		415		894		441		415		894		441		415	
LLR	511.94		191.39		245.10		873.97		367.56		417.72		1086.46	***	514.47	**	519.79	***

（出所）「在留外国人に関する調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データ

（注）# p < 0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

在留外国人の社会関係資本がコロナ感染不安感に及ぼす効果について

桐谷詩絵音
（東京大学大学院・日本学術振興会特別研究員）

コロナ禍において，在留外国人は情報収集やニーズ伝達の困難から，精神的負担を経験しやすいと考えられる．災害時には，家族や友人，近隣との社会関係資本が被災者の精神的健康に正の影響をもつ．在留外国人の同胞との関係資本が精神的健康に正の影響を与えることが明らかにされてきたが，近親者以外の主体との関係がもつ影響の解明が課題である．本研究は，同胞・日本人との社会関係資本がコロナ感染不安感に与える影響について重回帰分析を行い，災害時に社会関係資本が在留外国人の精神的健康に与える影響を検討する．その結果，同胞との関係資本がある方が感染不安を感じる傾向にあり，日本人との関係資本は影響をもたないことが明らかになった．同胞との関係資本をもつ在留外国人は，コロナウイルスに関する情報を共有するだけでなく，同胞と自身が直面する困難を相互に確認することで，コロナ感染への危機感をより高めることになった可能性がある．

1　はじめに

災害時の被害は，社会的・経済的な構造を背景として不平等に分配される．社会的マイノリティは，情報収集や自分のニーズの伝達の上でハンディキャップを負っており，災害時に特に被害を受けやすい立場にあることが指摘されてきた（李 2006: 40）．このとき，災害による被害そのものだけでなく，災害に伴う精神的不安などメンタルヘルスに関わる要素もまた，不平等に経験される傾向にあるだろう．その意味で，社会的な危機状況において，マイノリティが感じる不安がどのように偏在しているかは重要な分析課題であるといえる．

本研究は，災害時の在留外国人の精神的不安を強化するような規定要因を解明することを目的とする．特に，同胞との社会関係資本とホスト社会との社会関係資本が，新型コロナウイルス流行下に在留外国人が直面する不安感にどのような影響を与えるかを検討する．

2020 年以降の新型コロナウイルスの感染拡大において，在留外国人が日本社会において直面する困難についての関心が高まっている．たとえば村田晶子は，日本在住の留学生について，頼ることができるネットワークを周囲にもたないために孤立した状況に置かれる場合を指摘している（村田 2022: 7）．また坂本文子と飯塚朋子は，コロナ流行や震災などの災害時の地域コミュニティにおける外国人住民の社会関係資本の重要性を指摘し，外国人住民が平常時に構築した社会関係資本が，非常時にどのような役割を果たすのかを検討している（坂本・飯塚 2021: 251-3）．災害時に脆弱な立場に置かれやすい在留外国人について，特に近年のコロナ流行を事例として，社会関係資本の文脈から社会科学の諸分野の注目が集まっている．

一方，新型コロナウイルスは，拡大当初からそもそもウイルスの特性について明らかになって

いない点が多く，行政の対応が遅れる中で人々は個々人で感染対策を模索することを余儀なくされた．その意味で，個人が経験する心理的負担について，社会的・経済的位置に応じて大きく偏りが存在する災害であると考えられる．そこで本研究は，コロナ流行下の在留外国人が直面する困難についての近年の注目を引き継ぎつつ，精神的不安と社会関係資本の関係を分析する．

２　先行研究と本研究の仮説

これまで社会学的な医療研究の分野において，社会関係資本と被災者の精神的健康の関連が分析されてきた．イギリスの洪水による被災を経験した地域において調査を行った T. R. Wind and R. H. Komproe によれば，高い構造的社会関係資本が観測されるコミュニティでは，個人は被災に関連する自身の要望や需要を表出するためにコミュニティを頼ることができ，個人的な資源を動員する必要が少ないために，心的外傷後ストレスの影響を比較的受けにくいという（Wind and Komproe 2012: 1718）．災害時において，近隣における社会関係資本が，被災者の精神的健康に正の影響を与えることが指摘されてきた．すなわち，構造的社会関係資本と認知的社会関係資本との相互作用（Uphoff 1999: 218-9）の中で，社会関係資本は被災者の精神的健康に正の影響を与えるといえる．

また災害時ではないものの，社会関係資本が在留外国人の精神的健康に与える影響についても先行研究が存在する．日本におけるブラジル系移民を事例として，同胞の拡大家族との結合的な社会関係資本と日本人との架橋的な社会関係資本がそれぞれ精神的健康に与える影響を検討した H. Takenoshita は，言語を共有する同胞との結合的な社会関係資本をもつ移民は，手段的・感情的なサポートを獲得できるため，良好な精神的健康を得られる傾向にあることを明らかにした．しかしその一方，異なるデータを用いた検証の必要性や，近親者以外の社会関係資本がもつ精神的健康への影響の解明が課題として残された（Takenoshita 2015: 60-2）．

以上のように，災害時に社会関係資本が被災者の精神的健康に与える影響や，平常時に社会関係資本が在留外国人の精神的健康に与える影響が明らかにされてきた．そこで本研究は，これら 2 つの局面が交錯する場合として，災害時に社会関係資本が在留外国人の精神的健康に与える影響を検討する．新型コロナウイルス感染拡大という災害において，社会関係資本が在留外国人の精神的健康にどのような影響を与えるかを検討する．特に同胞との社会関係資本とホスト社会との社会関係資本が，それぞれどのように精神的健康に影響するかを分析することを通じて，災害時の架橋的資本と精神的健康の関係の先行研究の限界を克服することを狙う．

分析にあたって，本研究の仮説は以下のように設定される．

まず同胞との社会関係資本は，感染拡大状況・対策についての情報共有や感情的サポートの獲得を可能にするため，在留外国人の精神的不安を緩和すると考えられる．次に，日本人との社会関係資本もまた，特に日本語で流通する感染拡大状況・対策・支援政策についての情報共有を可能にするため，在留外国人の精神的不安を緩和すると考えられる．まとめれば，①同胞との社会

関係資本が少ない場合，コロナへの不安感は増大する，②日本人との社会関係資本が少ない場合，コロナへの不安感は増大する，となる．

３　利用するデータと変数

本研究は，株式会社サーベイリサーチセンターによる「在留外国人に関する調査」をデータとして，二次分析を行う．新型コロナウイルス感染拡大が始まった2020年4月に1回目，2022年2月に2回目，そして2023年5月に3回目の，合計3回の時系列調査データである．在留外国人の就業や地域コミュニケーション，福祉，収入，災害，生活課題など多岐に渡る約70問の設問項目で構成される，インターネット調査である．調査対象者は，20歳以上の男女の在留外国人である．サンプルについては，株式会社リンクオブアジアの登録在留外国人の「WEBモニター」が利用され，調査時点での法務省「国籍・地域別在留外国人数の推移」の構成比を考慮しながら設定された．サンプルサイズは，第1回調査は1037人，第2回調査は999人，第3回調査は1042人であった（サーベイリサーチセンター 2020; 2022; 2023）．第1回調査についてはすでにSSJDAにて公開されているが（調査番号：1399），第2・3回調査については今回の分析時点でまだ公開準備中であり，本二次分析研究会を経由して利用することができた．

本調査は新型コロナウイルス感染拡大開始直後から継続的に行われていることに加え，人間関係も含めた在留外国人の日常生活に関する項目が網羅されていること，そして特にコロナ感染に関する不安を尋ねる項目があることから，社会関係資本と感染拡大における不安の関係を問おうとする本研究の問題意識に照らして適合的なデータといえる．

分析方法として，自身が新型コロナウイルスに感染するかどうかについての不安感を従属変数とする，重回帰分析を行う．

分析に用いる従属変数は，「あなたは，自分自身がコロナウイルスに感染するか，不安はありますか」という質問への回答である．調査票原文は「とても不安を感じる」「やや不安を感じる」「どちらともいえない」「あまり不安を感じない」「まったく不安を感じない」をそれぞれ1〜5とする尺度になっているが，不安感を数量的に反映するために5〜1に反転させて用いる．

分析に用いる独立変数は，「生活で困っていることがある場合，どこ（または誰）に相談しますか」という質問についての回答である．この選択肢のうち，「大使館・領事館」「国際交流協会や多文化共生センター（HICE）」「教会等宗教団体」「自国系のお店，レストラン，カフェなど」「同じ国籍の友人」「同じ国籍のキーパーソン等」を，同胞との社会関係資本として扱う．一方，「行政（市役所など）」「町内会や班」「所属先（会社や学校など）の同僚」「日本のボランティア団体・支援団体（NPOなど）」「日本人の友人」「近所の日本人」「直接，日本の店や病院，学校，会社等に聞く」を，日本人との社会関係資本として扱う．

なおこの項目は，実際に相談相手として頼れる相手を尋ねている点で構造的社会関係資本を問う項目であると同時に，調査対象者がありうる相談相手として信頼している人物や機関を尋ねて

いる点で認知的社会関係資本を問う項目でもある．先行研究の指摘のように構造的資本と認知的資本は密接な関わりにある（Uphoff 1999: 218-9）ため，社会関係資本一般の精神的健康への影響を問いたい本研究では，あえて両者を区別せず独立変数として取り扱う．社会関係資本については，所属コミュニティ内の結束を強化する結合的資本と所属コミュニティ外との繋がりを生み出す架橋的資本との分類も知られているが（Sato 2013），今回の調査の質問項目では厳密に両者を区別することが難しいため，本研究では両資本の及ぼす影響の違いは課題として残される．

他に，コロナ感染への不安感に影響を与えうる変数として，就労状況を示す「就業形態」「収入」「在留資格」，属性を示す「性別」「年齢」「出身地域」「在留期間」「居住地」を用いる．

表 1　分析に用いた変数

変数	内容
コロナ感染不安感	「とても不安を感じる」=5,「やや不安を感じる」=4,「どちらともいえない」=3,「あまり不安を感じない」=2,「まったく不安を感じない」=1 からなる，リカート尺度
同胞との社会関係資本	「大使館・領事館」「国際交流協会や多文化共生センター（HICE）」「教会等宗教団体」「自国系のお店，レストラン，カフェなど」「同じ国籍の友人」「同じ国籍のキーパーソン等」のいずれかを有りと回答=1，いずれも無し=0 からなる，名義尺度
日本人との社会関係資本	「行政（市役所など）」「町内会や班」「所属先（会社や学校など）の同僚」「日本のボランティア団体・支援団体（NPO など）」「日本人の友人」「近所の日本人」「直接，日本の店や病院，学校，会社等に聞く」のいずれかを有りと回答=1，いずれも無し=0 からなる，名義尺度
年齢	「20 代」「30 代」「40 代」「50 代」「60 代」「70 代以上」の，それぞれの中央値からなる順序尺度
性別	「男性」=0，「女性」=1 からなる，名義尺度
在留期間	「1 年未満〜3 年」，「4〜9 年」，「10 年以上」からなる順序尺度
就業形態	「無職」「非正規」「正規」からなる，名義尺度
出身地域	「東アジア」「東南アジア」「南アジア」「欧米」「南米」「その他」からなる，名義尺度
収入	平均月収の各層の中央値からなる順序尺度
在留資格	「永住者」「留学生」「技能実習」「定住者」「日本人配偶者等」「家族滞在・永住者の配偶者等」「人文知識・国際業務・技術」「技能・特定活動」「その他」からなる，名義尺度
居住地	居住都道府県の回答を，総務省による人口推計（2022 年 10 月 1 日現在）（総務省統計局 2023: 7）に基づき，「人口 200 万人未満」=1,「人口 200 万人以上 700 万人未満」=2,「人口 700 万人以上 1000 万人以上」=3,「人口 1000 万人以上」=4 と分類した，順序尺度

なお，各変数は表 1 のように作成した．また，各変数の記述統計量は表 2 に示した．

表 2　記述統計量

		2020		2022		2023	
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
年齢		32.261	7.288	33.138	7.433	32.879	7.296
女性ダミー		.503	.500	.461	.499	.444	.497
在留期間	1 年未満〜3 年	27.10		22.92		20.15	
(%)	4〜9 年	60.46		56.26		60.36	
	10 年以上	12.44		20.82		19.48	
就業形態	無職	5.28		5.72		4.81	
(%)	非正規	37.93		34.20		35.61	
	正規	56.79		60.08		59.58	
出身地域	東アジア	36.26		45.05		40.12	
(%)	東南アジア	34.23		30.53		32.15	
	南アジア	6.85		5.71		4.99	
	欧米	5.01		4.30		5.76	
	南米	8.87		9.41		7.77	
	その他	8.78		5.01		9.21	
収入		195048.9	107936.3	201735.2	114918.1	205500.5	112310.4
在留資格	永住者	11.86		24.52		32.25	
(%)	留学生	21.31		22.22		20.73	
	技能実習	3.09		2.30		3.65	
	定住者	6.94		3.40		2.11	
	日本人配偶者等	4.92		6.51		4.22	
	家族滞在・永住者の配偶者等	3.76		2.90		2.11	
	人文知識・国際業務・技術	35.00		30.63		27.64	
	技能・特定活動	10.22		4.40		4.51	
	その他	2.89		3.10		2.78	
居住地	200 万人未満	15.53		16.82		14.40	
(%)	200~700 万人	15.91		19.32		15.36	
	700~1000 万人	23.92		20.22		21.88	
	1000 万人以上	44.65		43.64		48.37	
コロナ感染不安感		4.156	.913	3.909	1.062	3.214	1.165
同胞との社会関係資本		.817	.387	.821	.384	.854	.353
日本人との社会関係資本		.849	.359	.772	.420	.820	.385

4　結果

まず最初に，どのような属性をもつ人がコロナ感染への不安感を強く感じる傾向にあるのかを確認する（3.1 項）．その上で，コロナ感染への不安感について，同胞との社会関係資本と日本人との社会関係資本それぞれの有無に応じて平均値に差がみられるのかを，各年について確認する（3.2 項）．最後に，コロナ感染への不安感を従属変数とする重回帰分析を行うことで，他の属性や就労状況に関する変数を投入しても社会関係資本と不安感の間に関連がみられるかどうかを確認する（3.3 項）．

4.1 諸属性によるコロナ感染不安感

まず，「年齢」「性別」「在留期間」「就業形態」「出身地域」「収入」「在留資格」「居住地」のそ

れぞれに応じて，コロナ感染に対する不安感の感じ方にどのような傾向があるのかを確認する．「性別」はt検定，「年齢」「就業形態」「出身地域」「在留資格」「居住地」は多重比較を用いた分散分析，「在留期間」「収入」は単回帰分析を用いる．

2020年には「年齢」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（$F(5, 1031)=5.68, p<.001$）．40代は30代に比べて0.467（1%水準で有意）小さくコロナ感染に対する不安感を感じるという傾向がみられた．

「性別」について，男女間でコロナ感染に対する不安感の有意な差はみられなかった．

「在留期間」についても，コロナ感染に対する不安感との有意な関連はみられなかった．

「就業形態」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（$F(2, 1020)=10.61, p<.001$）．正規雇用者は非正規雇用者よりも0.226（1%水準で有意），また無職よりも0.415（1%水準で有意），コロナ感染に対する不安感を大きく回答する傾向にあった．

「出身地域」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（$F(5,1031)=26.73, p<.001$）．欧米出身者は，東アジア出身者より1.099（1%水準で有意），東南アジア出身者より1.113（1%水準で有意），南アジア出身者より1.372（1%水準で有意），南米出身者より1.202（1%水準で有意），それぞれコロナ感染に対する不安感を小さく回答する傾向にあった．また「その他」の出身者も，東アジア・東南アジア・南アジア・南米出身者よりも不安感を小さく回答する傾向（1%水準で有意）にあったが，欧米出身者よりは大きく回答していた（10%水準で有意）．

「収入」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連はみられなかった．

「在留資格」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（$F(8, 1028)=5.66, p<.001$）．定住者は，永住者より0.565（5%水準で有意）大きくコロナ感染に対する不安感を回答する傾向にあった．また技能・特定活動ビザ取得者は，永住者より0.565（1%水準で有意），留学生より0.441（5%水準で有意），それぞれコロナ感染に対する不安感を大きく回答する傾向にあった．

「居住地」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（$F(3, 1033)=7.99, p<.001$）．人口200万人以下の都道府県居住者は，人口700～1000万人の都道府県居住者より0.415（1%水準で有意），人口1000万人以上の都道府県居住者より0.348（1%水準で有意），それぞれコロナ感染に対する不安感を大きく回答する傾向にあった．

2022年には「年齢」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（$F(4, 994)=8.42, p<.001$）．30代は20代よりも0.298（1%水準で有意）大きく不安感を感じる傾向にあった．また50代は，20代よりも0.684（10%水準で有意），30代よりも0.982（1%水準で有意），40代よりも0.710（10%水準で有意），それぞれ小さく不安感を感じる傾向がみられた．

「性別」について，男性が女性よりも0.185（$t=2.596$，両側1%水準で有意）大きく不安感を感じる傾向がみられた．

「在留期間」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連はみられなかった．

「就業形態」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(2, 994)=14.37, p<.001）. 非正規雇用者は無職よりも 0.385 大きく不安を感じる傾向がみられた（5%水準で有意）. また，正規雇用者は非正規雇用者よりも 0.264（1%水準で有意），また無職よりも 0.649（1%水準で有意），コロナ感染に対する不安感を大きく回答する傾向にあった.

「出身地域」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(5, 993)=18.64, p<.001）. 欧米出身者は，東アジア出身者より 1.091（1%水準で有意），東南アジア出身者より 0.948（1%水準で有意），南アジア出身者より 0.912（1%水準で有意），南米出身者より 0.830（1%水準で有意），それぞれコロナ感染に対する不安感を小さく回答する傾向にあった．また「その他」の出身者は，欧米出身者を除く他のすべての地域出身者よりも小さく不安感を回答する傾向がみられた（いずれも 1%水準で有意）.

「収入」について, 収入が多いほどコロナ感染に対する不安感が小さくなる傾向がみられた（回帰係数＝-4.95e-07，p<.01，調整済み R2 乗係数=0.0019）.

「在留資格」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(8, 990)=8.26, p<.001）. 永住者は，留学生よりも 0.442（1%水準で有意），家族滞在・永住者の配偶者等ビザ取得者よりも 0.932（1%水準で有意），人文知識・国際業務・技術ビザ取得者よりも 0.522（1%水準で有意），それぞれコロナ感染に対する不安感を大きく回答する傾向にあった．また定住者は，家族滞在・永住者の配偶者等ビザ取得者よりも 1.077（5%水準で有意）大きく不安感を回答する傾向にあった．また技能・特定活動ビザ取得者は，家族滞在・永住者の配偶者等よりも 0.997（5%水準で有意）大きく不安感を回答する傾向にあった．全体として，永住者はより大きく不安感を回答し, 家族滞在･永住者の配偶者等ビザ取得者はより小さく不安感を回答する傾向がみてとれる.

「居住地」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(3, 995)=26.50, p<.001）. 人口 200 万人以下の都道府県居住者は, 人口 700～1000 万人の都道府県居住者より 0.471（1%水準で有意），人口 1000 万人以上の都道府県居住者より 0.763（1%水準で有意），それぞれ大きく不安感を回答する傾向にあった．また人口 200～700 万人の都道府県居住者は，人口 1000 万人以上の都道府県居住者より 0.506（1%水準で有意）大きく不安感を回答する傾向にあった. さらに人口 700～1000 万人の都道府県居住者は，人口 1000 万人以上の都道府県居住者より 0.292（5%水準で有意）大きく不安感を回答する傾向にあった．全体として，人口 200 万人以下の都道府県居住者はより大きく不安感を回答し，人口 1000 万人以上の都道府県居住者はより小さく不安感を回答する傾向がみてとれる.

2023 年には「年齢」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(5, 1036)=8.17, p<.001）. 40 代は，20 代よりも 0.746（1%水準で有意），30 代よりも 0.531（1%水準で有意），それぞれ小さく不安感を感じる傾向にあった.

「性別」について，男性が女性よりも 0.214（t=2.9586，両側 1%水準で有意）大きく不安感を感じる傾向がみられた.

「在留期間」について，在留期間が長いとコロナ感染に対する不安感が小さくなる傾向がみられた（回帰係数=-0.073，p<.001，調整済み R2 乗係数=0.028）.

「就業形態」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(2, 1036)=2.81, p<.01）. 正規雇用者は無職よりも 0.406 大きく不安を感じる傾向がみられた（10%水準で有意）.

「出身地域」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(5, 1036)=17.65, p<.001）. 南米出身者は，東アジア出身者より 0.770（1%水準で有意），東南アジア出身者より 0.701（1%水準で有意），南アジア出身者より 0.802（1%水準で有意），欧米出身者より 0.742（5%水準で有意），それぞれコロナ感染に対する不安感を大きく回答する傾向にあった．また「その他」の出身者は，他のすべての出身地域に比べて小さく不安感を回答する傾向がみられた（いずれも 1%水準で有意）．全体として，南米出身者はより大きく，「その他」の出身者はより小さく不安感を回答する傾向がみられた.

「収入」について，収入が多いほどコロナ感染に対する不安感が小さくなる傾向がみられた（回帰係数＝-1.25e-06，p<.001，調整済み R2 乗係数=0.0134）.

「在留資格」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(8, 1033)=3.33, p<.001）．しかし個別の在留資格間で有意な差がみられるカテゴリはなかった.

「居住地」について，コロナ感染に対する不安感との有意な関連がみられた（F(3, 1038)=7.19, p<.001）. 人口 200 万人以下の都道府県居住者は，人口 700～1000 万人の都道府県居住者より 0.464（1%水準で有意），人口 1000 万人以上の都道府県居住者より 0.456（1%水準で有意），それぞれ大きく不安感を回答する傾向にあった.

4.2 社会関係資本の有無によるコロナ感染不安感

次に，本研究が主たる独立変数として扱う同胞・日本人とのそれぞれ社会関係資本が，従属変数であるコロナ感染不安感にどのような影響を与えるのかを, t 検定を用いて予備的に分析する.

まず，2020 年について，同胞との社会関係資本の有無に応じたコロナ感染不安感は，資本なしの不安感の平均値は 3.858 であるのに対し，資本ありの場合は 4.223 であった．両者の差は 0.365 で，両側 1%水準で有意であった（t=15.0447）．したがって，同胞との社会関係資本がある在留外国人の方が，コロナ感染不安感を感じる傾向にあるといえる.

日本人との社会関係資本の有無に応じたコロナ感染不安感に関しては，資本なしの不安感の平均値は 4.178 であるのに対し，資本ありの場合は 4.152 であった．両者の差は統計的に有意ではなかった．したがって，日本人との社会関係資本とコロナ感染不安感との間に関連はみられなかった.

次に 2022 年について，同胞との社会関係資本の有無に応じたコロナ感染不安感は，資本なしの不安感の平均値は 3.520 であるのに対し，資本ありの場合は 3.994 であった．両者の差は 0.474 で，両側 1%水準で有意であった（t=-5.4948）．したがって，同胞との社会関係資本がある在留外国人

の方が，コロナ感染不安感を感じる傾向にあるといえる．

日本人との社会関係資本の有無に応じたコロナ感染不安感に関しては，資本なしの不安感の平均値は 3.961 であるのに対し，資本ありの場合は 3.894 であった．両者の差は統計的に有意ではなかった．したがって，日本人との社会関係資本とコロナ感染不安感との間に関連はみられなかった．

最後に 2023 年について，同胞との社会関係資本の有無に応じたコロナ感染不安感は，資本なしの不安感の平均値は 2.586 であるのに対し，資本ありの場合は 3.321 であった．両者の差は約 0.736 で，両側 1%水準で有意であった（t=-7.3780）．したがって，同胞との社会関係資本がある在留外国人の方が，コロナ感染不安感を感じる傾向にあるといえる．

日本人との社会関係資本の有無に応じたコロナ感染不安感に関しては，資本なしの不安感の平均値は 3.229 であるのに対し，資本ありの場合は 3.211 であった．両者の差は統計的に有意ではなかった．したがって，日本人との社会関係資本とコロナ感染不安感との間に関連はみられなかった．

3 回の調査を通して，同胞との社会関係資本がある人の方が感染不安を感じる傾向にあり，日本人との社会関係資本とコロナ感染不安感との間にはあまり関連はみられなかった．また，年を追って同胞・日本人との社会関係資本の有無に関わらず，不安感の平均値が全体として小さくなっている．この理由として，新型コロナウイルス流行が慢性化する中で人々が状況に慣れたということが考えられる．

4.3 コロナ感染不安感に関する重回帰分析

次にコロナ感染不安感について，同胞との社会関係資本と日本人との社会関係資本がそれぞれ関連をもつかどうかを検討し，他の属性や就労状況等の変数を投入しても介入がみられるかどうかを確認する．

表 3 が 2020 年，表 4 が 2022 年，そして表 5 が 2023 年の分析結果である．なお，居住地変数に関しては，人口 200 万人未満の居住都道府県を「小」，200〜700 万人を「中」，700〜1000 万人を「大」，そして 1000 万人以上を「極大」として表記した．

まず 2020 年の分析結果では，4.2 項で t 検定を用いて確認した通り，同胞との社会関係資本があると感染不安感が増加する傾向にあることが分かった．また，日本人との社会関係資本はコロナ感染不安感に対して有意な関連をもたなかった．同胞との社会関係資本の効果は，他の変数を投入した場合も引き続きみられた．男性よりも女性の方が，無職よりも正規雇用者の方が，そして永住者基準の場合に定住者と技能・特定活動ビザ在留者の方が，それぞれコロナ感染不安感が大きい傾向にあることが分かった．小規模都道府県居住者を基準として，大規模都道府県居住者の方が不安感が小さい傾向にあった．一方，南米出身者を基準とした場合には，東南アジア出身者および欧米出身者，「その他」の出身者の方が，コロナ感染不安感が小さい傾向にあることが分

かった．（表 3）．

表 3　2020 年のコロナ感染不安感に関する重回帰分析

		Model 1		Model 2		Model 3	
		B	SE	B	SE	B	SE
同胞との社会関係資本		.365**	.072			.197**	.071
日本人との社会関係資本				-.026	.079	-.072	.076
年齢						.005	.005
女性ダミー						.185**	.057
在留期間						-.006	.012
就業形態	非正規					.171	.134
（無職基準）	正規					.391*	.153
出身地域	東アジア					-.151	.103
（南米基準）	東南アジア					-.170†	.101
	南アジア					.147	.136
	欧米					-1.167**	.154
	その他					-.691**	.133
収入						-1.27e-07	3.94e-07
在留資格	留学生					.051	.132
（永住者基準）	技能実習					-.016	.189
	定住者					.401**	.142
	日本人配偶者等					.094	.148
	家族滞在・永住者の配偶者等					-.037	.166
	人文知識・国際業務・技術					.057	.101
	技能・特定活動					.223†	.127
	その他					-.097	.176
居住地	中（200~700）					-.052	.102
（小基準）	大（700~1000）					-.184*	.098
	極大（1000~）					-.134	.095
定数		3.858**	.065	4.178**	.073	3.832**	.295
F 値		25.45		0.11		8.64	
調整済み R2		0.0231		-0.0009		0.1521	

**p<.001, *p<.005, †p<.01

2022 年の分析結果では，2020 年と同様に，同胞との社会関係資本があるとコロナ感染不安感が増加する傾向にあることが分かった．また，日本人との社会関係資本はコロナ感染不安感に対して有意な関連をもたなかった．無職基準で非正規および正規雇用者の方が，南米出身者基準で東アジア出身者の方が，コロナ不安感が大きい傾向にあった．また，南米出身者基準で欧米出身者および「その他」の出身者の方が，収入が高い方が，永住者基準で留学生および家族滞在・永住者の配偶者等，人文知識・国際業務・技術ビザ在留者の方が，小規模都道府県居住者基準で中規模・極大規模都道府県居住者の方が，コロナ不安感が小さい傾向にあることが分かった（表 4）．

表 4　2022 年のコロナ感染不安感に関する重回帰分析

		Model 1		Model 2		Model 3	
		B	SE	B	SE	B	SE
同胞との社会関係資本		.474**	.086			.296**	.083
日本人との社会関係資本				-.067	.080	.038	.076
年齢						-.003	.005
女性ダミー						-.007	.064
在留期間						-.022	.014
就業形態	非正規					.444**	.152
(無職基準)	正規					.780**	.174
出身地域	東アジア					.308**	.114
(南米基準)	東南アジア					.171	.115
	南アジア					.184	.162
	欧米					-.520**	.180
	その他					-.583**	.172
収入						-1.69e-06**	4.15e-07
在留資格	留学生					-.414**	.140
(永住者基準)	技能実習					.039	.236
	定住者					.065	.182
	日本人配偶者等					-.016	.138
	家族滞在・永住者の配偶者等					-.697**	.201
	人文知識・国際業務・技術					-.395**	.091
	技能・特定活動					-.089	.161
	その他					-.187	.189
居住地	中（200~700）					-.183†	.103
(小基準)	大（700~1000）					-.218	.104
	極大（1000~）					-.466**	.096
定数		3.520**	.078	3.961**	.070	3.978**	.302
F 値		30.19		0.70		11.54	
調整済み R2		0.0284		-0.0003		0.2025	

**p<.001, *p<.005, †p<.01

2023 年の分析結果では，2020 年および 2022 年と同様に，同胞との社会関係資本があるとコロナ感染不安感が増加する傾向にあることが分かった．また，日本人との社会関係資本はコロナ感染不安感に対して有意な関連をもたなかった. 無職基準で非正規雇用者および正規雇用者の方が，コロナ不安感が大きい傾向にあった．また，在留期間が長い方が，南米出身者基準で他の全ての地域出身者の方が，収入が高い方が，永住者基準で定住者および家族滞在・永住者の配偶者等の方が，コロナ不安感が小さい傾向にあることが分かった（表 5）.

表 5　2023 年のコロナ感染不安感に関する重回帰分析

		Model 1		Model 2		Model 3	
		B	SE	B	SE	B	SE
同胞との社会関係資本		.736**	.100			.500**	.101
日本人との社会関係資本				-.018	.094	-.060	.093
年齢						-.010	.006
女性ダミー						.048	.075
在留期間						-.044*	.018
就業形態	非正規					.332†	.186
（無職基準）	正規					.511*	.208
出身地域	東アジア					-.790**	.144
（南米基準）	東南アジア					-.737**	.143
	南アジア					-.849**	.200
	欧米					-.771**	.194
	その他					-1.280**	.177
収入						-1.12e-06*	4.88e-07
在留資格	留学生					-.144	.158
（永住者基準）	技能実習					-.026	.225
	定住者					-.498*	.252
	日本人配偶者等					-.229	.184
	家族滞在・永住者の配偶者等					-.654*	.255
	人文知識・国際業務・技術					-.084	.104
	技能・特定活動					.036	.208
	その他					-.242	.220
居住地	中（200~700）					-.081	.128
（小基準）	大（700~1000）					-.134	.125
	極大（1000~）					-.159	.112
定数		2.586**	.092	3.229**	.085	4.190**	.364
F 値		54.43		0.04		8.13	
調整済み R2		0.0488		-0.0009		0.1415	

**p<.001, *p<.005, †p<.01

５　考察

先行研究においては，災害時の在留外国人において，同胞との社会関係資本が精神的健康に対して正の関連をもつことが指摘されてきた．しかし今回の分析では，同胞との社会関係資本がある在留外国人の方が，むしろコロナ感染不安感が高い傾向にあることが分かった．また，先行研究で課題とされていた，日本人との社会関係資本が在留外国人の精神的健康に及ぼす影響については，今回の分析では観測することができなかった．全体として，当初の仮説とは異なる結果が得られた．

就業形態に関しては，正規雇用者が非正規雇用者や無職に比べて大きく不安感を回答する傾向

が一貫してみられた．安定的に雇用されている在留外国人の方が，より感染不安を感じていることがうかがえる．

また出身地域に関しては，2020 年と 2022 年には南米出身者に比べて欧米出身者と「その他」の出身者が一貫して小さく不安感を回答しているが，2023 年になって，東アジア・東南アジア・南アジアも含む他のすべての地域出身者よりも南米出身者が大きく不安感を回答する傾向がみられた．なぜ 2023 年になって南米出身者が大きく不安感を回答する傾向が現れたかは今後深めるべき点といえる．

収入に関しては，収入が高い方が不安感を小さく回答する傾向がみられた．経済的に安定している方が感染不安が小さいことがうかがえる．

在留資格に関しては，永住者に比べて，家族滞在・永住者の配偶者等が不安感を小さく回答する傾向がみられた．

居住地に関しては，人口が少ない都道府県居住者の方が，人口が多い都道府県居住者よりも不安感を大きく回答する傾向が一貫してみられた．一般的に，人口が多い地域に居住している方が感染不安を感じやすいと予想されるが，実際はむしろ人口が少ない地域の居住者の方が感染不安を感じていた．人口が少ない地域の方が身近に感染者がおらず，かえって不安を大きく感じるようになるのかもしれないが，これも今後深めるべき課題といえる．

さて，同胞との社会関係資本がある在留外国人の方がコロナ感染不安感が高いという傾向について，社会心理学の分野の知見を援用しながら考察してみたい．社会変革を目指す運動に積極的に参与するような集合的アイデンティティの形成過程について議論した B. Simon and B. Klandermans によれば，同一社会集団内で同じ不満が経験・共有されると，政治的な集合的アイデンティティが生み出されるという（Simon and Klandermans 2001: 325）．この議論を受けて J. Dixon et al.は，差別の経験をもつ社会的に不利なコミュニティの構成員同士が交流することで，差別や不公正の共通経験を議論する機会が創出され，共通する不平等が存在することに気づきやすくなると指摘した（Dixon et al. 2016: 86）．すなわち，同じ境遇を共有する社会集団内で交流があることは，経験する困難があることを互いに話し合い，自身が置かれた不利な立場により気づきやすくなることが指摘されてきた．

今回の分析に即していえば，同胞との社会関係資本をもつ在留外国人は，新型コロナウイルスに関する情報を互いに共有することができるだけでなく，同胞と自身が直面する困難を相互に確認することを通じて，コロナ感染への危機感をより高めることになっていたのではないだろうか．

ただしこの点については，同胞との社会関係資本が具体的に誰・どの機関とのどのような関係性を意味するのかをより精査しつつ，今後さらに深く検討する余地が残されている．また，今回の重回帰分析の中で，なぜ日本人との社会関係資本とコロナ感染不安感に一貫して関連がみられなかったのかについても，今後の課題として残されている．

［謝辞］

二次分析にあたり，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「在留外国人に関する調査」（株式会社サーベイリサーチセンター）の個票データの提供を受けました．また，研究計画の設定にあたっては金井雅之先生に，分析および解釈にあたっては五十嵐彰先生，木原盾先生，および東京大学社会科学研究所二次分析研究会の参加者の方々より，多くのご助言・ご教示をいただきました．記して御礼申し上げます．

［参考文献］

Dixon, John, Huseyin Cakal, Waheeda Khan, Meena Osmany, Sramana Majumdar, and Mudassir Hassan, 2017, "Contact, Political Solidarity and Collective Action: An Indian Case Study of Relations between Historically Disadvantaged Communities," *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 27: 83-95.

李永子，2006，「災害における要援護者概念の再考――『災害弱者』から『災害時要援護者』へのアプローチ」『福祉のまちづくり研究』8(1): 38-48.

村田晶子，2022，「コロナ禍の『日本留学』――外国人留学生の孤独とレジリエンス」『多文化社会と言語教育』2: 1-15.

坂本文子・飯塚朋子，2021，「非常時における外国人の社会関係資本の獲得状況――T 県を中心とする新型コロナウイルス感染拡大に伴う技能実習生及び日本語教室の実態調査」『地域デザイン科学』(10): 251-62.

Sato, Yoshimichi, 2013, "Social Capital," *Sociopedia.isa*, (Retrieved March 28, 2024, https://sociopedia.isaportal.org/resources/resource/social-capital/).

Simon, Bernd and Bert Klandermans, 2001, "Politicized Collective Identity: A Social Psychological Analysis," *American Psychologist*, 56(4): 319-31.

総務省統計局，2023，『人口推計 2022 年（令和 4 年）10 月 1 日現在――結果の概要』（2024 年 3 月 25 日取得，https://www.stat.go.jp/data/jinsui/2022np/index.html）.

サーベイリサーチセンター，2020，『在留外国人総合調査「在留外国人のコロナウイルス対策について」』（2024 年 3 月 28 日取得，https://www.surece.co.jp/wp_surece/wp-content/uploads/2020/06/20200616.pdf）.

サーベイリサーチセンター，2022，『2022 第二回在留外国人総合調査「在留外国人のコロナウイルス感染症について」』（2024 年 3 月 28 日取得，https://www.surece.co.jp/wp_surece/wp-content/uploads/2022/05/2022052607.pdf）.

サーベイリサーチセンター，2023，『2023 第三回在留外国人総合調査「在留外国人の生活における人権課題について」』（2024 年 3 月 28 日取得，https://www.surece.co.jp/wp_surece/wp-content/uploads/2023/12/20231206_01.pdf）.

Takenoshita, Hirohisa, 2015, "Social Capital and Mental Health among Brazilian Immigrants in Japan,"

International Journal of Japanese Sociology, (24): 48-64.

Uphoff, Norman, 1999, “Understanding social capital: learning from the analysis and experience of participation,” Partha Dasgupta and Ismail Serageldin eds., *Social Capital: A Multifaceted Perspective*, Washington: The World Bank, 215-49.

Wind, Tim R. and Ivan H. Komproe, 2012, The mechanisms that associate community social capital with post-disaster mental health: a multilevel model, *Social Science & Medicine*, 75(9): 1715-20.

移民の差別経験と不安感

五十嵐彰

（大阪大学）

本研究は，日本に居住する移民の差別経験と不安感とがどのように関わっているか，そして収入や自集団割合は差別経験と不安感との関係を緩和することができるのか，という 2 点を中心に分析を行う．2020 年，2022 年，2023 年にわたって行われた「在留外国人に関する調査」を用い，差別経験と不安感（ここでは特に将来における自身の健康，そして経済状況）との関連を検討し，さらにその関係を収入や自集団集団が緩和するかを検討した．分析の結果，差別経験は確かに不安感と正の関係をもっていることがわかった．都道府県レベルの自集団割合はこの正の関係を緩和する効果も悪化させる効果ももっていなかったが，差別経験と自身の将来の健康への不安の関連においてのみ，収入が差別経験の効果を増幅させる方向で有意な関連を持っていた．この結果は日本で行われた先行研究と整合的であり，差別経験がかえって剥奪感を高めてしまっている可能性を示唆している．

1　はじめに

移民にとって，移住先の国における一つの重要な問題が差別である．差別の研究は数十年にわたり実施されているが，未だ差別の頻度や度合は減少していない（Quillian, Pager, Hexel, & Midtbøen, 2017）．差別は被差別者にとってネガティブな影響をもたらすといわれており，社会経済的な悪影響や集団間関係にとっての悪影響が盛んに研究されてきた（Banting, Harell, & Kymlicka, 2022; Wright & Citrin 2011; Zwysen, Di Stasio, & Heath, 2021）．そのなかでも，おそらく最も研究が盛んな分野が被差別者にとっての健康に与える影響である．差別経験と健康との関連は多く研究されており，例えば2013年までに出版されたレビュー論文やメタ分析などで25本（Paradies, et al., 2015），2013 年から 2019 年に出版されたメタ分析だけで 29 本（Williams, Lawrence, Davis, & Vu, 2019）存在している．これらの研究は，差別経験をすることで主観的健康感だけでなく，不安感や実際の身体的な健康にすら影響をすることを示している．

差別と健康の研究は単純に相関のみを見るものから，パネルデータ分析や実験室実験，自然実験にまでおよんでいる．自然実験では，たとえば，2001 年 9 月 11 日にアメリカで発生した同時多発テロを利用した研究が存在する（Lauderdale, 2006）．この研究では，同時多発テロの直後にアラブ系の母屋に対する差別が増加したという仮定のもと，低出生体重児（出生時 2500 グラム未満）になる確率を検討している．同時多発テロ後から 6 ヶ月以内にアラブ系の母親のもとで生まれた新生児とその前年にアラブ系の母親のもとで生まれた新生児，そして同時期に他の人種の母をもつ新生児とを比較し，同時多発テロ後にアラブ系の母親のもとで生まれた子どもが有意に低出生体重児になりやすいことを示した．テロの直後にアラブ系であることで差別を受け，そのストレスが新生児の健康状態に影響を与えたと考えられる．

差別と健康の関連のメカニズムはいくつか提案されているが（Goosby, Cheadle, & Mitchell, 2018），基本的には差別をきっかけとして発生するリスク行動，差別によって生じるストレスによる生理的な経路，そして差別によって社会経済的機会が剥奪される経路がある．特に 3 つ目の社会経済的剥奪は，差別によって教育レベルが下がったり，仕事につけなかったり，高い収入を得ることができなかったりすることで生じており，経済的に困窮することで利用できる医療に限界が生じたり，そもそも医療に関する知識が不足することで生じる．移民や人種マイノリティと国民やマジョリティ間の健康格差の大部分を，社会経済的地位の差が説明するという研究もある（Hayward, Miles, Crimmins, & Yang, 2000; Phelan & Link, 2015）．

差別と健康との間の関連は，他国だけでなく日本でも同様に観察されている現象である．例えば一部地域の日系ブラジル人に限定した分析ではあるものの，Takenoshita (2015)や Asakura ら（Asakura, Gee, Nakayama, & Niwa, 2008）は差別経験と生活満足度や主観的健康感とが負の関係にあることを報告している．国籍を限定しない研究では，Gong (2017)によるウェブ調査データの分析，そして長松（2021）による無作為抽出に基づく調査データの分析がある．それぞれ差別経験と生活満足度や主観的健康感の間の負の関連を示している．

差別経験が健康に対して悪影響を与えることは確定的な結果といえるかもしれない．そうだとすれば，移民のウェルビーイングを守るため，差別を減らすことに加えて，差別の効果を緩和させることが必要となる．しかし，いかに差別が健康に与える悪影響を食い止めるか，という点について，日本における知見からはまだわからないことが多い．例えば差別が健康感に与える影響のメカニズムの一つとして社会経済的地位があり，低い地位にある人はそれだけ健康を害する確率が高まる．しかし，仮に移民の社会経済的地位が高ければ，それだけ医療に関する知識があったり，医療にアクセスすることができるため，差別を受けたとしてもその悪影響を緩和できる可能性がある．つまり，社会経済的地位は媒介変数であると同時に，調整変数としても機能するかもしれない．こうした期待に対し，日本で行われた先行研究では，かえって逆の効果を提示している．例えば Gong (2017)や Asakura ら（2008）では，日本語が流暢であったり，学歴が高い場合には，差別を経験するとかえって主観的健康感や生活満足度を低く感じてしまうということがわかっている．こうした経験は，移民自身が期待する扱いと実際の社会の扱いとのギャップに反応してしまった結果と解釈されている．

本研究では，経済的資源と社会的資源に着目し，これらの資源が差別経験がもつ負の影響を緩和するかを検討する．具体的には，収入と居住地域の自集団割合を用い，これらが提供するサポートが差別経験と主観的健康感，特に将来の自身の健康や経済状況に対する不安との関係を緩和するかを検討する．収入がより高ければ，差別を受けたとしても経済的な拠り所があるために，将来への不安や不満足感は高まらないのではと予想する．さらに，自集団割合が高ければ，それだけ差別そのものや差別による悪影響に対処するリソースも豊富にあることを指す．例えば医療に関する知識や社会的サポートなどがこれに含まれるが，自集団割合が高ければこうしたリソー

スにアクセスすることが比較的容易だろう．

なお，本稿で扱う差別経験は，主観的なものを指す．一般的に差別の研究ではフィールド実験である監査調査法を用いた分析が現代のスタンダードであるものの（Gaddis, 2018），主観的健康感を検証する際には回答者の自己評価に基づく差別経験が用いられる．無論差別経験を用いる際には，差別の原因が外国人であるかどうかがわからなかったり，真の差別頻度よりも過剰に，もしくは過小に見積もる可能性がある (Major & Sawyer, 2009)．しかしながら，本研究の目的に適う概念として，主観的差別経験を用いて分析を行う．加えて，本稿では差別の場面の多様性を対象として差別経験を測定する．先行研究では経験した差別の頻度（月に 1 回，など）を用いて差別経験を測定していた．しかしながら，差別とは日常生活の各場面において発生しうる累積的なものであり，日常生活のより広範囲において差別を経験している可能性を考慮する必要もあるだろう．ある特定の場面で差別を多く受けているが他の場面では差別されていない人よりも，日常生活においてあらゆる場面で差別を受けている人のほうが，主観的健康感を損なう可能性は高い．本稿では，場面別に経験する差別を対象に分析を行う．

２　データと方法

2.1 分析に用いるデータ

本稿では，サーベイリサーチセンターが実施した「在留外国人に関する調査」のうち，Wave1 から 3 を用いる．それぞれ 2020 年 3 月，2022 年 2 月，2023 年 5 月に行われた．リンクオブアジアに登録する日本国内に居住する外国人（全体で約 15,000 人）から調査対象者が抽出されている．出入国管理局が公表しているデータのうち，「在留外国人に関する調査」実施の前年に行われた調査に基づき，外国籍のうち最も居住人口が多い 10 の国と地域，それ以外の 3 カ国，そしてさらにその他の国・地域出身者を合計した数の国内人口に基づいて割付を行った[1]．サンプルサイズはそれぞれ 1037, 999, 1020 となっている．各年で改めて対象者を抽出している復元抽出であるため，同一の回答者が含まれている可能性があるものの，基本的には異なる回答者を対象にし，同一の調査に対して回答を求める縦断的調査である．

2.2 変数

従属変数は 2 種類の不安に関する変数を用いる．一つは自身の健康に関する不安であり，もう一つは自身の経済状況に関する不安である．それぞれ，「あなたは，今後どのようなことが不安ですか」という導入の後，「自分の健康のこと」「生活費など経済的なこと」という選択肢を選んだ

[1] 10 カ国は，中国，ベトナム，韓国，フィリピン，ブラジル，ネパール，インドネシア，台湾，アメリカ，タイであり，それにペルー，インド，イギリス，その他を含めた割付を行っている．

かどうかで測定される．従属変数が二値であるために，分析ではロジスティック回帰分析を用いる．

独立変数は差別経験の多様性である．これは調査において質問された差別に関する項目を合成したものを用いる．具体的には,「家を探したときに，困ったことはありますか」という導入の後に「外国人であることを理由に入居を断られた」という項目を選んだかどうか,「あなたは就職や転職に関して困っていること，困った経験をしたことはありますか」という導入の後に,「外国人であることを理由に採用を断られること」「外国人であることを理由に，昇進できないという不利益を受けた」「同じ仕事をしているのに，賃金が日本人より低かった」という3つの項目をそれぞれ選んだかどうか，で入居に関する差別と労働市場における差別を測定する．加えて，近年取り沙汰されている日常における差別を測定するため,「あなたは日本で過去5年の間に，次のような経験をしたことがありますか」という導入の後に尋ねられる以下の項目を選んだかどうかも含める. 具体的には,「バスや電車, ショッピングセンターなどの公の場で自分を避けるようにされた」「日本人に話しかけたが無視された」「職場・学校で, 外国人であることを理由にいじめを受けた」「日本人との交際・結婚に際し, 外国人であることを理由に相手の親族から反対」の4点である. 以上の8つの項目から差別経験の多様性を測定する．項目の信頼性は低く（α=.342），本来であれば一つの変数としてまとめることは不適切である．しかし，本稿での関心は多くの場面で差別を受けているかどうかを計測することであるため，合成変数をそのまま用いる．

本研究の目的である，差別の負の影響を緩和する調整変数として，収入と移民割合を用いる．収入は月当たりの平均的な税込みの収入を用いる．移民割合は，都道府県別の2020年時点での外国籍者割合を用いる．ただし，より厳密に検討するため，回答者と同じ国籍をもつ人の割合として計算する．これらと差別経験との交互作用を分析することで，差別の負の影響を緩和する効果を検討する．調整変数として，その他，制御変数として性別，年齢，国籍を投入する．また居住都道府県，調査年の固定効果をモデルに入れる．

各変数の記述統計を表1にまとめた．健康への不安，そして経済への不安を抱いている外国人住民はおよそ半分程度であるが，健康への不安が10%ポイントほど高かった．差別経験は最大値が8であるが，平均値は全体的に低く，1.5程度であった．分析とは関連しないものの，差別経験をより詳細にみるために，表2に各場面における差別を経験した割合を提示した．入居時の差別が最も頻繁に経験されており，およそ３分の１程度の外国人住民が経験していた．労働市場において最も頻繁に起きるのは昇進における差別で，採用時や収入に関する差別よりも多少であるが多く経験しているようだった．採用時における差別や（Igarashi & Mugiyama, 2023），外国人と日本人の収入格差（是川, 2021）については研究がいくつかあるものの，昇進についてはいまだ少なく，今後の研究の必要性を表しているだろう．公共の場において避けられたり，無視されたり，いじめを受ける外国人住民はおよそ２割弱程度いるようだった．最後に，結婚に関する差別は非常に少なく，この割合は日本人との結婚という機会に遭遇する外国人住民が少ないことが理由と

して挙げられるだろう．

表１　各変数の記述統計

	平均値（標準偏差）／割合		平均値（標準偏差）／割合
健康への不安（有り）	54.81%	国籍	
経済への不安（有り）	44.22%	中国	25.44%
差別経験	1.46 (1.28)	ベトナム	16.50%
性別（男性）	53.02%	韓国	11.05%
年代		フィリピン	10.33%
20 代	37.10%	ブラジル	7.96%
30 代	51.23%	ネパール	4.58%
40 代	9.19%	アメリカ	2.73%
50 代	2.05%	台湾	3.93%
60 代	0.42%	ペルー	0.71%
収入	2.11 (1.04)	タイ	2.01%
自集団割合	.49 (.53)	インドネシア	3.12%
		インド	1.27%
		UK	2.31%
		ミャンマー	0.36%
		その他	7.70%

表２　各差別経験の割合

	割合
入居時の差別	35.67%
採用時の差別	16.31%
収入における差別	14.46%
昇進における差別	18.36%
公共の場で避けられる	17.51%
話しかけても無視される	20.18%
職場などでのいじめ	16.24%
結婚差別	6.95%

３　分析結果

表3に分析結果を提示した. 健康への不安を従属変数とした分析はモデル1aからモデル3aに, 経済への不安を従属変数とした分析はモデル1bからモデル3bに提示した. まず, 差別経験の幅が多様であるほど, 健康への不安が高く, さらに経済への不安も高い. これらの結果は先行研究と整合的であるといえるだろう.

次に, 外国人住民がもつ収入やネットワークは差別がもたらすネガティブな影響を緩和させることができるのだろうか. 自集団割合と差別経験との交互作用をとり, 自分が暮らしている県に自集団住民がより多ければ, 差別を仮に経験したとしてもその負の効果を緩和するだろうと仮説を立てていた. しかし, 自集団の割合に関わらず, 差別経験は健康や経済への不安と関連しているようだった.

表３　差別経験と健康・経済への不安

	健康への不安			経済への不安		
	モデル 1a	モデル 2a	モデル 3a	モデル 1b	モデル 2b	モデル 3b
	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)
差別経験	.132*** (.035)	.137** (.047)	–.002 (.079)	.125*** (.034)	.105* (.045)	.023 (.076)
×自集団割合	-	–.011 (.066)	-	-	.041 (.064)	-
×収入	-	-	.066+ (.035)	-	-	.050 (.033)
収入	.042 (.044)	.043 (.044)	–.041 (.062)	–.082 (.043)	–.083 (.043)	–.147* (.061)
自集団割合	–.127 (.174)	–.114 (.191)	–.131 (.174)	.057 (.173)	.005 (.191)	.053 (.173)

+*p*<.10, **p*<.05, ***p*<.01, ****p*<.001. 制御変数投入済. N=2,675.

次に, 収入と差別経験との交互作用を取り, 収入が高ければ差別経験がどれほど変わるのかを検討した. 経済への不安に対しては, 差別経験の否定的な効果を緩和させることはなかった. 収入が高ければ経済への不安が減じるのだが, 差別経験と収入との交互作用項は経済への不安と有

意な関連を持たなかった．他方，健康への不安とは（10%水準ではあるものの）有意な関連を持っていた．しかしながら，モデル 3a の結果は検証するための仮説とは異なっていた．理解を促すため，図 1 に結果をまとめた．図から明らかなように，効果が大きくないものの，収入が高い人のほうが，差別経験が多いほうがより健康への不安が高いことがわかった．仮説では収入が高いほうが差別を経験したとしても健康への不安を減じないと想定してたが，逆の結果となった．考察で理由については簡単にまとめる．ただし，少なくとも収入や自集団割合などは差別経験がもたらす負の効果を緩和させるような役割を担っていないということは少なくともいえるだろう．

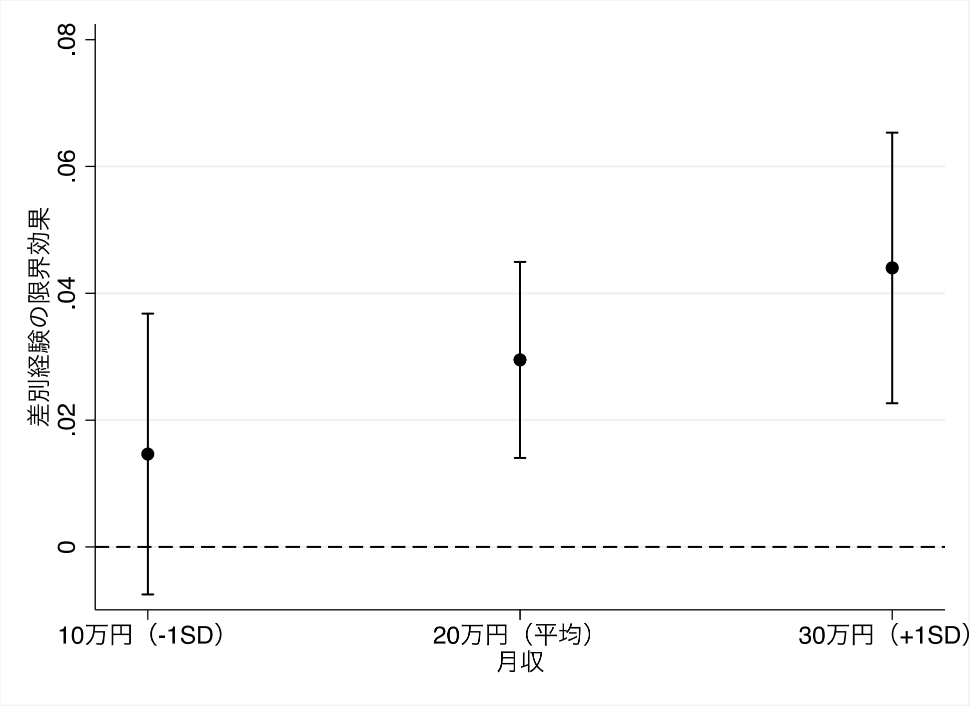


図１　収入別の差別が健康への不安に与える限界効果

４　結論と考察

本稿は，日本に居住する外国人住民の経験する差別と不安感との関連を示すこと，そして個人にとって有利となる変数が差別と不安感の関連を緩和する可能性を探ることを目的としていた．多くの先行研究が，差別を経験した外国人住民は主観的健康感や自尊心が低くなり，不安感を高めることを示している．日本においても数は少ないながらいくつか研究が行われており，その多くは差別をより経験していると，主観的健康感が低いというものだった（Asakura, et al., 2008; Gong, 2017; 長松, 2021; Takenoshita, 2015）．本研究はこうした研究と整合的であり，差別を受ける場面が多いほど，より不安感が高まるのだといえる．

また一部の研究では，日本語が流暢だったり，高学歴だと，差別をより経験しているほど主観

的健康感を損ねることがわかっている．本研究の結果は一部これらの結果と整合的であり，収入が高い外国人住民の方が差別が主観的健康感を損ねる効果が強い．外国人住民にとって，日本語が流暢だったり学歴が高かったり収入が高かったりすると，自身が居住社会に受け入れられているはずだという認識や期待が高まるのかもしれない．そのため，差別は期待とのギャップを生じさせ，結果として差別経験によって生じる不安が高まっているのかもしれない．どういった理由にせよ，本研究の結果に基づけば，自集団割合や自身の収入などには差別経験を緩和する効果がないといえる．

今後の展望として，本研究では複数時点で異なる回答者を対象としたデータを用いたが，本来であれば同一の回答者を対象としたパネルデータによる分析が望ましい．複数時点間で差別経験が増加することで，不安感が増加する過程が把握できる．パネルデータを用いた研究は先行研究でもさほど珍しくなく，メタ分析でも有意な関連が報告されている（Schmitt, Branscombe, Postmes, & Garcia, 2014）．日本においても同様の結果が得られることが想定される．２点目として，差別を緩和する属性の探索が必要となるだろう．先行研究では学歴や日本語の流暢さがかえって差別経験の悪影響を増幅させることがわかっており，本研究で得られた収入に関する結果と整合的といえる．さらに自集団割合には緩和効果がないことがわかった．差別を緩和させる変数として，過去のメタ分析ではコーピングや自集団に対するアイデンティティ，社会的なサポートなどの存在を指摘している（Yip, Wang, Mootoo, & Mirpuri, 2019; Pascoe, & Smart Richman, 2009）．どれも本研究では分析しなかったものの，今後研究する必要があるだろう．2 点目と関連するが，3 点目として本研究では自集団割合を都道府県レベルの割合を用いて操作化したが，社会的なサポートを得るという意味では例えば市町村や丁目など，より小さい地理レベルの自集団割合を用いて操作化するのがより適切といえる．データの限界から本研究では検証できなかったが，今後はこうしたレベルの分析を行う必要があるだろう．

［注］

1) 10 カ国は，中国，ベトナム，韓国，フィリピン，ブラジル，ネパール，インドネシア，台湾，アメリカ，タイであり，それにペルー，インド，イギリス，その他を含めた割付を行っている．

［謝辞］

二次分析にあたり，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「在留外国人に関する調査」（サーベイリサーチセンター）の個票データの提供を受けました. また, 二次分析研究会メンバーより本研究への有益なコメントを頂きました. 記して感謝申し上げます.

［参考文献］

Asakura, Takashi, Gilbert C. Gee, Kazuhiro Nakayama, and Sayuri Niwa, 2008, "Returning to the "homeland": work-related ethnic discrimination and the health of Japanese Brazilians in Japan." *American Journal of Public Health,* 98(4): 743-750.

Banting, Keith, Allison Harell, and Will Kymlicka, 2022, "Nationalism, membership and the politics of minority claims-making." *Canadian Journal of Political Science*, 55(3): 537-560.

Gaddis, S. Michael (Ed.), 2018, Audit studies: Behind the scenes with theory, method, and nuance. Springer.

Gong, Shun, 2018, "Are the consequences of experiencing discrimination the same for immigrants of differing socio-economic status in Japan?." *International Migration*, 56(2): 37-55.

Goosby, Bridget J., Jacob E. Cheadle, and Colter Mitchell, 2018, "Stress-related biosocial mechanisms of discrimination and African American health inequities." *Annual Review of Sociology*, 44: 319-340.

Hayward, Mark D., Eileen M. Crimmins, Toni P. Miles, and Yu Yang, 2000, "The significance of socioeconomic status in explaining the racial gap in chronic health conditions." *American Sociological Review,* 65(6): 910-930.

Lauderdale, Diane S. 2006. "Birth outcomes for Arabic-named women in California before and after September 11." *Demography*, 43: 185-201.

Major, Brenda, and Pamela J. Sawyer, 2009, "Attributions to discrimination: Antecedents and consequences." In T. D. Nelson (Ed.), Handbook of prejudice, stereotyping, and discrimination (pp. 89–110). New York: Taylor & Francis Group.

Paradies, Yin, Jehonathan Ben, Nida Denson, Amanuel Elias, Naomi Priest, Alex Pieterse, Arpana Gupta, Margaret Kelaher, and Gilbert Gee, 2015, "Racism as a determinant of health: a systematic review and meta-analysis." *PloS one* 10(9): e0138511.

Pascoe, Elizabeth A., and Laura Smart Richman, 2009, "Perceived discrimination and health: a meta-analytic review." *Psychological Bulletin,* 135(4): 531-554.

Phelan, Jo C., and Bruce G. Link, 2015, "Is racism a fundamental cause of inequalities in health?." *Annual Review of Sociology*, 41: 311-330.

Quillian, Lincoln, Devah Pager, Ole Hexel, and Arnfinn H. Midtbøen. 2017, "Meta-analysis of field experiments shows no change in racial discrimination in hiring over time." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(41): 10870-10875.

Schmitt, Michael T., Nyla R. Branscombe, Tom Postmes, and Amber Garcia, 2014, "The consequences of perceived discrimination for psychological well-being: a meta-analytic review." *Psychological Bulletin* 140(4): 921-948.

Takenoshita, Hirohisa, 2015, "Social Capital and Mental Health among Brazilian Immigrants in Japan." *International Journal of Japanese Sociology,* 24(1): 48-64.

Williams, David R., Jourdyn A. Lawrence, Brigette A. Davis, and Cecilia Vu, 2019, "Understanding how discrimination can affect health." *Health Services Research,* 54: 1374-1388.

Wright, Matthew, and Jack Citrin, 2011, "Saved by the stars and stripes? Images of protest, salience of threat, and immigration attitudes." *American Politics Research,* 39(2): 323-343.

Yip, Tiffany, Yijie Wang, Candace Mootoo, and Sheena Mirpuri, 2019, "Moderating the association between discrimination and adjustment: A meta-analysis of ethnic/racial identity." Developmental Psychology, 55(6): 1274-1298.

Zwysen, Wouter, Valentina Di Stasio, and Anthony Heath, 2021, "Ethnic penalties and hiring discrimination: Comparing results from observational studies with field experiments in the UK." *Sociology*, 55(2): 263-282.

統合のパラドクスとその揺らぎ

齋藤僚介
（大阪大学人間科学研究科）

日本語要約

本稿では，現代日本において統合のパラドクスという統合されているほど差別されるという現象が生じているのか検討する．欧米においては多くの検討例があるものの，日本ではほとんど検討されてこなかった．さらに，本稿では統合のパラドクスのメカニズムを想定すれば，統合されているほど被差別体験のばらつきが大きくなると予測する．データは移民を対象とした３ヵ年のクロスセスクショナルデータを用いた．被差別体験についての誤差分散の不均一性を仮定した順序ロジット分析の結果，非正規雇用・自営業に比べて，正規雇用であるほど被差別体験の数が多いことがわかった．さらに，居住期間が長いほど被差別体験の数のばらつきがあることがわかった．以上の結果は現代日本においても一定程度，統合のパラドクス現象が起こっていることを示している．

１　イントロダクション

現代日本において移民の数は基本的に増加し続けている一方で（法務省 2021, 2023, 永吉 2020），移民への差別は日本社会における重要な社会課題となっている．将来的にも移民の数は増加すると考えられるが（五十嵐 2019），未だ移民を調査対象とした研究は少数に限られている．近年移民の階層や生活について以前よりも研究が蓄積されつつあるものの（e.g. 永吉編 2021; 是川 2019），欧米各国に比べその量は限られる．

このような実態のなかで，本研究では，大きな社会問題となっている移民への差別を取り扱う．従来，日本の計量的な研究に限れば，ネイティブの排外主義的態度や差別が扱われることが圧倒的に多い（e.g. 田辺編 2011, 2019）．一方，移民を調査対象とした差別に関する計量的研究はほとんどない．在日コリアンへの差別については計量的な蓄積があるものの（e.g. 福岡・金 1998），移民全体についての実態はあまりわかっていないのが現状である．差別は，規範的に問題があることに加えて，精神・心理的なディストレスを生むことが知られている（長松 2021, 諸外国でも同様（Schmitt et al. 2014））．ネイティブを対象とした調査だけでは移民が受ける差別を明らかにするには十分ではない．たとえば，ネイティブが差別していることを自覚していない場合，ネイティブを対象とした調査からの実態把握には限界があるだろう．よって，移民に対する差別を，移民を対象とした調査から明らかにする必要があるだろう．

そこで本稿では，「統合のパラドクス」論（e.g., Doorn et al. 2013, de Vroom et al. 2014, Verkyten

2016, Steinmann 2019, Geurts et al. 2020, Schaeffer & Kas 2023 etc.）を取り上げ，移民の受ける差別について検討する [1]．統合のパラドクスは，様々な現象に貼られるラベルであるが，本稿では統合されているほど差別されるという現象を指す言葉として用いる(see Steinmann 2019, Schaeffer & Kas 2023) [2]．この現象は，直感的予測に反しているだけでなく Gordon (1994=2000)などの古典的な同化理論の予測にも反しているために「パラドクス」として理解できる [3]． 移民が（文化的にではなく）社会経済的に統合されていくことは，生活上重要な問題であるが，その結果として差別が受けやすいかもしれない．この問題は今までもこれからも重要な社会問題であるといえる．

２　先行研究と検討課題

2.1　統合のパラドクスのメカニズムと予測

前述の通り，統合のパラドクスという現象は，移民が統合されているほど差別されるような実態を指している．統合のパラドクス論において主に検討されてきた統合の指標は，居住期間の長さ（e.g. McGinnity & Gijsberts 2016 etc.），教育程度の高さ（e.g. Alanya et al. 2015, de Vroom et al. 2014, Verkyten 2016, Steinmann 2019 etc.），職業達成（e.g. Alanya et al. 2015, de Vroom et al. 2014 etc.），世代（e.g. Lajevardi et al. 2020 etc.）である（see Schaeffer & Kas 2023）．これらを統合の程度についての指標であるとして，これらの指標が高いほど差別されるのかどうかが焦点となる．

これらの統合の程度が高いとなぜ差別されやすくなるのか．このようなメカニズム的な問いには 3 つの説明がなされることが多い（Steinman 2019, Schaeffer & Kas 2023）．第一に，統合されているほどネイティブとの接触が増えていくというメカニズムが想定される（e.g. Doorn et al. 2013, Steinman 2019）．このメカニズムは差別を行うのはネイティブであることがほとんどであるために，そのネイティブとの接触が増えるほど差別が増えるという妥当な推論に基づいており，実際に観察される現象である（Steinman 2019）．第二に，統合されているほど差別を差別と認識しやすくなるというメカニズムである（Steinman 2019）．たとえば，言葉による差別であれば，その言葉の意味が理解できることによって差別と認識する．他にも世論に精通するようになるため，受け入れられていないと認識しやすくなる（Steinman 2019）．このメカニズムを接触の効果とみなすか（Doorn et al. 2013），アウェアネスの効果とみなすのか（Steinman 2019）は論者によるが，いずれにせよ，統合されているほどこのような効果を受けやすいと予測することは妥当だろう．第三に，統合されているほど，相対的剥奪を受けるようになるというものである（e.g. Doorn et al. 2013, de Vroom et al. 2014, Steinman 2019）．たとえば，教育程度が高くても，ネイティブの高学歴と比較すると不当な扱いを受ける可能性が高いために，参照グループがネイティブになったり，期待が高まる場合が多くなり，それとの比較において剥奪を認識する可能性が指摘できる（e.g., Doorn et al. 2013, de Vroom et al. 2014, Steinman 2019）．他にも，統合されているほど，下降することへの脅威を感じることによって差別と認識しやすくなるというメカニズムも指摘されている（e.g. Schaeffer & Kas 2023）．

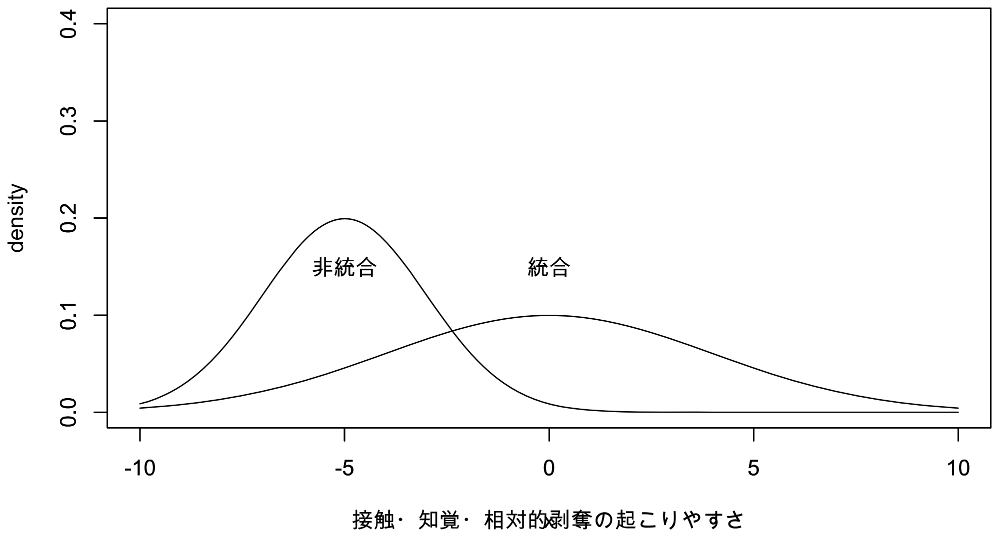


図 1 メカニズムの起こりやすさのイメージ図

以上のメカニズムによって統合のパラドクスが起こると想定するならば以下のような 予測も同時に成り立つ．それは，統合されているほど差別のされやすさがばらつくという予測である．接触のメカニズムを考えれば，統合されているほど差別されやすいが，その上で移民自身に選択の余地が統合されていない移民の選択の余地よりも大きいと考えられる．たとえば，居住期間が長くても，自らネイティブに接触するのかしないのかの選択の余地が（もちろん選択不可能な場合も多いが）短い人よりも多いと考えられる．第二のメカニズムにおいても同様に，統合されていなければ，差別を差別と認識できない場合が多いと考えられるが，統合されていると認識できる場合とできない場合に別れていくと想定できる．すなわち，統合されているほど差別経験にばらつきが生じる可能性がある．第三に，相対的剥奪のメカニズムについて考える．統合されているほどネイティブと比較をしやすくなるが，統合されていない人は，相対的剥奪は受けにくいことは上述の通りである．その一方で，統合されている人では，統合されていても相対的剥奪を受けない人も一定数いる可能性がある．以上の主張は，すなわち，統合されていない人には，メカニズムが作動しない方に偏る可能性が指摘できる一方で，統合されている人においては，メカニズムの作動自体のばらつきが存在する可能性があることを予想している．図にすると以下のようになる（図 1）．すなわち，以上のメカニズムを想定すれば，統合されていない移民はメカニズムが生じにくい方に偏る一方で，統合されている移民はそのメカニズムが生じやすい場合と生じにくい場合に分かれるはずである．

ここで，以上の予測と分節化された同化理論（Portes & Rumbaut 2001=2014）との関連を論じることができるかもしれない．Portes & Rumbaut (2001=2014)の議論は移民第二世代についての研究で

あり，社会構造・制度，親の人的資本，編入様式，家族構造といった背景要素，子の人種差別や二重労働市場のような外的要因などによってアウトカムとしての子の同化を論じているため（ Portes & Rumbaut 2001=2014: 126-127），日本の現状に直接適応はできないかもしれない (see 永吉 2021)．しかし，複数の同化ルートがあることや (Portes & Rumbaut 2001=2014)，取り残された層が一定程度存在すること（Portes et al. 2005）などは統合の性質や結果のばらつきを示唆する．すなわち，日本においても多様な形式の統合ルートが存在するとすれば，上述のメカニズムの作動は自明ではないかもしれず，同じアウトカム（e.g. 雇用形態）を持っていても，その中で無視できない差異が存在するかもしれない．

2.2 分析課題

以上の考察より，以下のような分析課題を設定する． すなわち，

課題 1: 現代日本において統合のパラドクス現象はみられるか

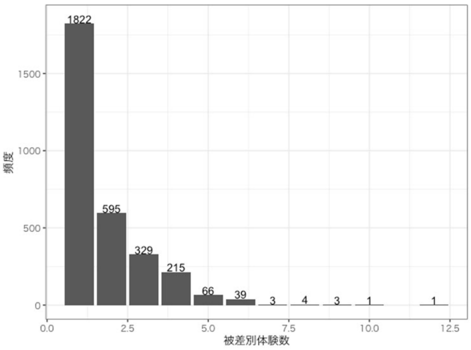
である．この課題は現在の日本社会における移民の受け入れる際に生じる差別という社会問題の理解およびその対処をする上で重要である．移民の受け入れにおいて，社会経済的統合は必要である．その一方で社会経済的に統合されることによってネイティブからの差別が増えるという現象を確認することによって，よりよい受け入れ体制への示唆を与えられるかもしれない．もちろんであるが，被差別の結果について，移民の行為選択に責任を帰属するものではない．それには，移民は差別の被害者であり，ネイティブが加害者であるといったもっともな理由の他にも，社会経済的に統合されなければ生活が難しくなる可能性が高いという理由がある．本稿がおこなうのは主にネイティブの受け入れ体制への示唆であり，より差別の起こらない体制を整えられるかに対する示唆を与えることを一つの目的としている．

次の課題は，

課題 2: 統合されているほど差別経験の分散が大きくなるのか

である．この分析課題は，よりメカニズム的な問いである．統合のパラドクスが観察されるメカニズムから予測されるものである．この課題に取り組むことによって，以下のような貢献があると考える．統合されているほど，みな差別されやすくなるのか，それとも分散が高まるのかを明らかにすることによって，統合のパラドクス現象への理解が深まる．たとえば，統合されているほど差別経験の分散が高まるのであれば，統合される人々の中で差別されやすい人とされにくい人がいることになる．それが確認されれば，なぜそのように統合されている人の中で差別が起きやすかったり起きにくかったりするのかを理解できるかもしれない．したがって，その要因を

検討するという新しい課題が提出されることになるため，移民研究への一定のインパクトがあると考える．さらに，その要因が明らかになれば政策的な介入方法をより精緻に考えることができるかもしれない．



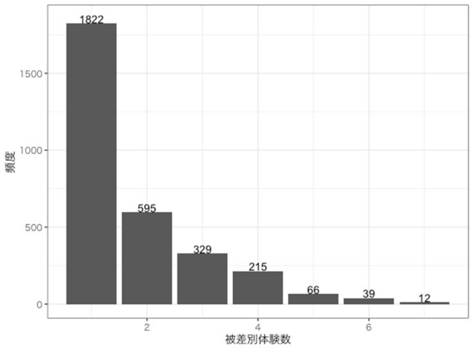


図 2 被差別体験の度数分布

３　データ・方法

データは，株式会社サーベイリサーチセンターによって SSJDA に寄託された 2020（wave1 : N=1037），2022（wave2 : N=999），2023（wave3 : N=1020）年の 3 波のクロスセクショナルデータ「在留外国人総合調査」をマージして用いる．この調査は 20 歳以上の男女を対象としたインターネットモニター調査である．在留外国人の実際の割合に比例するようにサンプリングされており，現在日本在住の在留外国人の被差別体験について入手可能なデータの中では比較的高い代表性を持つ．

従属変数には被差別体験の加算を用いる．項目は，Q68 の以下の 12 項目である．リード文は「あなたは日本で過去 5 年の間に，次のような経験をしたことがありますか．(あてはまるものすべて)」である．(1)「職場や学校の人々が外国人に対する偏見を持っていて，人間関係がうまくいかなかった」(2)「職場・学校で，外国人であることを理由にいじめを受 けた」(3)「名前が日本人風でないことによって嫌がらせを受けた」(4)「日本語がうまく使えないことで嫌がらせを受けた」(5)「知らない人からジロジロ見られた」(6)「バスや電車，ショッピングセンターなどの公の場で自分を避けるようにされた」(7)「近所の住民に受け入れてもらえなかった」(8)「日本人に話しかけたが無視された」(9)「日本人との交際・結婚に際し，外国人であることを理由に相手の親族から反対された」(10)「日本人の家族や親族などから，自分の子どもに出身国（地域）の文化を教えてはいけないと言われた」(11)「日本人の家族や親族などから，出身国（地域）やその文化について，侮辱されたり，からかわれたりした」(12)「日本人の家族や親族などから，日本人風の名前を名乗るように促された」の 12 項目が存在し，それぞれ経験をあげる形式となっている．本稿ではこれらの加算を分析の対象とするが，従属変数が 7 以降の場合非常に少なかったために 7 以降をまとめることにした [4]．度数分布は以下の図 2 である．それぞれの項目の回答割合は文末の

付図に示した．ここで問題になるのが，全て経験していない人がいたとしてもそのように回答できないことである．すなわち，少なくとも一つの差別経験を報告しなければならなくなっている．この弱点を補うために 1 と回答した対処者を除外した分析も行う．

独立変数は，雇用形態と居住期間である．教育程度は質問紙に含まれておらず，世代に関しては，ほとんどが第一世代であったために分析を断念した．雇用形態は，以下の Q7「現在のお仕事（アルバイト・パート等含む）をしていますか」に対して(1)「仕事をしている」，(2)「大学や大学院で学びながら仕事をしている」，(3)「日本語学校や専門学校などで学びながら仕事をしている」，(4)「その他（　）」，(5)「仕事を探している」(6)「仕事をしていない」のうち，(5)(6)の人を「無職」とした上で，Q9 の(1)「正社員」(2)「臨時雇用・パート・アルバイト」(3)「派遣社員・請負社員」(4)「自営業主」(5)「家族従業者」(6)「研修生・実習生」(7)「その他(　)」で，(1)を「正規雇用」，それ以外を「非正規・自営」としてリコードした．次に居住期間であるが，(1)「生まれてからずっと」(2)「1 年未満」(3)「1~3 年」(4)「4~9 年」(5)「10~19 年」(6)「20~29 年」(7)「30~39 年」(8)「40 年以上」と尋ねられている．(1)の人は年代を居住期間とした．(2)0.5 年，(3)2 年，(4)6.5 年，(5)14.5 年，(6)24.5 年，(7)34.5 年，(8)45 年とした．10 で割り単位を 10 年とし，平均で中心化した（理由は後述）．

モデルについて，本稿では，誤差分散が変数の値によって異なるという仮定を含めた順序ロジットモデルをメインの分析として用いる．簡単のために誤算分散の不均一な二項ロジットモデルの説明を Alvarez & Brehm (1995)，Keele & Park (2006)，Williams (2009, 2010)などをもとに説明する (see also Allison 1999)．2 値の従属変数をY_i，観測されない潜在変数をY_i^*，誤差をε_i，誤差のスケールをσ，独立変数を$\boldsymbol{X}_i'$としてそれぞれの係数を$\boldsymbol{\alpha}$とすると

$$Y_i^* = \boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{\alpha} + \sigma\varepsilon_i$$
$$\varepsilon_i \sim logistic(0,1)$$

として，

$$\Pr(Y_i = 1) = inv_logit(Y_i^*)$$

とかける．$inv_logit(0) = 1/2$となることから，

$$\Pr(Y_i = 1) = \Pr\,(Y_i^* > 0)$$

とすることが多い．$logistic(0,1)$が偶関数であることに注意して，

$$\Pr(Y_i^* > 0) = \Pr(\varepsilon_i > \frac{-\boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{\alpha}}{\sigma})$$

$$= \Pr(\varepsilon_i < \frac{\boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{\alpha}}{\sigma})$$

となる．この時,

$$\boldsymbol{\beta} = \frac{\boldsymbol{\alpha}}{\sigma}$$

として（see Allison 1999, Amemiya 1985, Williams 2009）,

$$\Pr(Y_i = 1) = \Pr(\varepsilon_i < \boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{\beta})$$

のように通常のロジスティック回帰分析は推定される（Williams 2009, 2010）．ここで，σを個人の識別 i で添字付けることによってσの異質性を取り入れるのが，分散不均一な二項ロジットモデルであり,

$$\sigma_i = \exp(\boldsymbol{Z_i}'\boldsymbol{\gamma})$$

として,

$$Pr(Y_i = 1) = invlogit(\frac{\boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{\alpha}}{\exp(\boldsymbol{Z}_i'\boldsymbol{\gamma})})$$

を推定することになる（Alvarez & Brehm 1995, Keele & Park 2006, Williams 2009）．この時，$\sigma_i = \exp(\boldsymbol{Z_i}'\boldsymbol{\gamma})$においては，切片がモデルに含まれない（あるいは切片は常に 0）．$\sigma_i = 1$の時に標準的なロジットモデルと同じである．よって，独立変数にゼロが含まれていなければ，$\sigma_i = 1$が非現実的なものになるため，ダミー変数であるか，0 が含まれている方が解釈しやすい．よって，本稿では居住期間は平均で中心化した.

これを順序ロジットに拡張すればよいが，それは Williams (2010)の説明に従えば，以下のようになる．従属変数Y_iを K カテゴリの変数であるとして,

$$Y_i = 1\ if -\infty < Y_i^* < \kappa_1$$

$$Y_i = 2\ if \quad \kappa_1 < Y_i^* < \kappa_2$$

$$\vdots$$

$$Y_i = k\ if \quad \kappa_{k-1} < Y_i^* < \kappa_k$$

$$\vdots$$

$$Y_i = K\ if \quad \kappa_{K-1} < Y_i^* < \infty$$

$$Y_i^* = \boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i \sim logistic(0,1)$$

$$\sigma_i = \exp\ (\boldsymbol{Z_i}'\boldsymbol{\gamma})$$

$$\Pr(Y_i > k) = invlogit(\frac{\boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i - \kappa_k}{\exp\ (\boldsymbol{Z_i}'\boldsymbol{\gamma})})$$

表 1 記述統計表

変数	カテゴリ	度数	割合
性別	男性	1632	53.02%
	女性	1446	46.98%
年代	20代	1142	37.10%
	30代	1577	51.23%
	40代	283	9.19%
	50代	63	2.05%
	60代以上	13	0.42%
在留資格	特別永住者	276	8.97%
	永住者	428	13.91%
	留学	659	21.41%
	技能実習	93	3.02%
	定住者	128	4.16%
	日本人の配偶者、家族滞在、永住者の配偶者	250	8.12%
	人文知識・国際業務・技術	957	31.09%
	技能	172	5.59%
	特定活動、その他	115	3.74%
国籍・地域	中国	783	25.44%
	韓国・朝鮮	340	11.05%
	フィリピン	318	10.33%
	ブラジル	245	7.96%
	ベトナム	508	16.50%
	その他	884	28.72%
調査年	2020	1037	33.69%
	2022	999	32.46%
	2023	1042	33.85%

変数	カテゴリ	度数	割合
雇用形態	正規雇用	1717	55.78%
	非正規雇用・自営	1200	38.99%
	無職	161	5.23%
居住年数	1年未満	17	0.55%
	1～3年	697	22.64%
	4～9年	1818	59.06%
	10～19年	465	15.11%
	20～29年	58	1.88%
	30～39年	15	0.49%
	40年以上	2	0.06%
	20代(生まれてからずっと)	3	0.10%
	30代(生まれてからずっと)	1	0.03%
	40代(生まれてからずっと)	1	0.03%
	50代(生まれてからずっと)	1	0.03%
差別頻度	1	1822	59.19%
	2	595	19.33%
	3	329	10.69%
	4	215	6.99%
	5	66	2.14%
	6	39	1.27%
	7以上	12	0.39%

連続変数とした場合

変数	平均値	標準偏差	[min,max]
居住年数（単位10年）	0.000	0.510	[-0.7302, 4.6698]
差別頻度	1.789	1.195	[1,7]

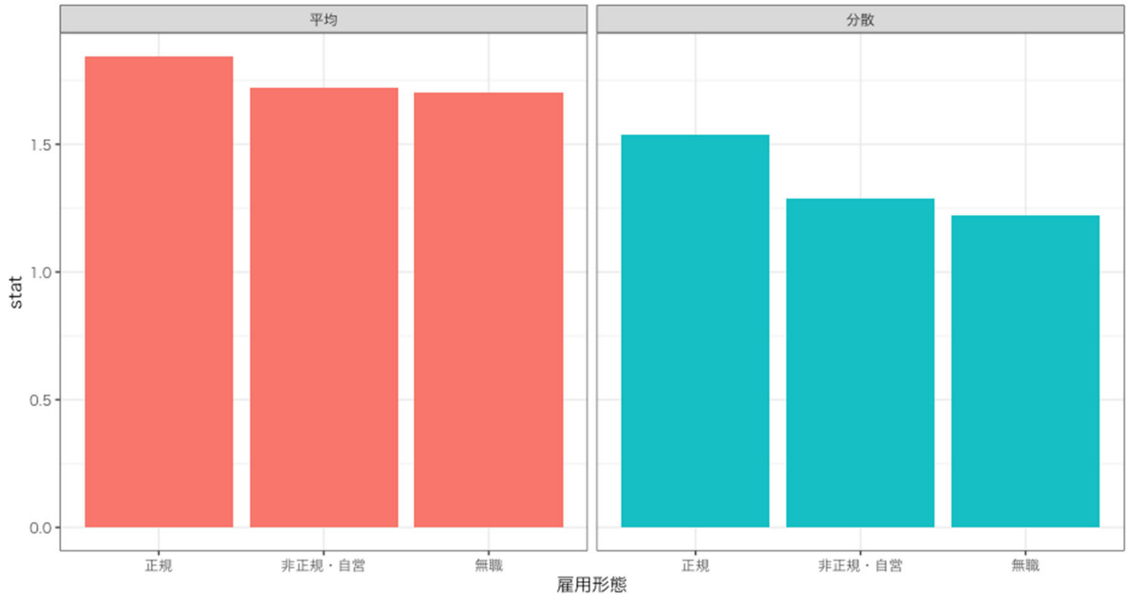


図 3 雇用形態別被差別体験の平均と分散

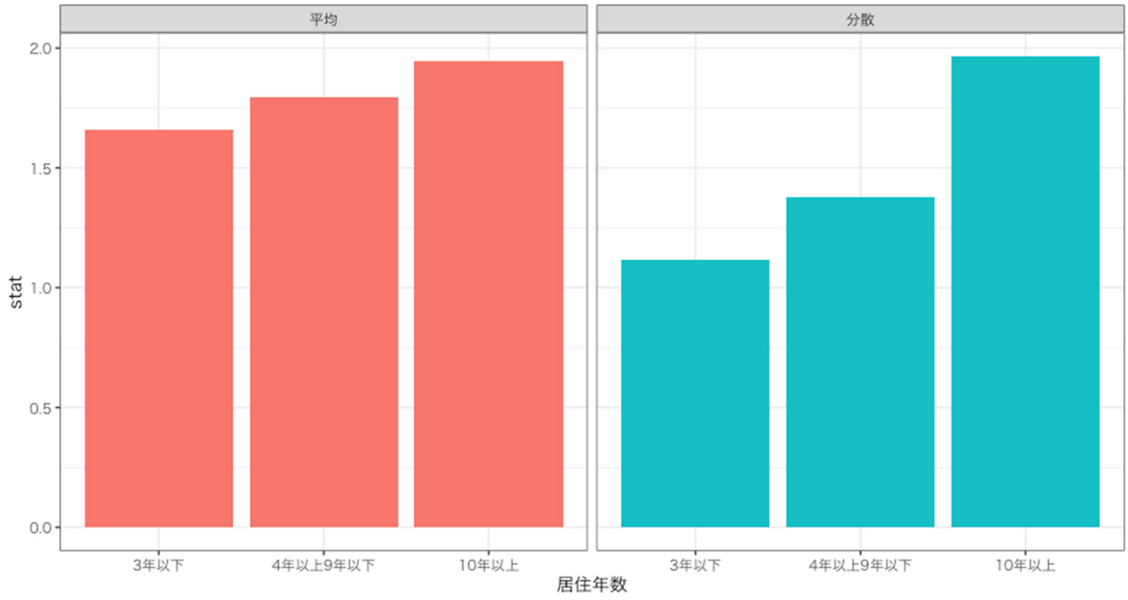


図 4 居住期間別被差別体験の平均と分散

と推定すればよい．推定には，Carroll (2022)のパッケージ oglmx を用いた．なお分析にはすべて R を用いた（R core term 2023）．作図にはパッケージ ggplot2（Wickham 2016）及び標準的に実装されている plot 関数を用いた．

4 結果

4.1 主分析

はじめに記述統計と基礎的な分析を示す．記述統計は表 1 である．さらに，独立変数である雇

用形態と居住年数によって平均と分散が異なるのかを図示したものが図 3 と 4 である．図 3 と 4 より，正規雇用ほど，居住期間が長いほど平均も分散も大きいことが見てとれる．よって，統合のパラドクスとそのメカニズムから予測される分散についての予測と一致しているといえるだろう．通常の順序ロジット分析を行ったのが図 5 である（詳細な分析結果は文末の付表 1 を参照のこと）．Model1 は統制変数に雇用形態のみを加えたモデルであり，Model2 は統制変数に居住期間のみを加えたモデル，Model3 は統制変数にその両方を加えたモデルである．分析の結果，正規雇用と非正規雇用・自営の間で有意な差がみられることがわかる．すなわち，統合のパラドクスのいう現象が生じていることがわかる．その一方で，無職と正規雇用の間や居住期間は，統合のパラドクスと整合的な方向の係数であるが有意ではない．ただし，無職者が少なく（表 1 を参照のこと），標準誤差が大きいために有意差が検出されなかった可能性はある．実際係数を見ると無職と正規雇用の差の方が大きい．以上から日本においては，雇用形態，特に正規雇用と非正規雇用・自営の間で，統合のパラドクス的な現象が見られると判断しても良いだろう．

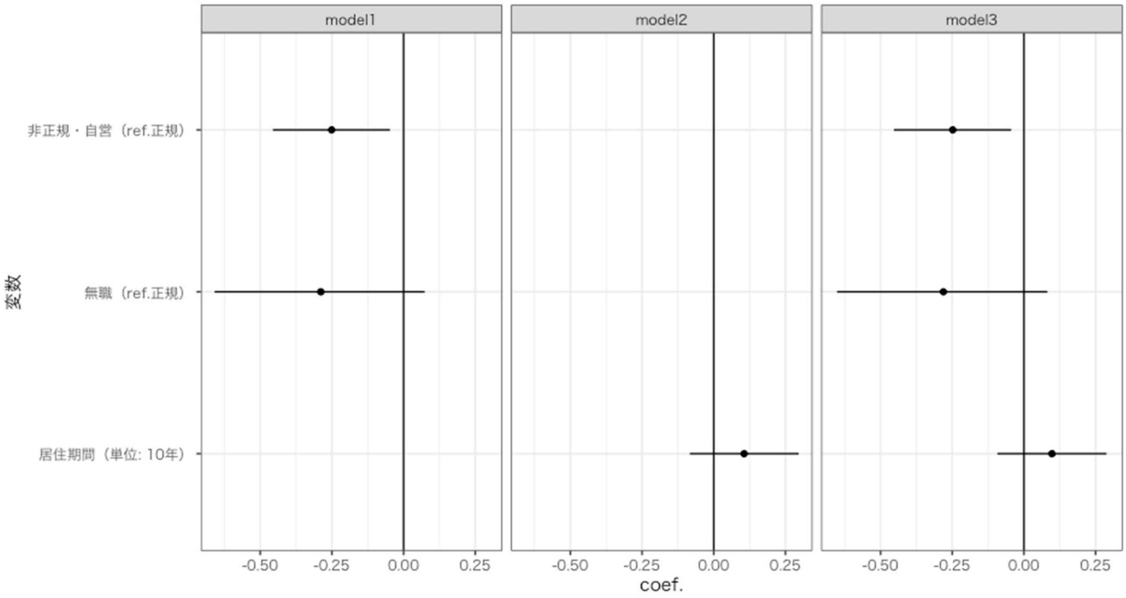


図 5 順序ロジットモデル(エラーバーは 95%信頼区間)

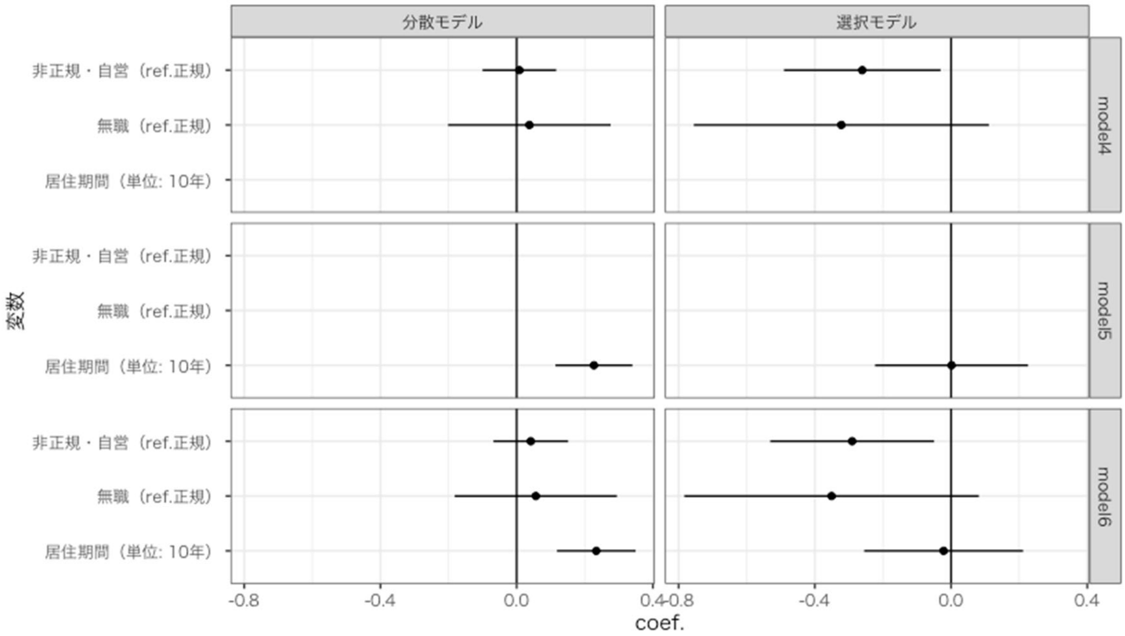


図 6 分散不均一順序ロジットモデル(エラーバーは 95%信頼区間)

次に分散について不均一性を仮定したモデルの結果を提示する（図 6，詳細な分析結果は文末の付表 1 を参照のこと）．Model4 は統制変数に雇用形態のみを選択モデルと分散モデル両方に加えたモデルであり, Model5 は統制変数に居住期間のみを選択モデルと分散モデル両方に加えたモデル，Model6 は統制変数にその両方を選択モデルと分散モデル両方に加えたモデルである．分析の結果，雇用形態は分散に影響を与えていないものの，居住期間が長いほど被差別体験の分散が大きくなることがわかる．すなわち，統合のパラドクスの起こるメカニズムから予測された現象が実際に起こっている可能性が示された.

4.2 代替的分析

1 と回答した人をデータから排除して分析を行った（詳細な分析結果は文末付表 2 を参照のこと）．順序ロジットの結果は図 7 である．モデルの変数は「A」がついていない上記のモデルと同様である．分析の結果，全て有意ではないが非正規雇用・自営と正規の間には 10%水準で有意な効果がありかつ，係数は 1 を含めた分析よりも大きかった．有意ではないが大きく変わらない結果であると判断して良いと考えられる．次に，分散不均一性を仮定した順序ロジットモデルの結果が図 8 に示す．分析の結果から，居住期間が大きいほど分散が大きいことがわかった.

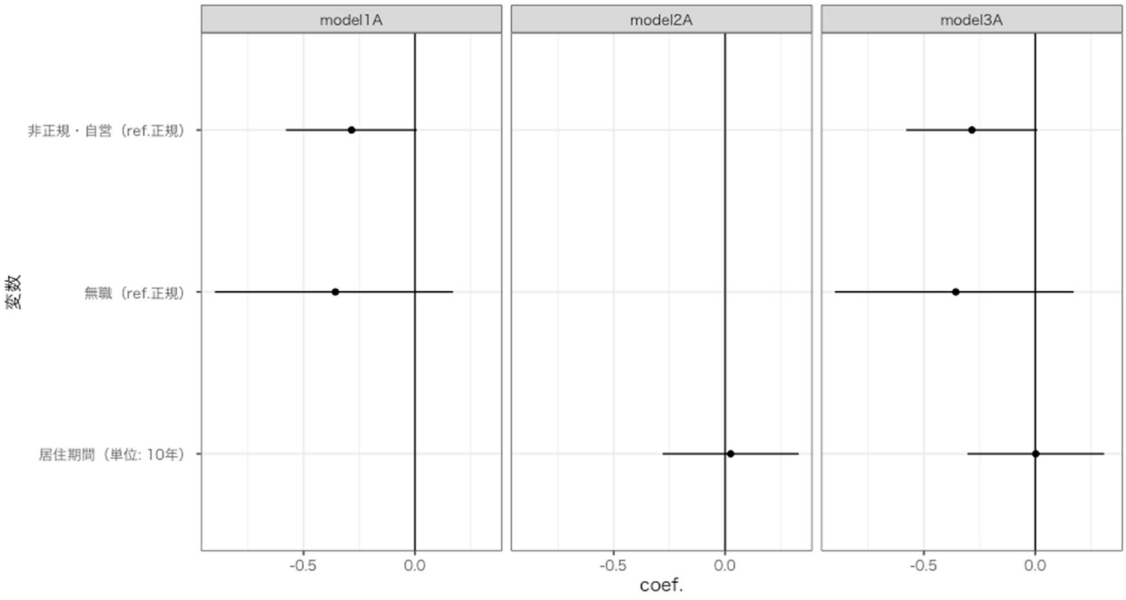


図 7 順序ロジットモデル（従属変数が 1 の人を排除，エラーバーは 95%信頼区間）

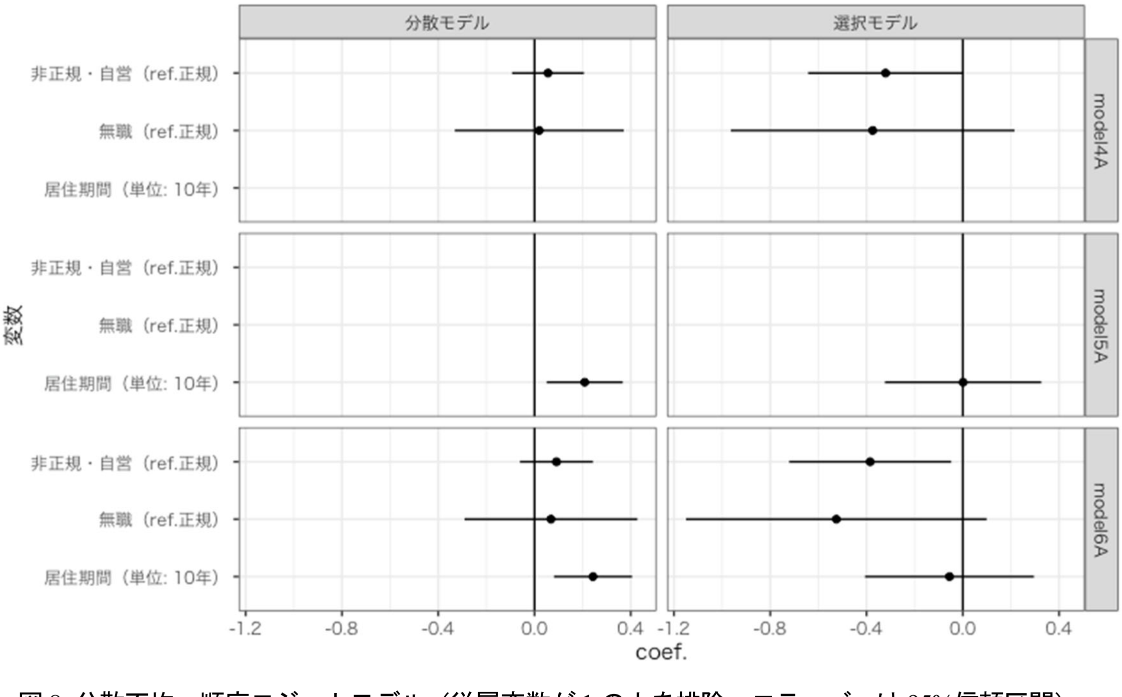


図 8 分散不均一順序ロジットモデル（従属変数が 1 の人を排除，エラーバーは 95%信頼区間）

次に，以下の項目，すなわち(9)「日本人との交際・結婚に際し，外国人であることを理由に相手の親族から反対された」(10)「日本人の家族や親族などから，自分の子どもに出身国（地域）の文化を教えてはいけないと言われた」(11)「日本人の家族や親族などから，出身国（地域）やその文化について，侮辱されたり，からかわれたりした」(12)「日本人の家族や親族などから，日本人風の名前を名乗るように促された」の 4 つの項目はすでに統合されているために受ける差別であ

ると捉えることができるかもしれない．したがって，以上の 4 つの項目を差別項目に加えずに同様の分析を行なった．分析の結果は以下であるが，ほとんど結果は変わらなかった．少し違う点としては，Model 6B において，正規雇用に対して非正規・自営において分散が大きくなる傾向が 10%有意な傾向としてみられた．この点は 10%有意であるため明言を避けるが，予測とは違う傾向であるといえる（詳細な分析結果は文末付表 3 を参照のこと）．

最後に，非正規雇用と自営を別々に分析した．主分析では，ケース数の問題から非正規と自営・その他を同じカテゴリとしていたが, 別にした分析も行なった. 自営やその他の人々は合計で 140 ケースしか存在しないためこれ以上分割することはしなかった．分析の結果統合のパラドクスがみられるのは特に非正規雇用の人々であった．なお，居住期間の分散への効果は変わらなかった（詳細な分析結果は文末付表 4 を参照のこと）．

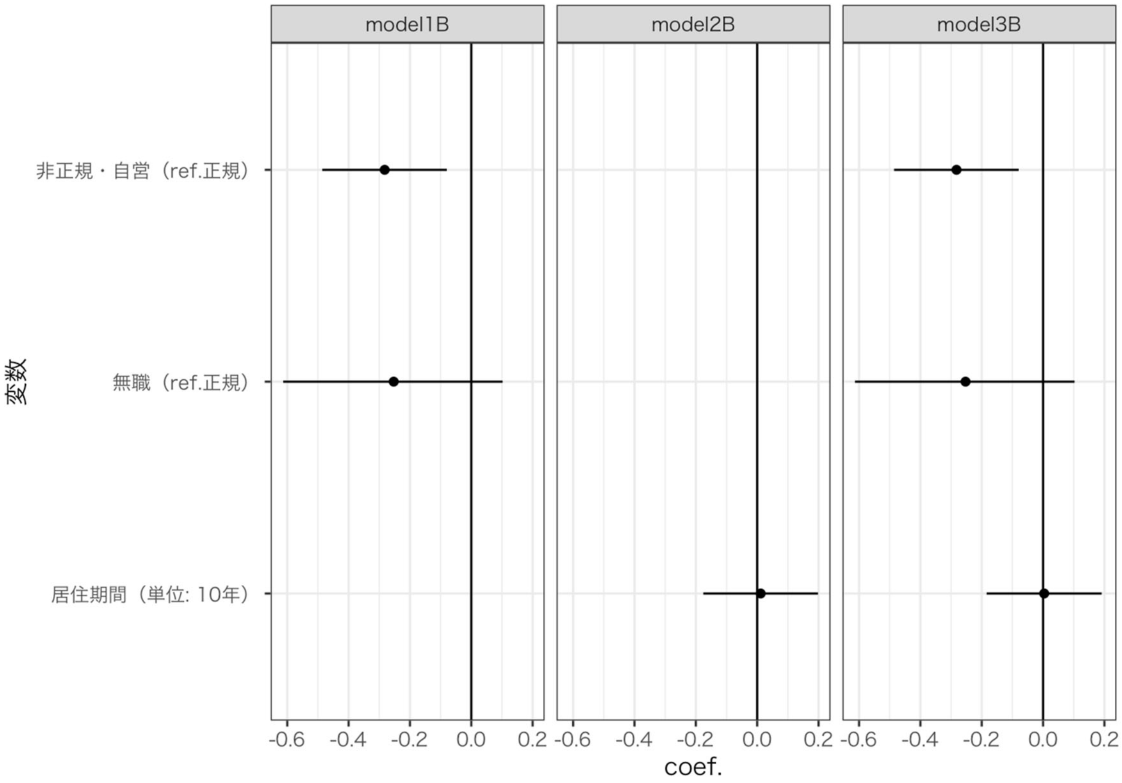


図 9 順序ロジットモデル（4 つの項目を排除，エラーバーは 95%信頼区間）

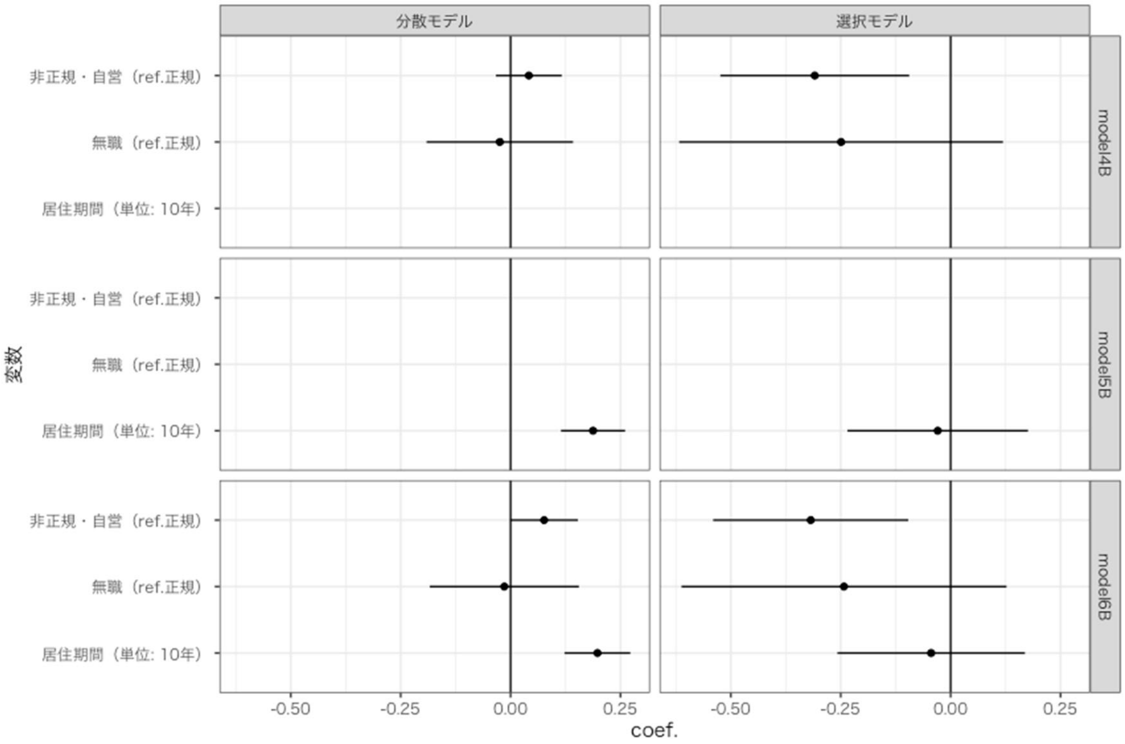


図 10 分散不均一順序ロジットモデル（4 つの項目を排除，エラーバーは 95%信頼区間）

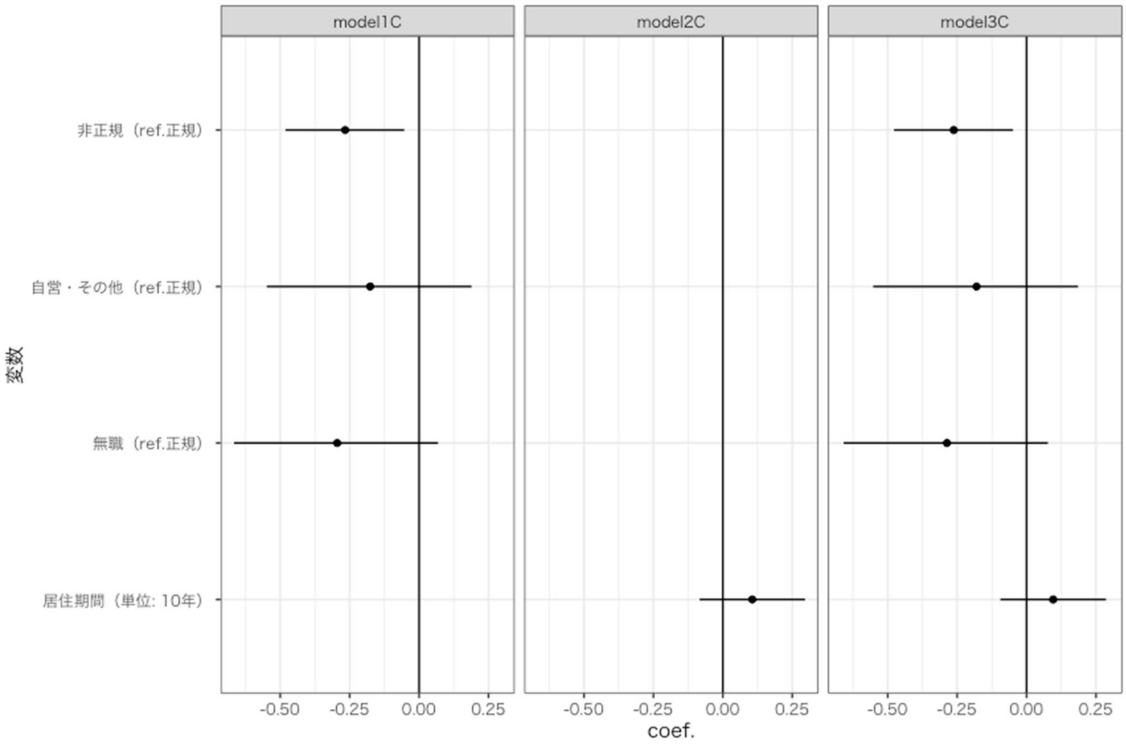


図 11 順序ロジットモデル（非正規と自営・その他を分割，エラーバーは 95%信頼区間）

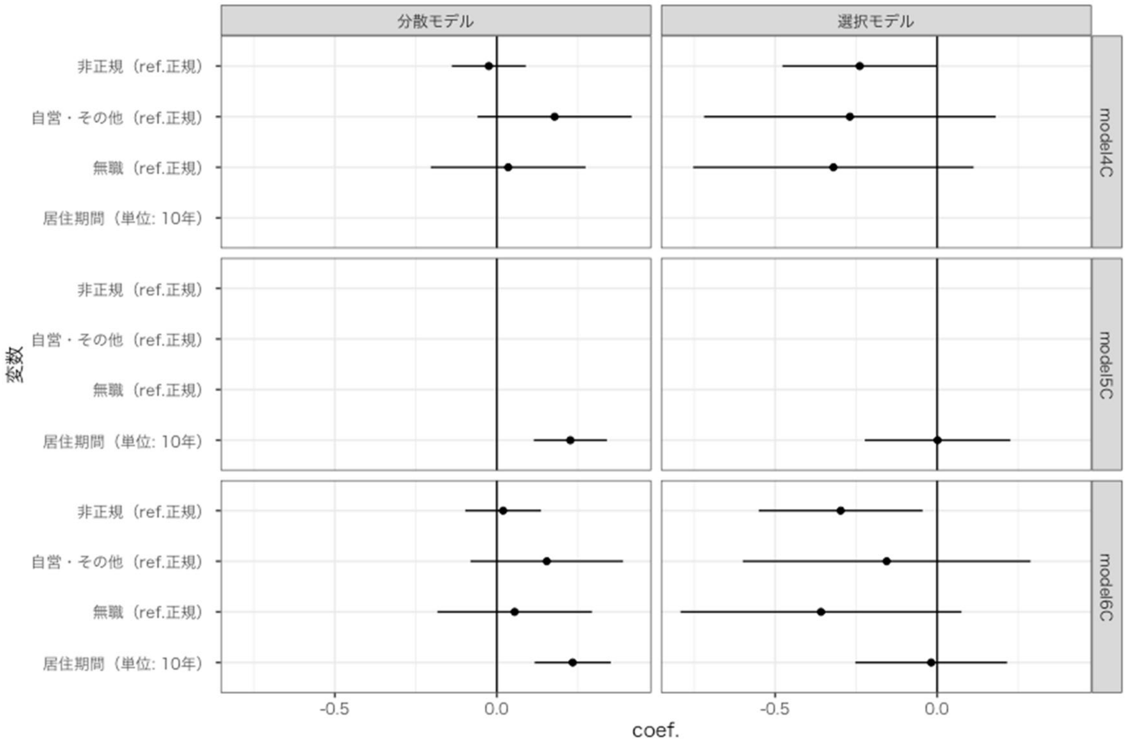


図 12 分散不均一順序ロジットモデル（非正規と自営・その他を分割，エラーバーは 95%信頼区間）

５　議論

本稿では，統合のパラドクス論を参照し，日本における移民の統合と差別の関係について検討した．分析の結果，第一に，雇用関係において諸外国と同様に統合のパラドクス現象がみられることが示唆された．一方で，居住期間は統合のパラドクス現象を起こしていない可能性が高い．日本の先行研究が言うように，日本においては居住期間が統合を促進していない（永吉 2021）．このことによって，本稿でも統合のパラドクスが生じなかったのかもしれない．第二に，居住期間の長さは，差別体験の分散を大きくするように寄与していた．統合のパラドクスが想定するメカニズムから推論すれば，差別体験はばらつくはずである．たとえば，居住期間が短ければ，ネイティブとの接触は相対的に少ないと予測されるが，居住期間が長ければ接触が多くなると予測される．その一方で，居住期間が長いほど接触にもばらつきがある可能性がある．つまり，居住期間が長くともネイティブとの接触が少ない移民がいると考えられる．本稿では，統合のパラドクスのメカニズムそれ自体には踏み込んでいないため，どのメカニズムが原因で被差別体験がばらついているのかはわからない．メカニズムの同定は今後の課題である．一方で，前述の通り，日本においては居住期間が統合を促す効果は薄い．本稿では先行研究に従って統合の指標として居住期間を用いたが，これは統合それ自体というよりはむしろ，接触機会等のプロキシーになっている可能性も否定できない．これは今後メカニズムの検証によって明らかにされると思われる．

統合のパラドクス現象は，欧米各国を中心として検討されてきたが（see Schaeffer & Kas 2023），

日本ではほとんど検討されてこなかった．その意味で，本稿の貢献は，日本においても，統合のパラドクスが見られるという記述的結果にもある．日本は欧米よりも移民の割合は一般的には少ないが，欧米と大きく違った傾向がみられたとはいえないだろう．実際メタ分析の結果でも統合のパラドクス的な現状がみられる場合も見られない場合もある（Schaeffer & Kas 2023）．さらに，統合のパラドクス現象のばらつきを検討した．居住期間によるばらつきが観察されたが，これが示唆するのは，居住期間が長くなるにつれて，ネイティブとの接触機会や差別への認識が二極化していく可能性があることである．この二極化がなぜ起こるのかについては今後検討する必要があるが，これは日本においても「分節化された同化」がみられる可能性を示唆する．Portes & Rumbaut (2001=2014)はアメリカの移民第二世代の同化について検討しているが，複数の同化ルートがあることを示している．日本において直接適応するのは難しいが（永吉 2021），日本においても統合の様々な形態があることが示唆される．

本稿には限界も多い．第一に，上述の通り，分散の不均一性をみたとめたロジット分析は概して不安定になりやすい．そのため，別データでの再分析を行うことも必要かもしれない．第二に，教育や世代などの変数は検討できなかった．特に教育は，統合のパラドクス論において重視される傾向にあり（see Schaeffer & Kas 2023）かつメタ分析で最も頑健に統合のパラドクスがみられた変数である（Schaeffer & Kas 2023）．日本でも同様な効果がみられるのかは本稿では明らかでないため更なる分析が必要である．第三に，本稿ではメカニズムの直接的な検討は行っていない．日本においても同じメカニズムがみられるのかは明らかではなく，そのメカニズムを前提とした予測・検討であるためそれも本稿の限界である．この点も更なる検討が必要である．第四に，本稿の独立変数と交絡するような要因を十分に統制できておらず，統合の差別に対する因果効果を示すものではない．ただし，統合のパラドクス現象については，相関関係であっても重要な知見たりうると考える．なぜなら，統合に効果があるのかも重要であるが，統合されている人が差別されているのか，という記述的な結果も統合のパラドクス現象を示す知見であり，被差別体験が多いことそれ自体も重要であるからである．第六に，本稿の従属変数は，差別体験の多様性を捉えているのであって差別のされやすさについて捉えていない可能性がある．この場合はモデリングを行ってそれぞれの項目に関するランダム効果を仮定するなどの対処が必要かもしれない．

[付記]

二次分析にあたり，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「在留外国人総合調査」の個票データの提供を受けました．また，本稿は当該の二次分析研究会参加者の先生方，および成果報告会のコメンテーター・参加者の先生方より有益なコメントをいただきました．記して感謝申し上げます．

[注]

1. 本稿では，差別について，知覚された被差別体験を重視する．すなわち，被差別者が差別と知覚する場合に差別を体験したと捉える．さらに，これまでの統合のパラドクス論においても perceived discrimination が尺度として用いられている (see Schaeffer & Kas 2023).

2. 統合のパラドクスと呼ばれる現象は，差別だけではなく，たとえば心理的なホスト社会との距離化とされる場合もある（e.g. de Vroom et al. 2014, Verkyten 2016）．本稿では差別を扱うため，差別に限定した定義を参照している（see also Steinmann 2019）．ホスト社会との距離化であったとしてもその要因として被差別体験は主要な要因である（e.g. de Vroom et al. 2014, Verkyten 2016）.

3. なお，先行研究に倣い，Alba & Nee (2003)が "old conception of assimilation"(Alba & Nee 2003: 2)と呼ぶようなマイノリティが自文化を捨て，アングロサクソン文化へ同化するようなエスノセントリックな同化概念を区別した上で，「同化」と「統合」については重複部分の多い概念として扱う（e.g., 永吉 2021a; 是川 2019）．「新しい同化理論」を提唱する Alba & Nee (2003)は，同化概念を，マイノリティとマジョリティのバウンダリーが消失していく過程として定義し（Alba & Nee 2003: 11），公的領域（典型的には，社会経済領域）における同化を想定する（Alba & Nee 2003: 11-12, 是川 2019）．このように，Alba & Nee はエスノセントリックな同化概念を乗り越え，批判するものとして同化概念を再構成している（Alba & Nee 2003: 64-65）．ただし，引用の上「同化」という表現を用いている場合は（たとえば，「古典的同化理論」等），元文献の表現をそのまま用いるため，エスノセントリックな同化概念も新しく再構成された同化概念も同じ「同化」という表現にならざるをえないので注意されたい.

4. 12 カテゴリでの分析の結果はほとんど変わらなかった．しかし，分散を考慮した上で，分散を決める回帰において独立変数を居住期間のみにしたモデルにおいて極端な係数を出したため，ここでは 7 以降をまとめた変数を分析対象とする.

[参考文献]

Alba, R. & Nee, V., 2003, *Remarking the American Mainstream: Assimilation and Contemporary Immigration*, Harvard University Press.

Alanya, A., Baysu, G., & Swyngedouw, M., 2015, "Identifying City Differences in Perceived Group Discrimination among Second-generation Turks and Moroccans in Belgium," J*ournal of Ethnic and Migration Studies*, 41(7), 1088-1110.

Allison, P. D. 1999, "Comparing Logit and Probit Coefficients across Groups," *Sociological Methods & Research*, 28(2), 186-208.

Alvarez, R. M., & Brehm, J. 1995, "American Ambivalence towards Abortion Policy: Development of a Heteroskedastic Probit Model of Competing Values," *American Journal of Political Science*, 1055-1082.

Amemiya, T., 1985, *Advanced Econometrics.* Cambridge: Harvard University Press.

Carroll, N., 2018, "oglmx: Estimation of Ordered Generalized Linear Models, " Availableathttps://cran.r-project.org/web/packages/oglmx/index.html (最終アクセス 2024/1/25).

Doorn, M. V., Scheepers, P., & Dagevos, J., 2013, "Explaining the Integration Paradox among Small Immigrant Groups in the Netherlands," *Journal of International Migration and Integration*, 14, 381-400.

de Vroome, T., Martinovic, B., & Verkuyten, M., 2014, "The Integration Paradox: Level of Education and Immigrants' Attitudes towards Natives and the Host Society," *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 20(2), 166-175.

福岡安則・金明秀, 1998, 『在日韓国人青年の生活と意識』東京大学出版

Geurts, N., Lubbers, M., & Spierings, N., 2020, "Structural Position and Relative Deprivation among Recent Migrants: A Longitudinal Take on the Integration Paradox," *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 46(9), 1828-1848.

Gordon, M. , 1964, *Assimilation in American Life: The Role of Race, Religion and National Origins,* Oxford University Press. (= 倉田和四生，山本剛郎訳『アメリカンライフにおける同化理論の諸相：人種・宗教および出身国の役割』晃洋書房．)

五十嵐彰，2019，「排外主義――外国人増加はその源泉となるか」田辺俊介編『日本人は右傾化したのか――データ分析で実像を読み解く』勁草書房，94-114.

Keele L. and Park D. K., 2005, "Difficult Choices: an Evaluation of Heterogeneous Choice Models," Paper Prepared for the 2004 Meeting of the American Political Science Association, 2–5 September 2004, Chicago, IL. (最終アクセス 2024 年 1 月 25 日 https://www.nuffield.ox.ac.uk/Politics/papers/2005/Keele%20Park%20HetChoice%20050315.pdf) .

是川夕, 2012, 『移民受け入れと社会的統合のリアリティ：現代日本における移民の階層的地位と社会学的課題』勁草書房.

法務省 , 2021, 『登録外国人統計』(最終アクセス 2024 年 2 月 1 日 https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00250012&tstat=000001018034&cycle=7&tclass1=000001060436&tclass2val=0).

法務省 , 2023, 『在留外国人統計』(最終アクセス 2024 年 2 月 1 日 https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00250012&tstat=000001018034&cycle=1&tclass1=000001060399&tclass2val=0.)

Lajevardi, N., Oskooii, K. A., Walker, H. L., & Westfall, A. L., 2020, "The Paradox between Integration and Perceived Discrimination among American Muslims," *Political Psychology*, 41(3), 587-606.

Lindstam, E., M. Mader & H. Schoen, 2021, "Conceptions of National Identity and Ambivalence towards Immigration," *British Journal of Political Science*, 51(1): 93-114.

McGinnity, F., & Gijsberts, M., 2016, "A Threat in the Air? Perceptions of Group Discrimination in the First Years after Migration: Comparing Polish Migrants in Germany, the Netherlands, the UK and Ireland," *Ethnicities*, 16(2), 290-315.

長松奈美江，2021，「移民のメンタルヘルス：移住後のストレス要因と社会関係に着目して」永吉

希久子編『日本の移民統合：全国調査から見る現状と障壁』明石書店
永吉希久子 2020,『移民と日本社会』中公新書.
永吉希久子編， 2021,『日本の移民統合：全国調査から見る現状と障壁』明石書店.
永吉希久子， 2021,「日本における移民の社会統合」永吉希久子編『日本の移民統合：全国調査から見る現状と障壁』明石書店，233-250.
Portes, A. & Rumbaut, R. G., 2001, Legacies: The Story of the Immigrant Second Generation, Berkeley: University of California Press.（村井忠政ほか訳，2014,『現代アメリカ移民第二世代の研究：移民排斥と同化主義に変わる「第三の道」』明石書店.）
Portes, A., Fernandez-Kelly, P., & Haller, W., 2005, "Segmented Assimilation on the Ground: The New Second Generation in Early Adulthood," *Ethnic and Racial Studies*, 28(6), 1000-1040.
R Core Team, 2023, R: A Language and Environment for Statistical Computing, (最終アクセス 2024 年 1 月 30 日 https://cran.r-project.org/)
Schaeffer, M., & Kas, J., 2023, "The Integration Paradox: A Review and Meta-analysis of the Complex Relationship between Integration and Reports of Discrimination," *International Migration Review*, 01979183231170809.
Schmitt, M. T., Branscombe, N. R., Postmes, T., & Garcia, A., 2014, "The Consequences of Perceived Discrimination for Psychological Well-being: A Meta-analytic Review," *Psychological bulletin*, 140(4), 921-948.
Steinmann, J. P., 2019, "The Paradox of Integration: Why Do Higher Educated New Immigrants Perceive More Discrimination in Germany?" *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 45(9), 1377-1400.
田辺俊介編, 2011,『外国人へのまなざしと政治意識――社会調査で読み解く日本のナショナリズム』勁草書房
田辺俊介編，2019,『日本人は右傾化したのか――データ分析で実像を読み解く』勁草書房
Verkuyten, M., 2016, "The Integration Paradox: Empiric Evidence from the Netherlands," *American Behavioral Scientist*, 60(5-6), 583-596.
Wickham, H., 2016, "ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis," Springer-Verlag New York.
Williams, R., 2009, "Using Heterogenous Choice Models to Compare Logit and Probit Coefficients across Groups," *Sociological Methods & Research* 37: 531–559.
Williams, R., 2010, "Fitting Heterogeneous Choice Models with oglm," *The Stata Journal*, 10(4), 540-567.

付表１　順序ロジットおよび分散不均一順序ロジット

	Model1			Model2			Model3			Model4						Model5						Model6					
	Choice			Choice			Choice			Choice			Variance			Choice			Variance			Choice			Variance		
	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.
性別（ref. 男性）																											
女性	0.025		0.079	-0.007		0.078	0.021		0.079	0.026		0.080				0.006		0.078				0.034		0.081			
年代（ref. 20代）																											
30代	0.374	**	0.096	0.392	**	0.096	0.359	**	0.097	0.374	**	0.097				0.388	**	0.094				0.357	**	0.097			
40代	0.559	**	0.151	0.511	**	0.157	0.514	**	0.157	0.563	**	0.152				0.490	**	0.163				0.507	**	0.167			
50代	-0.107		0.286	-0.250		0.302	-0.205		0.302	-0.111		0.288				-0.392		0.350				-0.376		0.362			
60代以上	-0.026		0.605	-0.301		0.628	-0.183		0.628	-0.015		0.614				-0.093		0.781				0.021		0.798			
在留資格（ref. 特別永住者）																											
永住者	-0.333		0.175	-0.425	*	0.179	-0.376	*	0.180	-0.338		0.176				-0.463	*	0.185				-0.421	*	0.189			
留学	0.103		0.190	-0.072		0.173	0.123		0.191	0.104		0.191				-0.059		0.172				0.140		0.194			
技能実習	0.891	**	0.247	0.735	**	0.237	0.907	**	0.248	0.899	**	0.251				0.781	**	0.228				0.989	**	0.249			
定住者	0.959	**	0.203	0.907	**	0.203	0.952	**	0.204	0.961	**	0.205				0.923	**	0.203				0.986	**	0.207			
日本人の配偶者、家族滞在、永住者の配偶者	0.373		0.196	0.239		0.189	0.372		0.196	0.379		0.198				0.260		0.190				0.423	*	0.203			
人文知識・国際業務・技術	-0.255		0.153	-0.264		0.153	-0.261		0.153	-0.259		0.154				-0.263		0.154				-0.269		0.155			
技能	0.356		0.199	0.331		0.199	0.360		0.200	0.356		0.200				0.328		0.197				0.367		0.199			
特定活動、その他	0.186		0.229	0.128		0.228	0.184		0.229	0.181		0.231				0.162		0.228				0.215		0.233			
調査年																											
2022	0.168		0.089	0.161		0.089	0.161		1.798	0.168		0.090				0.151		0.088				0.154		0.090			
2023	-0.288	**	0.093	-0.296	**	0.093	-0.294	**	-3.155	-0.290	**	0.094				-0.321	**	0.092				-0.324	**	0.095			
国籍・地域（ref.中国）																											
韓国・朝鮮	-0.021		0.141	-0.041		0.142	-0.032		0.142	-0.019		0.143				-0.030		0.144				-0.012		0.148			
フィリピン	-0.135		0.139	-0.159		0.138	-0.134		0.139	-0.134		0.139				-0.182		0.137				-0.158		0.140			
ブラジル	0.001		0.154	-0.027		0.153	-0.004		0.154	0.003		0.155				-0.104		0.153				-0.078		0.157			
ベトナム	-0.048		0.119	-0.048		0.118	-0.044		0.119	-0.048		0.119				-0.054		0.115				-0.049		0.118			
その他	0.420	**	0.102	0.400	**	0.102	0.419	**	0.102	0.426	**	0.105				0.379	**	0.100				0.414	**	0.105			
雇用形態（ref. 正規雇用）																											
非正規雇用・自営業	-0.251	*	0.104				-0.248	*	0.104	-0.261	*	0.117	0.008		0.055							-0.290	*	0.123	0.042		0.056
無職	-0.289		0.187				-0.281		0.187	-0.322		0.221	0.037		0.122							-0.351		0.221	0.056		0.122
居住期間				0.106		0.097	0.098		0.097							0.001		0.115	0.227	**	0.058	-0.022		0.119	0.234	**	0.059
Intercept1	0.609			0.616			0.587			0.608						0.593						0.561					
Intercept2	1.592			1.597			1.569			1.596						1.574						1.562					
Intercept3	2.440			2.442			2.417			2.448						2.423						2.429					
Intercept4	3.572			3.573			3.549			3.584						3.577						3.603					
Intercept5	4.425			4.427			4.403			4.441						4.464						4.505					
Intercept6	5.886			5.887			5.863			5.908						5.979						6.044					
AIC	7325.745			7328.737			7326.731			7329.644						7314.169						7314.169					
N	3078																										

注:*=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001

付表 2　順序ロジットおよび分散不均一順序ロジット（従属変数 1 の人を排除）

	Model1 A			Model2 A			Model3 A			Model4 A						Model5 A						Model6A					
	Choice			Choice			Choice			Choice			Variance			Choice			Variance			Choice			Variance		
	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.
性別（ref. 男性）																											
女性	0.288	*	0.122	0.253	*	0.120	0.288	*	0.122	0.307	*	0.128				0.254	*	0.120				0.325	*	0.130			
年代（ref. 20代）																											
30代	0.433	**	0.147	0.465	**	0.148	0.432	**	0.149	0.443	**	0.151				0.451	**	0.144				0.426	**	0.152			
40代	0.657	**	0.222	0.660	**	0.234	0.655	**	0.235	0.672	**	0.228				0.627	**	0.240				0.649	**	0.251			
50代	0.054		0.481	-0.024		0.514	0.052		0.516	0.049		0.498				0.145		0.587				0.286		0.641			
60代以上	0.527		0.854	0.454		0.883	0.524		0.869	0.582		0.893				0.902		0.964				1.045		0.990			
在留資格（ref. 特別永住者）																											
永住者	-0.604	*	0.272	-0.680	*	0.279	-0.605	*	0.282	-0.629	*	0.278				-0.653	*	0.286				-0.594	*	0.299			
留学	-0.240		0.280	-0.470		0.256	-0.240		0.281	-0.246		0.287				-0.460	.	0.253				-0.201		0.289			
技能実習	-0.018		0.344	-0.187		0.334	-0.017		0.346	-0.004		0.354				-0.182		0.323				0.030		0.348			
定住者	-0.990	**	0.286	-1.037	**	0.285	-0.990	**	0.286	-1.013	**	0.292				-1.063	**	0.285				-1.051	**	0.296			
日本人の配偶者、家族滞在、永住者の配偶者	-0.346		0.275	-0.475		0.268	-0.346		0.275	-0.348		0.280				-0.501	.	0.270				-0.348		0.287			
人文知識・国際業務・技術	-0.717		0.231	-0.732		0.232	-0.717		0.232	-0.733	**	0.237				-0.748	**	0.233				-0.762	**	0.240			
技能	-0.538		0.276	-0.543	*	0.276	-0.538		0.276	-0.546	.	0.280				-0.552	*	0.276				-0.560	*	0.282			
特定活動、その他	-0.243		0.332	-0.326		0.328	-0.243		0.332	-0.272		0.343				-0.353		0.326				-0.308		0.346			
調査年																											
2022	0.068		0.130	0.075		0.130	0.068		0.130	0.069		0.133				0.076		0.128				0.077		0.134			
2023	0.084		0.146	0.081		0.146	0.084		0.146	0.091		0.150				0.053		0.146				0.069		0.152			
国籍・地域（ref.中国）																											
韓国・朝鮮	1.005	**	0.214	1.012	**	0.215	1.005	**	0.215	1.029	**	0.222				0.998	**	0.217				1.023	**	0.228			
フィリピン	0.510	*	0.222	0.474	*	0.220	0.510	*	0.222	0.520	*	0.229				0.477	*	0.219				0.537	*	0.231			
ブラジル	1.019	**	0.234	0.988	**	0.234	1.018	**	0.235	1.047	**	0.243				0.948	**	0.237				1.018	**	0.250			
ベトナム	0.674	**	0.185	0.679	**	0.185	0.674	**	0.185	0.689	**	0.191				0.678	**	0.180				0.699	**	0.190			
その他	0.709	**	0.159	0.688	**	0.159	0.710	**	0.159	0.727	**	0.167				0.641	**	0.158				0.689	**	0.168			
雇用形態（ref. 正規雇用）																											
非正規雇用・自営業	-0.285		0.150				-0.284		0.150	-0.321	.	0.164	0.056		0.076							-0.385	*	0.172	0.091		0.077
無職	-0.357		0.272				-0.357		0.273	-0.375		0.301	0.020		0.179							-0.525	.	0.319	0.069		0.183
居住期間				0.025		0.156	0.002		0.157							0.001		0.166	0.209	**	0.081	-0.055		0.179	0.243	**	0.083
Intercept1	0.337			0.369			0.337			0.342						0.323						0.289					
Intercept2	1.531			1.559			1.531			1.562						1.512						1.529					
Intercept3	2.835			2.860			2.834			2.892						2.835						2.904					
Intercept4	3.734			3.760			3.733			3.808						3.769						3.871					
Intercept5	5.217			5.242			5.217			5.316						5.305						5.460					
AIC	3270.399			3272.449			3272.399			3273.854						3267.667						3268.988					
N	1256																										

注:*=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001

付表 3　順序ロジットおよび分散不均一順序ロジット（4 つの項目を排除）

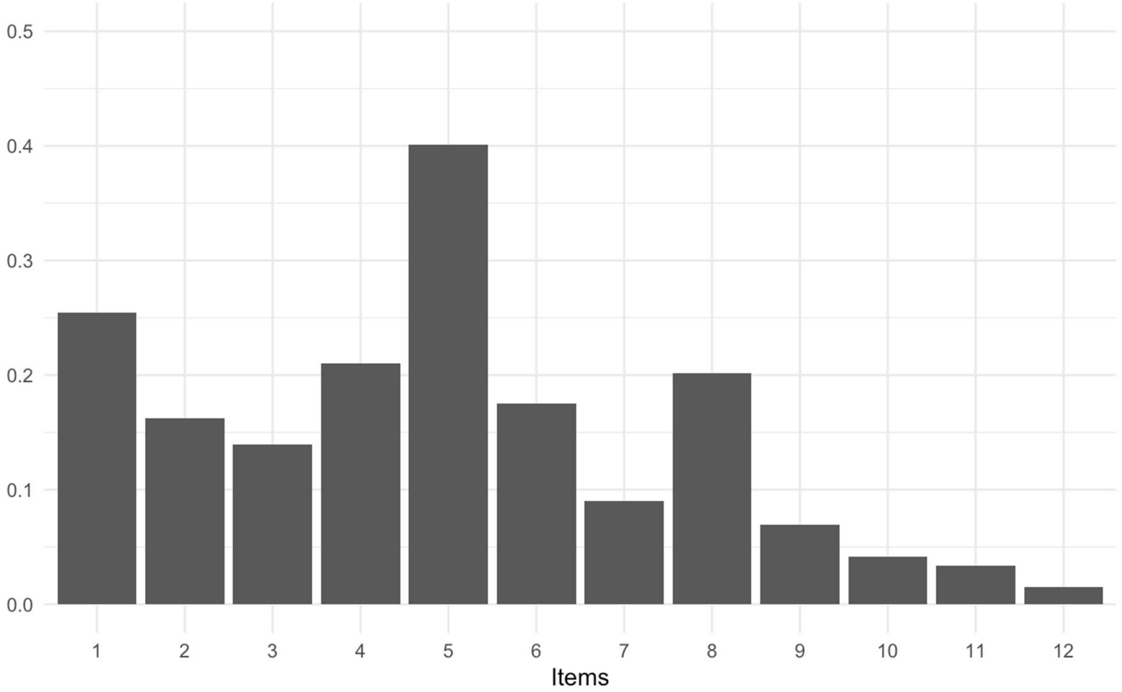
	Model1 B			Model2 B			Model3 B			Model4 B						Model5 B						Model6 B					
	Choice			Choice			Choice			Choice			Variance			Choice			Variance			Choice			Variance		
	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.
性別（ref. 男性）																											
女性	0.037		0.078	0.010		0.077	0.037		0.078	0.038		0.079				0.023		0.077				0.049		0.080			
年代（ref. 20代）																											
30代	0.290	**	0.095	0.329	***	0.095	0.290	**	0.096	0.287	**	0.096				0.331	***	0.093				0.290	**	0.097			
40代	0.629	***	0.150	0.621	***	0.156	0.628	***	0.156	0.637	***	0.152				0.594	***	0.160				0.615	***	0.165			
50代	-0.257		0.283	-0.293		0.296	-0.260		0.296	-0.254		0.287				-0.353		0.319				-0.334		0.329			
60代以上	-0.228		0.631	-0.363		0.653	-0.234		0.652	-0.262		0.648				0.001		0.746				0.117		0.781			
在留資格（ref. 特別永住者）																											
永住者	-0.362	*	0.169	-0.417	*	0.173	-0.364	*	0.174	-0.373	*	0.171				-0.426	*	0.177				-0.393	*	0.182			
留学	0.205		0.185	-0.009		0.168	0.206		0.186	0.207		0.188				-0.003		0.167				0.203		0.191			
技能実習	0.635	*	0.252	0.436	.	0.242	0.636	*	0.253	0.652	*	0.259				0.492	*	0.235				0.718	**	0.257			
定住者	0.893	***	0.203	0.846	***	0.202	0.893	***	0.203	0.913	***	0.205				0.877	***	0.202				0.959	***	0.207			
日本人の配偶者、家族滞在、永住者の配偶者	0.274		0.196	0.124		0.188	0.274		0.196	0.283		0.199				0.149		0.189				0.316		0.204			
人文知識・国際業務・技術	-0.174		0.148	-0.180		0.148	-0.174		0.148	-0.181		0.150				-0.180		0.149				-0.188		0.151			
技能	0.308		0.195	0.271		0.194	0.308		0.195	0.317		0.196				0.278		0.193				0.331	.	0.197			
特定活動、その他	0.243		0.225	0.181		0.224	0.243		0.225	0.241		0.228				0.207		0.224				0.264		0.231			
調査年																											
2022	0.259	**	0.089	0.259	**	0.089	0.258	**	0.089	0.267	**	0.090				0.250	**	0.088				0.264	**	0.091			
2023	-0.169		0.091	-0.171	.	0.091	-0.169	.	0.091	-0.168	.	0.092				-0.189	*	0.090				-0.188	*	0.093			
国籍・地域（ref.中国）																											
韓国・朝鮮	-0.181		0.143	-0.194		0.144	-0.181		0.144	-0.172		0.145				-0.169		0.145				-0.140		0.150			
フィリピン	-0.030		0.135	-0.061		0.134	-0.030		0.135	-0.033		0.137				-0.086		0.134				-0.061		0.139			
ブラジル	0.182		0.148	0.151		0.147	0.182		0.148	0.193		0.151				0.083		0.147				0.125		0.152			
ベトナム	0.082		0.116	0.070		0.116	0.082		0.116	0.084		0.118				0.052		0.114				0.068		0.118			
その他	0.488	***	0.101	0.465	***	0.101	0.488	***	0.101	0.498	***	0.104				0.446	***	0.100				0.488	***	0.104			
雇用形態（ref. 正規雇用）																											
非正規雇用・自営業	-0.282	**	0.104				-0.282	**	0.104	-0.309	**	0.110	0.042		0.038							-0.318	**	0.113	0.076		0.039
無職	-0.253		0.183				-0.253		0.183	-0.249		0.188	-0.024		0.085							-0.243		0.189	-0.014		0.087
居住期間				0.011			0.004		0.096							-0.029		0.105	0.188	***	0.037	-0.044		0.109	0.198	***	0.038
Intercept1	-2.938			-2.903			-2.938			-2.995						-2.947						-3.095					
Intercept2	0.823			0.855			0.822			0.828						0.843						0.821					
Intercept3	1.902			1.931			1.901			1.922						1.919						1.930					
Intercept4	2.870			2.897			2.869			2.904						2.889						2.930					
Intercept5	4.140			4.165			4.139			4.191						4.183						4.260					
Intercept6	5.011			5.037			5.010			5.074						5.090						5.192					
Intercept7	6.661			6.687			6.661			6.746						6.793						6.939					
Intercept8	6.844			6.870			6.844			6.931						6.976						7.127					
AIC	7714.365			7719.874			7716.364			7716.922						7695.232						7692.569					
N	3078																										

注:*=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001

付表4　順序ロジットおよび分散不均一順序ロジット（非正規と自営・その他を分割）

	Model1C			Model2C			Model3C			Model4C						Model5C						Model6C					
	Choice			Choice			Choice			Choice			Variance			Choice			Variance			Choice			Variance		
	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.	Coef.		s.e.
性別（ref. 男性）																											
女性	0.025		0.079	-0.007		0.078	0.022		0.079	0.026		0.080				0.006		0.078				0.035		0.080			
年代（ref. 20代）																											
30代	0.372	***	0.096	0.392	***	0.096	0.358	***	0.097	0.388	***	0.097				0.388	***	0.094				0.363	***	0.097			
40代	0.554	***	0.151	0.511	**	0.157	0.511	**	0.157	0.587	***	0.153				0.490	**	0.163				0.516	**	0.168			
50代	-0.118		0.287	-0.250		0.302	-0.214		0.303	-0.103		0.293				-0.392		0.350				-0.392		0.366			
60代以上	-0.023		0.606	-0.301		0.628	-0.178		0.629	0.049		0.607				-0.093		0.781				0.078		0.797			
在留資格（ref. 特別永住者）																											
永住者	-0.332	.	0.175	-0.425	*	0.179	-0.373	*	0.180	-0.331	.	0.176				-0.463	*	0.185				-0.417	*	0.189			
留学	0.114		0.192	-0.072		0.173	0.133		0.193	0.119		0.191				-0.059		0.172				0.167		0.194			
技能実習	0.871	***	0.250	0.735	**	0.237	0.889	***	0.251	0.806	**	0.263				0.781	***	0.228				0.892	***	0.259			
定住者	0.958	***	0.203	0.907	***	0.203	0.952	***	0.204	0.974	***	0.205				0.923	***	0.203				0.992	***	0.207			
日本人の配偶者、家族滞在、永住者の配偶者	0.373	.	0.196	0.239		0.189	0.372	.	0.196	0.389	*	0.198				0.260		0.190				0.429	*	0.203			
人文知識・国際業務・技術	-0.256	.	0.153	-0.264	.	0.153	-0.262	.	0.153	-0.251		0.154				-0.263	.	0.154				-0.265	.	0.155			
技能	0.358	.	0.200	0.331	.	0.199	0.362	.	0.200	0.364	.	0.200				0.328	.	0.197				0.374	.	0.199			
特定活動、その他	0.184		0.229	0.128		0.228	0.182		0.230	0.182		0.231				0.162		0.228				0.213		0.234			
調査年																											
2022	0.167	.	0.089	0.161	.	0.089	0.160	.	0.089	0.175	.	0.089				0.151	.	0.088				0.156	.	0.090			
2023	-0.288	**	0.093	-0.296	**	0.093	-0.294	**	0.093	-0.284	**	0.093				-0.321	***	0.092				-0.322	***	0.094			
国籍・地域（ref.中国）																											
韓国・朝鮮	-0.022		0.141	-0.041		0.142	-0.032		0.142	-0.008		0.142				-0.030		0.144				-0.004		0.148			
フィリピン	-0.130		0.139	-0.159		0.138	-0.130		0.139	-0.134		0.139				-0.182		0.137				-0.151		0.140			
ブラジル	0.001		0.154	-0.027		0.153	-0.004		0.154	0.002		0.155				-0.104		0.153				-0.079		0.156			
ベトナム	-0.048		0.119	-0.048		0.118	-0.044		0.119	-0.058		0.119				-0.054		0.115				-0.057		0.118			
その他	0.421	***	0.102	0.400	***	0.102	0.420	***	0.102	0.414	***	0.104				0.379	***	0.100				0.407	***	0.105			
雇用形態（ref. 正規雇用）																											
非正規雇用	-0.266	*	0.109				-0.262	*	0.109	-0.239	*	0.122	-0.025		0.058							-0.298	*	0.129	0.019		0.060
自営業その他	-0.176		0.188				-0.180		0.188	-0.269		0.230	0.178		0.121							-0.156		0.227	0.154		0.120
無職	-0.295		0.187				-0.287		0.188	-0.320		0.221	0.035		0.122							-0.358		0.221	0.055		0.122
居住期間				0.106		0.097	0.096		0.097							0.001		0.115	0.227	***	0.058	-0.018		0.120	0.234	***	0.060
Intercept1	0.607			0.616			0.585			0.627						0.593						0.569					
Intercept2	1.590			1.597			1.568			1.611						1.574						1.568					
Intercept3	2.438			2.442			2.415			2.463						2.423						2.435					
Intercept4	3.570			3.573			3.548			3.604						3.577						3.612					
Intercept5	4.423			4.427			4.401			4.469						4.464						4.520					
Intercept6	5.884			5.887			5.862			5.945						5.979						6.065					
AIC	7327.519			7328.737			7328.544			7317.340						7314.169						7317.340					
N	3078																										

注:*=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001



付図　各差別体験項目の選択率（変数説明の順の番号）

現代日本における外国人労働者の賃金格差や就労課題
―ジェンダーの視点から―

孫一碩
（東京大学大学院）

本研究で,「在留外国人に関する調査」のデータを用いて，外国人労働者の賃金格差と，ジェンダーによる賃金の規定要因を明らかにした．具体的には，雇用形態，業種，在留資格，国籍，子供の有無などの要素と賃金の関係を検討した．その結果，男性外国人労働者の月収が高い一方で，時給は女性よりも低い傾向があることが明らかになった．さらに，賃金の規定要因にはジェンダーによる違いが見られ，女性外国人労働者にとっては，雇用形態や母親ペナルティが賃金やキャリアに大きな影響を与えることがわかった．一方，男性外国人労働者にとっては外国人プラスナショナリティーの「二重の障害」に直面する可能性があることが示唆された．最後に外国人労働者が日本で働いている限り性別役割分業意識に影響されているとは限らない可能性を示している．

1　問題関心

日本では，少子高齢化に伴う労働力不足を解消するため，外国人労働者の受け入れが拡大しており，その一環として 2019 年には「特定技能」在留資格が導入された．2020-2021 年には新型コロナウイルスの影響で外国人労働者の数に一時的な減少が見られたが, 感染状況の緩和とともに, 2022 年末には外国人労働者の受け入れが再拡大し，182 万人を超え，2007 年以降の最高水準となった（厚生労働省 2023）．2023 年 5 月時点で新型コロナ感染症が５類に移行したことに伴い，外国人労働者のさらなる増加が予測されている．

しかし，外国人労働者の増加に伴い，適切な統合政策が未だ整備されていない状況が続いている．これまで単純労働の受け皿となってきた技能実習生における不正行為や失踪，外国人労働者における過酷な労働環境やコミュニケーション制限などの問題が顕在化しており（稲井 2012; 平井 2021)，これらの労働問題は氷山の一角であると言える．特に外国人労働者にとって最も重要な焦点は賃金問題だろう．外国人労働者が母国を離れて日本で働く選択をする際，賃金面での配慮が大きな要因となると考えられるが，永吉（2022）によれば，外国人労働者は日本人労働者より賃金が低いことが明らかにされている．全体的に外国人労働者は賃金面で不利な状況にあるものの，内部の状況が充分に検討されていない．

さらに，日本で生活している外国人労働者は，日本の社会的文脈において形成される労働市場や企業風土から影響を受けると考えられる．日本の労働市場では，特に賃金格差に焦点を当てたジェンダー格差が注目されている. 労働市場において, ジェンダー格差と外国人の交差によって, 就労上の課題が一層複雑になる. したがって, 本研究では主に外国人労働者の賃金に焦点を当て,

ジェンダーの視点から分析し，外国人労働者の中で生じるジェンダー格差から就労に関連する課題を探求していく.

２　先行研究

2.1 外国人労働者の賃金格差

国内においては外国人労働者の賃金格差に関する研究が未だ十分でない一方，海外では多くの研究が行われている．Chiswick（1978）や Zeng ら（2004）によれば，移民の経済的不利は，どこで教育を受けたかによって，ある程度まで説明されることを明らかにした．海外で取得した学歴が移住先社会で十分に評価されないため，同程度の学歴を持つネイティブと比較して，移民の賃金が低くなる傾向がある（Lancee and Bol 2017）．以上のように外国人労働者には経済的不利が存在し，その影響は国際的な文脈で確認されている．しかしながら，日本国内ではデータの制約もあり, 外国人労働者の賃金に関する研究は十分ではない. 2019 年からは「賃金構造基本統計調査」に在留資格の項目が追加され，外国人労働者の賃金に関する大規模データが入手可能となった. 近年に日本人労働者と外国人労働者の間の賃金格差に焦点を当てた研究が浮上している．竹ノ下と永吉（2021）の研究では，教育達成の効果について詳細に分析され，非西洋出身かつ日本での教育経験のない移民はネイティブと比較して賃金ペナルティが存在する一方，日本で大学卒以上の学歴を持つ移民は賃金プレミアムが形成されることが指摘されている．永吉（2022）の研究では, 在留資格のカテゴリを注視し, すべての在留資格で日本人労働者よりも低い賃金が報告され, 特に上位の賃金分布において格差が大きいことが明らかにされている．是川（2021）が行った同一企業における日本人労働者と外国人労働者の賃金比較によれば，「技術・人文知識・国際業務」の在留資格を持つ外国人労働者は日本人労働者と賃金に差が見られない一方，定住者や技能実習の在留資格を持つ者は日本人よりも低い賃金を受けていることが明らかになった.

これらの研究からは，日本人労働者と外国人労働者の賃金格差が教育経歴や在留資格によって生じていることが理解されている．しかし，外国人労働者内部におけるジェンダー格差など，賃金格差の微細な側面については十分な知見が得られていない．このため，より細かい研究が求められている.

2.2 外国人労働者のジェンダーによる労働課題

外国人労働者におけるジェンダーに基づく労働課題に関して，特に女性外国人労働者に焦点を当てた研究が数多く存在する．これらの研究によれば，女性外国人労働者は就労実力以前の問題に直面し，属性的な不利な状況の中で異国での社会生活を強いられている（南野 2017）．女性は母国との板挟みになり，結婚・出産が日本人女性よりも大きな圧力となることが報告されている（鈴木 2017）. また, 女性外国人労働者の多くが家事労働や介護などの肉体労働に従事しており,

非熟練の低賃金労働市場で雇用されることが明らかにされている（小川ほか 2010）．また，外国人女性の職業選択において，日本の労働市場に特有のジェンダーの影響は比較的小さい可能性が示唆される研究もある（是川 2018）．

これまでの研究では，中国籍やフィリピン籍をはじめとする外国人労働者のジェンダー格差や，外国人労働者と日本人労働者の間のジェンダー格差の違いが検討されてきた．しかし，これらの研究は特定の国籍に焦点を当てたものが主であり，より広範で包括的な国籍にわたる労働者ジェンダー格差の構造やメカニズムを探求する余地がある．

また，データの制約にもかかわらず，ジェンダー研究や主流派の移民研究においては，計量モデルに基づく分析手法を用いる研究はまれであると指摘されているため（是川 2018），量的調査も組み合わせたアプローチが求められている．

これまでの研究からは，日本人労働者と外国人労働者の賃金格差に加えて，ジェンダー格差に関する研究も進展しているが，外国人労働者内部での賃金格差，特にジェンダー格差についての理解が依然として不足しているため，これに基づいて，以下の 2 つのリサーチクエスチョンをまとめる．

①. 外国人労働者の賃金にはジェンダーによる格差が生じているか．
②. もし外国人労働者のジェンダー間の賃金格差が存在するならば，男女別の賃金の規定要因はそれぞれ何か．

３　使用データの説明

本研究で分析に利用するデータは，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)に寄託されている「在留外国人調査, 2020」,「在留外国人調査, 2022」,「在留外国人調査, 2023」（サーベイリサーチセンター）の個票データである．

この調査は，全国の 20 歳以上の在留外国人を対象に実施された．国別の対象設定は，2019 年末の法務省「国籍・地域別在留外国人数の推移」の構成比を参考にしており，合計で 3 回の調査において 3078 の有効回答が得られた．この調査の特徴は，在留外国人の職業，居住地，生活様式，医療や保険，子どもの教育，いじめなどにわたり，在留外国人の生活全般に関する詳細で幅広い内容を網羅している点で，職場や生活における悩みの把握が可能であり，大規模な調査によって得られた情報は貴重であり，本研究において重要なデータとなる．

４　外国人労働者のジェンダーによる賃金格差

4.1 変数の概要

外国人労働者のジェンダーによる賃金格差を把握するために，月収を従属変数とする重回帰分析と時給を従属変数とする重回帰分析の 2 つを実施する．月収と時給を分けて，それぞれについ

て分析する理由は二つある．一つ目は，月収と時給を異なる観点から考えている．月収は労働時間や労働条件など，労働者が実際に受け取る給与全体を表している．一方，時給は労働者の時間あたりの労働報酬を表し，労働市場における労働力の価値を反映している．二つ目は，本研究の中で，雇用形態には月収単位ではなく，時給単位で賃金が支給されているアルバイトなども含まれており，加えてアルバイトと他の雇用形態を比べると労働時間には差がつきやすいため，時給単位の分析も必要だと考えられる．したがって，両方の分析を行うことで，外国人労働者の賃金格差が違う視点から評価され，より包括的な理解を目指している．

また，両方の分析において，独立変数と統制変数は同一である．

まず，従属変数について説明する．月収に関して，「1ヶ月あたりの平均的収入」を連続変数に変換し，その対数変換後の月収を利用する．また，時給については，質問票から得られる「1ヶ月あたりの平均的収入」,「1日の平均的労働時間」,「1週間の平均的労働日数」を用いて時給を算出し，その後対数変換を行い，対数変換後の時給を利用する．

次に，独立変数について説明する．人口学的属性要因として，性別（女性ダミー），年齢，居住地域（東京ダミー）を使用する．就労関連の項目としては雇用形態（正社員・アルバイト・派遣社員・自営業・その他），職種（専門職・サービス業・製造業及び単純労働・その他）などが含まれる．

統制変数についても述べる．人的資本としての要素である滞在年数や日本語の能力，そして子供の有無（子供同居ありダミー）が統制変数として利用する．

これらの変数の記述統計量は表1に示されている．

表 1　各変数の記述統計量

変数	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
時給	2,270	1579.04	958.45	66.96	21250
月収	2,270	244266.5	94636.59	15000	425000
対数変換後の時給	2,270	7.25	0.46	4.20	9.96
対数変換後の月収	2,270	12.31	0.50	9.62	12.96
女性ダミー	2,270	0.44	0.50	0.00	1.00
年齢	2,270	33.49	6.72	24.5	64.5
東京ダミー	2,270	0.44	0.50	0.00	1.00
滞在年数	2,270	8.01	4.85	0.50	44.50
日本語	2,270	0.13	0.34	0.00	1.00
子供同居ありダミー	2,270	0.22	0.41	0.00	1.00

変数	Freq.	percent	変数	Freq.	percent
雇用形態			業種		
正社員	1,688	74.36	サービス業	546	24.05
アルバイト	199	8.77	製造業及び単純労働	1,164	51.28
派遣社員	280	12.33	その他	96	4.23
自営業	59	2.6	専門職	464	20.44
その他	44	1.94			

4.2 ジェンダーによる賃金格差に関する重回帰分析

対数変換後の月収を従属変数とする重回帰分析の結果は，表 2 に示されている．また，対数変換後の時給を従属変数とする重回帰分析の結果は，表 3 にまとめられている．

まず，対数変換後の月収を従属変数とした重回帰分析を実施した．モデル 1 では，女性の月収が男性と比較して低いことが示された．しかし，モデル 2 では雇用形態や業種を入れたところ，女性の月収マイナス効果が消えた．分析表には掲載されていないが，雇用形態や業種を個別に追加したところ，業種を追加したあとに女性ダミーの統計的有意な効果がなくなった．これから５章で男女別の賃金の規定要因を詳細に検討する．モデル 3 では，人的資本としての在日年数，日本語能力，子供の有無を投入し，結果として人的資本が高いほど，子供がいないほど，月収が高いことが明らかとなった．

同様に，対数変換後の時給を従属変数とする重回帰分析も行った．モデル 1 では，女性の時給が男性よりも高いことが示された．モデル 2 では，雇用形態の中でアルバイトの時給が正社員より低く，派遣社員や自営業は有意な効果が見られなかった．一方，業種では，専門職が有利であることが示唆されている．モデル 3 では，月収と同様の結果が観察された．

表２　ジェンダーによる賃金格差（月収）

	B	SE.B	β	B	SE.B	β	B	SE.B	β
定数項	12.38**	0.05	.	12.64**	0.06	.	12.62**	0.06	.
女性ダミー	-0.06**	0.02	-0.06	-0.018	0.02	-0.02	-0.02	0.02	-0.02
年齢	-0.00*	0.00	-0.04	-0.00*	0.00	-0.04	-0.01**	0.00	-0.09
東京在住ダミー	0.15**	0.02	0.15	0.10**	0.02	0.10	0.07**	0.02	0.07
雇用形態(Ref:正社員)									
アルバイトダミー				-0.88**	0.03	-0.50	-0.86**	0.03	-0.48
派遣社員ダミー				-0.11**	0.03	-0.07	-0.11**	0.03	-0.07
自営業ダミー				-0.22**	0.06	-0.07	-0.27**	0.06	-0.09
その他				-0.24**	0.07	-0.07	-0.24**	0.06	-0.07
業種（Ref:専門職）									
サービス業				-0.15**	0.03	-0.13	-0.13**	0.03	-0.11
製造業及び単純労働				-0.24**	0.03	-0.24	-0.21**	0.02	-0.21
その他				-0.15**	0.05	-0.06	-0.14**	0.05	-0.06
人的資本(一部)									
滞在年数							0.02**	0.00	0.15
日本語能力							0.18**	0.03	0.13
子供同居ダミー							-0.11**	0.02	-0.09
N		2,270			2,270			2,270	
R-squared		0.026			0.280			0.319	
Adj R-squared		0.025			0.277			0.315	

（注）+:p<.10 *:p<.05 **:p<.001

表 3　ジェンダーによる賃金格差（時給）

	B	SE.B	β	B	SE.B	β	B	SE.B	β
定数項	6.95**	0.05	.	7.36**	0.06	.	7.34**	0.06	.
女性ダミー	0.14**	0.02	0.15	0.06**	0.02	0.07	0.06**	0.02	0.06
年齢	0.00**	0.00	0.06	0.00	0.00	0.02	-0.00	0.00	-0.02
東京在住ダミー	0.21**	0.02	0.23	0.15**	0.02	0.16	0.12**	0.02	0.13
雇用形態(Ref:正社員)									
アルバイトダミー				-0.15**	0.03	-0.09	-0.13**	0.03	-0.08
派遣社員ダミー				0.02	0.03	0.01	0.02	0.03	0.02
自営業ダミー				0.05	0.06	0.02	0.01	0.06	0.00
その他				-0.16*	0.06	-0.05	-0.16*	0.06	-0.05
業種（Ref:専門職）									
サービス業				-0.15**	0.03	-0.14	-0.14**	0.03	-0.13
製造業及び単純労働				-0.37**	0.03	-0.40	-0.34**	0.02	-0.36
その他				-0.22**	0.05	-0.09	-0.21**	0.05	-0.09
人的資本(一部)									
滞在年数							0.01**	0.00	0.12
日本語能力							0.20**	0.03	0.15
子供同居ダミー							-0.06**	0.02	-0.05
N		2,270			2,270			2,270	
R-squared		0.087			0.182			0.217	
Adj R-squared		0.085			0.178			0.213	

（注）+:p<.10 *:p<.05 **:p<.001

表 4　男女の 1 日平均労働時間

男女別の一日労働時間の平均値と SD および t 検定の結果				
女性		男性		
M	SD	M	SD	t 値
7.70	0.06	8.38	0.04	10.33**

月収を従属変数とした場合と時給を従属変数とした場合，ジェンダーによる賃金格差は異なる．月給単位で見ると女性の賃金が低い一方，時給単位で見ると女性の賃金が男性よりも高いという結果が得られた．この規定要因を探る際に，労働時間が一因となる可能性がると考えられる．そのため，男女の 1 日平均労働時間の差を t 検定で確認してみる．

表 4 は，女性と男性との間で 1 日労働時間の平均値が異なるかどうかを検証するために行った t 検定の結果である．女性は 1 日労働時間の平均値が約 7.70 時間であり，男性は約 8.38 時間であ

った．この差は40分間であり，1%水準で統計的に有意である．したがって，男性のほうは1日労働時間が長いと結論できる．

要するに，男性のほうは賃金が高く見えるが，実は時給の場合ではむしろ女性は賃金が高いということである．その背後には，男性の長時間労働の現状がうかがえる．

５　外国人労働者のジェンダーによる賃金の規定要因

5.1 変数の概要

RQ1において，外国人労働者の賃金格差がジェンダーによって複雑な傾向を示していることが明らかになった．これに着目し，男女別での賃金（月収）の規定要因を詳細に調査しようとしている．そのため，男女別で月収を従属変数とする重回帰分析を実行する．

まず，従属変数について説明する．月収に関しては，「1ヶ月あたりの平均的収入」を連続変数に変換し，対数変換を施した後の月収を用いる．

次に，独立変数について説明する．人口学的な属性要因として，性別（女性ダミー），年齢，居住地域（東京ダミー）を採用する．そして，就労関連の項目としては，雇用形態（正社員・アルバイト・派遣社員・自営業・その他），業種（専門職・サービス業・製造業及び単純労働・その他）を入れる．更に，在留資格（仕事関連・永住者・配偶者及び家族滞在・その他），国籍（中国・韓国朝鮮・フィリピン・ブラジル・ベトナム・英米・その他の東南（南）アジア・その他）も投入する．

統制変数に関しては，人的資本としての滞在年数と日本語能力，そして子供の有無（子供同居ありダミー）を使用する．これらの変数に関する男女別の記述統計量を表5に示す．

表 5　男女別の記述統計量

	女性					男性				
変数	**Obs**	**Mean**	**Std. dev.**	**Min**	**Max**	**Obs**	**Mean**	**Std. dev.**	**Min**	**Max**
月給	1,006	246580.5	99877.97	15000	425000	1,264	242424.8	90245.52	15000	425000
対数変換後の月給	1,006	12.29	0.60	9.62	12.96	1,264	12.33	0.40	9.62	12.96
年齢	1,006	33.23	7.45	24.50	64.50	1,264	33.70	6.07	24.50	54.50
東京ダミー	1,006	0.52	0.50	0.00	1.00	1,264	0.37	0.48	0.00	1.00
滞在年数	1,006	8.49	5.16	0.50	34.50	1,264	7.63	4.56	0.50	44.50
日本語能力	1,006	0.16	0.37	0.00	1.00	1,264	0.11	0.32	0.00	1.00
子供同居ありダミー	1,006	0.27	0.44	0.00	1.00	1,264	0.18	0.38	0.00	1.00
変数	**Freq.**	**percent**				**Freq.**	**percent**			
雇用形態										
正社員	666	66.2				1022	80.85			
アルバイト	146	14.51				53	4.19			
派遣社員	145	14.41				135	10.68			
自営業	31	3.08				28	2.22			
その他	18	1.79				26	2.06			
業種										
サービス業	320	31.81				226	17.88			
製造業及び単純労働	317	31.51				847	67.01			
その他	68	6.76				28	2.22			
専門職	301	29.92				163	12.9			
在留資格										
仕事関連	555	55.17				616	48.73			
永住者	240	23.86				532	42.09			
配偶者及び家族滞在	138	13.72				65	5.14			
その他	73	7.26				51	4.03			
国籍										
中国	232	23.06				328	25.95			
韓国・朝鮮	162	16.1				120	9.49			
フィリピン	117	11.63				143	11.31			
ブラジル	53	5.27				126	9.97			
ベトナム	121	12.03				228	18.04			

5.2 ジェンダーの賃金の規定要因に関する重回帰分析

対数変換後の月収を従属変数とした重回帰分析の結果が表 6 である．

モデル 1 において，女性外国人労働者については，雇用形態に関して全ての変数が 1 ％水準で統計的に有意な影響を持っている．一方で，業種については，サービス業が専門職と比較して賃金のマイナス効果を示しているが，製造業やその他の業種では有意な影響が確認されなかった．特に製造業においては，専門職と比べて賃金の差や労働時間が相殺される可

能性が考えられる．

したがって，業種と 1 日の平均的労働時間の関係を検証するために，表 7 は（女性）業種と 1

日の平均的労働時間のクロス表の結果を示している．表 7 のように，製造業では 8 時間以上働く女性が多いことがわかる．一方で，男性外国人労働者については，雇用形態に関しては正社員と比較して，アルバイトと自営業が賃金のマイナス効果を示している．業種に関しては，全ての変数が 1%水準で統計的に有意な影響を持っており，専門職が最も高い賃金を示している．

モデル 1 の結果を統計的な効果の顕著さと標準化回帰係数を比較すると，女性にとっては雇用形態の選択が, 男性にとっては業種の選択が賃金の水準に関連していることが明らかとなった．モデル 2 では，在留資格と国籍を入れた．在留資格に関して，女性の場合，配偶者及び家族滞在がマイナス効果を持っていることが確認された．しかし，男性の場合では，家族滞在に統計的に有意な効果は見られなかった．さらに，男性の場合では，仕事関連の在留資格（主に技術・人文知識・国際業務）は賃金が高い結果となっている．そして，国籍に関して，女性では英米と比較して，韓国・朝鮮しか５％水準で効果が確認されなかった．それに対して，男性では国籍の効果が顕著であり，かつマイナス効果を示している．なぜ同じ制限がかかるにもかかわらず，男性と女性の家族滞在の効果が異なるのか，また国籍が男女で異なる影響を与えるのかについても，モデル３でより詳しく検討する．

表 6 ジェンダーによる賃金の規定要因に関する重回帰分析

	女性									男性								
	モデル1			モデル2			モデル3			モデル1			モデル2			モデル3		
	B	SE.B	β	B	SE.B	β	B	SE.B	β	B	SE.B	β	B	SE.B	β	B	SE.B	β
定数	12.59**	0.08	.	12.47**	0.11	.	12.42**	0.11	.	12.70**	0.07	.	12.47**	0.09	.	12.50**	0.08	.
属性																		
年齢	-0.00	0.00	-0.03	-0.00	0.00	-0.01	-0.00	0.00	-0.02	-0.00	0.00	-0.03	0.00+	0.00	0.05	-0.00	0.00	-0.05
東京在住ダミー	0.05	0.03	0.04	0.05	0.03	0.04	0.02	0.03	0.02	0.13**	0.02	0.16	0.09**	0.02	0.12	0.06**	0.02	0.07
雇用形態(Ref:正社員)																		
アルバイトダミー	-1.07**	0.04	-0.62	-0.10**	0.05	-0.58	-0.97**	0.05	-0.57	-0.47**	0.05	-0.24	-0.43**	0.05	-0.22	-0.40**	0.05	-0.20
派遣社員ダミー	-0.27**	0.04	-0.16	-0.25**	0.04	-0.14	-0.25**	0.04	-0.15	0.03	0.03	0.03	-0.00	0.03	0.00	-0.01	0.03	-0.01
自営業ダミー	-0.27**	0.09	-0.08	-0.21*	0.09	-0.06	-0.26**	0.09	-0.08	-0.20**	0.07	-0.08	-0.20**	0.07	-0.07	-0.23**	0.07	-0.08
その他	-0.57**	0.11	-0.13	-0.59**	0.11	-0.13	-0.59**	0.11	-0.13	-0.04	0.07	-0.01	-0.05	0.07	-0.02	-0.04	0.07	-0.01
業種（Ref:専門職）																		
サービス業	-0.09*	0.04	-0.07	-0.10*	0.04	-0.08	-0.08*	0.04	-0.06	-0.26**	0.04	-0.25	-0.26**	0.04	-0.25	-0.23**	0.03	-0.22
製造業と単純労働	-0.04	0.04	-0.03	-0.06	0.04	-0.05	-0.02	0.04	-0.02	-0.43**	0.03	-0.50	-0.36	0.03	-0.43	-0.31**	0.03	-0.36
その他	-0.05	0.06	-0.02	-0.05	0.06	-0.02	-0.05	0.06	-0.02	-0.34**	0.07	-0.13	-0.35**	0.07	-0.13	-0.29**	0.07	-0.11
在留資格（Ref:永住者）																		
仕事関連				0.03	0.04	0.02	0.01	0.04	0.01				0.21**	0.02	0.26	0.23**	0.02	0.30
配偶者及び家族滞在				-0.15**	0.05	-0.09	-0.07	0.05	-0.04				-0.03	0.05	-0.02	-0.00	0.05	0.00
その他				-0.02	0.06	-0.01	-0.03	0.07	-0.01				0.19**	0.05	0.10	0.21**	0.05	0.10
国籍 (Ref:英米ダミー)																		
中国ダミー				0.08	0.07	0.06	0.07	0.07	0.05				-0.09*	0.04	-0.10	-0.10*	0.04	-0.11
韓国・朝鮮ダミー				0.16*	0.07	0.09	0.10	0.07	0.06				0.00	0.05	0.00	-0.08+	0.05	-0.06
フィリピンダミー				0.13+	0.08	0.07	0.10	0.08	0.06				-0.05	0.05	-0.04	-0.03	0.05	-0.02
ブラジルダミー				0.09	0.09	0.03	0.02	0.09	0.01				-0.15**	0.05	-0.11	-0.16**	0.05	-0.12
ベトナムゼミー				0.10	0.08	0.05	0.12	0.08	0.06				-0.11*	0.05	-0.11	-0.12**	0.04	-0.12
その他の東南(南)アジア				0.01	0.08	0.00	0.01	0.08	0.01				-0.18**	0.05	-0.13	-0.21**	0.05	-0.16
その他の国籍				-0.02	0.07	-0.01	-0.03	0.07	-0.02				0.07	0.05	0.05	0.03	0.05	0.02
人的資本(一部)																		
滞在年数							0.02**	0.00	0.15							0.02**	0.00	0.19
日本語能力							0.10*	0.04	0.06							0.21**	0.03	0.16
子供同居ダミー							-0.25**	0.04	-0.18							0.06*	0.03	0.06
N		1,006			1,006			1,006			1,264			1,264			1,264	
R-squared		0.402			0.420			0.458			0.228			0.308			0.368	
Adj R-squared		0.396			0.409			0.446			0.223			0.297			0.357	

（注）+:p<.10 *:p<.05 **:p<.001

表 7　業種と労働時間のクロス表(女性)

	労働時間								
	2.5h	**6h**	**8h**	**9h**	**10h**	**11h**	**12h**	**13h**	**Total**
サービス業	38	72	137	57	13	0	0	3	320
	11.88%	22.5%	42.81%	17.81%	4.06%	0	0	0.94%	100%
製造業及び単純労働	2	30	136	116	27	4	1	1	317
	0.63%	9.46%	42.9%	36.59%	8.52%	1.26%	0.32%	0.32%	100%
その他	3	8	30	19	5	1	2	0	68
	4.41%	11.76%	44.12%	27.94%	7.35%	1.47%	2.94%	0	100%
専門職	28	61	145	47	13	1	3	3	301
	9.3%	20.27%	48.17%	15.61%	4.32%	0.33%	1%	1%	100%
Total	71	171	448	239	58	6	6	7	1006
	7.06%	17%	44.53%	23.76%	5.77%	0.6%	0.6%	0.7%	100%

モデル 3 では，統制変数として滞在年数，日本語能力，および子供の有無を入れた．結果として，男女ともに人的資本が高いほど賃金が高まることが確認された.

モデル 3 で各統制変数を投入すると，女性の場合，配偶者及び家族滞在が賃金へのマイナス効果がなくなった．統制変数を一つずつ導入してみると，日本語能力の影響は確認できず，滞在年数を入れると効果が 10%水準に低下し，係数も-0.09 まで減少した．最後に子供の指標を入れると，家族滞在の効果が消えた．そのため，女性の配偶者及び家族滞在がもたらす低賃金は滞在年数，そして子供に関連している可能性が考えられる．その一方で，アルバイトのマイナス効果もさらに強くなった.

また，モデル 3 では女性の国籍効果が完全になくなり，男性は英米と比較してほとんどの国籍で賃金が低下する傾向が見られた．この興味深い現象について，クロス表を用いて詳細に検討してみる.

まず，表8と表9男女別で国籍と雇用形態のクロス表を見てみる.

男女別の国籍と雇用形態のクロス表を検討した結果，女性外国人労働者においては，アルバイトの差はほとんど見られず，中国と韓国の正社員女性がやや多く，一方で英米女性の正社員割合が最も低いことが確認された．ただし，正社員と派遣社員を合わせてみると，全国籍においてばらつきが少ない傾向が見られる．男性外国人労働者においては，中国籍の正社員がやや多いものの，その他の国籍間で正社員の差が少ないことが確認された.

表 8 女性の国籍と雇用形態

	正社員	アルバイト	派遣社員	自営業	その他	Total
中国	170 73.28%	33 14.22%	18 7.76%	6 2.59%	5 2.16%	232 100%
韓国・朝鮮	108 66.67%	31 19.14%	15 9.26%	6 3.7%	2 1.23%	162 100%
フィリピン	67 57.26%	13 11.11%	36 30.77%	0 0	1 0.85%	117 100%
ブラジル	31 58.49%	8 15.09%	11 20.75%	2 3.77%	1 1.89%	53 100%
ベトナム	88 72.73%	15 12.4%	11 9.09%	1 0.83%	6 4.96%	121 100%
英米	30 55.56%	8 14.81%	14 25.93%	2 3.7%	0 0	54 100%
その他の東南（南）アジア	65 67.71%	12 12.5%	15 15.62%	4 4.17%	0 0	96 100%
その他	107 62.57%	26 15.2%	25 14.62%	10 5.85%	3 1.75%	171 100%
Total	666 66.2%	146 14.51%	145 14.41%	31 3.08%	18 1.79%	1006 100%

表 9 男性の国籍と雇用形態

	正社員	アルバイト	派遣社員	自営業	その他	Total
中国	305 92.99%	7 2.13%	7 2.13%	4 1.22%	5 1.52%	328 100%
韓国・朝鮮	96 80%	3 2.5%	14 11.67%	7 5.83%	0 0	120 100%
フィリピン	111 77.62%	5 3.5%	26 18.18%	0 0	1 0.7%	143 100%
ブラジル	96 76.19%	9 7.14%	16 12.7%	1 0.79%	4 3.17%	126 100%
ベトナム	174 76.32%	13 5.7%	30 13.16%	1 0.44%	10 4.39%	228 100%
英米	65 81.25%	3 3.75%	10 12.5%	2 2.5%	0 0	80 100%
その他の東南（南）アジア	100 80%	3 2.4%	17 13.6%	2 1.6%	3 2.4%	125 100%
その他	75 65.79%	10 8.77%	15 13.16%	11 9.65%	3 2.63%	114 100%
Total	1022 80.85%	53 4.19%	135 10.68%	28 2.22%	26 2.06%	1264 100%

表 10　国籍と業種のクロス表（女性）

	サービス業	製造業及び単純労働	その他	専門職	**Total**
中国	93 40.09%	67 28.88%	17 7.33%	55 23.71%	232 100%
韓国・朝鮮	70 43.21%	45 27.78%	12 7.41%	35 21.6%	162 100%
フィリピン	20 17.09%	21 17.95%	3 2.56%	73 62.39%	117 100%
ブラジル	13 24.53%	33 62.26%	1 1.89%	6 11.32%	53 100%
ベトナム	40 33.06%	71 58.68%	4 3.31%	6 4.96%	121 100%
英米	10 18.52%	11 20.37%	5 9.26%	28 51.85%	54 100%
その他の東南（南）アジア	21 21.88%	42 43.75%	5 5.21%	28 29.17%	96 100%
その他	53 30.99%	27 15.79%	21 12.28%	70 40.94%	171 100%
Total	320 31.81%	317 31.51%	68 6.76%	301 29.92%	1006 100%

表 11　国籍と業種のクロス表（男性）

	サービス業	製造業及び単純労働	その他	専門職	**Total**
中国	46 14.02%	257 78.35%	1 0.3%	24 7.32%	328 100%
韓国・朝鮮	46 38.33%	50 41.67%	7 5.83%	17 14.17%	120 100%
フィリピン	13 9.09%	105 73.43%	1 0.7%	24 16.78%	143 100%
ブラジル	18 14.29%	100 79.37%	4 3.17%	4 3.17%	126 100%
ベトナム	33 14.47%	183 80.26%	3 1.32%	9 3.95%	228 100%
英米	18 22.5%	33 41.25%	2 2.5%	27 33.75%	80 100%
その他の東南（南）アジア	19 15.2%	89 71.2%	1 0.8%	16 12.8%	125 100%
その他	33 28.95%	30 26.32%	9 7.89%	42 36.84%	114 100%
Total	226 17.88%	847 67.01%	28 2.22%	163 12.9%	1264 100%

また，表10と表11男女別で国籍と業種のクロス表を見てみる．表10から明らかなように，フィリピンと英米の女性は主に専門職に従事し，一方で中国とベトナム出身の女性はサービス業や製造業及び単純労働に従事する傾向が強く, 特にベトナム女性は専門職が少ないことが確認できる．このため，女性の場合，雇用形態と業種の賃金効果が相殺しあう可能性が考えられる．また，男性外国人労働者の中で英米籍者は専門職に従事する割合が高く，正社員の割合も高いため，賃金が他国籍に比べて高くなっている可能性がある．

最後にモデル 3 では，全体的には子供を持つことで，母親にとってはペナルティ（Avellar and Pamela 2003）が生じ, 父親にとってはプレミアムが生じたことが判明した. 日本の労働市場では, 母親ペナルティは性別役割分業意識につながるものであるため，外国人労働者にも浸透している性別役割分業意識は日本の労働市場の影響を受けているのか，それとも元々各国籍の文化や風習に起因するものなのか，さらに検証する必要がある．そして国籍によって家庭や子供の影響も異なる可能性があるため，ここでは簡単な重回帰分析をしてみた．

各国のサンプルサイズ数は限られているため，男女合わせて 200 人以上の国，中国，韓国・朝鮮，フィリピン，ベトナムを抽出した．これらの国の月収を従属変数とする．そして，女性の性別役割分業意識を調査したいため，女性に影響が大きいとされている雇用形

態と子供の有無に関連する項目を独立変数に入れる． 4 つの国の重回帰分析の結果が表 12 に示している．

表 12　国別の重回帰分析

	中国		韓国・朝鮮		フィリピン		ベトナム	
定数項	12.25**	12.27**	12.49**	12.55**	12.36**	12.38**	12.25**	12.29**
	(0.02)	(0.02)	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(0.03)
女性ダミー	0.15**	0.23**	-0.02	0.04	0.13*	0.18**	0.09+	0.11*
	(0.04)	(0.04)	(0.07)	(0.05)	(0.06)	(0.06)	(0.05)	(0.05)
子供ありダミー	0.10	0.13*	-0.06	-0.11	-0.05	0.08	0.01	-0.03
	(0.06)	(0.06)	(0.10)	(0.07)	(0.14)	(0.13)	(0.06)	(0.06)
女性×子供あり	-0.41**	-0.33**	-0.44**	0.08	-0.68**	-0.60**	-0.10	-0.02
	(0.09)	(0.08)	(0.14)	(0.10)	(0.18)	(0.16)	(0.09)	(0.09)
雇用形態(Ref:正社員)								
アルバイトダミー		-0.78**		-1.23**		-0.89**		-0.50**
		(0.06)		(0.08)		(0.11)		(0.07)
派遣社員ダミー		-0.15*		-0.13+		-0.02		0.05
		(0.07)		(0.07)		(0.06)		(0.06)
自営業ダミー		-0.20+		-0.01		-		-0.62*
		(0.12)		(0.10)		-		(0.25)
その他		-0.18		-0.25		0.12		-0.15+
		(0.12)		(0.26)		(0.30)		(0.09)
N	560	560	282	282	260	260	349	349
R-squared	0.051	0.267	0.117	0.555	0.135	0.325	0.010	0.159
Adj R-squared	0.045	0.257	0.108	0.544	0.124	0.309	0.002	0.141

（注）+:p<.10 *:p<.05 **:p<.001

表 12 で見られたように，中国，韓国・朝鮮，フィリピンは母親ペナルティの影響を受けていることがわかる．また，雇用形態の投入によって，母親ペナルティの影響が弱まり，あるいは，効果がなくなった．つまり，母親ペナルティの一部は雇用形態と関連があると言える．しかしベトナム籍の結果では，女性と子供ありの交互作用項により，母親ペナルティの効果が存在していないことがわかった．

しかし，今回の分析は，サンプル数が限られており，そして説明できる従属変数の分散も少ないため，結果に留意する必要がある．

６　考察

6.1 ジェンダーによる賃金格差

本研究では，初めに月収と時給を従属変数として，ジェンダーによる賃金格差を分析した．結

果として，男性は月収単位では女性よりも高く見えるものの，時給賃金が女性よりも低いことが明らかとなった．この中で男女の平均的労働時間が異なることが指摘されたが，言い換えれば，男性が長時間働いても残業代などを含む賃金の増加に直結していないことが示唆されている．また，記述統計量において，男女で業種の差異も確認された．男性は製造業および単純労働に従事する割合が高いことから，男性は長時間の肉体労働に従事する課題が浮かび上がっている．

6.2 ジェンダーによる賃金の規定要因の差異

まず，賃金の多寡に影響を与える要因として，標準化回帰係数からも読み取れるけれども，女性外国人労働者においては雇用形態が重要であり，特に正社員とアルバイトの間に賃金格差が生じている．一方，男性外国人労働者においては業種が影響しており，特に専門職と製造業及び単純労働の間に大きな賃金格差が見られる．学歴に関する情報が抜けているため，業種への影響については具体的に検証することができなかった．

さらに，在留資格が賃金にも影響を与えている．男性外国人労働者の中で，仕事関連の在留資格で来日する場合，賃金が永住者を上回る結果となった．女性外国人労働者においては，配偶者及び家族滞在の資格を持つ人は賃金が低下する傾向が見られる．配偶者は同じく働くことができるが，家族滞在は就労制限があるため（1），賃金が低くなる可能性がある．５−２の重回帰分析におけるモデル３での分析からは，配偶者及び家族滞在の在留資格で来日する女性の賃金のマイナス効果が滞在年数と子供の有無に関連していることがわかる．結婚しており，家庭を持っている女性は滞在年数が長くなることで，子供の出産も考えられる．従って，子供や家庭のケアが女性の賃金の低下につながり，これがアルバイトの賃金に対するマイナス効果を強化していることからもうかがえる．

6.3 性別役割分業意識に関する検討

以上のように，女性に対して，「配偶者及び家族滞在」在留マイナス効果や母親ペナルティなどが複数存在するが，これらが示唆するのは，性別役割分業意識が外国人女性にも浸透している可能性である．しかし，表5.2.7の分析結果により，日本で労働している限り，日本の仕事環境に影響されるとは限らない可能性がうかがえる．

一方，日本では，分析に入れた国の中にある中国，韓国・朝鮮，フィリピンの移民の受け入れの歴史が長いのに対して，ベトナムの渡日人数が最近増えてきている国として，まだ完全に影響されていない可能性も残っている．今回はパネル調査ではなくて検証できないため，今後の研究での更なる検討が期待される．

二つ目の説では，影響されていないという可能性，さらにベトナム籍の来日ルートや業種を考えると，ベトナム籍の労働者は完全に日本社会，あるいは労働市場に統合されていないこともあ

りうるだろう．統合されておらず母親ペナルティが存在しないのに対して，なぜ統合されていないのかも今後議論し続ける必要があると思われる.

6.4 在日外国人労働者の社会階層の形成

社会階層の形成において，特に社会経済的地位は極めて重要な指標となる．今回の分析にある賃金の水準が社会地位を一定程度反映する要素と言える．分析の結果からは，各国籍の女性労働者の賃金格差が小さい一方，男性労働者の間では英米と比較して他の国籍の賃金が低い傾向が見られる．今回の分析では，英米と他国籍の女性・男性の賃金しか比較していないが，今後は個々の国籍の社会経済的地位に関する検討を拡充させる余地があると考えられる．本分析から明らかになるところによれば, 在日外国人労働者の社会階層が国籍によって形成されつつあると言える．このような視点から，男性労働者も女性と同様に「二重の障害」（Boyd 1984）に直面していると考えられる．男性外国人労働者は，日本の労働市場の影響に加えて，エスニシティの問題が絡み合い，より一層の不利な状況に陥る可能性がある.

7　結論と今後の課題

本研究では，外国人労働者の賃金格差に焦点を当て，ジェンダーの視点からその要因を詳細に分析した．研究の結論として，以下の4つのことが明らかになった．一つ目は，男性外国人労働者は月収が高く見えるものの，時給は女性よりも低く，長時間肉体労働の課題が懸念されている．二つ目は，女性外国人労働者に対して，雇用形態や母親ペナルティが外国人女性の賃金やキャリアに強く影響していることが確認された．三つ目は，日本で働いている限り性別役割分業意識に影響されているとは限らないことがわかり，また日本社会の性別役割分業意識の影響は国によって違う可能性もある．四つ目は，日本社会においても外国人社会階層が形成されており，男性外国人労働者も外国人プラスナショナリティーの「二重の障害」に直面する可能性がある.

ただし，本研究にはいくつかの限界が存在する．第一に，学歴の効果が重要であるにも関わらず，今回の質問表ではこれを十分に把握できていないため，今後の研究では学歴の影響に焦点を当てることが望まれる．第二に，今回質問票の制限により，製造業や専門職などの業種をさらに細分化することができなかったため，業種の影響をより深く議論することができていない．第三に，国籍によってジェンダー効果が異なる可能性があり，今後の国別によるジェンダー効果の差異に関する検討が期待されている.

［注］

1)家族滞在の労働制限：家族滞在は「週に 28 時間」という就労の制限があって，アルバイトや週に 28 時間の契約社員としてしか働くことができない.

［謝辞］

二次分析にあたり，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「在留外国人に関する調査」（株式会社サーベイリサーチセンター）の個票データの提供を受けました．また，本研究は二次分析研究会の参加者の皆様から分析の進め方や研究の枠組みについて有益な助言を頂きました．記して感謝申し上げます

参考文献

Avellar, Sarah and Pamela J. Smock, 2003. “Has the Price of Motherhood Declined Over Time? A Cross-Cohort Comparison of the Motherhood Wage Penalty,” *Journal of Marriage and Family* 65(3): 597–607.

Boyd, M., 1984, “At a disadvantage: The occupational attainments of foreign born women in Canada,” *International Migration Review*: 1091-119.

Chiswick Barry R, 1978, “The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men,” *Journal of Political Economy*, 86(5)：897-921.

Lancee Bram and Bol Thijs, 2017, “The Transferability of Skills and Degrees: Why the Place of Education Affects Immigrant Earnings,” *Social Forces*, 96(2): 691-716.

Zeng Zhen and Xie Yu, 2004, “Asian-Americans’ Earnings Disadvantage Reexamined: The Role of Place of Education,”*American Journal of Sociology*, 109(5): 075-1108.

稲井富赴代，2012，「中国人留学生に対するキャリア教育と就職支援――日本企業に就職した元留学生に対するアンケート調査をもとに――」『研究紀要』 56・57：1-37.

小川玲子・王増勇・劉暁春，2010，「東南アジアから東アジアへの国際移動と再生産労働の変容」『アジア女性研究』19：18-38

厚生労働省，2023，「外国人雇用状況の届出状況まとめ」厚生労働省ホームページ，2024年1月20日取得，（https://www.mhlw.go.jp/content/11655000/001044543.pdf）.

鈴木伸枝，2009，「フィリピン人の移動・ケア労働・アイデンティティ—移動労働政策・ジェンダー化・自己実現のはざまで」『言語文化研究特集:ケアと労働--移動する女性たち』20(4)：3-17

竹ノ下弘久・永吉希久子，2021，「移民の教育達成と賃金――教育を受けた場所と経済的統合—」永吉希久子『日本の移民統合：全国調査から見る現況と障壁』明石書店, 88-107

永吉希久子，2022，「外国人労働者と日本人労働者の賃金格差：賃金構造基本統計調査の分析から」『日本労働研究雑誌』64(7)：13-22.

平井達也，2021，「日本の職場の未来を再想像/創造するための調査・実践研究:外国人社員・日本人社員が共に生き生きと働ける職場を目指して」『異文化間教育』53：13-31.

南野奈津子，2017，「移住外国人女性における生活構造の脆弱性に関する研究―子育ての担い手としての立場に焦点をあてて―」『学苑』916：61-74.
是川夕，2018，「ジェンダーの視点から見た日本における国際移民の社会的統合」『IPSS Working Paper Series』J(17)：1-43.
――――，2021，「現代日本における外国人労働者の統合状況―賃金構造基本統計調査マイクロデータによる分析―」『IPSS Working Paper Series』J(45)：1-43

本事業は JSPS 人文学・社会科学データインフラ
ストラクチャー強化事業（課題番号：JPJS00320231001）
の委託を受けております。

2023 年度参加者公募型二次分析研究会

「在留外国人総合調査」（時系列調査）を用いた
在留外国人の生活に関する二次分析
研究成果報告書

2024 年（令和 6 年）3 月

編集・発行
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