

# 内定獲得に対するインターンシップの 効果検証

——平均因果効果と効果修飾の両方に着目して

中尾 走

(愛媛大学特定講師)

宮田 弘一

(静岡産業大学教授)

本稿は、インターンシップへの参加が大学生の内定獲得確率を高めているかを検証することが目的である。日本のインターンシップ制度は、就労目的と教育目的の間で揺れ動いてきたなかで、再び就労目的への関心が高まっているが、インターンシップの内定獲得に対する効果検証は不十分であった。また、何らかの効果を明らかにする際に、異質な効果まで考慮しなければ、その取り組み等の評価は困難である。それは、仮に効果がないとの結論が得られた場合、全員に効果がないのか、それとも効果がある集団とない集団があり結果的に平均的に効果がないという結論では、異なる含意を生むからである。そこで、本稿では①大学生がインターンシップに参加することで、内定獲得確率が高まるのか、そしてその効果は、②どのような集団で高い/低いのかという効果の異質性の2点を明らかにする。分析結果は、①インターンシップの平均的な効果はなく、②効果修飾を確認したところ、「男性」「文系」「50<偏差値」の集団のみで効果があることがわかった。また、頑健性の確認として感度分析を行ったところ、「文系」「50<偏差値」の集団の結果は比較的頑健な結果であった。

【キーワード】 職業教育・進路指導, 労働市場

## 目次

- I 目的と問題の所在
- II 方法
- III 分析
- IV 結論と考察

### I 目的と問題の所在

#### 1 背景・課題設定

本研究の目的は、インターンシップへの参加が大学生の内定獲得確率を高めているかを検証することである。より具体的には、①大学生がイン

ターンシップに参加することで、内定獲得確率が高まるのか、そしてその効果は、②どのような集団で高い/低いのかという効果の異質性 (Effect Heterogeneity)・効果修飾 (Effect Modification) の2点を明らかにする。なぜ、インターンシップの内定獲得効果を明らかにするのか、それは日本のインターンシップ制度が、就労目的 (1997年三省合意)→教育目的 (2014年三省合意)へと軸足が移ってきたなかで、再び、就労目的 (2022年三省合意)への関心が高まっているにもかかわらず、インターンシップの内定獲得に対する効果検証が十分に進んでいないことにある。それは、本節で触れるように、近年まで教育目的に軸足を置いて

きたことにも由来する。以下では、就労目的か教育目的か、に揺れ続けてきた日本における大学等のインターンシップの制度の変遷を辿ることで、なぜ今、内定獲得に対するインターンシップの効果を検証するのか、という本稿の意義を明らかにする。

同制度発足の発端は、1997年1月の橋本内閣による「教育改革プログラム」を受けた同年9月の文部省・労働省・通商産業省（いずれも当時）「インターンシップの推進に当たっての基本的考え方」（以下、「三省合意」）が契機となったことは周知の通りである（亀野 2021）。三省合意成立の背景として、前年の大学と経済界による就職協定廃止と深く関連があり、大学と経済界との葛藤の緩衝材として、インターンシップのもつ内定獲得効果が期待されたのであった（吉本 2020）。このような経過で成立したインターンシップは制度発足当時、同効果に期待して、2003年からの省庁横断的な若年者雇用対策「若者自立・挑戦プラン」において、インターンシップの単位化、「大学・大学院でのキャリア高度化の支援」などを組み込んだ「日本版デュアルシステム」の試行が盛り込まれることとなった。

一方、日本の大学等のインターンシップは相次ぐ中央教育審議会（以下、中教審）の答申により、教育目的に比重が移る。例えば、2012年の同答申「新たな未来を築くための大学教育の質的転換に向けて」では「主体的な学修の確立や学修動機付けの観点から、地域社会や社会との連携が期待される」とされ（中央教育審議会 2012）、同答申を受けて、教育目的インターンシップは文科省の政策誘導によって進められた。この流れに平仄を合わせる形で、2014年に上述の「三省合意」が改定され、大学等のインターンシップは教育を主たる目的として推進すること等が加えられた。さらに、2017年の「インターンシップの更なる充実に向けて 議論の取りまとめ」（文部科学省 2017）では教育的効果の高いインターンシップが議論され、教育目的インターンシップを制度的に下支えすることを目的に、翌年からインターンシップ「届出制度・表彰制度」「インターンシップ専門人材育成」が制度化された。

このように最近の大学等のインターンシップに関する議論は、具体的な施策も伴い、教育目的のインターンシップに関する議論に終始してきたが（松高 2021）、ワンダー・インターンシップと称するイベントの普及に伴い、就職活動早期化による学生への影響が問題視されるようになった。そこで、インターンシップの中長期的な視野にたった経団連加盟企業と大学関係者の議論の場（以下、産学協議会）が設けられた。そこでの議論を受けて、2022年6月に再び上述の「三省合意」の改正が実施された。改正の概略を示せば、学生のキャリア支援に係る産学協働の取り組みとして、4つに整理され、そのうち、タイプ3およびタイプ4がインターンシップであるとされた<sup>1)</sup>（文部科学省・厚生労働省・経済産業省 2022）。転じて先行研究の検討を先取りすれば、大学等におけるインターンシップの効果検証は、直近10年間の教育目的インターンシップの推進に伴い、インターンシップの教育的効果に着目した研究に比して、正面からインターンシップと内定獲得の関係を取り上げた研究は些少である（岩井 2019）。つまり、インターンシップの内定獲得に関する効果検証が十分に行われていないにもかかわらず、「三省合意」の見直しが行われており、その効果を自明視している可能性がある。それでは、インターンシップ参加は、内定獲得確率を高めるのだろうか。また、内定獲得に対して大学選抜度の効果が専攻分野によって異なることも明らかにされており（中尾・平尾・梅崎 2021）、インターンシップにおいても内定獲得に対する効果の大きさが何らかの変数によって異なる可能性も考えられる。

以上のような問題認識に立ち、現在のインターンシップの内定獲得効果を明らかにすることは、再び就労目的に軸足を移すなかで、必要不可欠な検証であり、本研究はインターンシップ研究においても有益な知見をもたらすと考える。

## 2 インターンシップの理論的検討と先行研究

本節では、まず初めにインターンシップの理論的な位置付けを措定し、次に先行研究の整理を行っていく。理論的な措定は、平野（2015）を参考に、両者の関係を大学教育と初職との関連（教

育の職業的レリバンスが高いか低い<sup>2)</sup>や、経済理論(人的資本論かシグナリング理論)に即して行う。次に、インターンシップと内定獲得の関係に関して、先行研究でどのようなことが明らかになっているのかを整理していく。

両者の関係を理論的に紐づけるにあたって、前節では制度的変遷を概観したが、さらにその制度の淵源を示す必要がある。端的に言えば、インターンシップの議論は就職協定廃止を見据え、1996年11月に調査団を米国ボストンに派遣したことに端を発している(田中2010)。米国を含む海外のインターンシップを概観した先述の岩井(2019)によれば、そこでのインターンシップは採用目的であって、特定分野(MBA、マーケティング、会計学等)と特定職種とを架橋する一端を担っていると解釈可能である。そのような職業的レリバンスが高いと考えられる米国のインターンシップを調査対象としたことは、制度当初の目的に日本において比較的職業的レリバンスが高いとされる理工系分野(以下、理系)の就職・採用を包摂していたと言えるだろう。現に、先述した「大学・大学院でのキャリア高度化の支援」および長期インターンシップを組み込んだ「日本版デュアルシステム」等はこの流れに沿ったものと解釈でき、「インターンシップを通して得られた知識スキルは人的資本の蓄積となり、……中略……インターンシップによる就業体験は、他の学生との間に生産性の差をもたらし、……インターンシップへの参加は内定獲得確率を上昇させる」(平野2015:33)や、当該職種に必要な知識・技術を備えているかといった採用目的のインターンシップは人的資本論と整合的である。

一方、インターンシップと人文・社会科学系分野(以下、文系)を中心とした初職との関係は、現在の就職活動の文脈に従えば、インターンシップは職業的レリバンスが希薄な学生の自己探索と環境探索を含むキャリア探索行動であり(初見・坂爪・梅崎2021)、就職活動に埋め込まれているとはいえ、「義務ではないインターンシップに参加する学生は、他の学生と比べて物事に対する積極性や行動力が高い」(平野2015:34)とするシグナリング理論やThurow(1975)の訓練可能性

に親和的であるとも言える。このようにインターンシップへの参加は、大学教育と初職との関連(教育の職業的レリバンスが高いか低いか)によって、人的資本の蓄積か、シグナリングかという異なる捉え方ができる<sup>3)</sup>。それでは、先行研究では、インターンシップと内定獲得の関係についてどのような検証が行われてきたのだろうか。

先行研究では、インターンシップと内定獲得の因果関係は明確でないとされるが(松高2021)、分析目的に照らして2つに分けられる。1つが、就職活動の結果を従属変数にした規定要因分析(原因の探索)であり、説明変数の1つとしてインターンシップを用いているもの、他方が本稿のようにインターンシップ参加が就職活動結果に与える効果(原因の効果)を検討したものである。前者としては、小杉(2007)や田中ほか(2013)が挙げられる。小杉(2007)は内定獲得と未内定を従属変数に、そして全国規模の社会調査を用い、田中ほか(2013)は、就職結果を従属変数に、ある私立大学の特定学部の学生を対象に分析を行っている。分析の結果、いずれもインターンシップの有意水準は満たされており、就職活動結果に影響を与えると結論づけている<sup>4)</sup>。しかし、これらは多変量解析による規定要因分析の1つの変数として、インターンシップを用いているのみであり、その効果検証が行われているとは言い難い。また、インターンシップが有意水準を満たしたことに対して、小杉(2007)は、インターンシップ経験が企業に対して「行動力」を示すシグナリングとして機能する可能性を指摘している。

後者のインターンシップの効果検証を行った先行研究として佐藤・梅崎(2015)、平野(2015)が挙げられる。佐藤・梅崎(2015)は、傾向スコアマッチングから、インターンシップの効果検証を行った結果、インターンシップの効果が確認できず、示唆として、大学と企業をつなぐ教学マネジメントの必要性に言及している。その示唆からはインターンシップによる人的資本蓄積を期待していることが伺え、佐藤らは、人的資本論としてインターンシップを捉えていると言えよう。他方、効果が確認できないのは参加企業に対する熱意等を示すシグナリングとしてインターンシップが機

能していない可能性も考えられる。

ただし、佐藤・梅崎（2015）では、一大学一学部（文系）を分析対象としており、当該効果が他大学や他学部などその他の学生においても効果が見出されないかは不明である。また、先述の平野（2015）では、インターンシップにおける人的資本論やシグナリング理論の適用可能性を検討した結果、シグナリング理論が整合的である可能性を見出し、同理論にもとづくインターンシップの効果を明らかにしている。ただし、使用データは2004年のものであり、大学教育に対して職業的レリバンスが求められるなかで（本田 2018）、大学への役割として、基礎的汎用能力や職業観の醸成を重視した教育目的が推進されてきた最近のインターンシップ（松高 2021）においても同様のことが言えるか否か、定かではない。

加えて、いずれの研究においても、インターンシップの新卒採用に関する平均的な効果に関心があり、これらの結果のみを踏まえて、インターンシップの内定獲得効果への評価を下すのは早計であろう。なぜなら、何らかの効果を明らかにする際に、異質な効果まで考慮しなければ、その取り組みや政策等の評価が難しい（Cintron et al. 2022）からである。例えば、佐藤・梅崎（2015）では、交絡変数を統制すると、インターンシップの効果が無いとの結論が得られているが、全員に効果がないのか、それとも効果がある集団とない集団が混在しており、平均的に効果がないという結論が得られているのかという2つの違いは、異なる含意を生む。また、佐藤・梅崎（2015）は1つの学部を対象としているが、先述の中尾・平尾・梅崎（2021）のように専攻分野間での効果の違いがインターンシップにも存在したとすれば、効果がないという結論は、1つの学部を対象としていたからということも考えられる。このように、専攻分野間で、大学教育と初職との関連（教育との職業的レリバンスが高いか低いか）が異なるなか、専攻分野間や大学の偏差値、大学での成績などによって効果が異なる可能性が十分に考えられる。

以上を踏まえ、本稿では、全国規模の大学生調査を用いて、インターンシップの平均的な効果と効果の大きさが集団によって異なるのかを併せて

検討を行うことで、現在のインターンシップが内定獲得に効果があるのかを明らかにしていく。

## II 方 法

### 1 データと変数

本研究では、全国規模の大学生調査として、就職情報サイトを運営するA社がインターネットを通じて行ったアンケートの個票データを用いる。A社データは2020年11月26日から12月23日の間に、2022年卒業予定の全国の大学3年生または、大学院1年生のA社登録会員を対象にWebアンケートを行ったものがベースとなっている。その後、2021年4月から6月にかけて、毎月、内定の有無等の結果について回答を得た。つまり、大学3年次の時点と大学4年次の就職の就職活動期間を加えたパネルデータとなっており、大学4年生のサンプルである3392人のデータを対象としている<sup>5)</sup>。

このデータを用いる理由は、2つある。1つ目が、交絡変数として必要な変数が豊富に得られていること、2つ目が、大学3年次から4年次にかけての前向きパネル調査であるため、変数間の時系列関係が明確であることである。交絡変数として用いる変数と処置変数であるインターンシップの参加、そして従属変数の内定獲得が、逆の因果関係にならないためには、交絡変数→処置変数→従属変数の順に、時間先行していなければならない。このデータは、前向きパネルであるため、それぞれの変数の時系列関係が明確であり、変数選択が行いやすい利点がある。

さらに、交絡変数として所属機関に関するデータが必要であるが、所属大学名が得られているため、機関単位の偏差値を『大学ランキング』（朝日新聞出版）から抽出し、A社データと大学名でマージした。（以下、作成したデータを「A社内定データ」）。

本分析に必要な変数は、注目する処置変数（説明変数）である「インターンシップ参加の有無」<sup>6)</sup>、従属変数である「6月までの内定獲得の有無」<sup>7)</sup>、そして、交絡変数である。用いた交絡変数は以下

の通りである。「大学の設置者（国立・公立・私立）」「大学偏差値」「性別」「文系・理系ダミー」<sup>8)</sup>「部活動・サークル活動の有無」「居住地エリア」「経済的なゆとり」「高校時代の模試等の成績」「入試経路」「定期的なアルバイトの有無」「1週間のアルバイト時間合計」「ゼミ・研究室に所属しているか否か」「大学の成績における優の割合」の13変数であり<sup>9)</sup>、いずれの交絡変数も大学3年次の調査から得られた変数である。基本統計量とインターンシップの参加と内定獲得に関するクロス表は、注に示す通りである<sup>10)</sup>。

なお、分析に先立ち、以下の2つのデータ処理と確認を行った。①データの欠損値による（内生的）選択バイアス（Endogenous Selection Bias）を考慮するための処理である。「A社内定データ」はパネルデータであるため脱落等によって、欠損が含まれるため、ランダムフォレスト法で欠損値補完を行った<sup>11)</sup>。②Webを用いたモニター調査はサンプリング・バイアスの問題が想起されることから（本多 2006）、サンプリングの偏りを確認した。サンプリングの偏りに関しては、同データを用いた宮田・中尾（2022）で大学の設置者と地域別の内定率で大きな偏りが無いことが確認されていることから本稿で用いるのも適切であると考えた<sup>12)</sup>。

## 2 手法

本稿の目的は、インターンシップが内定獲得に影響を与えるのか、という①効果の有無と②どのような集団で効果が大きい／小さいのかの2点を明らかにすることである。①は、平均因果効果、②は、効果の異質性、または効果修飾と呼ばれる。

まず、平均因果効果の推定には、交絡変数の統制を行うためにバランシングスコア（Balancing Score）を用いる。佐藤・梅崎（2015）は、処置群における平均因果効果（Average Treatment Effect on Treated：ATT）を推定するのに、傾向スコアマッチングを用いているが、それと類似の方法を採用する。しかし、バランシングスコアとしての傾向スコア（Propensity Score）は、モデルの誤設定（Misspecification）に頑健ではないため、本稿ではモデル誤設定に頑健なCovariate Balancing

Propensity Score（CBPS）（Imai and Ratkovic 2014）をバランシングスコアとして用いる。

次に、効果修飾の推定においては、大きく分けて2つの手法が考えられる。1つ目が、これまで一般的に用いられてきた交互作用（Interaction）<sup>13)</sup>を用いる方法、2つ目が、機械学習を用いて、探索的に効果の大きい／小さい集団を抽出する方法である。前者は、インターンシップ参加の効果が性別によって違うと考えられる場合、インターンシップ参加の有無と性別の交互作用項を説明変数に用いることで推定可能となる。一方で、その他の変数との交互作用が完全でないという強い仮定が存在し、その他の変数による交互作用項を見逃していた場合、脱落交互作用バイアス（Omitted Interaction Bias）が生じる可能性がある（Beiser-McGrath and Baiser-McGrath 2020；Blackwell and Olsen 2021）。脱落交互作用バイアスを生じさせないためには、交互作用項を全て特定化し、モデルに含める、もしくは、サンプルを分割してサブサンプルごとに効果の違いを推定する方法（Split-Sample Method）が挙げられている（Blackwell and Olsen 2021）。2つ目の機械学習を用いる方法は、ランダムフォレスト法を用いた手法（Athey, Tibshirani and Wager 2019）などが挙げられる。この方法は、効果の大きい／小さい集団を探索的に抽出できる利点があるが、未観測の交絡変数（Unobserved Confounder）による分析結果への影響を考慮できない（Lee, Small and Rosenbaum 2018）。観察データにおける因果効果の推定では、実験研究と異なり、未観測の交絡変数の影響は考慮できず、感度分析（Sensitivity Analysis）等を用いた頑健性の確認が必要である。当然、効果修飾も未観測の交絡変数の影響を受け、結果が変化するため、本稿で用いる観察データでは、効果修飾を明らかにするだけでなく、感度分析による頑健性チェックも望まれる。

つまり、本稿で用いる手法は、①感度分析等によって頑健性の確認ができ、②脱落交互作用バイアスが生じない推定手法が望ましい。以上を考慮し、本稿では、Lee, Small and Rosenbaum（2018）によるSubmax法を用いることとする。この方法は、マッチング等を用いて交絡変数を統制した

データに対して、効果修飾が推定可能であると共に、感度分析も可能であるため、本稿の分析課題に合致し、①の課題を解決できる。また、Submax 法は、サブサンプルごとに効果の違いを推定する方法が脱落交互作用バイアスをもたらさないことを用いて、サブサンプルごとに効果修飾を明らかにする方法であり、②の課題も解決可能となる。一方で、サブサンプルに分割する欠点として、多重検定の問題や検定の効率性の低下などの問題が生じるため、サブサンプルに分割した集団の検定統計量とサンプル全体の検定統計量を用いた結合分布 (Joint Distribution) を用いて検定を繰り返すことで、多重検定の補正と効率性の低下を防ぎつつ、効果修飾を調べることが可能となる (Lee, Small and Rosenbaum 2018)。

実際の分析手続きは、「A 社内定データ」のインターンシップ参加確率を従属変数、交絡変数を説明変数として CBPS を用いて個人ごとのインターンシップ参加確率を推定し、インターンシップ参加群と不参加群をそれぞれマッチングさせた。マッチングには、キャリパーを伴う最近傍マッチングを用い (キャリパーは、CBPS の標準偏差の 1/5 を用いた)<sup>14)</sup>、replacement を許容し、最も近い確率の個人同士を 1:1 でマッチングさせ、この際にマッチングしなかった個人がいるため、実際には 3392 のサンプルサイズから 1510 のマッチしたサンプル (実際のサンプルは処置・対照群があるので、 $1510 \times 2 = 3020$ ) が得られた。この 1510 のマッチしたサンプルに対して、上述の Submax 法を用いた効果修飾の推定を行った。

### III 分析

#### 1 バランシングスコアの推定

本節では、CBPS を用いてバランシングスコアの推定を行う。変数は、II1 で示したものをを用いた。表 1 は、その結果 (オッズ比とその標準誤差) を示したものである。なお、オッズ比で示したのは、次節以降の感度分析の結果と対比しやすいようにするためである。

次に、インターンシップの参加の有無で交絡変

表 1 CBPS を用いたバランシングスコアの推定結果

	Odds Ratio	Std. Error
(Intercept)	0.211	0.508 **
性別 (ref: 男性)	1.118	0.048 ***
経済的ゆとり	1.025	0.0654
高校時代の模試の成績	0.893	0.0481
偏差値	1.031	0.0535
設置者 (ref: 国立)		
公立	0.948	0.0492
私立	1.103	0.0538 *
理系 (ref: 文系)	0.978	0.0879 *
部活動・サークル活動の有無 (ref: あり)	1.046	0.0321
地域 (ref: 北海道・東北)		
関東	1.122	0.106
中部	0.996	0.0895
近畿	1.168	0.0895
中国・四国	1.014	0.0714
九州・沖縄	0.818	0.0789 *
入試経路 (ref: センター試験+二次試験)		
センター試験のみ	1.381	0.0595 ***
全学部統一入試	1.133	0.0577 ***
推薦入試	1.029	0.0598
AO 入試	0.877	0.0635
附属高校からの進学	0.895	0.0613 ***
留学生・外国人対象入試	0.792	0.0551 ***
スポーツ推薦・スポーツ特待生	0.521	0.0589 ***
その他	1.322	0.0474 ***
アルバイトの有無 (ref: あり)	0.687	0.0713
1 週間のアルバイト時間合計	0.977	0.0513 ***
ゼミ研究室への所属 (ref: 所属)	0.593	0.0522
優の割合	1.054	0.0505 ***
J - statistic		0.0037
Log-Likelihood		-1646.023
n		3392

p value : 0 \*\*\* 0.001 \*\* 0.01 \* 0.05

出所: 筆者作成

数の分布が釣り合っており、交絡変数が適切に統制できているかを確認するために、バランスチェックを行った。バランスチェックは、2つの群の交絡変数の標準化差 (Standardized Mean Difference, 以下 SMD) によって行い、一般的に 0.1 以下であれば2つの群で交絡変数に大きな差がないと解釈される (康永・山名・岩上 2019)。表 2 はその結果を示したものである。交絡変数を2つの群で調整しない場合、学生の経済的ゆとりや高校時代の模試の成績、アルバイト時間、優の割合などが大きく異なる。一方、2つの群で交絡変数の分布を釣り合わせた後では、偏差値のみ  $SMD < 0.1$  を満たしていないものの、他の変数に

表2 バランスチェックの結果

	SMD (Original)	SMD (balanced)
性別 (ref: 男性)	0.018	0.010
経済的ゆとり	0.207	0.029
高校時代の模試の成績	0.198	0.010
偏差値	2.217	0.201
設置者 (ref: 国立)		
公立	0.001	0.000
私立	-0.013	-0.001
理系 (ref: 文系)	-0.034	-0.005
地域 (ref: 北海道・東北)	0.039	0.009
関東	-0.007	0.000
中部	0.020	0.002
近畿	-0.009	0.000
中国・四国	-0.016	-0.006
九州・沖縄	-0.020	-0.003
入試経路 (ref: センター試験+二次試験)	0.028	0.008
センター試験のみ	0.035	0.003
全学部統一入試	0.018	-0.008
推薦入試	-0.045	-0.003
AO入試	-0.035	-0.002
附属高校からの進学	0.006	-0.002
留学生・外国人対象入試	-0.001	0.000
スポーツ推薦・スポーツ特待生	-0.015	-0.001
その他	-0.001	0.000
アルバイトの有無 (ref: あり)	-0.085	-0.004
1週間のアルバイト時間合計	-0.473	0.011
部活動・サークル活動の有無 (ref: あり)	0.008	0.001
ゼミ研究室への所属 (ref: 所属)	-0.060	-0.010
優の割合	0.499	0.037

出所: 筆者作成

については、その基準を満たしている。偏差値についても、交絡変数を群間で釣り合わせる前と比較して、SMDが非常に小さくなっているため、本稿では2つの群で交絡変数の分布が等しくなっていると判断し、このデータを用いてインターンシップ効果の検証を行っていく。

## 2 平均因果効果と効果修飾

本節では、前節でCBPSを用いて交絡変数の調整を行ったデータを用いて、平均因果効果と効果修飾を明らかにしていく。表3は、平均因果効果と効果修飾、その感度分析の結果をまとめたものである。なお、Submax法でサブサンプルに分ける効果修飾因子としては、性別、文系・理系ダミー、大学の選抜度(50より大、50以下)、大学時代の成績(優の割合)を用いた。

理由は2つあり、1つは、小杉(2007)らの規定要因分析に用いられていた変数(性別、専攻分野)において、影響を与えることが示唆されており、それらの集団においてインターンシップの効果が異なる可能性が考えられるからである。他方、I2の理論的検討から、職業的レリバンスが高いとされる理系では、インターンシップが、「マッチングの場」として機能することでイン

表3 分析結果

Γ	交絡変数の統制前	平均因果効果	性別		偏差値	
			男性	女性	50<	50≥
1	0.065*** (0.017)	0.004 (0.044)	0.028** (0.003)	0.011 (0.028)	0.054*** (0.006)	0.012 (0.014)
1.1		0.003	0.024*	0.007	0.047**	0.003
1.2		0.002	0.022	-0.006	0.040**	-0.005
1.3		0	0.020	-0.015	0.034*	-0.013
1.4		-0.001	0.018	-0.024	0.028*	-0.02
1.5		-0.002	0.016	-0.033	0.023	-0.026
Γ	優の割合		専門分野			
	5割<	5割≥	文系		理系	
1	0.020 (0.031)	0.018 (0.019)	0.033** (0.009)		0.003 (0.014)	
1.1	0.012	0.016	0.028**		0.001	
1.2	0.003	0.01	0.018*		-0.002	
1.3	-0.005	0.005	0.009*		-0.004	
1.4	-0.013	0.001	0.001		-0.005	
1.5	-0.02	-0.004	0.002		-0.006	

p value: 0 \*\*\* 0.001 \*\* 0.01 \* 0.05

出所: 筆者作成

ターンシップ参加によって内定獲得に繋がりがやすい可能性が考えられる。逆に、職業的レリバンズが低いとされる文系や、訓練可能性を示すシグナルとされる入学前の偏差値が高い学生においては、インターンシップの参加が行動力のシグナルとして機能し、インターンシップの参加によってより高い訓練可能性を示すことが内定獲得に繋がりがしやすい可能性が考えられる。以上のような先行研究と理論的検討を踏まえ、効果修飾因子を選択し、以下で分析結果を示す。

まず、表3の分析結果からわかるのが、交絡変数を統制する前は、インターンシップに行くことで内定獲得確率が高まる(0.065<sup>\*\*\*</sup>)<sup>15)</sup>、交絡変数を統制すると、インターンシップの平均因果効果がないということである(0.004 n.s.)。それでは、インターンシップの効果が一律にないのか、それともある集団においては効果もたらされるのかを明らかにするために、効果修飾の結果を見ていく。この結果を見ると、男性の場合は2.8%、専攻分野が文系の場合は3.3%、所属大学の選抜度が50<偏差値群(以下、50<偏差値群)の場合は5.4%、インターンシップに行くことで、それぞれ内定獲得確率が高まることがわかり、最も効果の高い集団は50<偏差値群であった(強調部分)。

次に、分析結果の頑健性を感度分析より確認していく。本稿は観察データを用いた因果推論であり、未観測の交絡変数によって結果が変化する可能性が考えられる。例えば、本稿ではキャリア意識などの変数は得られていないが、キャリア意識が高ければ、インターンシップに参加しやすく、内定獲得もしやすいといった未観測の交絡変数の可能性が考えられる。このような未観測の交絡変数の影響を数値化したものが表3の1列目にある $\Gamma$ である。 $\Gamma$ は、1から大きくなるにつれて、処置の割り付けからの逸脱度合いを示し、 $\Gamma=1$ は、処置群と対照群の割り付け確率が0.5ずつであり、交絡変数の統制によって条件付き交換可能性(Conditional Exchangeability)の仮定が完全に満たされている場合である。 $\Gamma$ が徐々に大きくなっているのは、この仮定の逸脱度合いを示しており、表3の最大値である $\Gamma=1.5$ は、処置の割り付け確率が未観測の交絡変数によって0.4から

0.6まで大きく変化することを示している<sup>16)</sup>。つまり、処置の割り付け確率が未観測の交絡変数によって大きく変化したとしても、本稿の分析結果が頑健であるかを示している。なお、 $\Gamma$ の大きさの評価については、既に用いた交絡変数との比較が1つの参考として用いられるとの指摘から(小川 2014; 宮田・中尾 2022)、本稿でもその方法を採用し、表1のオッズ比との比較から考察を行っていく。

$\Gamma=1$ の時に効果がある集団である男性、文系、50<偏差値群をそれぞれ見ていくと、男性は、 $\Gamma=1.2$ 、文系は、 $\Gamma=1.4$ 、50<偏差値群は、 $\Gamma=1.5$ の時に、有意水準を満たさない結果となり、インターンシップの効果がないという結果になる。表1において最もオッズ比が大きいものは、1.381であるため、それと同等の処置変数に影響を与える未観測の交絡変数がなければ、文系や50<偏差値群のインターンシップの効果があるという結論が覆る可能性がないことを示している。一方で、男性のインターンシップの効果は、 $\Gamma=1.2$ で効果がないという結論になるため、処置変数に与える影響が比較的小さな未観測の交絡変数でも、本稿の結果が覆る可能性があることを示している。つまり、本稿で効果修飾が確認されたのは、男性、文系、50<偏差値群の集団であったが、男性においてはその結果はあまり頑健ではなく、文系、50<偏差値群の集団においては、比較的頑健な結果であることがわかる。

#### IV 結論と考察

本研究では、多少のサンプリング・バイアスを否定できないものの、全国規模の大学生調査を用いて、インターンシップの内定獲得に関する効果検証を、平均因果効果とその効果修飾の2点から検討した。その結果、平均因果効果は確認できず、効果修飾を確認したところ、インターンシップは男性、文系、50<偏差値群で効果あり、と限定的であった。平均因果効果で言えば、先述の松高(2021)を支持するものであった。さらに、本稿と類似の手法を用いた佐藤・梅崎(2015)の研究を全国規模の学生調査に拡張した結果、本稿の

平均因果効果の結果は彼らの結果と同様であった<sup>17)</sup>。

先行研究と比較した時に、次の2点が本稿の独自性として提示できる。すなわち、①全国規模の大学生調査を用いて、内定獲得に対する平均因果効果がないという結果を導き、感度分析より、頑健性確認を行ったこと、②先行研究では十分に扱えていなかった効果の異質性に着目したことで、先の3変数を同定したことである。

以下では、分析結果に関する解釈の可能性を提示し、本稿の課題について述べる。まず、①の内定獲得に対するインターンシップの平均因果効果が確認できなかった点である。現在の大学等におけるインターンシップは次のような特徴を持つ。参加期間はリクルート等の調査によれば(亀野2021)、1日75.0%、2日~1週間未満56.8%、1週間~2週間未満11.0%(複数回答)であり、欧米と比較して極めて短期間である。加えて、インターンシップの参加時期は、3年夏休み以降の参加が顕著になることから(マイナビ2021)、インターンシップは就職活動に組み込まれていると解して差し支えない。このような特徴から、児美川(2021)は「企業は、実務を経験させるとは異なるプログラムを考え、工夫するしかない」とし、日本型インターンシップがガラパゴス的に「進化」してきたと指摘する。日本のインターンシップは、本格的な就職活動を前に、職業的レリバンスが希薄な学生と企業との「邂逅の場」であり、欧米のジョブを軸とした「マッチングの場」ではない。このような日本特有のインターンシップの発展によって、インターンシップは、学生によるキャリア探索行動の側面が強く、必ずしも内定獲得に直接的に繋がるものではない、この点が、分析結果に反映されたのではないだろうか。

続いて、後者のインターンシップの効果の異質性に着目して、男性、文系、50<偏差値群の所属学生に当該効果を見出した点である。これらの変数に共通しているのは、「職業的レリバンス」が必ずしも重視されてこなかった集団であるとも言える。先行研究では、女性は男性と比較して(主観的な)職業的レリバンスが高く(豊永2018)、「理系では、高等教育で学んだ知識やスキルがそ

のまま仕事に直結するが、人文・社会科学系では直結しない」(中澤2018)、偏差値は、個人の訓練可能性を示すシグナルとして、その効果が色濃く残っている(平沢2010)との指摘がある。

では、このような集団において、なぜインターンシップ参加が内定獲得確率を高めたのか。1つは、職業的レリバンスが必ずしも重視されていないが故に、インターンシップ参加をその学生の意欲や就職活動への取り組みの真面目度合いを示す指標として評価されたのではないか。逆に、職業的レリバンスの高い理系などでは、大学で学んだ知識が評価され、そのまま内定獲得に繋がることが指摘されている(中尾・平尾・梅崎2021)。上述した通り、日本のインターンシップは教育との職業的レリバンスにもとづくマッチングの場とする欧米とは異なった系譜を辿り、なおかつ期間も短い。そのため、職業的レリバンスの高い理系などにおける、インターンシップの参加は、ジョブに繋がる人的資本の蓄積と捉えられず、効果が見出されなかったのではないだろうか。

上記解釈はあくまでも推測の域を出ず、この解釈が成り立つためには、企業は学生が自社インターンシップに参加したことを採用選考時にあらかじめ知っていなければならない。マイナビ(2021)によると、インターンシップ参加企業の採用選考を受けた学生は約9割に達している。一方、企業側では、早期選考や学生の企業理解の向上、採用活動の母集団形成、内定後の歩留まり率を高める等の目的で、インターンシップ参加学生を対象とするさまざまなフォローやアプローチを行っており(ディスコ2022)、各種調査結果を勘案すると、企業側は選考学生における自社のインターンシップ経験の有無を知りうる立場にあることが推論できる。ただし、他社の選考においてインターンシップに関する情報が採用側に伝わっているか否かについては不明である。加えて、「インターンシップの実態に関するアンケート」学生用調査票では、インターンシップを積極的にアピールした学生が45.8%であり、半数近くはインターンシップ経験をアピールしていることが明らかになっており(東京大学社会科学研究所人材ビジネス研究寄付研究部門2006)、このような解釈につ

いては今後、インターンシップと内定獲得のメカニズムに関する研究を今後の課題として取り組む必要があるだろう。

また、理系学生では、教授もしくは研究室推薦等の利用により、インターンシップの参加にかかわらず内定獲得に繋がりやすいことも考えられ、このような入職経路の違いが文理での効果の違いにあらわれた可能性がある。本稿に即して言えば、昨今では理系学生においても推薦のみを利用する学生は少数にとどまるも、就職情報サイトを利用しての学生のデータを用いているため、自由応募で内定獲得を目指す学生の比率が多いと考えられる。このような入職経路の違い等を考慮することも、今後必要かもしれない。

本稿の課題は、分析手法の限界とデータの制約から主に3点ある。1つ目に、本稿で用いたSubmax法は感度分析が可能である一方、2つのグループしか効果の違いが検討できない。そのため、本稿では専攻分野を文系・理系、大学の選抜度を(50より大, 50以下)というやや粗いカテゴリで扱った。より細かな専攻分野や大学選抜度で検討すると、それぞれの内部ではさらに異なる効果が見出される可能性がある。2つ目に、インターンシップの期間・回数、正課内のインターンシップか正課外のインターンシップか、といったインターンシップの内容まで踏み込まず、インターンシップを一括に取り扱った。加えて、学生の認識に委ねたインターンシップを処置変数として扱った。それらの相違は、効果の違いを生み出す可能性が考えられ、今後、インターンシップを厳密に定義した上で、その内容まで含めたより詳細な効果検証が必要であろう。3つ目に、本稿の分析結果に関する解釈が妥当なものであるか否かを検討するために、インターンシップがどのようなメカニズムで内定獲得へ繋がるのかという媒介分析、文理による入職経路の違いを加味した検討や、採用の側から見たインターンシップの位置付けを明らかにすることが必要であろう。これらの課題が残されたものの、内定獲得に関するインターンシップの効果検証が乏しいなかで、既存のデータから研究を蓄積していくことは重要であり、さまざまな議論を誘発できれば本稿に一定の

成果があったと言えるのではないだろうか。

付記 本研究の実施にあたり、株式会社マイナビと広島大学高等教育研究開発センターから貴重なデータの提供を受けました。なお、本研究はJSPS科研費22K20217, 23K12800, 24K16721の助成を受けたものです。なお、本研究の分析に関しては、<https://osf.io/jhsqy/>を参照のこと。

- 1) 詳しくは、文部科学省・厚生労働省・経済産業省(2022)を参照されたい。
- 2) 教育との職業的レリバンスとは、学習者の労働力としての質を向上させること、職業に関連した知識やスキル、態度等を学習者に与えることを意味する(本田2005)。
- 3) ただし、インターンシップをシグナリング理論で捉えるのであれば、企業は学生が当該企業のインターンシップに参加したことを採用選考時にあらかじめ知っていなければならない。そのため、平野(2015)ではインターンシップ経験を持った学生が、その企業に対してアピールしたか否かの変数を設定し、同変数の係数をインターンシップのシグナリング効果として解釈している。
- 4) 田中ほか(2013)の場合、インターンシップと就職結果を多角的に検討しているが、インターンシップと関連があったのは、「内々定の時期」のみであった。
- 5) 就職みらい研究所(2022)によると、コロナの影響が生じる前の2020年卒の就職活動は、コロナの影響が生じた2021年卒、2022年卒の就職活動と比較すると、2021年卒が2020年卒よりも内定率が低いものの、2022年卒では、大学3年次の2月から大学4年次の10月までの内定率が2020年卒と大きく変わらない点を明らかにしており、分析に大きな影響がないと考える。
- 6) インターンシップに関する調査項目は以下の通りである。「インターンシップに参加したことはありますか。また今後参加するつもりはありますか」であり、インターンシップの解釈は回答者に委ねている。したがって、本稿が示すインターンシップの効果とは、厳密に言えば、「回答者自身(学生)が認識しているインターンシップ」の効果検証である。
- 7) 調査対象である2021年度卒業予定者の正式な内定解禁は6月である(就職問題懇談会2020)。一方マイナビ(2021)によると、同年度採用の終了時期について企業に調査したところ、6月を終了予定時期とする割合が最多であり、事実上6月は就職活動の終盤期といってよい。現にA社の6月の内定率と、同年10月の文部科学省(2021)による「就職内定状況調査」の内定率は前者がやや低いものの、大差ない内定率となっている。
- 8) 文系・理系ダミーについては、回答者に文系か理系か直接尋ねており、それをそのまま文系・理系ダミーとして用いている。回答者の学部名が得られているため、より細かい専攻分野を変数として用いることも可能であるが、後述のSubmax法を用いた効果修飾の分析では2つのグループにおける効果の違いを明らかにする手法であり、2つのグループに限る必要があったため、多少粗い区分ではあるものの文系・理系ダミーを用いることとした。
- 9) 「定期的なアルバイトの有無」「1週間のアルバイト時間合計」「ゼミ・研究室に所属しているか否か」「大学の成績における優の割合」は、交絡変数ではなく、中間変数(Mediation)である可能性があり、もしこれらの変数が中間変数の場合、インターンシップの効果を過小評価する可能性がある。しかし、本稿では、インターンシップの参加が、3年の夏休み以降に本格的になり、A社内定データの最初の調査が、3年11月~12月

に行われていることを踏まえ、「成績」や「ゼミ・研究室の所属」は、3年前期までのものを反映しており、時間的先行性が担保されていると考えた。また、アルバイトに関する変数は、インターンシップに参加したことで、その影響を受けて変化する可能性が低いと考えられ、これもインターンシップに対する時間的先行性を担保できていると考えて交絡変数として用いている。なお、いずれの変数も就職結果の規定要因分析を行った先述の小杉(2007)、田中ほか(2013)で用いられていた変数を、先述したように交絡変数→処置変数→従属変数という時系列関係に配慮しつつ、交絡変数として設定した。

- 10) 本稿で用いた主な変数の基礎統計は以下の通りである。・性別ダミー(男:2727,女:665)、・大学の所在地域ダミー(北海道・東北:204,関東:1396,中部:713,関西:709,中国・四国:164,九州・沖縄:206)、・入試経路ダミー(センター試験+二次試験:842,センター試験のみ:265,全学部統一入試:308,推薦入試:979,AO入試:216,附属高校からの進学:130,帰国子女対象入試:3,留学生・外国人対象入試:7,スポーツ推薦・スポーツ特待生:40,編入試験:38,その他:564)、・文系・理系ダミー(文系:2458,理系:934)・インターンシップダミー(参加:2010,不参加:1382)、・内定獲得ダミー(内定獲得:2175,内定未獲得:1217)。

補表1 インターンシップ参加ダミーと内定獲得ダミー

	内定未獲得	内定獲得	合計
インターンシップ不参加	549	833	1382
インターンシップ参加	668	1342	2010
合計	1217	2175	3392

- 11) ランダムフォレスト法による欠損値補完は、その他の欠損値補完法よりも優位性が一部の論文で指摘されている(Li and He 2015)と共に、パネルデータにおいてもShiba et al. (2021)で応用されている。また、欠損値補完の精度について、Out-of-Bug Errorで確認したところ、0.0000878であり、欠損値補完の精度が高いことが確認された。なお、2020年11月~12月の調査に回答し、2021年6月時点では、2244人(66.2%)が欠損しており、これらが欠損値補完対象である。
- 12) 宮田・中尾(2022)では、大学の設置者と地域別の内定率で大きな偏りがないことが確認されているが、注10)の基礎統計量を確認すると、文系が多いにも関わらず、女性の数が少ないため、人文系や教育系など専門分野によっては、多少のサンプリング・バイアスは考えられる。しかし、本文中で言及した理由より、本稿の分析課題に合致するデータであると判断した。
- 13) 効果修飾と交互作用は厳密には異なるが(黒木2017)、本稿ではこれまで用いられてきたという意味で交互作用という言葉を用いている。
- 14) キャリパー幅の基準は、Austin(2011)を参考にした。
- 15) 表中の $\Gamma=1$ における係数の下にある括弧の中は、クラスターロバスト標準誤差ではなく通常の標準誤差を示している。
- 16) 感度分析の詳細は、Rosenbaum(2017)参照のこと。
- 17) ただし、佐藤・梅崎(2015)とは、本稿の効果修飾の結果の一部(文系でインターンシップの効果あり)と異なる。その理由として、従属変数が異なることが考えられる。

参考文献

岩井貴美(2019)「国内と海外のインターンシップ研究に関する考察」『商経学叢』第65巻5号, pp. 19-39.  
 小川和孝(2014)「朝食摂取習慣の教育達成への因果効果の検証——傾向スコアマッチングと感度分析によるアプローチ」『東

京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』No. 79, pp. 1-20.  
 亀野淳(2021)「大学における大学生のインターンシップの歴史的背景や近年の変化とその課題——「教育目的」と「就職・採用目的」の視点で」『日本労働研究雑誌』No. 733, pp. 4-15.  
 黒木学(2017)『構造的因果モデルの基礎』共立出版。  
 小杉礼子(2007)「企業からの人材要請と大学教育・キャリア形成支援」小杉礼子編『大学生の就職とキャリア——「普通」の就活・個別の支援』第四章, 勁草書房。  
 児美川孝一郎(2021)「日本型インターンシップのゆくえ」『日本労働研究雑誌』No. 733, p. 1.  
 佐藤一磨・梅崎修(2015)「インターンシップへの参加が就職活動結果におよぼす影響——Propensity Score Matching法によるSelf-Selection Biasの検証」『大学評価研究』No. 14, pp. 89-100.  
 就職みらい研究所(2022)「就職プロセス調査(2022年卒)」。  
[https://shushokumirai.recruit.co.jp/wp-content/uploads/2022/03/naitei\\_22s-20220325.pdf](https://shushokumirai.recruit.co.jp/wp-content/uploads/2022/03/naitei_22s-20220325.pdf) (最終閲覧日:2022年10月29日)  
 就職問題懇談会(2020)「2021年度大学, 短期大学及び高等専門学校卒業・修了予定者に係る就職について(申合せ)」。  
[https://www.shidaiaren.or.jp/files/user/2021\\_syumonkon%EF%BC%91.pdf](https://www.shidaiaren.or.jp/files/user/2021_syumonkon%EF%BC%91.pdf) (最終閲覧日:2022年10月29日)  
 田中賢久・佐藤一磨・梅崎修・上西充子・中野貴之(2013)「情報活用が就活に与える影響」平尾智隆・梅崎修・松繁寿和編著『教育効果の実証——キャリア形成における有効性』第4章, 日本評論社。  
 田中宣秀(2010)「インターンシップの原点に関する一考察——実験・実習・実技科目のキャリア教育・大学改革における意義」『生涯学習・キャリア教育研究』No. 6, pp. 9-18.  
 中央教育審議会(2012)「新たな未来を築くための大学教育の質的転換に向けて——生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ(答申)」。  
[https://www.mext.go.jp/component/b\\_menu/shingi/toushin/\\_icsFiles/afieldfile/2012/10/04/1325048\\_1.pdf](https://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2012/10/04/1325048_1.pdf) (最終閲覧日:2022年10月29日)  
 株式会社ディスコ(2022)「2023年卒採用 内定動向調査/2024年卒採用計画」。  
[https://www.disc.co.jp/wp/wp-content/uploads/2022/10/2023\\_kigyouchousa\\_kakuho.pdf](https://www.disc.co.jp/wp/wp-content/uploads/2022/10/2023_kigyouchousa_kakuho.pdf) (最終閲覧日:2023年6月15日)  
 東京大学社会科学研究所人材ビジネス研究寄付研究部門(2006)「インターンシップの実態に関するアンケート(2004年10~11月実施)」単純集計結果。  
<https://web.iss.u-tokyo.ac.jp/jinzai/chosahtm> (最終閲覧日:2023年7月12日)  
 豊永耕平(2018)「大学教育が現職で役立っていると感じるのは誰か」本田由紀編『文系大学教育は仕事の役に立つのか——職業的レリバンスの検討』第5章, ナカニシヤ出版。  
 中尾走・平尾智隆・梅崎修(2021)「大学での学習内容は新規学卒労働市場で評価されているのか?——全国学生調査と機関データを結合した実証分析」『キャリアデザイン研究』No. 17, pp. 47-59.  
 中澤渉(2018)『日本の公教育——学力・コスト・民主主義』中公新書。  
 初見康行・坂爪洋美・梅崎修(2021)「多様なインターンシップ経験と効果の一考察」『日本労働研究雑誌』No. 733, pp. 41-57.  
 平沢和司(2010)「大卒就職機会に関する諸仮説の検討」荻谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学——データからみる変化』第2章, 東京大学出版会。  
 平野大昌(2015)「大学生の内定獲得とインターンシップ経験とシグナリング効果」『生活経済学研究』Vol. 41, pp. 31-44.  
 本多則恵(2006)「インターネット調査・モニター調査の特質

- モニター型インターネット調査を活用するための課題」『日本労働研究雑誌』No. 551, pp. 32-41.
- 本田由紀 (2005) 『若者と仕事——「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会.
- (2018) 『文系大学教育は仕事の役に立つのか——職業的レリバンスの検討』ナカニシヤ出版.
- 株式会社マイナビ (2021) 『2021 年度新卒採用就職戦線 総括 22 卒版』.
- 松高政 (2021) 「大学教育としてのインターンシップの現状と課題」『日本労働研究雑誌』No. 733, pp. 16-30.
- 宮田弘一・中尾走 (2022) 「『体育会系神話』の検証——体育会系学生の内定獲得に関する傾向スコア分析」『大学教育学会誌』No. 44(1), pp. 130-139.
- 文部科学省 (2017) 「インターンシップの更なる充実に向けて議論の取りまとめ」. [https://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chousa/koutou/076/gaiyou/\\_jicsFiles/afiedfile/2017/06/16/1386864\\_001\\_1.pdf](https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/koutou/076/gaiyou/_jicsFiles/afiedfile/2017/06/16/1386864_001_1.pdf) (最終閲覧日: 2022 年 10 月 29 日)
- (2021) 「令和 3 年度大学等卒業予定者の就職内定状況調査 (10 月 1 日現在) について」. [https://www.mext.go.jp/content/20211119-mxt\\_gakushi01-000013603\\_01.pdf](https://www.mext.go.jp/content/20211119-mxt_gakushi01-000013603_01.pdf) (最終閲覧日: 2022 年 10 月 29 日)
- 文部科学省・厚生労働省・経済産業省 (2022) 「インターンシップを始めとする学生のキャリア形成支援に係る取組の推進に当たっての基本的考え方」. <https://www.mhlw.go.jp/content/11800000/000949684.pdf> (最終閲覧日: 2022 年 10 月 29 日)
- 康永秀生・山名隼人・岩上将夫 (2019) 『医学論文の難解な統計手法が手に取るようにわかる本』金原出版株式会社.
- 吉本圭一 (2020) 『キャリアを拓く学びと教育』科学情報出版.
- Athey, S., Tibshirani, J. and Wager, S. (2019) "Generalized Random Forest," *Annals of Statistics*, Vol. 47, No. 2, pp. 1148-1178.
- Austin, P. C. (2011) "Optimal Caliper Widths for Propensity-score Matching When Estimating Differences in Means and Differences in Proportions in Observational Studies," *Pharmaceutical Statistics*, Vol. 10, No. 2, pp. 150-161.
- Beiser-McGrath, J. and Beiser-McGrath, L. F. (2020) "Problems with Products? Control Strategies for Models with Interaction and Quadratic Effects," *Political Science Research and Methods*, Vol. 8, No. 4, pp. 707-730.
- Blackwell, M. and Olsen, M. P. (2021) "Reducing Model Misspecification and Bias in the Estimation of Interactions," *Political Analysis*, Vol. 30, No. 4, pp. 495-514.
- Cintron, D. W., Adler, N. E., Gottlieb, L.M., Hagan, E., Tan, M. L., Vlahov, D., Glymour, M. M. and Matthyay, E. C. (2022) "Heterogeneous Treatment Effects in Social Policy Studies: An Assessment of Contemporary Articles in the Health and Social Sciences," *Annals of Epidemiology*, Vol. 70, pp. 79-88.
- Imai K. and Ratkovic, M. (2014) "Covariate Balancing Propensity Score," *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, Vol. 76, No. 1, pp. 243-263.
- Lee, K., Small, D. S. and Rosenbaum, P. R. (2018) "A Powerful Approach to the Study of Moderate Effect Modification in Observational Studies," *Biometrics*, Vol. 74, No. 4, pp. 1161-1170.
- Li, Z. and He, Q. (2015) "Prediction of Railcar Remaining Useful Life by Multiple Data Source Fusion," *IEEE Transactions on Intelligent Transportation Systems*, Vol. 16, No. 4, pp. 2226-2235.
- Rosenbaum, P. R. (2017) *Observation and Experiment: An Introduction to Causal Inference*, Harvard University Press. (=2021, 阿部貴行・岩崎学訳『統計的因果推論入門——観察研究とランダム化実験』共立出版)
- Shiba K., Daoud A., Hikichi H., Yazawa A., Aida J., Kondo K. and Kawachi, I. (2021) "Heterogeneity in Cognitive Disability after a Major Disaster: A Natural Experiment Study," *Science Advances*, Vol. 7, No. 40, pp. 1-12.
- Thurow, L. C. (1975) *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*, Basic Books. (=1984, 小池和男・脇坂明訳『不平等を生み出すもの』同文館出版)

〈投稿受付 2022 年 11 月 7 日, 採択決定 2024 年 5 月 13 日〉

なかお・らん 愛媛大学次世代人材育成拠点特定講師。最近の主な論文に「交絡変数の測定誤差が合流点バイアスをもたらす影響について——合流点バイアスと交絡統制のジレンマに対する考察」『理論と方法』37 巻 1 号, pp. 34-52 (樊怡舟・村澤昌崇との共著, 2022 年)。計量社会学, 高等教育論専攻。

みやた・ひろかず 静岡産業大学経営学部教授。最近の主な論文に「大学におけるキャリア教育法制化の政策過程——『政策の窓』モデルの可能性」『大学教育学会誌』第 41 巻第 1 号, pp. 107-116 (2019 年)。キャリア論, 高等教育論専攻。