

国立大学法人 一橋大学 森有礼高等教育国際流動化機構

Working Paper Series

Mori Arinori Institute for Higher Education and Global Mobility

No.WP2019-05

# 短期留学が大学卒業後の初職属性に与える 影響：ランダム割当データを用いた分析

加島遼平，加藤真紀

2020年3月



# 短期留学が大学卒業後の初職属性に与える影響：ランダム割当データを用いた分析\*

加島 遼平<sup>†</sup>      加藤 真紀<sup>‡</sup>

March 31, 2020

## Abstract

本稿は、短期留学が大学卒業後の初職属性へ与える効果を明らかにすることを目的とし、留学への参加が応募者内でランダムに割り当てられたデータを用いて分析した。具体的には、日本の1大学が2014年3月と同8月に実施した、英語圏への短期留学プログラムのデータ(延べ応募者705人、内延べ参加者300人)を使用した。応募者を母集団とすると、留学への参加はランダムなため、留学の効果測定で主問題となる自己選択バイアスを排除してプログラム効果を測定することが可能となった。プログラム参加者を処置群、プログラム非参加者を対照群とした2群の比較の結果から、短期留学への参加は、就業を所与とすると日本の株式市場へ上場している企業への就業確率を下げ、上場企業への入社を所与とすると財務規模(売上高、市場価値、総資産)の大きな企業へ、また外国資本比率の高い企業への就職確率を高めることを示した。また短期留学への参加は、国際スキル(長期留学、TOEFLスコア)の向上を促すことや、短期留学参加により初職属性が変動するメカニズムとして、国際スキルの変動を介す経路を示した。

**Keywords:** ランダム割り当て、短期留学、初職属性、高等教育、メカニズム

---

\*本稿の作成にあたって、特に神林龍(一橋大学)、澤田真行(一橋大学)、金鐘勲(一橋大学)各氏から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。ただし、本稿における誤りは全て著者に帰するものである。

<sup>†</sup>一橋大学 森有礼高等教育国際流動化機構 ed185002@g.hit-u.ac.jp

<sup>‡</sup>一橋大学 森有礼高等教育国際流動化機構

# Short-term Study Abroad Effect on Students' First Job Characters: Evidence from Random Assignment Data by a Japanese University

Kashima, Ryohei\*      Maki Kato †

March 31, 2020

## Abstract

This paper aims to clarify the effect of short-term study abroad on the initial job characters after graduating from university. Participation in study abroad was analyzed using randomly assigned data within applicants. The short-term study abroad program (705 applicants and 300 participants) was conducted by a Japanese university in March and August 2014. Since the participation in these programs was random, it became possible to measure the program effect by eliminating the self-selection bias, which is the main problem in measuring the effect of studying abroad. From the results of comparisons of the two groups of program participants as treatment group and non-program as controlling group, participation in short-term study abroad lowers the probability of employment to companies listed on the Japanese stock market when given employment, and increases the probability of employment to companies with large financial scale (sales, market value, total assets) and companies with high foreign capital ratio when given listed companies. Participation in short-term study abroad also encourages international skills (long-term study abroad participation, English test score improvement), and this international skill might work as a mechanism for fluctuating first job characters due to short-term study abroad participation.

**Keywords:** Random Assignment, Short-term study abroad, First job characters, Higher education, Mechanism

---

\*Mori Arinori Institute for Higher Education and Global Mobility, Hitotsubashi University

†Mori Arinori Institute for Higher Education and Global Mobility, Hitotsubashi University

# 1 序論

近年、先進国において高等教育に関連した留学プログラムが増加している。そして留学の効果として主張されているもの、もしくは漠然と信じられているものを学生が本当に得ているのかが問われている (Savicki et al., 2015)。留学は主として学習、キャリア選択、個人の成長、異文化理解の4つへの影響を目的とし (Anderson et al., 2006)、近年はこの内の卒業後のキャリアへ与える留学の効果に注目が集まっている (Waibel et al., 2017)。高等教育自体の経済的効果が問われる風潮や、関連データの整備が進んだことがその背景にあると推察される。

図1は、日本とアメリカのプログラム期間別の留学参加者数の推移を示している。内訳を見ると、日本とアメリカ両国で長期留学と比較して短期留学の増加が著しいことが分かる。その背景として、短期留学は長期留学と比べて費用が安く、場所や内容が多様であり、修学年限を延長する必要がないなどの利点を有することが挙げられる (Kurt et al., 2013)。他方で短期留学を対象とした実証的な分析は限られている (Carley and Tudor, 2010)。その理由は一部例外を除いて短期留学プログラムへの参加者が30人以下と少ないなどの計測上の問題も挙げられる (Mapp, 2012; Kurt et al., 2013)。そして短期留学の増加に併せて短期留学の効果は、近年新たに注目される領域となっている (Campbell, 2016)。もっとも長期留学が卒業後のキャリアに与える影響を分析した先行研究は蓄積されてきたが<sup>1</sup>、他方で短期留学による卒業後のキャリアへの影響について分析した研究は筆者らが知る限り存在せず、ましてや因果推論を基に分析した先行研究はない。分析が蓄積されない理由は、留学期間にも関連する。短期留学は通常<sup>2</sup>の大学教育期間(4年間)の中の短い期間にすぎず、長期留学と比較したときの効果の程度に疑問を呈されている (Campbell, 2016; Gaia, 2015; Geyer et al., 2017)。例えば川田・西谷 (2017) は短期留学による英語力の向上を結論付けたが、彼らが対象とした短期留学の期間は2週間である。このような短期間の研修のみで語学力が統計的に有意に向上する可能性は0ではないだろうが、短期の研修直後に影響が観察されるとは考えにくい。そこで短期留学の効果としては、先行研究が述べているように、語学習得そのものではなく言語習得への動機づけを与えることだと考えられる (Bodycott and Crew, 2000)。卒業後の

---

<sup>1</sup>Waibel et al. (2017) や Rodrigues (2012) によってレビュー論文がまとめられている。

キャリアに関しても、それを新たな視点で捉えるきっかけを与える可能性が考えられる。具体的には、短期留学を通して参加者の信念や価値観が再評価され (Walters et al., 2017)、国際的なキャリアを視野に入れた学習に取り組むきっかけである。

留学の効果をテーマとした先行研究には、大きく2つの課題がある。1つは選択バイアスのコントロールであり、もう1つは効果を与えるメカニズムの解明である。選択バイアスにより留学参加者と留学不参加者の特徴が異なると、例えば留学参加者の卒後賃金が不参加者と比較して高くても、それは留学の効果なのか、それとも留学参加者の労働市場での評価が不参加者よりも元々高いためなのか分からない。この点を考慮しないと留学の効果を過剰に見積もる恐れがある。これはキャリアに与える効果のみでなく、語学力の向上も含めて留学の効果を問う際には恒常的に付随する。近年の先行研究はこの点を統計的手法により解決しようと試みてきた。例えば Di Pietro (2015) は留学が雇用可能性に与える効果を操作変数法により分析し、Waibel et al. (2018) は留学が職業威信の高さに与える効果を傾向スコアで共変量を揃えることにより分析した。川田・西谷 (2017) は、短期留学が英語テストの点数向上に与える影響を傾向スコアにより共変量を揃えた差の差の推定 (DID) により分析した。しかし、傾向スコアによる比較群間の共変量は、変数の制約等により、揃えきれない可能性がある。

留学の賃金への効果のメカニズムは、国際移動や大規模多国籍企業での就職によってもたらされる、という説明がなされている<sup>2</sup>。しかし、そもそも就職時の国際移動や多国籍企業就職を可能にする要因は、留学を通じて得られた個人の変化によると考えられる。その一つは Di Pietro (2019) が指摘するように外国語能力の高さである。留学を通じた、もしくは留学をきっかけとした外国語能力の向上が高賃金のキャリアにつながる可能性が考えられる (Sorrenti, 2017)。また、Kato and Suzuki (2019) が指摘したように短期留学が長期留学を促す効果も考えられる。短期留学参加が、長期留学参加を促し長期留学が賃金に与える効果が部分的にでも示されているのであれば、短期留学参加がキャリアに影響を与えるように見えるものは、実は短期留学を通じて促された長期留学が影響している可能性が考えられる。しかし短期留学がキャリアに与えるメカニズムとして留学期間をコントロールして分析した先

---

<sup>2</sup>例えば Liwiński (2019b) や Kratz and Netz (2018)

行研究は筆者らが知る限り存在しない。

このような課題に対して本稿は、短期留学への参加が応募者の中から無作為に割り当てられたデータを用いて短期留学がキャリア（初職）選択に与える効果を問う。同時にそのメカニズムとして英語力の向上と長期留学の影響の把握を試みる。無作為割り当ては、選択バイアスを回避して何らかの処置効果を正しく知るための最善の方法である。我々が用いるのは、日本の研究型大学が実施した1カ月程度の短期留学への応募者に関するデータである。このデータを基に、短期留学応募者のうち留学参加者と不参加者の卒後キャリアや留学前後の英語力の差異を見ることで、その影響を明らかにすることが可能となる。この短期留学の目的の1つは英語力の向上でありメカニズムとして英語力の向上を問うことは目的的にも合致している。初職選択は、賃金、企業規模、国際関連度合いの3指標を用いる。具体的な調査設問は以下の通りである。

1. 短期留学参加は初職属性（賃金、企業規模、国際関連度合い）に効果を与えるのだろうか。
2. 短期留学参加は国際スキル（長期留学参加、英語力）を向上させるのだろうか。
3. 短期留学参加は国際スキルの変化を通じて初職キャリアに効果を与えるのだろうか。

本研究の結果として、短期留学への参加は日本の株式市場に上場された企業への入社率を下げる効果を持つことが示された。上場企業への入社を所与にすると、売上高が大きな企業や、総資産の財務項目の大きな企業へと入社する確率、また外国資本比率の高い企業へ入社する確率を高める効果を持つことが示された。また国際スキルに関しては、短期留学が長期留学への参加を促す効果やTOEFLの点数を高める効果を持つことが示された。国際スキルを介した効果に着目しその初職への影響を見たところ、短期留学の効果が示された売上高、外国資本比率の高い企業への入社確率を高める効果を長期留学持つことが示された。TOEFLスコアの変化は、売上高には影響するが、外国資本比率には効果をもたないことが示された。これらの結果は、短期留学への参加が初職属性の内、財務項目で見たときの企業規模、国際関連度合いの高い企業への入社確率を高める効果を持つこと、短期留学の効果の一部は国際スキルを通して初職属性へと影響を与えるメカニズムを持つことを示している。

本稿は以下の構成になっている。第2章で先行研究を概観しその知見と課題を示す。次に3章で本稿で扱うデータを説明し、4章で実証手法を述べる。5章では分析結果を示し、6

章では再応募構造という本稿のデータ特有の問題を勘案した分析について報告する。第7章では結果をまとめ結論を述べる。

## 2 先行研究

### 2.1 文献

#### 2.1.1 キャリアに与える留学効果

Waibel et al. (2017) はキャリアに与える留学効果の内容を、キャリア選択、雇用可能性、賃金や職階の3つに区分した。本稿の対象は日本の研究型大学で学んだ卒業生の初職であり雇用可能性は特段の問題と見なされないことから、雇用内容と賃金の2項目に着目する。まず雇用内容に関連して、欧州を対象とした先行研究は、留学が与える影響の1つは国際的な就職や国際関連の仕事への従事率を高めることであると指摘している（例えばイタリア Di Pietro (2012) やドイツ Parey and Waldinger (2010)、オランダ Oosterbeek and Webbink (2011)）。日本の大規模調査も、学士課程での留学者は、より短期の留学経験者に比べて外資系企業に勤める傾向が強いことを示している（新見他, 2017）。

留学が卒業後キャリアに与える影響を分析した先行研究は蓄積されてきたが、依然として結論には達していない。例えば Waibel et al. (2017) は欧米出身者の留学がキャリアに与える効果に関する論文を包括的にレビューし、賃金に与える効果を結論付けた。日本でも横田他 (2018) が留学と高賃金との関係を結論付けている。しかし大卒者の賃金には専攻分野や大学威信による影響が一般的に指摘されているが (Kirkeboen et al., 2016)、同研究では例えば選択バイアスがコントロールされていない点やキャリアに影響を与えるメカニズムが解明されていない点が問題として指摘される。また、Rodrigues (2012) では、留学は賃金や雇用可能性などのキャリア自体への影響よりも、国外での就労や国際業務などの内容に影響を与えると結論付けている。米国の1大学を対象とした近年の分析結果からは関係が示されていない (Schmidt and Pardo, 2017)。また西欧では効果が見られず、東欧や中欧では効果が示されるなど国による違いも指摘されている (Rodrigues, 2013)。

## 2.1.2 先行研究の問題 1：自己選択バイアス

留学が増加し大衆化しつつあるとは言え、留学に参加する学生と参加しない学生は多くの点で異なる。これら留学参加を分ける要因の1つは学生が属する社会経済階層であり、2つ目は個人の特性も含めた属性である。社会経済階層には、大学生の留学参加以前の国外渡航経験 (Wiers-Jenssen, 2011) や、所属大学の違いなどがある (Di Pietro, 2015; Netz, 2015; Schnepf and Colagrossi, 2020)。属性には、性別、人種、専攻、学業成績を含む (Netz, 2015; Salisbury et al., 2009)<sup>3</sup>。

米国のデータでは、個人の持つ特性の内、多様性への受容度合いや興味関心度合いの強さが留学意欲に関連することや、これらは社会経済階層と複雑に関係しながら影響することが示されている (Salisbury et al., 2009)。その他にも、家族との同居、異文化や異国への理解度、学修予定や内容が留学意欲に関係する (Stroud, 2010)<sup>4</sup>。留学意欲は実際の参加と正の関係を持ち、留学意欲に対しては、友人や社会との交流の多さ、大学への満足度の高さ、およびスポーツなど一部を除いて学生クラブへの参加が正の効果を与える (Luo and Jamieson-Drake, 2015)。

このように留学参加を区分する要因は多岐に渡り、かつ学習達成やキャリアに強く関係すると考えられるため、留学参加者と不参加者の違いに適切に対処して初めてその効果を正しく把握できるものとなる。このような問題に対して先行研究は、操作変数法や傾向スコアを用いて対処してきた。スイスでは留学は初職の賃金を高めるが、母親の学歴を操作変数として選択バイアスを考慮すると、このような効果は示されない (Messer and Wolter, 2007)。そして近年は傾向スコアを用いるなど因果推論に基づいて留学の効果を把握する傾向が強まっている。この中には、欧州16か国を対象として賃金に与える効果を見た Rodrigues (2013)、イタリアと英国を対象として就労率等に与える影響を見た (Schnepf and d'Hombres, 2018)、ドイツを対象として卒業後3年の職制の違いを見た Waibel et al. (2018) がある。いずれもたとえ一部であっても正の効果を確認している。前述のように川田・西谷 (2017) は日本を

---

<sup>3</sup>これらの研究結果をまとめると、留学前の国外渡航経験の多さ、私立大学や4年制大学への所属、女性、白人等の多数派、人文社会系の専攻、学修達成度が高いほど留学しやすい

<sup>4</sup>Stroud (2010)によると、家族と離れて自宅から遠距離の大学に所属する学生や、異文化や異国への理解度が高いほど留学意欲が高く、大学院への進学志向や建築や医学などの職業分野の専攻の場合に留学意欲が低い



対象として短期留学が英語力向上に与える効果を差の差の推定や傾向スコアにより分析している。

### 2.1.3 先行研究の問題2：留学がキャリアに与えるメカニズムの解明

留学による賃金差が示された場合、先行研究は国間や企業間の賃金格差などのマクロレベルおよびメゾレベルで説明してきた。例えば Liwiński (2019a) によるポーランドの事例では、留学参加者の初職賃金が非参加者と比べて約 18 % 高く、これは留学が国外就職を促すことによると説明している。また Kratz and Netz (2018) によるドイツの事例では、やはり留学参加者の初職賃金の高さが示されたが、これは留学が大規模多国籍企業への就職を増加させることや転職の多さなど企業レベルの賃金差をその理由としている。

しかし国外就職や多国籍企業就職を可能にする要因として言語習得があり、これをキャリアに与える留学効果のメカニズムとして示すべきと Sorrenti (2017) は主張する<sup>5</sup>。イタリアのデータを用いた分析からは、セメスター期間程度の留学は、言語の種類による違いはあるが、語学力向上および賃金の高さに効果を与えることが実証的に示されている (Sorrenti, 2017)。また自国出身者の外国語能力と賃金の間には正の相関関係があることが複数の先進国で示されている (Ginsburgh and Prieto-Rodriguez, 2011; Saiz and Zoido, 2005; Stöhr, 2015)。よって留学を介して外国語能力が向上することによって、初職選択時の国際的な仕事の選択および高賃金等につながる可能性が考えられる。

## 2.2 短期留学への着目

留学期間による留学効果の違いも指摘されている。例えば、留学期間が長いほど外国語能力や学習達成度が向上し、キャリア選択に対して大きな影響を与える (Dwyer, 2004)。具体的には、長期は短期よりも国際的な仕事に就いたり多国籍企業で働いたりする傾向が報告されている (国際的な仕事の場合、1年の留学経験は1セメスターの留学経験より約 10 % ポイント、夏のみ留学経験より約 20 % ポイント高い。多国籍企業での就労では、1年の留学は夏のみよりも約 7 % 高い)。むろん短期留学と長期留学に参加する学生の選択バイアスも考えら

<sup>5</sup>むろん外国語習得のみでなく、Campbell (2016) が述べるように留学の効果として指摘されている個人の成長や異文化理解なども複雑に関連して影響を与えていると考えられる。

れる。しかし既存研究では留学期間が十分にコントロールされていない。例えば前述のように Di Pietro (2015) は留学が雇用可能性に与える効果を操作変数法により分析したが、データ制約故に留学の期間や内容による違いが勘案されていない。

Campbell (2016) は短期留学が与える影響を扱った先行研究をレビューし、キャリアに与える影響に関しては特にビジネス分野の学生に対するグローバル市場の体験の効果を指摘した。しかし短期留学がキャリアに与える効果を多様な分野を対象として因果推論を基に示した文献は紹介されていない。短期留学の期間の短さもさることながら、教員による引率プログラムなどの形態や、環境分野など分野特徴を持つプログラムなど、その内実が多岐に渡るため短期留学を一枚岩と捉えにくい側面が考えられる (Mule et al., 2018; Perry et al., 2012)。よってこれらに留意しつつ今後の分析が待たれる領域と考えられる。

## 2.3 日本および対象大学の留学の現状

日本から外国への留学者学生数は、2009 年度の約 3.6 万人から増加し、2017 年度は 10.5 万人となっている MEXT (2019a)。もっとも長期的な推移を OECD 等による統計から見ると、2004 年の 8.3 万人をピークに減少し 2012 年には約 6 万人にとどまったことから、日本の快適な生活への満足ゆえに留学を厭ういわゆる「内向き志向」など日本人学生が留学しない背景が盛んに議論されてきた (小林, 2011; 太田, 2014)。このような状況の下、日本では産官学共同で、2014 年から「トビタテ! 留学 JAPAN 日本代表プログラム」などを実施し、2020 年までに大学生の海外留学 12 万人、高校生の海外留学 6 万人を目指している (MEXT, 2019b)<sup>6</sup>。

各大学も日本からの留学の促進に取り組んでいる。例えば関東圏の大規模国立大学である千葉大学では 2020 年度の入学者から海外留学を必須化すると報じられている (MEXT, 2019b)。本稿の対象大学も留学が人材育成に非常に効果的であると考え、促進を図っている。具体的には、2018 年度には海外留学参加者が 454 人 (うち短期派遣 324 人) であり、これは 2013 年度から約 64 % ポイントの増加 (うち短期留学は 57 % ポイントの増加) となっている。2019 年度の当該大学の学部学生数は約 4,400 人のため、留学割合は約 10 人に 1 人程度である。「外国語」や「国際」を冠していない大学であり国際性を学生育成の中心としていない

<sup>6</sup> 予算規模は約 200 億円を目標とし、210 団体から 2017 年 6 月時点で 117 億を集め、大学生 3048 人 (第 1 期から 7 期まで)、高校生 1315 人 (第 1 期から 3 期まで) を採用した。

点や、学生が交換留学できる協定校数は70を超えるなど規模と比較して多いことを考えると、国際教育に力を入れていることがうかがえる。

### 3 データと留学制度の概要

本稿では、日本の東京に位置する中規模国立大学が有する、留学、就職、英語力テスト結果のデータを使用する。対象者は同大学の社会科学系学部に属する学部生である。本稿の推計は、次に説明する応募者内からランダムな割り当てを行った短期留学プログラム(以後短期プログラム)への応募者を母集団とした推計を行う。

#### 3.1 留学制度

本稿が対象とする短期プログラムは、2014年の3月と8月(2013年度、2014年度)に実施された。このプログラムの目的は、学生が英語によるコミュニケーション能力を高めること、および国際的に活躍する素地を身に付けることである。留学期間は約1ヶ月であり、留学の受入国は英米オセアニアに位置する4か国であった。留学の参加者数や参加倍率などを表1に示す。2016年度から2019年度の短期派遣プログラム参加に際する学生の支払い負担額の平均は約82万円<sup>7</sup>だったのに対して、2013年度には無料であり、2014年度は一部(10万円)であった。

2回の短期プログラムの選考手法は基本的に同じである。まず掲示ポスターや説明会等で応募者を募った。次に、母数の学年、学部ごとの比例配分人数に合致するよう、乱数表を用いて対象者を選抜した。この際、将来的に多様な学生の留学を想定し、語学力や成績要件は考慮していない。その後、各教育機関において語学スコアが平均化するよう派遣先を決定した。

この制度は、比例配分を行った学年学部を制御すれば、その背後の共変量は留学に参加した者、しなかった者で理論的にはそろっていることを意味する。派遣先の決定には語学スコアを平均化したため純粋なランダムな割り当てとはなっていないが、留学への参加という

---

<sup>7</sup>アメリカへの短期派遣プログラムは平均約94万円、イギリスへのプログラムは平均約77万円、オーストラリアへのプログラムは平均約63万円の学生支払い負担であった。学校数はアメリカが一番多かった。

処置は応募者集団の中ではランダムに決まっているプログラムである。

## 3.2 データ

### 3.2.1 留学データ

前述した短期プログラムへの応募者の中から、その参加の有無と参加年度に関する情報を利用する。また、当該大学では3カ月以上1年未満の交換留学プログラム（長期プログラム）を実施しており、この長期留学への参加情報も用いた。なお、この長期プログラムへの参加に際しては、受入大学毎に成績（GPA）や英語力等（TOEFL iBT や IELTS(地域によっては別の語学スコア)）による派遣基準が設けられている。

### 3.2.2 就職データ

大学のキャリア支援室が有するデータを用いた。上記留学プログラム参加者の2014年度から2018年度までの5年間の卒業生の進路（進学含む）を対象とした。まず、就職先として示された民間企業名に対して、日本の証券取引所に上場する企業を対象とした証券コードを付与した。証券コードが特定できた卒業生の割合は58.4%（5,078人の卒業生のうち、2,966人）であった。そして証券コードを用いることで、外国人持株比率や売上高等の情報を日経NEEDS Financial QUEST2.0から取得した。また公開されているウェブページ<sup>8</sup>から従業員人数や平均年齢および平均給与の情報を得た。卒業生の就職時点での社名の変更や合併および上場状況の変更などは個別に対応し、データを整備した2018年時点（2018年1月末決算情報～2018年12月末決算情報）の情報を用いた。

### 3.2.3 学務データ

大学の学務データを用いて、学生の個人属性として、性別、留学参加時の学年、学部、日本人学生かどうか、入学時年齢が18歳か否か、の情報を利用した。また英語のスコアとしてTOEFL(itp)のスコアを使用した。対象大学では、1年生に対して入学時（4月）と1年生終了時（12月か1月）に各1回ずつ団体向け英語テストであるTOEFLテストを受けさせてい

<sup>8</sup>年収：<http://kabudo.org/ranking/>平均年収、年齢：<http://kabudo.org/ranking/>平均年齢、より取得。

る。この2回の TOEFL(itp) の受験費用は大学が負担しており、学生は無料で受験可能である。今回のサンプル内での2回受験した学生の割合は約90%であった。2年生以降の受験に関しては、TOEFLを受けるかどうかは学生の判断に任せられている。

### 3.3 記述統計

データ概要を表2に示す。プログラム応募者の延べ人数と、推計に使用したサンプル数は異なっている。これは、2013年度に応募したが留学できなかった学生のうち複数名が、2014年度に再応募したためである。<sup>9</sup>本稿ではこのような複数回応募を考慮した推定も実施する。プログラム参加者651人中、進路情報を付与できた人数は605人であり、そのうち卒業時に就職した学生は513人であった。これら就職した学生の内、日本の上場企業には327人(63.7%)が就業し、彼らの情報が主要なデータである。

短期プログラム参加者と非参加者の記述統計を表3に示す。国際スキル（長期留学参加や英語力）や初職属性のサンプル数は欠損を含む。この表からは、留学参加者の初職属性や国際スキルの単純平均は、非参加者よりも高い傾向が分かる。また、ランダム割り当てを行っている為、表3において留学参加者と非参加者の出発前属性が揃っているのかをt検定により確認すると、入学前属性としての入学時のTOEFL点数と入学時年齢が18歳か否かの比率は両群で差異が無いことが分かる。また、制御変数の属性として、性別、学部、学年、国籍の割合も両群で差異が無いことが表3から確認できる。よって、今回の短期プログラムのランダム割り当ては、出発前属性に関してはランダム割り当ての仮定通りに共変量がそろっていると考えられる。

## 4 実証手法

本稿では、短期留学参加が初職属性（賃金、企業規模、国際関連度合い）に与える効果を見るために、以下の手法によって分析を進める。第一に、本稿で用いるランダムに割り当てされた英語圏への短期プログラムの、平均処置効果(ATE)の定義と複数年平均ATE(AATE)

---

<sup>9</sup>2013年度の短期プログラムに参加した学生は2014年度に再応募していない。

の定義を行う。第二に、短期プログラムによる初職属性への ATE、AATE<sup>10</sup>を考察する。第三に、短期プログラムによる国際スキルへの ATE、AATE を考察する。第四に、第三のパートで有意な効果が認められた場合、国際スキルの内の長期留学が短期留学の一メカニズムとして初職に効果を持つかを考察する。

#### 4.1 線形回帰モデル上の短期留学プログラムの ATE、AATE の定義

短期プログラムは 2013 年度と 2014 年度の 2 回実施され、各々ランダム割当を実施していることから互いに独立であると仮定する。この仮定の下、短期派遣プログラムに参加することの平均処置効果 (ATE) を定義する。

各年度毎の ATE は、以下の回帰式によって識別可能である。

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 1stLotteryWin_i + \alpha_2 PrgYear2014_i + \alpha_3 (1stLotteryWin_i * PrgYear2014_i) + \sum_{c=4}^C X_{ci} \alpha_c + error_i \quad (1)$$

サブスクリプト  $i$  は個人を表し、 $y$  はアウトカム変数、 $1stLotteryWin$  は最初に応募したランダム割り当てプログラムにより留学に参加した場合に 1 をとるインディケーター変数、 $PrgYear2014$  は 2014 年度プログラム応募者の場合に 1 をとるインディケーター変数、 $X$  はコントロール変数である。コントロール変数には、性別、留学生、入学時年齢 18 歳か否かのインディケーター、学年固定効果、学部固定効果をどの推計でも用いる。前述以外の変数として、入学時に受けた TOEFL テストの結果 (欠損含む) もコントロール変数として使用する<sup>11</sup>。これらの係数値  $\alpha_1, \alpha_3$  は、留学参加者を処置群、留学非参加者を対照群としてそれぞれ 2013 年度、2014 年度においての 2 群の平均値の差が存在するかを示しており、これが各年の ATE である。

<sup>10</sup> 今回の分析では、大学全体を母集団として、短期プログラムに参加した時の ATE を推定しているわけではなく、短期プログラムに参加しようとした個人を母集団とした ATE の推定となっている。

<sup>11</sup> 原理的には学年学部年度の違いを除くと、割り当ての仕方はランダムであり、これらをコントロールしただけの推計で十分に背後の共変量が処置群と対照群では揃っており意味を持つ。本稿ではランダム割り当てでも取り切れなかった処置群と対照群の違いの制御や、属性毎に効果の出方に異質性を持つケース (例えば、性別による初職賃金の差異など。) を考慮する為、コントロール変数としてこれらの変数を回帰式に使用する。

各年の短期プログラムの ATE の加重平均が今回の英語圏への短期プログラムの平均 ATE(以後 AATE) であると考え、

$$AATE = \alpha_1 P(\text{PrgYear} = 2013) + \alpha_3 P(\text{PrgYear} = 2014) \quad (2)$$

と考えられる (P はその年度の応募者の両年度に応募者合計に占める比率)。これはより簡易な線形回帰モデルの係数として表すことができ、

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 1stLotteryWin_i + \beta_2 PrgYear2014_i + \sum_{c=3}^C X_{ci} \beta_c + error_i \quad (3)$$

により、 $AATE = \alpha_1 P(\text{PrgYear} = 2013) + \alpha_3 P(\text{PrgYear} = 2014) = \beta_1$  と考えられる。本稿では、(2) の AATE が有意であるかをメインに報告を行う。また結果の頑健性を確認する目的で、単年毎の (1) の推計結果が同じ符号を持つか否かを分析した結果を示す。

図2は再応募者に焦点を当てた構造を示している。図2の構造の背後に存在する個人属性を図に加えたものが図3である。それぞれの状態を表4のように定義し、それぞれを state と呼ぶ。また  $Group1 = \{state1, 2, 3, 4\}$ ,  $Group2 = \{state3, 4\}$ ,  $Group3 = \{state5, 6\}$  と定義する。最終的に参加したか否かを用いて、通常の単年 RCT で用いられるように Win or Lose(短期プログラムの参加、非参加) で回帰を行って ATE を求めようとする、2013 年度プログラムは、state1 の Win と state2 の Lose の群間の比較を行い、2014 年度は state3,5 の Win と 4,6 の Lose の群間比較を行いそれぞれの年の ATE を推定することとなる。この時、2013 年度プログラムの各群間の背後の属性は揃わず、2013 年度のプログラム効果を過少に見積もってしまう<sup>12</sup>。本稿では、これを回避するため、初年度の短期プログラムの割り当て結果を当該学生への割り当てである、という仮定を使用する。その為、 $1stLotteryWin_i$  は最終的に留学へ参加したかどうかではなく、最初のランダム割り当て留学への応募時に留学への参加が許されたかどうかを用いる。この時、初年度以降の行動は全てプログラム効果であると考え、背後の個人属性はそろそろ為、この仮定を採用し Group で 2013 年度プログラムの ATE 推定、Group3 で 2014 年度プログラムの ATE 推定を行う。

<sup>12</sup>詳細は appendix に記した。

## 4.2 短期留学プログラムの初職属性への影響 (ATE) の推計

モデル式 (1),(3) のアウトカム  $y_i$  に初職属性に該当する変数を使用して ATE の推計を行う。初職属性は、まず卒業直後に就業したかのインディケータをアウトカムとして推計を行い、次に、就業を所与として初職が上場企業であるかのインディケータをアウトカムとして推計を行う。次に、上場企業であるを所与として就職先企業の外資比率、平均年収、企業規模、売上高、営業利益率をアウトカムとして推計を行う。最後に、進路を産業区分、大学院進学へと分けてそれぞれのインディケータをアウトカムとして、各進路選択確率への影響の推計を行う。

## 4.3 短期留学プログラムの国際スキルへの影響 (ATE) の推計

就学中のアウトカムとして、長期留学参加確率と語学力への ATE 推計を行う。長期留学参加率への影響については、Kato and Suzuki (2019) が同一データを用いて既に実施している。しかし、Kato and Suzuki (2019) では 2 回応募した学生を別々の個人と仮定したうえで推計をしていた。今回は、2 回応募した学生のプログラム効果は最初の応募時点で定義される、との仮定の下で (1),(3) 式の  $y_i$  に長期留学への参加インディケータを用いた推計を行う。

語学力への影響に関しては、川田・西谷 (2017) で行われている傾向スコアで共変量を揃えた DID の推計と基本的に同じ推計を行う。2014 年 8 月夏の留学応募者の中で応募時に 1 年生であった学生のみが短期留学前後のタイミングで TOEFL を受けていることから、彼らを対象に TOEFL スコアの 4 月と 12 月のスコア差をアウトカムとした推計を行う。これは線形回帰モデルでは、2014 年の 1 年生応募者に絞ったうえで、

$$y_i = b_0 + b_1 LotteryWin_i + \sum_{c=2}^C X_{ci} b_c + error_i \quad (4)$$

という線形回帰式の  $b_1$  で示される。2 年生以降は TOEFL の受験が任意のため自己選択の可能性を考えると、留学前後の点数の差分を留学参加と非参加者の間で比べた結果が必ずしもプログラム効果とは言えない。上記の理由により、本稿では 1 年生に絞って留学の効果の推計を行った。川田・西谷 (2017) の推計も 1 年生に絞っており、同様の正の効果が予想される。



#### 4.4 国際スキルの初職属性への影響 (LATE) の推計

本稿の分析対象である短期プログラムの期間は約4週間であり、1年生が参加した場合に初職属性は最大2年と半年後の4年生春からの就活時期に決まるものである。短期留学による処置が大きくないことや、影響を与えるまでの期間が複数年かかる可能性からは、短期留学が直接的な効果を持たないと仮定すると、もし4-2節で国際スキルが短期留学への参加により変化を促すことが示された場合、短期留学の効果は国際スキルを変動させることを通じて影響している可能性が考えられる。応募者の中で留学への参加、非参加は外生的に決まっている為、短期プログラムへの参加非参加を操作変数として扱うことにより、国際スキルの変化による初職属性への因果効果を見ることが可能である。今回は、短期留学参加によって引き起こされた長期留学参加確率の上昇、また TOEFL のスコアの変化による初職属性への効果、局所平均処置効果 (LATE) の推定である点に留意が必要である。実際には、短期留学への参加を通じて長期留学への意欲を失う、または TOEFL スコアが上昇しない学生もいるだろうが、LATE の推定には、操作変数の変動に対して単調な反応を示すという仮定が必要である為、今回はそのようなケースを想定せずに推計を行った。

以下の  $LotteryWin_i$  を操作変数とした推定を行う。

$$y_i = \delta_0 + \delta_1 InternationalSkill_i + \sum_{j=2}^C X_{ci}\delta_c + error_i \quad (5)$$

$y_i$  には初職属性、 $InternationalSkill$  には長期留学への参加インディケーター、1年時の TOEFL の点数の変化を利用する。1年時の TOEFL の点数の変化には、2014年8月夏の留学応募者の中で応募時に1年生であった学生のみ分析を絞っている。 $\delta_1 \neq 0$  を確かめることで、国際スキルによる初職属性への影響を持つかを確かめることができる。

Staiger and Stock (1997) はシミュレーション結果から、F値が10を超えないときは Weak Instrument の懸念がある、との実証上のルールを提唱した<sup>13</sup>。更に Staiger and Stock (1997) は、1段階目の推定が有意となっても、Weak Instrument の問題は起き得ることを示した。今回の推計も Weak Instrument の問題が起きる可能性は存在する。Hahn and Hausman (2002)

<sup>13</sup>正規分布を置いたうえで、この10という慣習的な数値を Stock and Yogo (2005) は内政変数の数、外生変数の数、bias の許容率によって必要な F 値の Critical Value を細かく示している。

は Weak Instrument が存在するときに操作変数を用いると、最小二乗法推定以上にバイアスをもたらしてしまうことを示している。しかし、Andrews et al. (2019) は、F 値が 10 に届かないからと分析を止めるのではなく、Weak Instrument に頑健な推定を行うことを推奨している。これは、少なくとも有意性の検定は Anderson and Rubin (1949) の定義したものにより推定が可能であり、Andrews et al. (2019) は Weak Instrument の時にはこの手法により検定を行うことを推奨している。今回の推計 1 段階目の結果は全て F 値は 10 に近い値<sup>14</sup>を取っていたため、同手法で国際スキルの効果の有無を検定した F 値とその有意性も併せて報告を行った。

## 5 結果

2013 年度と 2014 年度の短期プログラムは表 1 に示されるように受入大学の一部が異なるなど内容が完全に等しいわけではないが、本稿ではより大きなくくりで見て英語圏への短期語学研修という意味では各年のプログラムの処置は同質であると仮定する。また各年のプログラムは独立であり、別のサンプルへの割り当てであるため、場合によってはプログラム効果が異って示される可能性がある。この時、本稿は、全体として効果があるかどうかを以下のルールに基づいて判断する。まず、両年の係数のサインが同じ、かつ AATE が統計的に有意なとき、プログラムの効果は頑健に有意であると報告する。次に、年度により効果が異なり両年の係数のサインが違えば AATE が有意となった時、プログラムの効果は頑健ではないが有意であると報告を行う。AATE が統計的に有意でないときは、仮に単年でプログラム効果が統計的に有意に示されても、プログラムの効果は見られないと報告する。

### 5.1 短期留学プログラムの初職属性への効果

表 5 から表 10 には、学生が短期プログラムに参加することによる初職属性への ATE、AATE の推定結果を示す。表 5 は学生が短期プログラムにより、(1)~(4) は卒業後に就業する確率、(5)~(8) は就業を所与に上場企業就業確率への影響を推定した。これらの表から、AATE に

---

<sup>14</sup>わずかに 10 を上回る場合が存在していたり、回帰に用いるサンプル数により変わる場合があった。表に全ての 1 段階目の F 値を併せて報告している。

あたる(1),(2),(5),(6)の係数値は全て統計的に有意ではなく、上場企業に入社する確率、卒業後に就業するか否かへの選択に対するプログラム効果は見られないことを示した。

表6から表9は、上場企業かつ財務項目が取得できた企業、を所与としている。表6の(1)~(4)は万円単位の平均年収への効果、(5)~(8)は対数変換により%単位での平均年収の効果等を推定した。表6から、短期プログラムへの参加は平均年収の高い企業へと就業を促すプログラムの効果は見られないことを示した。

表7は短期プログラムにより就職先企業の財務項目属性への影響を推定した。(1)~(4)は売上高へ、(5)~(8)は資本金へ、(9)~(12)は市場価値への、(13)~(16)は総資産への影響を表している。表7から、AATEは、各年の係数値は符号が逆であるなど頑健ではないが、売上高に対しては5%水準で、市場価値に対しては10%水準で正に有意であった。これらの結果は、処置群は、平均的に売上高が対照群より約47%高く、市場価値の約30%高い企業に就職することを示している。表8は学生が上場企業に入社しているを所与に、短期プログラムにより就職先企業の従業員数と企業年齢への影響を推定した結果を示す。従業員規模の差に対するプログラムの効果は見られないが、短期プログラム参加による企業年齢への効果は頑健に正に有意であった。この結果は、処置群は対照群よりも平均的に古い企業へと就職することを示している。表7,8の結果をまとめると、短期プログラムへの参加は人数で見たときの大企業ではなく、売上高、市場価値で見たときの大企業、また長く続いている企業へと就職する確率を高める効果を持つことを示した。

表9は学生が上場企業に入社していることを所与に、短期プログラムにより就職先企業の外資比率への影響の推定を行った。この表の係数値からAATEは、4月のTOEFLをコントロールする前は10%水準、コントロール後は5%水準で頑健に正に有意であった。これは処置群は、対照群よりも平均約3%外資比率のより高い企業に就業することを示している。

表6から表9までの結果は日本の上場企業就業者を対象としたが、表10では企業への就職者全体を対象として、短期プログラムへの参加が特定の産業への進路を増加させるのかを(3)式の $\beta_1$ の推定により示した。この結果、サービス業には就業する確率が10%で負に統計的に有意であったが、他の産業への影響は統計的に有意性を持たないことが示された。もっとも表2で示したように産業分類毎のサンプルサイズが小さいことに留意する必要がある。

## 5.2 短期留学プログラムの国際スキルへの効果

短期プログラムへの参加による国際スキルへの AATE の推定結果を表 11,12 に示す。表 11 から、短期プログラムへの参加は 1%水準で頑健かつ正に有意であり、長期留学参加確率を増加させることが Kato and Suzuki (2019) と同様に、改めて示された。また表 12 から、1 年時の TOEFL の伸び率に対しては 4 月の TOEFL スコアをコントロールした (2) の係数値が 5%水準で正に有意となった。入学時の TOEFL スコアをコントロールすると結果の有意性は変わる。この結果は、入学時の TOEFL スコア係数値は負であり、入学時に TOEFL スコアが高い学生は元々低い学生よりも、その後の点数上昇幅が低いことを示している短期プログラムという処置の効果に初期スコアの高さによって異質性がある点を考慮する意味ではコントロールした後の推計結果がより妥当であると考えられる。係数値の値に注目すると、短期プログラムへの参加は、長期プログラムの参加確率を約 12.7%上昇させ、1 年生の終了時点の TOEFL スコアの上昇幅は、参加しなかった学生よりも 7.8 点平均的に高くする効果を持っていることが示された。これらの結果は、英語圏への短期プログラムは、国際スキルを上昇させる効果を持つことを示している。

## 5.3 国際スキルの初職属性への効果

5.2 節の結果は、短期プログラムは国際スキルへの影響として、長期留学を促し TOEFL スコアに正の効果を持つことを示した。4 週間の短期プログラムそれ自体は初職属性に影響を直接は与えないと考えると、これらの国際スキルの変動は初職属性に対して何らかの影響を持つのだろうか。この問いについて、短期プログラムのランダム割り当てを操作変数として扱い、手法 (4) により LATE の推計を行った結果を、表 13 から 21 に示す。このうち、表 13 から 17 は長期留学の効果、表 18 から 21 は TOEFL のスコア変化による効果を示している。表 14 から表 17、表 19 から表 21 は、上場企業かつ財務項目が取得できたことを所与としている。全ての推計は 1 段階目の F 値が 10 に近い値を取っており、Weak IV の可能性が示唆されている。4 章で示したようにこの章では Weak IV に頑健な F 検定の結果を基に報告を行う。

表 13 から、LATE にあたる係数値は全て統計的に有意ではなく、長期留学に参加するこ

とは上場企業に入社する確率、卒後の就業と非就業の選択へは影響を及ぼさないことを示した。表 14 から、長期留学参加は平均年収へ統計的に有意な効果を持たないことを示している。表 15 は長期留学による就業先の財務項目属性への影響を示している。売上高に対しては 5%水準で、市場価値に対しては 10%水準で LATE は正に統計的に有意となった。表 16 は長期プログラムが就職先企業の従業員数と企業年齢へ与える影響を推定した結果を示す。従業員規模へは統計的に有意でないが、企業年齢には 10%水準で有意であった。表 17 は外国資本比率への影響の推定を行っており、4月の TOEFL をコントロールする前は 10%水準、コントロール後は 5%水準で統計的に有意となっていた。

TOEFL スコアの変動による影響として、表 20 の売上高への影響が 5%で、表 21 の企業年齢への影響が 10%で統計的に有意であった。これは 1 年時の TOEFL スコアの上昇は、上場企業を所与とすると売上高のより高い企業へと就業する確率を高め、より古い企業に入社する確率を高めることを示している。また外国資本比率への影響は、表 9 の短期留学の誘導系推定、表 17 の長期留学の効果推定のどちらの結果も 5%有意を示していた。表 22 から、TOEFL のスコアの変動は外国資本比率の高い企業への就業を促さないことが示される。TOEFL スコアの変動を利用する結果は、2014 年入学の応募者に絞っており、サンプル数が極端に小さくなっている。このため、表 20 の売上高以外の財務項目に対する F 値は 10%の棄却域に近い値を取っており、サンプル数の問題か否かの切り分けが難しく、留意が必要である。

これらの結果は、古典的な t 検定結果のため統計的有意性は弱かったが、Weak IV に頑健な Anderson and Rubin (1949) の F 検定の結果、長期留学への参加は、財務規模の大きい会社への入社確率を上昇させ、外国資本比率の高い企業への入社を促した。また、TOEFL スコアの変動は、売上高と企業年齢には影響を持つが、外国資本比率には影響を持たないことが示された。これらの結果から、短期留学の効果は、国際スキルを経由して初職属性へと影響を持つことが考えられる。

## 6 再応募構造によるバイアスの修正

本研究の推計では、4.1節で説明したように、2013年と2014年のプログラム参加は完全に独立であり、2回の応募者は1度目の応募プログラムの loser として扱う（最初に参加した短期プログラム毎にその年の ATE を定義する）、との2つの仮定の下で (1),(2) のような推計により、短期プログラムの ATE, AATE の推計を行った。しかし、実際のデータは、図2で示したように2013年に応募した非参加学生が、再応募するかしないかを自己選択している。これは、2013年と2014年プログラムの応募者は独立しておらず、本稿で用いた仮定をデータは満たしていないことを示している。この章ではこの再応募構造を考慮に入れ修正を施して AATE の推計を行う。

### 6.1 再応募者がいるときの修正を入れた AATE の推計方法

この節の説明は、Rubin の因果モデルに沿って記述している (Rubin, 1974; Holland, 1986)。それぞれの状態を表4のように *state* と定義し、また  $Group1 = \{state1, 2, 3, 4\}$ ,  $Group2 = \{state3, 4\}$ ,  $Group3 = \{state5, 6\}$  と表記の便宜上定義する。最初に参加した短期プログラム毎にその年の ATE を定義する仮定を維持すると、求めたい AATE は変わらず (2) 式で定義される。この時、AATE は *state* と *Group* を用いて次のように書き下すことが可能である。

$$\begin{aligned}
 AATE &= E(Y_i(1)-Y_i(0)|Group1)P(Group1) + E(Y_i(1)-Y_i(0)|Group3)P(Group3) \\
 &= (E(Y_i(1)|state1) - (E(Y_i(0)|state2)P(state2) + E(Y_i(0)|state3)P(state3) \\
 &\quad + E(Y_i(0)|state4)P(state4)) * \frac{1}{P(state2) + P(state3) + P(state4)})P(Group1) \\
 &\quad + (E(Y_i(1)|state5) - E(Y_i(0)|state6))P(Group3) \tag{6}
 \end{aligned}$$

この時問題となるのが、2行目の  $E(Y_i(0)|state3)$  という項で、state3 の2013年に Lose したが2014年の再応募で Win となり実際には短期プログラムに参加した個人が、プログラムに参加しなかった場合の potential outcome が、AATE の推定には必要である。実データでは、 $E(Y_i(1)|state3)$  のみ観測可能である。この  $E(Y_i(0)|state3)$  を推定できれば、通常の RCT の

ケースと同じ枠組みで単年の ATE と AATE の推計が可能となる。

今、二回目の応募者においても留学参加の割り当てはランダムの為、

$$\begin{aligned}
 E(Y_i(1)|state3) &= E(Y_i(1)|state4) = E(Y_i(1)|Group2) \\
 &\wedge \\
 E(Y_i(0)|state3) &= E(Y_i(0)|state4) = E(Y_i(0)|Group2)
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

と考えることが可能である。すなわちデータとして見えない  $E(Y_i(0)|state3) = E(Y_i(0)|state4)$  と置き換えることができ、最終的に

$$\begin{aligned}
 AATE &= (E(Y_i(1)|state1) - \frac{E(Y_i(0)|state2)P(state2) + E(Y_i(0)|state4)P(Group2)}{P(state2) + P(Group2)})P(Group1) \\
 &\quad + (E(Y_i(1)|state5) - E(Y_i(0)|state6))P(Group3)
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

と表すことが可能である。この AATE は推計上は、 $E(Y_i(0)|state3) = E(Y_i(0)|state4)$  を置き換える都合上、(3) 式の推定を短期プログラム応募者母集団から作成したサンプル weight を用いて補正した線形回帰により示され、再応募構造を考慮に入れた検定が可能となる。

実データでは  $E(Y_i(1)|state3)$  しかデータとして無いことを無視した推計が今回の 5.1 節の結果である。これは、短期プログラムへの参加がアウトカム  $Y$  に対して+の効果を持っている ( $E(Y_i(1)|state3) > E(Y_i(0)|state3)$ ) 場合、5.1 節の係数値は過少にバイアスを持って推計されていることが分かる。

### 6.1.1 修正した短期プログラムの AATE

この節では、先の節で考えた再応募構造を考慮に入れて AATE の推計をやり直している。その結果が表 23 から表 27 である。以下では 5.1 節で行った OLS の表 5 から表 10 の場合と結果が大きく違うものを取り上げて報告を行う。

表 23 から、就業を所与とした場合に日本の上場企業への入社確率の推計が、表 5 の通常の OLS 時には統計的有意性がみられなかった部分に、1 年 4 月の TOEFL をコントロールし

ない場合は5%水準で、コントロールした後は10%水準で統計的に有意となった。これは上場企業への入社確率が、短期留学後に下がっていることを示している。1年4月のTOEFLをコントロールすると、両年のATEの結果は頑健ではないが、コントロールする前は頑健な結果となっていた。

表25から、売上高に対しては1%水準で、市場価値に対しては5%水準でAATEは正に統計的に有意となった。これらは表7で示された有意水準よりも高くなっていた。表7では売上高の2013年のATEが負になっていたが、これは補正され、統計的に有意性はないが、係数値は正となり、AATEは売上高に対しては頑健な結果であることが可能である。市場価値に関しては、2013年の負の効果の大きさは縮んでいるが、係数値は負のままであり、頑健とは言えない。また表25では、表7では統計的有意性のみられなかった総資産へのAATEも5%水準で統計的に有意であった。表7と表25を比べると、全ての2013年度のATEは正の方向に補正されていた。表26では、表8で統計的に有意であった企業年齢に対しての効果は、再応募構造を考慮に入れると有意性は消えることが示された。

再応募構造を入れて2013年のATEを補正するかしないかで結果の一部は大きく変わることが示された。表4を示されるように、今回の補正対象者は短期プログラム応募者の中の8.3%である。この割合が十分に小さいとき、この再応募構造を無視して推計しても漸近的にバイアスは無い。ただし、今回の推計においては結果が大きく変わる場合が存在しており、この修正を施した結果がより頑健な結果であると考えられる。

## 7 結論

本稿は、短期留学が大学卒業後の初職選択に与える影響を明らかにすることを目的とした。同時にそのメカニズムとして、英語力の向上と長期留学の影響の把握を試みた。分析には、留学への参加が応募者の中からランダムに割り当てられたデータを用いた。これは、日本の研究型大学が2013年度と2014年度の計2回実施した1カ月程度の短期留学への応募者（応募数705人、留学参加数300人）に関するデータである。

分析の結果、短期留学への参加は、就業を所与とすると、日本の株式市場に上場する企



業への就業率を下げる事が示された。次に上場企業への入社を所与とすると、売上高、市場価値、総資産、外国資本比率が高い企業への就業確率を上げる事が示された。他方で平均賃金の差は確認されなかった。また短期留学は、国際スキルに関して、長期留学参加率、TOEFL のスコアに対して正の効果を持つことが示された。初職属性の変化の経路として、長期留学の影響を操作変数法によって確かめたところ、誘導系推定で示されたものと同様に、初職企業の売上高、外国資本比率の高い企業への入社確率を高めることが示された。これらの結果は、最初に設定した調査設問に対する答えとなっている。短期留学の世界的な増加に対して、短期留学自体の効果測定を行った先行研究の蓄積が少ないことから、因果的効果測定を伴って初職属性と国際スキルへの効果を明らかにしたことは本稿の大きな貢献である。

本稿で示した結果の多くは直感に合うものである。しかし日本の株式市場に上場する企業への就業率を下げる事については考察が必要である。短期留学への参加は日本の上場企業への入社率を下げるため、非上場企業への入社率が高いことを意味する。この背景は今後の分析を待つべきものではあるが、日本で上場していない企業、すなわち中小企業もしくは外資系企業へ就業する可能性が考えられる。この2つの内で後者の企業へ就業する可能性は、短期留学への参加は長期留学への参加率を高めること<sup>15</sup>や、本稿で示したように、外国資本比率が高い企業への就業確率を上げることも整合的な解釈である。

留学の効果をテーマとした先行研究には、大きく2つの課題があった。1つは選択バイアスのコントロールであり、もう1つは効果を与えるメカニズムの解明である。選択バイアスのコントロールに対して、本稿はランダム割り当てという理想的なデータを用いて解決を試みた。またこのデータを用いて、初職属性を動かす要因として長期留学への参加確率とTOEFL のスコアの因果効果を示した。短期留学が長期留学を促すことはKato and Suzuki (2019) で既に示されていたが、本稿は、2回の実施における再応募行動（選択バイアスの問題を一部含む）を考慮して、より実態に即した推定を行った。この結果、処置効果の過少報告（財務情報）や過大報告（企業年齢）の可能性を示した。留学がキャリアに与える影響として、先行研究は企業属性などのメゾレベルで説明してきたが、本稿はメゾレベルの違いをもたらすものとして、外国語能力の向上や長期留学への参加というよりマイクロレベルの要因に

---

<sup>15</sup>長期留学者ほど外資系企業での就業率が高い（横田他, 2018）。

着目した点も評価される。

本稿は外生性を持つという非常に恵まれたデータを用いた分析結果を示したが、制約も複数存在する。その1つは外的妥当性である。本稿が対象とした大学は日本において学生の選抜性が高い1研究型大学である。日本として一般的な結果を導出するためには、多様な大学を対象として大学固有の効果を排除することが必要である。日本の高等教育データの整備促進を期待したい。

データ制約についても数点述べたい。まず本稿は大学が実施した特定の留学に着目したが、大学を介さない留学への参加や、大学が実施する他の年度および英語圏以外などを受入国とする留学プログラムへの参加可能性は排除できない。より精緻なデータ整備は今後の課題である。また本稿では平均賃金に対する効果が確認されなかった。これは企業の平均賃金ではなく、入社時の初任給を用いることも検討できるだろう。また、上場企業をメインとして分析を行った点も本稿の一つの制約である。非上場企業の財務データを取得できた場合、結果が変化するかは今後の課題である。

今回の分析では、初職属性が短期留学参加者と非参加者の間で異なることを見た。この背景は、学生側の選好の変化によるものなのか、学生の能力向上を企業が評価したという企業の選好によるものなのかは、わからない。この点は今後の主要なテーマの一つと考えられる。本稿の結果は、短期留学が複数の初職属性と国際スキルに効果を与えることを示したことから、留学を促進する観点からは、高等教育および国際教育の関係者に有用な研究となっていると考える。

## References

- Anderson, Philip H., Leigh Lawton, Richard J. Rexeisen, and Ann C. Hubbard (2006) “Short-term study abroad and intercultural sensitivity: A pilot study,” *International Journal of Intercultural Relations*, Vol. 30, No. 4, pp. 457–469.
- Anderson, T. W. and Herman Rubin (1949) “Estimation of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations,” *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 20, No. 1, pp. 46–63, 03.
- Andrews, Isaiah, James H. Stock, and Liyang Sun (2019) “Weak Instruments in IV Regression: Theory and Practice,” *Annual Review of Economics* forthcoming.
- Bodycott, Peter Thomas and Vernon Crew (2000) “Living the language: The value of short-

- term overseas English language immersion programs,” *The Language Teacher*, Vol. 24, No. 9, pp. 27–34.
- Campbell, Kathleen (2016) “Short-term study abroad programmes: objectives and accomplishments,” *Journal of international Mobility*, No. 1, pp. 189–204.
- Carley, Susan and R Keith Tudor (2010) “Assessing the impact of short-term study abroad,” *Journal of Global Initiatives: Policy, Pedagogy, Perspective*, Vol. 1, No. 2, p. 5.
- Di Pietro, Giorgio (2012) “Does studying abroad cause international labor mobility? Evidence from Italy,” *Economics Letters*, Vol. 117, No. 3, pp. 632–635.
- (2015) “Do study abroad programs enhance the employability of graduates?” *Education Finance and policy*, Vol. 10, No. 2, pp. 223–243.
- (2019) “University study abroad and graduates’ employability,” *IZA World of Labor*, <https://doi.org/10.15185/izawol.109.v2>).
- Dwyer, Mary M (2004) “More is better: The impact of study abroad program duration.,” *Frontiers: The Interdisciplinary Journal of Study Abroad*, Vol. 10, pp. 151–163.
- Gaia, A Celeste (2015) “Short-term faculty-led study abroad programs enhance cultural exchange and self-awareness.,” *International Education Journal: Comparative Perspectives*, Vol. 14, No. 1, pp. 21–31.
- Geyer, Alexis, Jenni Putz, and Kaustav Misra (2017) “The effect of short-term study abroad experience on American students’ leadership skills and career aspirations,” *International Journal of Educational Management*, Vol. 31, No. 7, pp. 1042–1053.
- Ginsburgh, Victor A and Juan Prieto-Rodriguez (2011) “Returns to foreign languages of native workers in the European Union,” *ILR Review*, Vol. 64, No. 3, pp. 599–618.
- Hahn, Jinyong and Jerry Hausman (2002) “Notes on bias in estimators for simultaneous equation models,” *Economics Letters*, Vol. 75, No. 2, pp. 237 - 241.
- Holland, Paul W. (1986) “Statistics and Causal Inference,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 396, pp. 945–960.
- Kato, Maki and Ken Suzuki (2019) “Effective or Self-Selective: Random Assignment Demonstrates Short-Term Study Abroad Effectively Encourages Further Study Abroad,” *Journal of Studies in International Education*, Vol. 23, No. 4, pp. 411–428.
- 川田恵介・西谷元 (2017) 「短期留学プログラムが語学力到達度に与える影響について:広島大 START プログラムの事例から」, <https://docs.google.com/viewer?a=v&pid=sites&srcid=ZGVmYXVsdGRvbWFpbnxrZWlzdWtla2F3YXRhN3xneDoxOTQwNDhhNDNkZGIwZWNm>.
- Kirkeboen, Lars J., Edwin Leuven, and Magne Mogstad (2016) “Field of Study, Earnings, and Self-Selection\*,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 3, pp. 1057–1111, 05.
- 小林明 (2011) 「日本人学生の海外留学阻害要因と今後の対策」, 『ウェブマガジン「留学交流」』, 第5巻.
- Kratz, Fabian and Nicolai Netz (2018) “Which mechanisms explain monetary returns to international student mobility?” *Studies in Higher Education*, Vol. 43, No. 2, pp. 375–400.
- Kurt, Mark R, Neal H Olitsky, and Paul Geis (2013) “Assessing global awareness over short-term study abroad sequence: A factor analysis.,” *Frontiers: The Interdisciplinary Journal of Study Abroad*, Vol. 23, pp. 22–41.
- Liwiński, Jacek (2019a) “Does it pay to study abroad? Evidence from Poland,” *International Journal of Manpower*, Vol. 40, No. 3, pp. 525–555.

- (2019b) “Does studying abroad enhance employability?” *Economics of Transition and Institutional Change*, Vol. 27, No. 2, pp. 409–423.
- Luo, Jiali and David Jamieson-Drake (2015) “Predictors of study abroad intent, participation, and college outcomes,” *Research in Higher Education*, Vol. 56, No. 1, pp. 29–56.
- Mapp, Susan C (2012) “Effect of short-term study abroad programs on students’ cultural adaptability,” *Journal of Social Work Education*, Vol. 48, No. 4, pp. 727–737.
- Messer, Dolores and Stefan C Wolter (2007) “Are student exchange programs worth it?” *Higher Education*, Vol. 54, No. 5, pp. 647–663.
- MEXT (2019a) 「外国人留学生在籍状況調査」及び「日本人の海外留学者数」等について, Technical report.
- (2019b) 「留学生政策をめぐる現状と施策」, Technical report.
- Mule, Lucy W, Shannon Audley, and Kathryn Aloisio (2018) “Short-Term, Faculty-Led Study Abroad and Global Citizenship Identification: Insights from a Global Engagement Program.,” *Frontiers: The interdisciplinary journal of study abroad*, Vol. 30, No. 3, pp. 20–37.
- Netz, Nicolai (2015) “What deters students from studying abroad? Evidence from four European countries and its implications for higher education policy,” *Higher Education Policy*, Vol. 28, No. 2, pp. 151–174.
- 新見有紀子・秋庭裕子・太田浩・横田雅弘 (2017) 「学部レベルの海外留学経験がキャリアにもたらすインパクト: 学位取得目的, 単位取得目的留学経験者と留学未経験者に対するオンライン調査結果の比較より」, 『留学交流』, 第74巻, 14–26頁.
- 太田浩 (2014) 「日本人学生の内向き志向に関する一考察: 既存のデータによる国際志向性再考」, 『留学交流』, 第40巻.
- Oosterbeek, Hessel and Dinand Webbink (2011) “Does studying abroad induce a brain drain?” *Economica*, Vol. 78, No. 310, pp. 347–366.
- Parey, Matthias and Fabian Waldinger (2010) “Studying Abroad and the Effect on International Labour Market Mobility: Evidence from the Introduction of ERASMUS,” *The Economic Journal*, Vol. 121, No. 551, pp. 194–222.
- Perry, Lane, Lee Stoner, Michael Tarrant et al. (2012) “More than a vacation: Short-term study abroad as a critically reflective, transformative learning experience,” *Creative Education*, Vol. 3, No. 05, pp. 679–683.
- Rodrigues, Margarida (2012) “Determinants and impacts of student mobility: A literature review,” *JRC Scientific and Technical Report JRC*, Vol. 70059.
- (2013) “Does student mobility during higher education pay? Evidence from 16 European countries,” <http://econmodels.com/upload7282/41b9a94d0d2f9bedbd271b6910121bb2.pdf>.
- Rubin, Donald B (1974) “Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies,” *Journal of Educational Psychology*, Vol. 66, No. 5, pp. 688–701.
- Saiz, Albert and Elena Zoido (2005) “Listening to what the world says: Bilingualism and earnings in the United States,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 3, pp. 523–538.
- Salisbury, Mark H, Paul D Umbach, Michael B Paulsen, and Ernest T Pascarella (2009) “Going global: Understanding the choice process of the intent to study abroad,” *Research in Higher Education*, Vol. 50, No. 2, pp. 119–143.
- Savicki, V., E. Brewer, and B. Whalen (2015) *Assessing Study Abroad: Theory, Tools and*

- Practice*: Stylus Publishing.
- Schmidt, Stephen and Manuel Pardo (2017) “The contribution of study abroad to human capital formation,” *The Journal of Higher Education*, Vol. 88, No. 1, pp. 135–157.
- Schnepf, Sylke V and Marco Colagrossi (2020) “Is unequal uptake of Erasmus mobility really only due to students’ choices? The role of selection into universities and fields of study,” *Journal of European Social Policy* forthcoming.
- Schnepf, Sylke V and Beatrice d’Hombres (2018) “International Mobility of Students in Italy and the UK: Does It Pay off and for Whom?,” *IZA Discussion Paper*, <http://ftp.iza.org/dp12033.pdf>.
- Sorrenti, Giuseppe (2017) “The Spanish or the German apartment? Study abroad and the acquisition of permanent skills,” *Economics of Education Review*, Vol. 60, pp. 142–158.
- Staiger, Douglas and James H. Stock (1997) “Instrumental variables regression with weak instruments,” *Econometrica*, Vol. 65, No. 3, pp. 557–586.
- Stock, James H. and Motohiro Yogo (2005) *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*, pp. 80–108: Cambridge University Press.
- Stöhr, Tobias (2015) “The returns to occupational foreign language use: Evidence from Germany,” *Labour Economics*, Vol. 32, pp. 86–98.
- Stroud, April H. (2010) “Who plans (not) to study abroad? An examination of US student intent,” *Journal of Studies in International Education*, Vol. 14, No. 5, pp. 491–507.
- Waibel, Stine, Heiko Rüger, Andreas Ette, and Lenore Sauer (2017) “Career consequences of transnational educational mobility: A systematic literature review,” *Educational Research Review*, Vol. 20, pp. 81–98.
- Waibel, Stine, Knut Petzold, and Heiko Rüger (2018) “Occupational status benefits of studying abroad and the role of occupational specificity—A propensity score matching approach,” *Social Science Research*, Vol. 74, pp. 45–61.
- Walters, Colleen, Jennell Charles, and Sue Bingham (2017) “Impact of short-term study abroad experiences on transformative learning: A comparison of programs at 6 weeks,” *Journal of Transformative Education*, Vol. 15, No. 2, pp. 103–121.
- White, Halbert (1980) “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817–838.
- Wiers-Jensen, Janneke (2011) “Background and employability of mobile vs. non-mobile students,” *Tertiary Education and Management*, Vol. 17, No. 2, pp. 79–100.
- 横田雅弘・太田浩・新見有紀子 (2018) 『海外留学がキャリアと人生に与えるインパクト: 大規模調査による留学の効果測定』, 学文社.

## Tables

表 1: 短期プログラム概要

年度	2013	2014
支払額 (万円)	0	10
派遣先学校数	9	13
延べ対象プログラム応募者数	268	437
延べ対象プログラム派遣者数	100	200
倍率	2.68	2.19

表 2: サンプル概要

年度	2013	割合	2014	割合	年度合計	割合
延べプログラム応募者数	268		437		705	
延べプログラム派遣者数	100	37.3%	200	45.8%	300	42.6%
複数回応募者					59	
サンプル応募者数	268	100.0%	383	100.0%	651	100.0%
サンプル派遣者数	100	37.3%	172	44.9%	272	41.8%
大学院進学者数	34	12.7%	41	10.7%	75	12.4%
その他 (非就業者)	8	3.0%	9	2.3%	17	2.8%
進路情報欠損者数	18	6.7%	28	7.3%	46	7.6%
就業者数	208	77.6%	305	79.6%	513	78.8%
-就業者業種内訳 (サンプル応募者数を 100%)-						
金融	51	19.0%	74	19.3%	125	20.7%
貿易	18	6.7%	27	7.0%	45	7.4%
製造	52	19.4%	70	18.3%	122	20.2%
インフラ、運送	10	3.7%	17	4.4%	27	4.5%
IT	16	6.0%	31	8.1%	47	7.8%
メディア	13	4.9%	19	5.0%	32	5.3%
サービス	38	14.2%	52	13.6%	90	14.9%
公務員	10	3.7%	15	3.9%	25	4.1%
-就業者内訳 (就業者数を 100%)-						
上場企業	135	64.9%	192	63.0%	327	63.7%

表 3: 記述統計表

		参加者 (lottery_win = 1)			非参加者 (lottery_win = 0)			
		Obs	Mean	Std. Dev.	Obs	Mean	Std. Dev.	t-Value
初職属性	log(外資比率)	126	0.31	0.13	184	0.28	0.12	
	log(市場価値)	125	28.15	1.34	182	27.84	1.67	
	log(総資産)	126	15.76	2.11	184	15.28	2.80	
	log(売上高)	112	14.47	1.41	170	13.99	1.97	
	log(資本金)	126	12.01	1.92	184	11.83	2.35	
	log(平均年収)	124	6.78	0.26	170	6.74	0.25	
	log(従業員数)	106	8.49	1.60	154	8.32	1.77	
	log(企業年齢)	126	3.84	0.90	184	3.65	0.92	
	log(平均年齢)	124	3.70	0.09	170	3.70	0.08	
国際スキル	長期留学参加ダミー	272	0.31	0.46	379	0.16	0.37	
	4月と12月のTOEFLの得点差 (2014年出発の1年生)	92	19.90	27.89	97	16.04	29.89	
入学前属性	1学年4月のTOEFL得点	258	514.20	40.85	355	513.05	39.61	0.35
	入学時年齢18歳か否か	265	0.34	0.47	369	0.39	0.49	-1.47
制御変数 (全てダミー変数)	女性	256	0.32	0.47	349	0.33	0.47	-0.14
	2年生	256	0.36	0.48	349	0.38	0.49	-0.74
	3年生	256	0.11	0.32	349	0.13	0.34	-1.12
	major2	256	0.27	0.45	349	0.26	0.44	0.69
	major3	256	0.13	0.34	349	0.15	0.35	-0.46
	major4	256	0.28	0.45	349	0.24	0.43	0.49
	留学生	256	0.07	0.26	349	0.11	0.32	-1.50

t-Value は、記述統計属性をアウトカムとして、1stLotteryWin で単回帰した時の係数値の t 検定によって群間に差があるかを確認している。  
 \*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての属性は 10%水準でも統計的有意性を持っておらず、  
 処置群と対照群属性は等しいと考えることができ、ランダム割り当ては機能していると考えられる。

表 4: 再応募構造に注意した個人属性の定義

	2013 result	give up/continue	2014 2nd result	2014 1st result	Proportion in Sample
state1	Win	-	-	-	15.36%
state2	Lose	give up	-	-	17.51%
state3	Lose	continue	Win	-	4.30%
state4	Lose	continue	Lose	-	3.99%
state5	-	-	-	Win	26.42%
state6	-	-	-	Lose	32.41%

表 5: 短期留学による就業キャリア選択確率、上場企業選択確率への効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Working				Market firm			
lottery_win	0.042 (0.028)	0.028 (0.028)			-0.062 (0.043)	-0.051 (0.043)		
lottery_2013_win			0.083* (0.044)	0.056 (0.045)			0.025 (0.068)	0.063 (0.068)
lottery_2014_win			0.014 (0.036)	0.010 (0.036)			-0.121** (0.056)	-0.125** (0.056)
<i>N</i>	605	585	605	585	513	502	513	502
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.067	0.060	0.070	0.061	0.013	0.021	0.019	0.030
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。(5) 以降の推計は、就業進路を選択している、を所与とした結果である。

表 6: 短期留学による就業先平均年収への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Average Income				Log Average Income			
lottery_win	40.075 (31.293)	42.286 (31.333)			0.042 (0.031)	0.044 (0.031)		
lottery_2013_win			47.538 (46.927)	52.248 (47.287)			0.047 (0.046)	0.051 (0.047)
lottery_2014_win			34.476 (41.384)	34.913 (41.256)			0.039 (0.041)	0.039 (0.041)
<i>N</i>	294	291	294	291	294	291	294	291
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.049	0.051	0.049	0.051	0.056	0.057	0.056	0.057
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。



表 7: 短期留学による就業先財務属性への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Log Sales				Log Capital			
lottery_win	0.461** (0.206)	0.467** (0.207)			0.172 (0.252)	0.177 (0.253)		
lottery_2013_win			-0.051 (0.294)	-0.037 (0.298)			-0.311 (0.366)	-0.313 (0.372)
lottery_2014_win			34.476 (41.384)	34.913 (41.256)			0.532 (0.335)	0.537 (0.337)
<i>N</i>	282	280	282	280	310	307	310	307
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.033	0.036	0.048	0.050	0.034	0.035	0.043	0.043
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Log Market Value				Log Total Asset			
lottery_win	0.293* (0.174)	0.298* (0.175)			0.445 (0.283)	0.449 (0.284)		
lottery_2013_win			-0.071 (0.270)	-0.075 (0.274)			-0.173 (0.412)	-0.180 (0.419)
lottery_2014_win			0.559** (0.221)	0.568** (0.222)			0.907** (0.375)	0.913** (0.376)
<i>N</i>	307	304	307	304	310	307	310	307
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.055	0.057	0.065	0.067	0.060	0.060	0.071	0.071
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

()内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。

表 8: 短期留学による就業先従業員数、企業年齢への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Log number of workers				Log firm age			
lottery_win	0.118 (0.215)	0.121 (0.215)			0.178* (0.104)	0.185* (0.104)		
lottery_2013_win			-0.225 (0.336)	-0.236 (0.340)			0.271* (0.156)	0.295* (0.158)
lottery_2014_win			0.373 (0.276)	0.383 (0.275)			0.108 (0.140)	0.103 (0.140)
<i>N</i>	260	258	260	258	310	307	310	307
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.046	0.052	0.053	0.059	0.089	0.092	0.091	0.095
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

()内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。

表 9: 短期留学による就業先外資比率への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Foreign Stock rate			
lottery_win	0.028*	0.029**		
	(0.015)	(0.015)		
lottery_2013_win			0.030	0.032
			(0.024)	(0.024)
lottery_2014_win			0.027	0.027
			(0.019)	(0.019)
<i>N</i>	310	307	310	307
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.055	0.062	0.055	0.062
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○

()内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。

全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。

全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。

表 10: 短期留学による各産業への就業確率への効果

	(1)	(2)
	No Ability control	Ability control
Finance	0.022	0.016
	(0.033)	(0.034)
Trade	0.026	0.024
	(0.022)	(0.023)
Manufacture	-0.001	-0.001
	(0.033)	(0.034)
IT	-0.005	-0.005
	(0.023)	(0.024)
Service	-0.042	-0.050*
	(0.028)	(0.029)
Infra transport	-0.000	-0.000
	(0.017)	(0.018)
GradSchool	-0.038	-0.024
	(0.025)	(0.025)
<i>N</i>	605	585

()内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。

変数の行がその変数をアウトカムとしたときの、それぞれの lottery\_win の係数値となっている。

全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。

全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、

入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。

入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計は (2) である。

表 11: 短期留学の長期留学参加確率への効果

	(1)	(2)	(3)	(4)
		Long Program join		
lottery_win	0.143*** (0.034)	0.127*** (0.034)		
lottery_2013_win			0.219*** (0.057)	0.193*** (0.057)
lottery_2014_win			0.092** (0.043)	0.084** (0.041)
$N$	634	613	634	613
$R^2$	0.057	0.108	0.062	0.112
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。

表 12: 短期留学の 1 年次 4 月と 12 月 TOEFL の点差への効果

	(1)	(2)
	1st grade's TOEFL score change	
lottery_win	5.186 (4.242)	7.801** (3.929)
April 1st grade TOEFL		-0.306*** (0.055)
$N$	189	189
$R^2$	0.063	0.224

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。サンプルは 2014 年度に入学して 2014 年度の短期プログラム参加者である。両回帰式は、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。April 1st grade TOEFL は 1 学年 4 月の TOEFL 得点を示す。

表 13: 長期留学による就業キャリア選択確率、上場企業就業確率への効果 (就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Working		Market firm	
long-go	0.306 (0.220)	0.231 (0.236)	-0.439 (0.310)	-0.378 (0.325)
<i>N</i>	605	585	513	502
1st stage F	15.17	12.61	14.17	13.6
AR test (2nd stage F)	2.22	1.02	2.08	1.4
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。  
 lottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も\*で示している。

表 14: 長期留学による就業先平均年収への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Average Income		Log Average Income	
long-go	270.882 (225.520)	281.280 (223.288)	0.285 (0.225)	0.293 (0.222)
<i>N</i>	294	291	294	291
1st stage F	9.27	10.26	9.27	10.26
AR test (2nd stage F)	1.64	1.82	1.85	2.01
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。  
 lottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も\*で示している。

表 15: 長期留学による就業先財務属性への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Log Sales		Log Capital		Log Market Value		Log Total Asset	
long-go	3.355* (1.819)	3.399* (1.801)	1.391 (2.065)	1.392 (2.015)	2.362 (1.609)	2.329 (1.546)	3.604 (2.659)	3.540 (2.568)
<i>N</i>	282	280	310	307	307	304	310	307
1st stage F	7.59	8.12	6.72	7.58	6.66	7.59	6.72	7.58
AR test (2nd stage F)	5**	5.1**	0.47	0.49	2.82*	2.9*	2.47	2.5
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学時の能力として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。  
 入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。  
 lottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も\*で示している。

表 16: 長期留学による就業先従業員数、企業年齢への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Log number of workers		Log firm age	
long-go	0.877 (1.573)	0.890 (1.567)	1.438 (0.985)	1.455 (0.951)
1st stage F	6.45	6.97	6.72	7.58
AR test (2nd stage F)	0.3	0.32	2.91*	3.13*
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。  
 全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。  
 全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、  
 入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。  
 lottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も \* で示している。

表 17: 長期留学による就業先外資比率への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)
		Foreign Stock rate
long-go	0.229* (0.138)	0.230* (0.134)
<i>N</i>	310	307
1st stage F	6.72	7.58
AR test (2nd stage F)	3.74*	3.95**
control 1年4月 TOEFL	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。  
 全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。  
 両回帰式は、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、  
 入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として、1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。  
 1stlottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も \* で示している。

表 18: 1 年目 TOEFL スコアの変動による就業キャリア選択確率、上場企業就業確率への効果 (就業を所与)

	(1)	(2)
	Working	Market firm
dif1st_TOEFL	0.004 (0.006)	-0.004 (0.007)
<i>N</i>	179	152
1st stage F	4.34	6.29
AR test (2nd stage F)	0.43	0.3

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。  
 全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。  
 全ての回帰式は、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として、1 年 4 月の TOEFL をコントロールした。  
 dif1st\_TOEFL に対して 1stlottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も \* で示している。

表 19: 1 年目 TOEFL スコアの変動による就業先平均年収への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)
	Average Income	Log Average Income
dif1st_TOEFL	0.539 (3.248)	0.001 (0.003)
<i>N</i>	87	87
1st stage F	7.28	7.28
AR test (2nd stage F)	0.02	0.05

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。  
 全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。  
 全ての回帰式は、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として、1 年 4 月の TOEFL をコントロールした。  
 dif1st\_TOEFL に対して 1stlottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も\*で示している。

表 20: 1 年目 TOEFL スコアの変動による就業先財務属性への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Log Sales	Log Capital	Log Market Value	Log Total Asset
dif1st_TOEFL	0.054** (0.027)	0.034 (0.028)	0.028 (0.018)	0.044 (0.031)
<i>N</i>	85	92	92	92
1st stage F	10.48	11.69	11.69	11.69
AR test (2nd stage F)	6.27**	1.6	2.61	2.22

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。  
 全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。  
 全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として、1 年 4 月の TOEFL をコントロールした。  
 lottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も\*で示している。

表 21: 1 年目 TOEFL スコアの変動による就業先従業員数、企業年齢への効果 (上場企業就業を所与)

	(1)	(2)
	Log number of workers	Log firm age
dif1st_TOEFL	0.018 (0.027)	0.018 (0.011)
<i>N</i>	82	92
1st stage F	6.05	11.69
AR test (2nd stage F)	0.4	2.91*

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。  
 全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。  
 両回帰式は、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として、1 年 4 月の TOEFL をコントロールした。  
 dif1st\_TOEFL に対して 1stlottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も\*で示している。

表 22: 1 年目 TOEFL スコアの変動による就業先外資比率への効果 (上場企業就業を所与)

	Foreign Stock rate
dif1st_TOEFL	0.001 (0.001)
<i>N</i>	92
1st stage F	11.69
AR test (2nd stage F)	0.25

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。  
 全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。  
 両回帰式は、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。  
 入学前属性として、1 年 4 月の TOEFL をコントロールした。  
 dif1st\_TOEFL に対して 1stlottery\_win を操作変数とした、IV 推定をおこなっている。  
 Anderson and Rubin (1949) の F 値と F 検定結果の有意性も\*で示している。

表 23: 短期留学による就業キャリア選択確率、上場企業選択確率への効果 (再応募構造を考慮)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Working				Market firm			
lottery_win	0.035 (0.029)	0.023 (0.029)			-0.095** (0.045)	-0.088* (0.046)		
lottery_2013_win			0.099** (0.048)	0.064 (0.048)			-0.017 (0.071)	0.024 (0.071)
lottery_2014_win			0.014 (0.036)	0.010 (0.036)			-0.121** (0.056)	-0.124** (0.056)
<i>N</i>	579	559	579	559	492	481	492	481
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.058	0.054	0.060	0.055	0.020	0.026	0.022	0.031
control 1 年 4 月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には○を付した。  
 (5) 以降の推計は、就業進路を選択している、を所与とした結果である。  
 全ての回帰式は、再応募を考慮し sample weight で補正した推定値、標準誤差となっている。

表 24: 短期留学による就業先平均年収への効果 (上場企業就業を所与、再応募構造を考慮)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Average Income				Log Average Income			
lottery_win	43.349 (33.233)	45.799 (33.229)			0.046 (0.033)	0.049 (0.033)		
lottery_2013_win			67.150 (47.718)	72.234 (47.891)			0.068 (0.047)	0.071 (0.048)
lottery_2014_win			34.286 (41.699)	35.908 (41.613)			0.038 (0.041)	0.040 (0.041)
<i>N</i>	284	281	284	281	284	281	284	281
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.053	0.064	0.054	0.065	0.064	0.073	0.064	0.074
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

()内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には○を付した。全ての回帰式は、再応募を考慮し sample weight で補正した推定値、標準誤差となっている。

表 25: 短期留学による就業先財務属性への効果 (上場企業就業を所与、再応募構造を考慮)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Log Sales				Log Capital			
lottery_win	0.612*** (0.220)	0.619*** (0.221)			0.313 (0.269)	0.319 (0.271)		
lottery_2013_win			0.010 (0.327)	0.032 (0.333)			-0.228 (0.400)	-0.222 (0.410)
lottery_2014_win			0.850*** (0.274)	0.848*** (0.274)			0.519 (0.335)	0.522 (0.337)
<i>N</i>	273	271	273	271	300	297	300	297
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.050	0.052	0.059	0.061	0.043	0.044	0.048	0.049
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Log Market Value				Log Total Asset			
lottery_win	0.398** (0.181)	0.404** (0.182)			0.633** (0.302)	0.638** (0.304)		
lottery_2013_win			-0.031 (0.290)	-0.037 (0.296)			-0.037 (0.444)	-0.032 (0.456)
lottery_2014_win			0.559** (0.220)	0.567** (0.221)			0.889** (0.376)	0.890** (0.377)
<i>N</i>	297	294	297	294	300	297	300	297
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.066	0.070	0.072	0.076	0.067	0.068	0.073	0.073
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

()内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には○を付した。全ての回帰式は、再応募を考慮し sample weight で補正した推定値、標準誤差となっている。



表 26: 短期留学による就業先従業員数、企業年齢への効果 (上場企業就業を所与、再応募構造を考慮)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Log number of workers				Log firm age			
lottery_win	0.191 (0.223)	0.195 (0.222)			0.148 (0.110)	0.153 (0.110)		
lottery_2013_win			-0.226 (0.358)	-0.253 (0.362)			0.250 (0.162)	0.278* (0.165)
lottery_2014_win			0.350 (0.275)	0.364 (0.274)			0.109 (0.139)	0.106 (0.140)
<i>N</i>	252	250	252	250	300	297	300	297
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.061	0.072	0.066	0.077	0.098	0.099	0.099	0.101
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*は有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。全ての回帰式は、再応募を考慮し sample weight で補正した推定値、標準誤差となっている。

表 27: 短期留学による就業先外資比率への効果 (上場企業就業を所与、再応募構造を考慮)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Foreign Stock rate			
lottery_win	0.029* (0.015)	0.030** (0.015)		
lottery_2013_win			0.037 (0.025)	0.040 (0.025)
lottery_2014_win			0.026 (0.019)	0.027 (0.019)
<i>N</i>		300	297	300
<i>R</i> <sup>2</sup>		0.056	0.066	0.057
control 1年4月 TOEFL	×	○	×	○

( ) 内は標準誤差であり、\*はそれぞれ有意水準  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  を表す。全ての標準誤差は、White (1980) の修正により、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。全ての回帰式において、性別、学年、学部、出発年、留学生かどうか、入学年齢 18 歳か否かをコントロールした。入学前属性として 1 年 4 月の TOEFL をコントロールした推計には ○ を付した。全ての回帰式は、再応募を考慮し sample weight で補正した推定値、標準誤差となっている。

# Figures

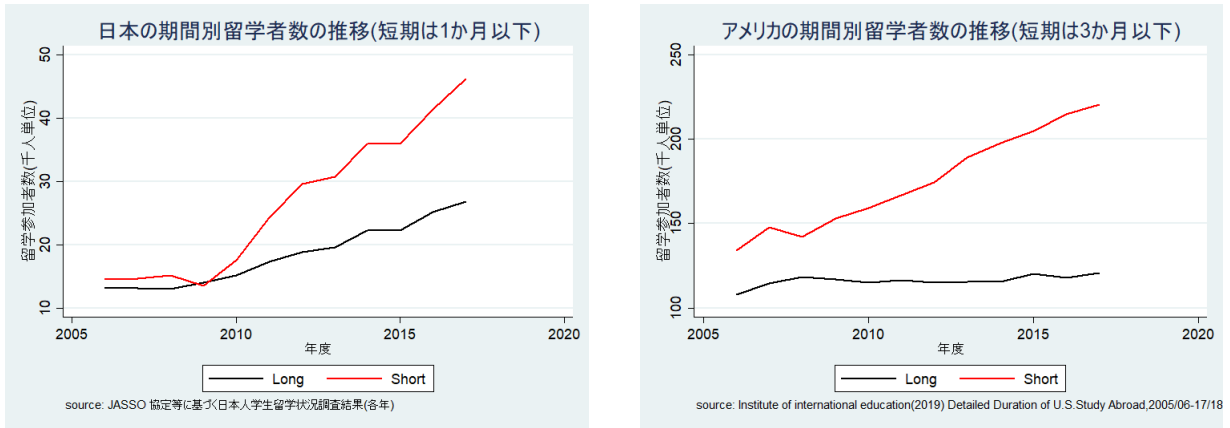


図 1: 日本とアメリカの留学生数の推移

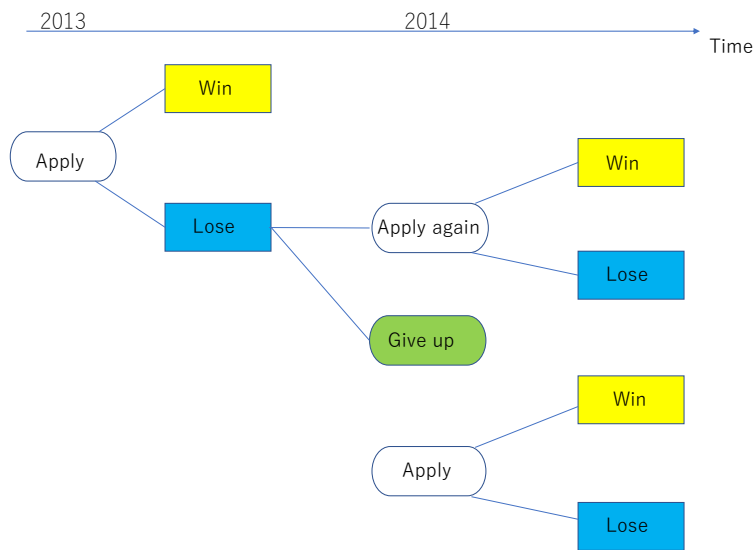


図 2: プログラムの再応募構造

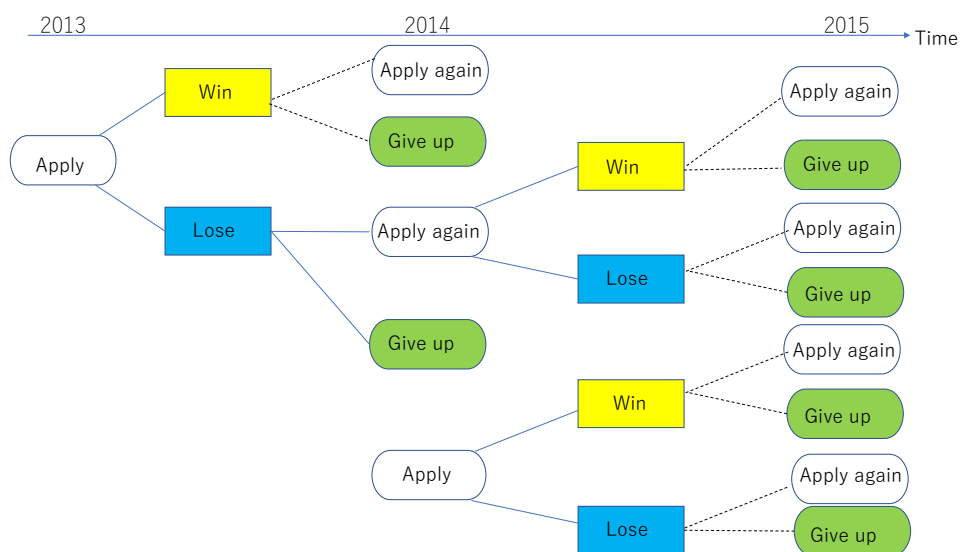


図 3: プログラム構造と背後の観測不能な属性

Win, Lose は個人が留学へ参加する (Win) かしないかを示している。Win の個人の Apply again, Give up は、もし彼らが Lose だった場合にとる行動、観測不能な属性を表している。2014 年のプログラム後の行動はもう一度ランダム割り当てがあった時の行動を示しており、これは Win, Lose どちらにとっても観測不能である。観測不能なものに対しては点線を用いている。

## Appendix : 最終割り当てで推計を行った時のバイアス

今回のプログラム構造は再応募構造があり、独立性を満たしていない。この時に最終的な割り当ての Win or Lose のみで推定を行うと、

$$y_i = \gamma_0 + \gamma_1 FinalLotteryWin_i + \gamma_2 PrgYear2014_i + \sum_{c=3}^C X_{ci} \gamma_c + error_i \quad (9)$$

となり、これは表4の state2,4,6 がそれぞれ state1,3,5 のコントロールグループになっていると考えて推定を行っていることと等しくなる。

$$\begin{aligned} \gamma_1 = & ((E(Y_i(1)|state1) - E(Y_i(0)|state2))P(state1 + state2) \\ & + (E(Y_i(1)|state3) - E(Y_i(0)|state4))P(Group2) \\ & + (E(Y_i(1)|state5) - E(Y_i(0)|state6))P(Group3)) * \frac{1}{P(Group1) + P(Group3)} \quad (10) \end{aligned}$$

と書き表すことが可能である。これは図3で示されるように、2014年プログラムのATEは共変量が揃っておりバイアスを持たないが、2013年プログラムのATEは共変量が揃っておらずバイアスを持つ。仮に、短期プログラムへの応募したが、留学がかなわなかった場合に再応募する個人属性がアウトカムYに正の相関を持っている場合、(11)式の  $(E(Y_i(1)|state1) - E(Y_i(0)|state2)) > 2013ATE$  となり、2013年ATEとこれを平均して計算されるAATEを過大に評価される。