〔研究論文〕

大学生の起業意図～その形成要因と男女差の分析[1]

鈴木　正明

〔Article〕

Entrepreneurial Intentions of Japanese University Students

Masaaki　SUZUKI

Abstract

The main aim of this paper is to identify the factors which affect the entrepreneurial intentions of Japanese university students with a focus on risk attitudes (psychological factor) and role models (environmental factor). Direct and indirect effects (through entrepreneurial attitudes and perceived behavioral control) of these two variables are hypothesized. Ordered probit estimation and structural equation modeling are applied to data from a sample of Japanese university students. It is found that risk attitudes directly and indirectly affect the entrepreneurial intentions. On the other hand, only direct effects are found for role models. Also, weaker entrepreneurial intentions of female students are attributed to endowments effects (risk attitudes, entrepreneurial attitudes and so on) rather than coefficient effects.

１．はじめに

日本の起業活動の水準は英米と比べて低くとどまっており（鈴木、2013）、起業活動の促進は重要な政策課題と位置付けられている。しかし、少子高齢化が進むなか、起業活動の主たる担い手である壮年層は減少していく可能性が高い。今後起業活動を促進しようとするのであれば、中期的な視点に立ち若年層の起業意識を現時点から高めていくことも検討されるべきであろう。

本稿では若年層である大学生の起業意図（entrepreneurial intention）を検討する。分析の焦点は次の 2 点である。第 1 は、大学生の起業意図の現状とそれを左右する要因を明らかにすることである。起業意図は起業活動の最も重要な先行要因（antecedents）であり（Bird, 1988; Krueger et al. 2000; Kauntonen et al. 2015）、海外ではその規定要因について多くの研究が蓄積されてきた。例えば、2004 ～ 2013 年までの研究のレビューを行った Liñán and Fayolle（2015）には、大学生以外を対象としたものを含めて 408 の論文が取り上げられている。しかし、日本では起業意図の分析は少なく、大学生に対象を絞ると、国際比較調査 GUESSS（詳細は後述）に基づく田路・新谷・福田（2011）や鹿住（2015）、田路ほか（2018）、特定の大学におけるアンケートに基づく分析（中山、2006; 金澤、

1　本稿は、文教大学国際学部「専門ゼミナール」における研究プロジェクトの成果を発展させたものである。この研究プロジェクトに取り組んだ竹内佑衣さん、豊田ちひろさん、西谷悠里さん（2019 年度卒業生）に謝意を表したい。なお、質問項目の設定を含め本稿に残された誤りはすべて筆者に帰すものである。

2016)などに限られる[2]。

起業意図に影響を与える要因としては心理的、人口統計学的、環境要因(Palmer et al. 2019)などが指摘されてきた。これらのうち、本稿では、リスク態度(risk attitudes)とロールモデルに着目する。それぞれ心理的要因、環境要因と位置付けられるが、起業のプロセスにおいていずれの要因がより重要なのかについては議論が長く続いている(Nabi and Liñán, 2013)。大学生の起業意図分析において、リスク態度とロールモデルに焦点を当てる理由は次のとおりである。

まず、リスク態度は日本において起業活動が不活発な理由の一つとしばしば指摘される。例えば、起業活動に関する国際調査、グローバル・アントレプレナーシップ・モニター(GEM)では「労働市場の硬直性に伴う起業リスクの大きさ」や「リスクを怖れる態度」、その裏返しとして「大企業志向の強さ」が「ベンチャー企業の誕生や発展を阻害している要因」として専門家によって挙げられている[3]。

しかし、日本では、雇用の流動化の進展に伴い雇用者であることのリスクは今後上昇し、その分起業活動のリスクは相対的に低下していくことが予想される。リスク態度が起業意図に影響を与えているとすれば、起業活動従事者が増えていく可能性がある。このため、大学生のリスク態度と起業意図との関係に関する知見は将来の起業活動の動向を予測するうえで有益だが、この点に関する分析は日本では十分行われていない。本稿ではリスク回避志向を取り上げこの点を分析する。

一方、身近なロールモデルの存在は起業意図を高めるとされる(Krueger et al. 2000)が、その効果は大学生において特に大きいと考えられる。多くの大学生にはアルバイト程度の職業経験しかなく人的ネットワークも比較的狭いことから、将来のキャリアに関する意思決定に対して身近な人たちがより強い影響を与えるとみられるからである。では、大学生にはロールモデルとなる起業家が身近にいるのか、そもそもロールモデルが起業意図にどの程度影響を与えているのか。この検証もやはり重要である。

本稿の第2の目的は、起業意図の男女差を検証することである。日本を含め先進国では若年層を含め男性と比べて女性の起業活動が一般に不活発である(鈴木、2013)。また、女性活躍や教育における男女平等の理念が推進されている近年においても、将来起業しようとする女子学生の割合は男子学生と比べて日本では低い(田路ほか、2018)。女子学生の起業意図が弱い理由を明らかにすることは日本全体の起業活動の不活発さを検討するうえで有益な知見をもたらす。

先行研究では、女性の起業活動の不活発さは家事、育児、介護の負担に起因することが指摘されてきた。しかし、大学生のほとんどが未婚であることからその起業意図に対する性別役割分業の影響は限定的であると考えられる。その一方、後述するように、女性の起業意図の弱さの一因としては、上記のリスク態度やロールモデルの有無が指摘されている。そこで、これらの要因を中心に、日本の女子学生の起業意図がなぜ弱いのかを検証していく。

本稿の構成は次のとおりである。続く第2節では大学生の起業意図に関する現状を概観する。第3節では先行研究のレビューを行い、仮説を提示する。第4節では本稿で用いるデータを紹介したうえで記述統計を紹介する。なお、分析では筆者が指導していたゼミナールの研究プロジェクトで行ったアンケートの結果を用いる。研究が乏しいなか、GUESSS以外の大学生データは貴重であ

2　大学生に限定せず起業前の状況を分析した研究としては、起業に関心がある人を分析した藤井(2014)や井上(2016)、起業計画者に関する馬場・本橋(2013)、「開業希望者」を分析した松田ほか(2016)などがある。

3　高橋徳行武蔵大学教授とともに筆者がとりまとめを行ったGEMの専門家調査に基づく。

る。第 5 節では計量分析を行い仮説の検証を行う。第 6 節では本稿の結論をまとめたうえでその含意と今後の課題を提示する。

2．起業に関する大学生の意識と活動状況

起業に関する大学生の意識や活動状況について最も広範で包括的な調査は Global University Entrepreneurial Spirit Students' Survey（GUESSS）である。

GUESSS は、スイスのサンガレン大学中小企業・企業家活動研究所（The Institute for Small Business and Entrepreneurship）とファミリービジネスセンター（The Center for Family Business）を事務局として実施されている国際比較調査である。2003 年以降 8 回の調査が行われ、最新の 2018 年調査には 54 か国が参加し、3,191 大学、208,636 人の学生（大学院生を含む）が回答した（GUESSS ホームページ）。日本は 2011 年以降 4 回の調査に参加している。

以下では、田路ほか（2018）に基づき起業に関する日本の大学生の意識と活動状況を概観する。田路ほか（2018）は、本稿執筆時点において、日本の調査結果（2016 年調査）をとりまとめた最新の報告書である。

まず、卒業直後および 5 年後に希望する働き方について「創業者として自分の会社を経営する」を選択した学生の割合はそれぞれ 0.9%、11.7%となっており、調査参加国の平均（8.8%、38.2%）を大きく下回る。また、男子学生の方が女子学生よりもこの割合は高い（報告書に数値は記されていないが数%ポイント異なる）。

次に、「現在、会社を設立または自営業を開業しようとしている」という「起業家予備軍」は 12.8%である。これは調査参加国の平均（21.9%）よりもやはり低い。しかも、日本の起業家予備軍の約半数は具体的な準備を行っていない（報告書に数値は記載されていない）。加えて事業開始予定時期も「19 － 24 ケ月以上」先が 85.0%を占める。他方「すでに自分の会社を経営している、自営業者である」という「活動起業家」の割合も 1.3%と、調査参加国の平均（8.8%）を下回る。

このほか、GUESSS に比べると小規模ではあるものの大学生を対象とした調査がいくつか存在する。中山（2006）には東京都と千葉県内の二つの大学の 1 年生に対するアンケート結果（回答者は合計で 291 人）がとりまとめられている。同論文によると、「卒業後すぐに創業したい」が 8.9%、「会社等に勤めながら副業として会社を経営したい」が 28.9%、「就職して資金が貯まったら起業を考えたい」が 39.5%となっている（いずれも「全くその通り」「まあその通り」の合計）。また、愛知みずほ大学人間科学部の学生 89 名に対するアンケートを分析した金澤（2016）によると、起業を「かなり本気で考えたことがある」が 9.0%、「何度か考えたことがある」が 20.2%、「漠然と考えたことがある」が 25.8%、これに対して「全く考えたことがない」が 44.9%である。

設問の文言や形式、選択肢が異なることから単純な比較は難しいが、上記の調査からは、卒業直後または 5 年以内に起業することを考えている学生はそれぞれ数%、10 ～ 20%程度と推察される。他国と比べるとこれらの割合は低く、日本の大学生の起業意図は弱いのかもしれない。ただし、「就業構造基本調査」を再編加工した中小企業庁（2017）によると、起業希望者全体に占める、在学中でかつ起業を希望している学生の割合は 1980 年代以降増加傾向にある。時系列にみると起業意図を有する学生は増加している可能性がある。

3．先行研究

起業意図の分析では計画的行動理論がフレームワークとして頻繁に用いられる（Liñán and Fayolle, 2015）。そこで、本稿でも参照するこの理論をまず紹介する。その後、リスク態度とロールモデルに関する研究を概観する。最後に、女性の起業活動の不活発さに関する先行研究をまとめる。ここでは、主としてリスク態度やロールモデルとの関連を分析した先行研究を取り上げる。また、先行研究のレビューのなかで本稿の仮説を提示する。

(1) 計画的行動理論

計画的行動理論（Ajzen, 1991; 2002）は、人の行動を規定する要因を示したモデルである。同理論によると、行動に対する態度、主観的規範、知覚された行動の統制可能性（以下、統制可能性）という三つの先行要因が行動の意図を形成し、さらに意図が行動を促す。行動に対する態度とは当該行動の望ましさ、主観的規範とは当該行動の実行に対する社会的な圧力の知覚、統制可能性とは当該行動の実行の容易さに関する評価である。

計画的行動理論は人の行動一般を説明するモデルだが、GUESSS の調査フレームワークをはじめ起業に関する研究でもしばしば用いられている。先行研究をみると、主観的規範を測定した「周囲の反応」と起業意図との相関がみられない（田路ほか、2018）といったものもあるが、多くの研究では三つの先行要因と起業意図との正の関係が示されている（Liñán and Fayolle, 2015）。本稿では Segal et al.（2005）や Nabi and Liñán（2013）を踏まえ、三つの先行要因のうち行動に対する態度と統制可能性に着目する。その理由は、これら二つの先行要因は、より強い説明力をもつ（Ajzen, 1991; Liñán and Chen, 2009）からである。

先行要因が起業意図に影響を与える経路についての知見も深められてきている。計画的行動理論では三つの先行要因が並列的に意図を規定すると想定される（Ajzen, 1991）。しかし、大学生を対象とする Palmer et al.（2019）は、主観的規範と統制可能性は起業態度を通じて起業意図に働きかけるというモデルを検証、その適合性を確認している。

ただし、起業意図について計画的行動理論をはじめとする意図モデルの説明力は 40 ～ 60％程度であり（Liñán and Fayolle, 2015）、起業意図を規定する要因がモデルに含まれていない可能性がある。このため、他の要因の影響も分析されている。起業意図について検証されている他の要因には大学の環境、家族、個人の動機付け、社会・文化環境などに加え、本稿が焦点を当てるリスク態度やロールモデルがある。

(2) リスク態度

リスクの引き受けは起業活動の重要な側面であり（Knight, 1921）、リスク態度と起業活動との関係については様々なモデルが存在する。その代表例は Kihlstrom and Laffont（1979）である。同モデルはリスク態度が異なる個人を想定した職業選択モデルである。起業活動から得られる報酬は不確実なので、その確実性等価はリスク態度によって異なる。個人は自らの確実性等価と雇用労働から得られる安全な賃金とを比較する。そして、リスク回避志向が弱く確実性等価が高い個人は起業家となり、リスク回避志向が強い人を雇用する。また、リスク回避志向が弱い起業家ほど多くの人を雇用し、大きな企業を経営する。その後、Kihlstrom and Laffont（1979）を礎石として、部分的補償（Newman, 2007）やリスクシェアリング（Kihlstrom and Laffont, 1983）など新たな要素を導入したモデル

が提唱されている。

リスク態度と起業活動への従事との関係についての実証研究は膨大だが、両者の関係は必ずしも明らかではない。Parker (2018)は、先行研究におけるリスク態度の測定方法を①仮想的なアンケートの設問(くじ引きなど)、②リスク態度を示すライフスタイルの選択に関する設問、③実験などに分類したうえで、その結果をまとめている。同書のレビューによると、①のアプローチに基づく研究では起業家と非起業家との間に違いがみられないとするものが多い。これに対して、②、③のアプローチを用いた実証研究の結果は様々であり、断定的な結論は得られていない。

上記は起業活動への従事を取り上げた研究だが、リスク態度は職業選択に先行する起業意図に対しても影響を与えうる。大学生を対象とした研究をみると、米国 Florida Gulf Coast 大学の 3、4 年生についてリスク回避志向が弱いほど起業意図も強いことが報告されている(Segal et al. 2005)。また、リスクの知覚も英国とスペインの大学生(Nabi and Liñán, 2013)やフランスのビジネススクールの学生(Barbosa et al. 2007)の起業意図を左右する。

リスク態度が起業意図に影響を与える経路についても研究が進められている。Segel et al. (2005)は、リスク態度が起業意図に直接影響を与えるモデルを、一方 Sivarajah and Achchuthan (2013)は、リスク態度をモチベーション(起業態度)の先行要因と位置付けるモデルを提示する。リスクの知覚についての実証研究では、直接効果は非有意、起業態度と統制可能性を通じて起業意図を間接的に低下させる効果のみが確認されている(Nabi and Liñán, 2013)。

リスク回避志向が強いと起業態度は消極的になるとともに、自らの統制可能性も低く評価されるであろう。これらは間接効果を生み出す要因である。一方、直接効果について、リスクを機会と認識する人にはこの機会を逃さないために行動すべきというバイアスが、リスクを脅威と認識する人には分析・計画に関するバイアスが生じることから、リスク回避志向が起業意図に直接影響を与えるという仮説を Nabi and Liñán (2013)は提示する。バイアスに関する仮説は起業意図にも応用できると考えられる。つまり、同じ程度の起業態度であっても、リスク回避が高いと起業と安定した他の職業とをより慎重には比較するというバイアスが生じる結果起業意図が弱くなるとみられる。

仮説 1：弱いリスク回避志向は、起業意図を直接高める。
仮説 2：弱いリスク回避志向は、起業態度や統制可能性を通じて起業意図を高める。

(3) ロールモデル

ロールモデルは、具体的なガイダンスや支援、ノウハウや人脈(Abbasianchavari and Moritz, 2020)、加えて観察学習を通じて起業活動に対する見識や必要なスキル、困難、心構えなどを修得する機会(Palmer et al. 2019)を提供することによって起業意図を強める。また、起業家である親の人的資本は子どもに引き継がれる(安田、2004; Fall, 2013)。この結果、起業態度はより積極的になり、統制可能性も高まると考えられる。ロールモデルの範囲は広く親はもちろんテレビなどを通じて間接的に接触する起業家であってもその役割を果たしうる(Liñán and Fayolle, 2015; Abbasianchavari and Moritz, 2020)。ただし、ロールモデルの役割は文化背景によって異なりうる(De Clercq et al. 2013)。日本ではロールモデルとしての親は大学生の起業意図を高めていないことが報告されている(田路ほか、2018)。

ロールモデルの状況と起業意図との関係についても分析されている。社会学習理論(Bandura, 1977)によるとマイナスのロールモデル(失敗した起業家)は起業意図を低下させる。しかし、その

ようなロールモデルであっても反面教師として学習機会を提供する(Scherer et al. 1989)。観察者の自己肯定感によってもマイナスのロールモデルの効果は異なる(Chen et al. 2016)。

ロールモデルについても、リスク態度と同様、直接、間接両方の効果が考えられる。まず、大学生の職業観は発達途上にあることを勘案すると、ロールモデルがキャリア選択の基準となりやすい結果、起業意図を直接左右するとみられる。間接的な効果は、身近なロールモデルの観察を通じて起業のプラス、マイナス双方を感じ取ったり(起業態度への効果)、起業活動への自信を深めたり(統制可能性への効果)することによって生じると考えられる。Krueger et al. (2000)では、自己効力感の向上を通じた間接効果が直接効果よりもはるかに大きいことが確認されている。

仮説 3：身近なロールモデルの存在は、起業意図を直接高める。
仮説 4：身近なロールモデルの存在は、起業態度や統制可能性を通じて起業意図を高める。

(4) 女性の起業意図

起業意図が計画的行動理論によって一定程度説明されるとすれば、女性の起業意図が低い理由としてまず考えられるのは三つの先行要因の男女差である。この点についてメタ分析を行った Haus et al. (2013)によると、起業態度、主観的規範、統制可能性、そして起業意図には有意な差があるものの、その程度は起業活動の男女差を十分説明できるほどには大きくはない。

三つの先行要因以外に、家事、育児、介護などに関する性別役割分業の影響も指摘されてきた。性別役割分業によって管理職経験の乏しさ(Kepler and Shane, 2007)、事務職・業務補助職が多い(Boden, 1996)といったキャリア面での不利が生じやすい[4]。ただし、この議論では一般に既婚女性が前提とされている。このため、未婚がほとんどである大学生の起業意図の低さを十分に説明できないだろう。

一方、リスク態度とロールモデルの違いが女性の起業意図の低さにつながっていることも示唆されている。

前者に関して、Fossen (2012)は、ドイツの家計パネル調査(SOEP)を用いて女性の低い自営業への参入率とリスク回避との関係を分析している。リスク指標は、推計された予想所得とその分散に基づくリスク回避度一定 (constant relative risk aversion)である。Blinder-Oaxaca 分析を非線形関数に応用した推計の結果、女性は男性よりもリスク回避的だがこの違いは自営業への参入率の男女差の 2%しか説明しないこと、説明されない部分は女性に対する債権者や消費者の差別的な対応によるかもしれないことなどが示されている。これに対して、Verheul et al. (2012)によるとヨーロッパ諸国では女性のリスク回避度の高さが低い自営業率の一因である。さらに、同じく SOEP を用いた Caliendo et al. (2015)では、リスク回避志向の低さ(属性効果)が女性の自営業への参入率の低さの約 70%を説明すること、ただし参入率に与える影響の程度(係数効果)は男女で変わらないことが確認されている[5]。これらは自営業への参入という実際の行動に関する分析だが、Bönte and Piegeler (2013)では女性のリスク回避志向の強さが起業態度の弱さにつながっていることが確認されてい

4　逆に、女性にとって家事の負担がより重いことから、仕事とのバランスをとるために時間の柔軟性を確保できる自営業主を選択するという仮説も提示されており、この仮説を支持する一定の実証結果も得られている(Craig et al. 2012; Patrick et al. 2016)。

5　属性効果とは男女の属性が異なることによって生じる効果、係数効果とは属性が与える影響の大きさの男女差である。

る。以上の研究からは、リスク態度が起業意図の男女差をも生み出している可能性が示唆される。そこで、本稿ではリスク回避志向の属性効果、係数効果が起業意図の男女差を説明するかどうかを検証する。

ロールモデルも起業意図の男女差を生み出している可能性がある。Abbasianchavari and Moritz (2020)によると、男性と比べて女性はロールモデルを有していることが少ない(属性効果)。その一方、女性は事業機会の認識に有益なネットワークが狭いうえ、起業環境が厳しいと知覚しがちであることから、ロールモデルからの情報・知識・資源移転の効果がより大きい(係数効果)ことも指摘される(Entrialgo and Iglesias, 2018)[6]。

以上から次の仮説を提示する。仮説5、7は属性効果、仮説6、8は係数効果に関するものである。また、属性効果の存在が確認されるには、仮説 5 に加えて仮説 1 または 2、仮説 7 に加えて仮説 3 または 4 が同時に支持されなければならない。

仮説 5：女子学生のリスク回避志向は男子学生よりも強い。
仮説 6：起業意図に与えるリスク回避志向の影響は女子学生の方が男子学生よりも大きい。
仮説 7：身近にロールモデルがいる女子学生の割合は男子学生よりも低い。
仮説 8：起業意図に与えるロールモデルの影響は女子学生の方が男子学生よりも大きい。

4．データの紹介

(1) アンケートの概要

本稿では、文教大学国際学部で筆者が指導していた「専門ゼミナールⅡ」における研究プロジェクト「大学生の起業意識」で実施したアンケート結果を用いて分析を進める。同ゼミナールは大学 3 年生を対象とし年度の後半に開講される演習科目である。アンケートは、2019 年 1 月に紙媒体とグーグルフォームを用いて大学生を対象に実施された。回答数は前者が 131、後者が 144、合計で 275 である。

回答者の在籍校は文教大学が 156 人(回答者に占める割合は 56.7%)と過半を占めるが、他大学も 4 割(同 43.3%)を超える。その内訳は日本大学(同 18.6%)、帝京大学(同 7.6%)など 36 大学である。所属学部は「国際学部」が 137 人(いずれも文教大学)と多いが、「商学部」「経営学部」が合計で 67 人、「経済学部」19 人となっている。人文科学系の学部、理工系の学部に所属する学生もそれぞれ 10 人程度回答している。回答者の性別は男性が 43.8%、女性が 56.8%となっており、女性の割合は GUESSS(2016 年調査)の 40.5%と比べて高い。これは、文教大学国際学部では女子学生が男子学生よりも多いこと、さらにプロジェクトを担当した 3 人の学生がいずれも女性であったことによるものとみられる。

本稿で用いるアンケートは GUESSS に比べるとサンプルサイズは小さい。ただし、女子学生の割合が高く、人文系の学生の回答が比較的多いといった特徴がある。

(2) 主なアンケート結果

①起業意図

アンケートでは「今後、起業したいと考えていますか？」という四者択一の設問を用いて起業意図

6　ただし、ロールモデルのジェンダーによってその効果は変わりうる(Moreno-Gómez et al. 2019)。

を把握した。回答結果をみると「考えている」が 8.7%、「少し考えている」が 18.9%となっており、合わせて 27.6%が起業意図を有している(表－1)[7]。さらに、これらの選択肢を選んだ学生に対して起業予定時期を尋ねたところ、「大学在学中」が 16.9%、「大学卒業後 3 年以内」が 6.7%、「大学卒業後 4 ～ 10 年以内」が 34.8%などとなっており、これら三つを合わせた卒業後 10 年以内に起業する予定の学生は58.4%である[8]。これは回答者全体の 18.9%に当たる。先に示したように、GUESSS (2016 年調査)では、卒業 5 年後に希望する働き方として「創業者として自分の会社を経営する」を挙げた学生は 11.7%である。起業予定時期の違いを勘案すると GUESSS の結果と大きな違いはないといえるかもしれない。

男女別にみると起業意図を有する学生の割合は男子学生が 42.5%となっており、女子学生の 15.6%を大きく上回る($\chi 2$ 乗値 38.19、p=0.000)。先行研究と同様の結果が得られている。

表－1　大学生の起業意図　(単位：%)

	起業意図あり			起業意図なし		
		考えている	少し考えている		あまり考えていない	全く考えていない
全体(n=275)	27.6	8.7	18.9	72.4	23.6	48.7
(1) 男女別($\chi 2(3)=38.19$, p=0.000)						
男性(n=120)	42.5	15.0	27.5	57.5	28.3	29.2
女性(n=154)	15.6	3.2	12.3	84.4	20.1	64.3
(2) リスク回避志向別($\chi 2(3)=29.04$, p=0.000)						
低リスク回避志向(n=95)	41.1	13.7	27.4	58.9	27.4	31.6
中リスク回避志向(n=70)	30.0	10.0	20.0	70.0	27.1	42.9
高リスク回避志向(n=107)	15.0	3.7	11.2	85.0	17.8	67.3
(3) ロールモデルの有無別 ($\chi 2(3)=29.22$, p=0.000)						
いる(n=108)	43.5	18.5	25.0	56.5	18.5	38.0
いない(n=167)	17.4	2.4	15.0	82.6	26.9	55.7

(注) 男女とリスク回避志向については無回答がある。このため、それぞれの回答数の合計は全体と一致しない。

なお、表には示していないが「学生時代に起業経験がありますか」という質問に対して「起業し現在も続けている」が 1.5%、「起業したことはあるが現在はしていない」が 1.8%と、合わせて 3.3%がすでに起業経験を有している(n=275)。サンプルバイアスに十分留意する必要はあるが、30 人に 1 人が起業経験を有するというこの割合は決して低いものではないといえるだろう。性別にみると「起業し現在も続けている」は男子学生が 2.5%、女子学生が 0.6%、「起業したことはあるが現在はしていない」はそれぞれ 3.3%、0.6%となっている(回答数はそれぞれ 120、154)。起業経験を有する男子学生の割合が 5.8%に達していることは特に注目に値する。

7　以下の分析では、すでに起業し現在も続けている学生(4 人)も加えている。ただし、これらの学生を除外しても以下の推計結果は大きく変わらない。なお、これらの学生はすべて今後起業を「考えている」と回答している。

8　他の選択肢は「決めていない」(27.0%)、「大学卒業後 10 年以上」(14.6%)である。

②リスク回避志向と起業意図

アンケートではリスク回避志向をくじ引きに関する二つの質問で測定した。まず「誰でも無料でひけるくじがあります。当たれば500円もらえて、外れれば500円支払わなければなりません。あなたは、このくじを引きますか？（確率は2分の1です）」に対して「引く」「引かない」の二者択一での回答を求めた。次に「引かない」と回答した人に「当たれば1000円、外れれば500円となった場合あなたは引きますか？」に対して同じ選択肢で回答してもらった。

以下の分析においては、前者の質問で「引く」と回答した人を低リスク回避志向、両方の質問とも「引かない」と回答した人を高リスク回避志向とした。前者の質問で「引かない」、後者の質問で「引く」と回答した人は中リスク回避志向である。低、中、高リスク回避志向の割合はそれぞれ34.9%、25.7%、39.3%となった。

リスク回避志向別に起業意図を有する学生の割合をみると、低リスク回避志向では41.1%と、高リスク回避志向の15.0%を有意に上回る（$\chi 2$乗値29.04、$p=0.000$）（前掲表－1）。リスク回避志向が弱いほど起業意図を有しているといえる。なお、起業経験を有する学生（9名）のうち低リスク回避志向は7名、中リスク回避志向は2名である。総じてリスク回避志向が低いといえる。

③ロールモデルの有無と起業意図

「周囲（親、先輩、友人、親戚）に起業した人はいますか？」（「いる」「いない」の二者択一）という質問でロールモデルの有無を確認した。ロールモデルは親に限らないという先行研究を踏まえ、その範囲を広くとっている。ロールモデルがいるのは39.3%、いないのは60.7%である。起業意図との関係をみると、ロールモデルがいる学生のうち起業意図を有するのは43.5%といない学生の17.4%を大きく上回る（前掲表－1）。この結果は統計的にも有意であり（$\chi 2$乗値29.22、$p=0.000$）、ロールモデルがいる学生の方が起業意図は強い。なお、起業経験を有する学生（9名）のうちロールモデルを有するのは7名である。ロールモデルを有する学生が多い。

5．実証分析

本節では計量分析を通じて仮説を検証しつつ、本稿の冒頭で提示した二つのリサーチ・クエスチョン（大学生の起業意図に影響を与える要因と男女差を生み出す要因の特定）に対する回答を探る。具体的には、まず起業意図（表－1で示した4段階）を被説明変数とする回帰分析を行い、以下の説明変数が与える影響の大きさを定量的に把握する。第2に、共分散構造分析を用いてこれらの変数が大学生の起業意図に影響を与える構造を検証する。その後、この構造に男女差（つまり係数効果）が存在するのかを検討する。

(1) 変数の説明

主要な説明変数は次の三つである。第1は女性ダミーである。他の要因をコントロールしても女性の起業意図が弱いのかどうかが分析の焦点である。第2はリスク回避志向である。前節で紹介したくじ引きに関する回答に基づきリスク回避志向を3段階で把握し、それぞれについてダミー変数を設ける。第3はロールモデルの有無（いる場合に1をとるダミー変数）である。

さらに、計画的行動理論の先行要因に当たる起業態度と統制可能性に関する変数を加える。起業態度の測定に当たっては「起業すると雇われて働くよりも大きな収入が得られると思いますか？」

「起業すると雇われて働くよりも自己実現ができると思いますか？」「起業すると雇われて働くよりも高い社会的地位を得られると思いますか？」という三つの主要な起業動機に関する回答を用いた。回答の選択肢は「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」の四つである（4 件法で尋ねた以下の質問の選択肢も同じ）。三つの質問に対する回答を因子分析（主因子法、バリマックス回転）し、第 1 因子の因子得点で起業態度を測定した。クロンバッハの α は 0.581 と低いが、社会調査として許容できる最低限の水準ともいえる。

統制可能性は「あなたは努力すればどんなことでも自分の力でできると思いますか？」という質問への回答（4 件法）で測定する[9]。統制可能性を測定するには、起業に必要な能力やスキルの主観的評価を尋ねることが望ましい。しかし、多くの大学生にはビジネスの経験がほとんどなく、評価基準が定まっていないとみられる。そこで、回答負担も勘案し一般的な状況における自己効力感を尋ねる質問を用いた[10]。

最後に、大学での所属学部をコントロールするために商、経営、経済学部に在学している場合に 1 をとる経営系学部ダミーを加える。Leoni and Falk (2010) によると、大学時代の専攻の違い（女性は保健や教育が多い）が女性の自営業率の低さにつながっている。金澤（2016）も所属する学部による回答傾向の違いを指摘する。

以上の変数の記述統計は表－ 2 のとおりである。ここで、仮説 5、仮説 7 で取り上げたリスク回避志向、ロールモデルの有無の男女差を確認していく。前者について、女性は男性と比べて低リスク

表－ 2　記述統計

	男女計				男性				女性				検定結果
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	
起業意図	1.87	1.00	1	4	2.29	1.04	1	4	1.55	0.84	1	4	***
女性	0.56	0.50	0	1	0.00	0.00	0	0	1.00	0.00	1	1	NA
リスク回避志向													
低リスク回避	0.35	0.48	0	1	0.46	0.50	0	1	0.26	0.44	0	1	***
中リスク回避	0.25	0.44	0	1	0.26	0.44	0	1	0.25	0.43	0	1	
高リスク回避	0.39	0.49	0	1	0.28	0.45	0	1	0.49	0.50	0	1	***
ロールモデル	0.39	0.49	0	1	0.42	0.50	0	1	0.38	0.49	0	1	
起業態度	0.00	0.71	−2.25	1.10	0.13	0.71	−2.25	1.10	−0.10	0.69	−2.25	1.10	***
行動の統制可能性													
高強度	0.23	0.42	0	1	0.29	0.45	0	1	0.18	0.38	0	1	**
強度	0.39	0.49	0	1	0.34	0.48	0	1	0.43	0.50	0	1	
中度	0.25	0.43	0	1	0.20	0.40	0	1	0.28	0.45	0	1	
弱度	0.13	0.34	0	1	0.17	0.38	0	1	0.11	0.31	0	1	*
経営系学部	0.31	0.46	0	1	0.48	0.50	0	1	0.18	0.39	0	1	***

（注）1. 表－ 3 のモデル 2 で用いたサンプルについて算出した。
2. 観測数は全体が 271、男性が 119、女性が 152 である。
3. 検定結果は男女の差の検定であり、ダミー変数は $\chi 2$ 乗検定、連続変数は t 検定に基づく。
4. 有意水準：***1%、**5%、*10%（以下同じ）。

9　この質問は鎌原・樋口・清水（1982）の LOC（内的統制）尺度から得た。もともと内的統制の測定指標ではあるものの、齊藤・岡安（2011）では「自己の能力に対する肯定的な評価であるコンピテンス」因子（自己効力感）を測定する質問の一つとされている。

10　統制可能性は「知覚された自己効力感」と「知覚された制御可能性」で構成される（Ajzen, 2002）。今回の測定指標では後者が十分反映されておらず、概念が厳密に測定されていないという限界がある。

回避の割合が低く、高リスク回避の割合が高いという有意な結果が得られた。先行研究と同様の結果である。仮説 5 が支持される。一方、後者のロールモデルの有無については有意な違いはみられない。先行研究とは異なり、仮説 7 は支持されない。このほか、起業態度、統制可能性、経営系学部について有意な男女差が確認されている[11]。

(2) 大学生の起業意図を高める要因

まず大学生の起業意図に影響を与える要因とその効果について回帰分析を行い検証していく。被説明変数となる起業意図が 4 段階の変数であることから順序プロビットを用いる。

推計結果は表－ 3 のとおりである。モデル 1 は女性ダミーのみ、モデル 2 は前項で示した説明変数をすべて加えたモデルである。

まず女性ダミーの結果からみていく。モデル 1 をみると女性ダミーは有意に負である。予想された結果である。ただし、他の変数を加えたモデル 2 ではその係数が約 3 分の 2 程度に低下している。モデル 2 に含めた他の要因によって女性の起業意図の弱さの一部が説明されている。しかし、それでも今回用いた変数では説明されない部分も大きい。実際、モデル 2 における女性ダミーの限界効果は「考えている」で－5.3%ポイント、「全く考えていない」で 23.1%ポイントである。すべての変数が平均値だった場合、それぞれの確率は 3.7%、47.3%である。この点を勘案すると、女性ダミーの

表－ 3　順序プロビットの結果

	モデル 1			モデル 2			限界効果			
	係数	標準誤差	有意水準	係数	標準誤差	有意水準	考えている	少し考えている	あまり考えていない	全く考えていない
女性	−0.870	0.141	***	−0.590	0.156	***	−0.053	−0.129	−0.049	0.231
リスク回避志向										
低リスク回避				0.445	0.180	**	0.041	0.099	0.034	−0.175
中リスク回避				0.146	0.186		0.013	0.033	0.013	−0.058
ロールモデル				0.264	0.118	**	0.056	0.132	0.046	−0.234
起業態度				0.599	0.148	***	0.018	0.042	0.013	−0.074
統制可能性										
高強度				0.479	0.251	*	0.050	0.108	0.028	−0.186
強度				0.038	0.229		0.003	0.008	0.004	−0.015
中度				−0.140	0.243		−0.011	−0.030	−0.015	0.056
経営系学部				0.624	0.159	***	0.064	0.139	0.039	−0.241
閾値 1	−0.520	0.109		0.317	0.243					
閾値 3	0.171	0.107		1.128	0.253					
閾値 3	1.016	0.126		2.166	0.255					
観測数	274			271						
対数尤度	−313.27			−275.15						
wald χ2 乗値	38.24		***	88.94		***				
疑似決定係数	0.059			0.166						

(注) 1. リスク回避志向、統制可能性、社会規範の認知ダミーの参照カテゴリーはそれぞれ高リスク回避、弱度、否定的である。
2. 限界効果は、ダミー変数の場合は当該変数が 1 を取った場合、連続変数の場合は平均から 1 標準偏差分増加した場合の効果である。他の変数は平均値であると仮定している。
3. 限界効果はモデル 2 に基づく。

11　文部科学省「学校基本調査」(令和元年度)によると、「商学・経済学」の学部に所属する学部学生数の割合は男性が 22.6%、女性が 11.7%である。経営系学部に所属する学生の割合の男女差は一般的な傾向である。

限界効果は依然として大きい。

低リスク回避、ロールモデルは有意に正となっており（モデル 2）、リスク回避志向が弱いと、また身近にロールモデルがいると学生の起業意図は強まる。低リスク回避、ロールモデルの限界効果は「考えている」ではそれぞれ 4.1％ポイント、5.6％ポイント、「全く考えていない」では－17.5％ポイント、－23.4％ポイントである。女性、リスク回避志向、ロールモデルの限界効果はほぼ同程度となっている。これらの効果は決して小さなものではないと考えられる。

コントロール変数をみると、起業態度が好意的であるほど、統制可能性が特に高いと、また経営系学部に所属していると起業意図は有意に強い。このうち、経営系学部と統制可能性の限界効果はリスク回避志向やロールモデルとほぼ同じ大きさである。前述のように、これら三つの変数の平均値は女性の方が低く、起業意図の性差を生み出している要因（属性効果）であるといえる。

以上をまとめると、リスク回避志向やロールモデルの有無は大学生の起業意図に有意な影響を与えている。影響の程度も大きい。また、ロールモデルの有無の男女差はみられないが、リスク回避志向については有意な違いがみられる。この結果からは、リスク回避志向の属性効果によって女性の起業意図が弱いことが示唆される。このほか、起業態度、統制可能性、所属学部の違いについても属性効果がうかがえる。

(3) 起業意図の規定構造

①分析の概要

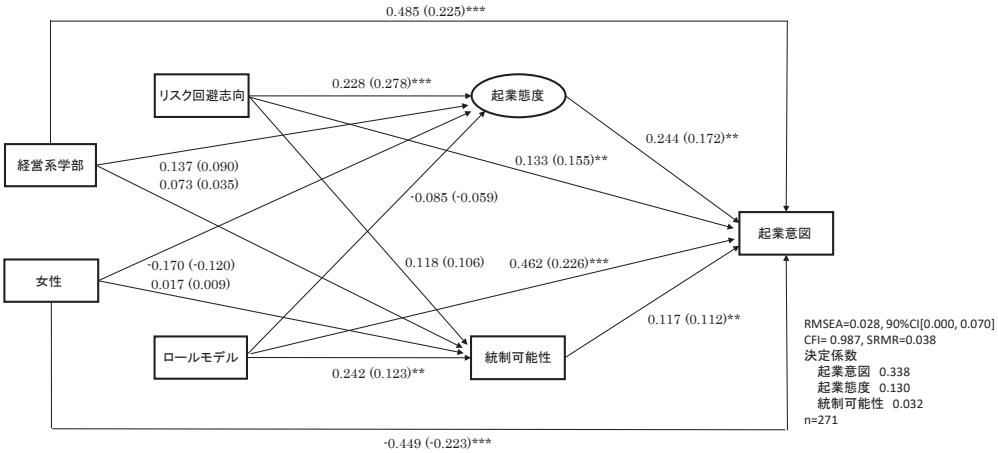
ここでは、共分散構造分析を用いて、起業意図が規定される構造を把握するとともに、多母集団（男女）の同時解析を行いこの構造に性差が存在するのかを検証する。説明変数は順序プロビットと同じだが、リスク回避志向と統制可能性については、回答に応じたダミー変数ではなく、それぞれ 3 段階、4 段階の変数を用いている。

起業意図を規定する変数の配置については、Nabi and Liñán（2013）、Entrialgo and Iglesias（2018）を参考とし、起業態度と統制可能性を除く変数が直接的におよびこれら二つの変数を通じて間接的に起業意図を規定するというモデルを推計する。推計に当たっては一般的原則に従い、外生変数間の相関を設定する一方、誤差項間に相関は設定していない。

②全体の分析結果

男女を合わせた全体の推計結果は図－ 1、各変数の効果は表－ 4(1) のとおりである[12]。RMSEA（0.028）、CFI（0.987）、SRMR（0.038）とも良好であり適合度は高い。以下では表－ 4 に基づきそれぞれの変数の効果をみていく。同表の直接効果とは各変数が他の変数を経由せず起業意図に直接及ぼす効果、間接効果とは各変数が起業態度、統制可能性を経由して起業意図に及ぼす効果、総合効果とは直接効果と間接効果との合計である。

12　図－ 1 では、内生変数の誤差項に加えて測定方程式の結果を省略している。測定方程式の因子負荷量はすべて 1％水準で有意（p=0.000）となっており、符号も予想どおりである（標準化解で 0.48 ～ 0.72）。



（注）（　）の外書きは非標準化解、内書きは標準化解を示す（図－2も同じ）。

図－1　共分散構造分析の結果（全体）

表－4　起業意図に対する効果

(1) 全体

	直接効果			間接効果			総合効果		
	非標準化解	標準化解	有意水準	非標準化解	標準化解	有意水準	非標準化解	標準化解	有意水準
リスク回避志向	0.133	0.115	**	0.069	0.060	**	0.203	0.175	***
ロールモデル	0.462	0.226	***	0.008	0.004		0.470	0.230	***
起業態度	0.244	0.172	**				0.244	0.172	**
統制可能性	0.117	0.112	**				0.117	0.112	**
経営系学部	0.485	0.225	***	0.042	0.019		0.527	0.245	***
女性	−0.449	−0.223	***	−0.040	−0.020		−0.489	−0.243	***

(2) 男子学生

	直接効果			間接効果			総合効果		
	非標準化解	標準化解	有意水準	非標準化解	標準化解	有意水準	非標準化解	標準化解	有意水準
リスク回避志向	0.155	0.126		0.069	0.056		0.225	0.182	**
ロールモデル	0.476	0.227	***	0.012	0.006		0.488	0.232	***
起業態度	0.177	0.119					0.177	0.119	
統制可能性	0.142	0.143	*				0.142	0.143	*
経営系学部	0.673	0.324	***	0.078	0.037		0.751	0.361	***

(3) 女子学生

	直接効果			間接効果			総合効果		
	非標準化解	標準化解	有意水準	非標準化解	標準化解	有意水準	非標準化解	標準化解	有意水準
リスク回避志向	0.126	0.127		0.065	0.065	*	0.191	0.192	**
ロールモデル	0.441	0.257	***	0.000	0.000		0.441	0.256	***
起業態度	0.263	0.219	**				0.263	0.219	**
統制可能性	0.090	0.096					0.090	0.096	
経営系学部	0.268	0.125	*	−0.036	−0.017		0.232	0.108	

（注）有意水準は非標準化解に基づく。

まず起業態度と統制可能性はいずれも有意に起業意図を左右する。また、女性の直接効果と総合効果は有意に負、間接効果は非有意である。有意な直接効果は、モデルに含まれない変数が女性の起業意図の弱さにつながっている可能性を意味する。一方、非有意な間接効果は女性の起業態度や統制可能性が男性よりも弱いという記述統計に反するものである。少なくとも所属学部をコントロールすると、起業態度や統制可能性を低下させることを通じて女性の起業意図が弱くなるというわけではないことが示唆される。

リスク回避志向はすべての効果が有意にプラスであり、起業意図を直接的、間接的に左右する。仮説 1、2 がともに支持される。なお、間接効果については起業態度を経由した効果が大きい。

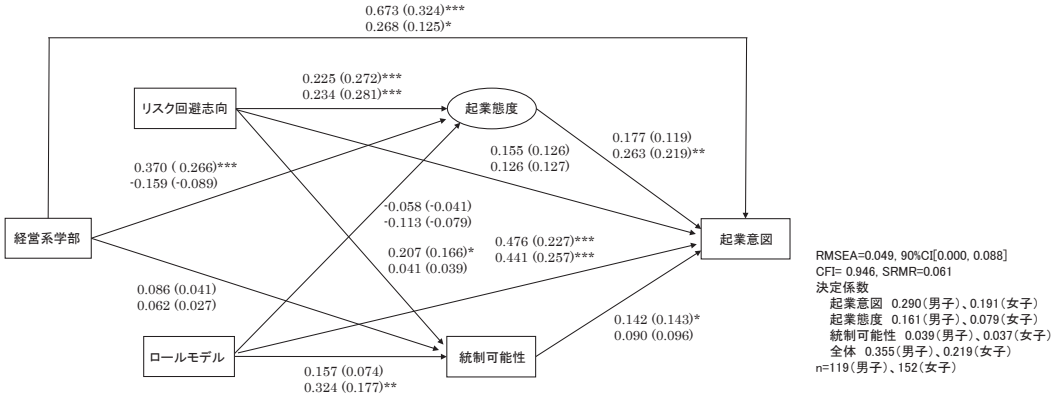
次に、ロールモデルの総合効果は有意にプラスであり、田路ほか(2018)とは異なり、身近なロールモデルは起業意図を高めることが示された。ただし、直接効果は有意、間接効果は非有意となっている。仮説 3 は支持され、仮説 4 が棄却される。直接効果が有意なのは、職業経験に乏しい大学生にとって身近な起業家の存在によって起業が有力なキャリアの選択肢になるためと解釈できる。他方、間接効果の結果は次のように解釈できる。間接効果は、統制可能性を経由する効果と、起業態度を経由する効果で構成される。このうち統制可能性を経由する効果については、Krueger et al.(2000)と同様、有意な結果が得られており、ロールモデルの存在が統制可能性を高めていることがうかがえる。Palmer et al.(2019)を踏まえると、起業という困難を乗り越えてきたロールモデルを観察学習することで自己効力感が高まる結果と解釈できる。一方、起業態度を経由する効果については、ロールモデルから起業態度へのパスの係数が小さく、しかも予想に反して負となっている。これは Chen et al.(2016)や Scherer et al.(1989)とは異なる結果である。起業について、面白さややりがいなど肯定的な側面だけではなく、その失敗も含めて難しさや大変さなど否定的な側面も観察されており、これらが打ち消しあっているためとみられる。この解釈は社会学習理論と符合する。

経営系学部への所属については、直接効果、総合効果は有意、間接効果は非有意な結果が得られた。このうち間接効果は起業家教育をはじめ経済学・経営学の学修を通じて起業に好意的になる(起業態度が上昇する)、起業に必要なスキルが身につく(統制可能性が高まる)ことで生じると考えられるが、ここでは確認されていない。ただし、今回の推計において統制可能性が起業の文脈に限定されていない。このため、統制可能性を通じた効果が直接効果に吸収されている可能性がある。一方、直接効果は経済学・経営学の学修を通じて、好意的にはならないにしても、職業の選択肢として起業を身近に感じられるようになることで生じると解釈できるかもしれない。同時に、経営系学部への進学を選択したという点で何らかのセレクション効果が働いていることも考えられる。

③男女の違いの検証

次に、男女 2 グループの同時解析を行った結果に基づき係数効果を確認していく(図－ 2、前掲表－ 4(2)、(3))[13]。男女計のモデルに比べると RMSEA(0.049)はやや低いものの適合度は高い。CFI(0.946)、SRMR(0.061)も十分許容範囲にある。

13　潜在変数の意味を同一にするために測定方程式における因子負荷量を男女で同一とする制約(測定不変)を置いた。事後の検定では「起業すると雇われて働くよりも高い社会的地位を得られると思いますか？」という質問の因子負荷量が男女で異なる可能性が示唆された($\chi 2$=4.190, p=0.041)。そこで、この因子負荷量のみ同一という制約をはずして再推計したが、結果は変わらなかった。



（注） 係数と有意水準の数字は上段が男子学生、下段が女子学生である。

図－2　共分散構造分析の結果（男女の同時解析）

結果をみていくと、リスク回避志向のすべての効果は男女でほとんど変わらない。係数効果は確認されず仮説 6 は支持されない。ロールモデルについても性差はみられず仮説 8 も支持されない。これは Caliendo et al. (2015) と同様の結果である。なお、Entrialgo and Idglesias (2018) ではロールモデルの係数効果が確認されているが、これはスペインのデータに基づく。日本とスペインの環境の違いが反映されている可能性がある。

ただし、いくつかの係数効果が確認されている。第 1 に、男子学生では起業態度から、女子学生では統制可能性から起業意図へのパスが非有意となっている。そのまま解釈すれば男子学生、女子学生の起業意図を規定する要因が異なるということになる。この点についてはサンプルサイズの小ささや、これら二つの変数の測定誤差に起因する可能性がある。さらなる検討が必要である。第 2 に、経営系学部への所属の間接効果は男女とも非有意だが、直接、総合効果は男子学生のみで有意である。つまり、経営系学部に所属している男子学生と女子学生では起業意図の強さに大きな違いがある。この解釈も難しいが、何らかの文化的なバイアスによって経営系学部への進学動機が異なるのかもしれない。第 3 に、ロールモデルが統制可能性に与える影響は女性の方が強い。これは自己効力感に対するロールモデルの効果は女性の方が強いという (BarNir et al. 2011) と整合的である。

6．まとめ

本稿ではアンケート結果を基に大学生の起業意図を分析してきた。主な結果は次のとおりである。

大学生の起業意図にはリスク回避志向（心理的要因）、ロールモデルの存在（環境要因）が有意なそして大きな影響を同程度に与える。心理的要因、環境的要因のいずれもが起業意図の形成に働きかけるといえる。このうち、リスク回避志向は直接、そして主として起業態度を通じて間接的にも起業意図を規定する。ただし、起業に当たっては「計算されたリスク」(calculated risk) を取るべきという観点からすると、リスク回避志向が低い（リスク愛好的な）学生が起業意図を傾向的に有するという結果は望ましくない側面があるかもしれない。リスク回避志向が弱い学生が取る必要のないリスクに惹かれる可能性があるからである。他方、おそらくは学生のキャリア意識が発展途上にあるこ

とから、ロールモデルの存在は起業意図を間接的にではなく直接左右することが示された。さらに、起業態度、統制可能性とともに、所属学部の違いも起業意図を有意に左右する。

また、女子学生の起業意図は男子学生と比べて弱い。その主要因は、係数効果ではなく、リスク回避志向やロールモデルの有無、所属学部の違いの属性効果である。ただし、これらの要因を勘案しても、依然として起業意図の男女差は部分的にしか説明されなかった。本稿の分析でコントロールされていない何らかのジェンダー・バイアスの存在が示唆される。

分析結果からは、次の二つの実践的含意が導かれる。第 1 に、環境要因への働きかけの可能性である。起業意図を政策的に高めようとするのであれば、本稿で分析した心理的要因と環境要因のうち働きかけるべきは環境要因であろう。心理的要因に働きかけるのは容易ではないうえ望ましいとはいえないからである。この点を勘案すると、起業意図を強めるロールモデルとの接触機会を増やすことが考えられる。ロールモデルは親に限定されないとすれば、大学の講義やイベントなどで起業家との交流や起業家へのジョブ・シャドウィングの機会を設定、拡充することなどが具体的な取り組みとして挙げられる。

ロールモデルとの接触機会の増加は起業意図の男女差を縮小していくうえでも有効かもしれない（Entrialgo and Iglesias, 2018）。本稿の分析によると、男子学生と比べて女子学生がロールモデルと接触していないというわけではない。しかし、分析に含まれていない何らかの文化的なバイアスによって女子学生の起業意図が低く抑えられているとすれば、同性の起業家との接触によってこのようなバイアスが解消されるという効果が期待できるかもしれない。

第 2 に起業に必要な能力やスキルの習得機会の提供である。雇用者であることのリスクが今後上昇すれば、よりリスク回避的な学生も将来起業を選択する可能性が高まるだろう。その際、現実に起業プロセスを統制できないのであれば失敗する起業が増えるだけに終わる。こうしたことを防ぐためには、起業に必要な能力やスキルを習得する必要がある。起業家教育の効果はまだ定まっていないものの、大学において起業のプロセスを知ったりビジネスプランづくりなどを通じて起業を疑似体験したりすることは、起業の「勘どころ」を養うことにはつながるだろう。こうした経験を通じて得た「勘どころ」があれば起業の計画づくりが円滑に進むようになると思われる。さらに、身につけていくべき能力やスキルが大学時代の経験を通じて明確になれば、キャリアのなかでこれらを意識的に修得しようとするようになることも期待できる。

このような能力やスキルのうち起業に伴うリスク評価の方法は特に重要ではないかと思われる。起業意図を有する学生にはリスク回避的ではない学生が相対的に多い。彼らが実際に起業するとすれば、その際に求められるのは、闇雲にリスクを取ることではなく、リスクの所在や程度などを綿密に分析し、リスクに対する対応策を事前に講じることである。同時に、起業の計画に対して冷静な視点からそのリスクについてアドバイスできる人たちを確保することも将来起業する際には求められるかもしれない。

本稿に残された課題は少なくない。第 1 に、リスク回避志向やロールモデルの直接効果、間接効果が生じる背景を説明する理論を深める必要がある。理論を深めることで今回の分析結果の解釈の妥当性を高めることができる。

第 2 に説明変数の精緻化である。計画的行動理論の先行要因をはじめ、起業意図の分析においていくつかの概念についての指標も提唱されている（Liñán & Chen, 2009）。日本や大学生の文脈などを勘案しつつこれらの指標を取り入れる必要がある。また、くじ引きに伴うリスクは架空のものに過ぎず、現実の場面におけるリスク回避志向を測定していない可能性も残る。リスクの測定方法と

しては、くじ引きの質問を用いた絶対的、相対的リスク回避度(absolute/ relative risk aversion)などより緻密な指標も存在する(Cramer et al.. 2002)。以上の点から本稿の分析結果は予備的なものにとどまる。

第 3 に、追加で変数を取り入れ分析モデルの説明力を高める必要がある。特に、女子学生の起業意図を左右する要因の検討が不可欠である。その一つはジェンダーに関する文化的なバイアスであろう。性平等的な文化によって女性の起業意図は強まる(Engel et al. 2011)ことも指摘されており、この点に関する学生の意識を分析に取り入れる必要がある。加えて、大学の環境も重要な変数かもしれない。大学の環境に関する好意的な知覚は起業意思を高める(Lopez and Alvarez, 2019)。大学の環境の効果は日本でも確認されている(田路ほか、2018)。

第 4 に、意図が実際の起業活動につながっているのかどうかまで分析を拡張していく必要がある。意図を有していても実際の起業に至らない学生は少なくないだろう。起業に至る学生とそうではない学生との差の把握と要因分析も大きな政策含意を有する。パネルデータを用いた分析が必要である。

第 5 に、サンプルの偏りを改善する必要がある。今回のアンケートはデータ収集者が友人・知人に回答を呼び掛けた。今回のサンプルが大学生を正確に代表しているかどうかは検証されていない。異なるサンプルで今回の分析結果を再検証する必要がある。

【参考文献】

井上考二(2016)「若年層における起業意識－「2015 年度起業と起業意識に関する調査」より－」『日本政策金融公庫論集』第 31 号、pp.21-40。

鹿住倫世(2015)「大学生の起業意識調査レポート－ GUESSS2013 調査結果における専修大学学生の特徴－」専修大学商学研究所『商学研究所報』第 46 巻第 9 号、pp.1-27。

金澤一英(2016)「大学生の起業意識調査に関する一考察－愛知みずほ大学学生への質問票調査 2015 年～ 2016 年より－」『瀬木学園紀要』第 10 号、pp.132-144。

鎌原雅彦・樋口一辰・清水直治(1982)「Locus of Control 尺度の作成と、信頼性、妥当性の検討」日本教育心理学協会『教育心理学研究』vol. 30、No.4、pp.302-307。

齊藤和貴・岡安孝弘(2011)「大学生のレジリエンスがストレス過程と自尊感情に及ぼす影響」日本健康心理学会『健康心理学研究』第24 巻第 2 号、pp. 33-41。

鈴木正明(2013)「日本の起業活動の特徴は何か－グローバル・アントレプレナーシップ・モニターに基づく分析－」『日本政策金融公庫論集』第 19 号、pp. 17-33。

田路則子・鹿住倫世・新谷優・本條晴一郎(2018)「大学生の起業意識調査レポート－ GUESSS2016 調査結果における日本のサンプル分析－」法政大学イノベーション・マネジメント研究センター『イノベーション・マネジメント』No. 15、pp.109-129。

田路則子・新谷優・福田稔(2011)「大学生の起業意識調査レポート：国際調査における日本のサンプル分析」法政大学地域研究センター『地域イノベーション』第 4 号、pp. 103-114。

中小企業庁(2017)『2017 年版中小企業白書』日経印刷。

中山健(2006)「起業活動の現状と大学生の起業意識－アンケート調査結果の分析を中心として」千葉商科大学『千葉商大論叢』43 (3・4)、pp. 41-64。

馬場遼太・本橋一之(2013)「起業活動と人的資本：RIETI 起業家アンケートを用いた実証研究」経済産業研究所、*RIETI Discussion Paper Series*, 13-J-016。

藤井辰紀(2014)「起業家予備軍と起業家－起業に関する五つの論点」日本政策金融公庫総合研究所編『新規開業白書 2014 年版』同友館、pp.37-69。

松田尚子・土屋隆一郎・池内健太・岡室博之(2016)「開業希望と準備の要因に関する計量分析」*RIETI Discussion Paper Series*, 6-J-009。

安田武彦(2004)「起業後の成長率と起業家属性，起業タイプと起業動機－日本のケースー」『企業家研究』第 1 号、pp. 79-95。

Abbasianchavari, A. and A. Moritz (2020). The impact of role models on entrepreneurial intentions and behavior: a review of the literature, *Management Review Quarterly*, https://doi.org/10.1007/s11301-019-00179-0.

Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, pp. 179-211.

Ajzen, I. (2002). Perceived behavioral control, self-efficacy, locus of control, and the theory of planned behavior, *Journal of Applied Social Psychology*, 32 (4), pp. 665-683.

Allen, I. E. and N. Langowitz (2011). Understanding the gender gap in entrepreneurship: A multicountry examination, in M. Minniti (ed.) *The Dynamics of Entrepreneurship*, Oxford University Press.

Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change, *Psychological Review*, 84 (2), pp.191-215.

Barbosa, S. D., A. Fayolle, and N. Lassas-Clerc (2007). Assessing risk perception, self-efficacy and entrepreneurial attitudes and intention, *National Council for Graduate Research Working Paper*, 023/2007.

BarNir, A.,W. E. Watson and H. M. Hutchins (2011). Mediation and moderated mediation in the relationship among role models, self-efficacy, entrepreneurial career intention, and gender, *Journal of Applied Social Psychology*, 41(2), 270-297.

Bird, B. (1988). Implementing entrepreneurial ideas: The case for intention, *Academy of Management Review*, 13 (3), pp. 442-453.

Boden, R. J. (1996). Gender and self-employment selection: An empirical assessment, *Journal of Socioeconomics*, 25, pp. 671-682.

Bönte, W. and M. Piegeler (2013). Gender gap in latent and nascent entrepreneurship: Driven by competitiveness, *Small Business Economics*, 41(4), pp. 961-987.

Caliendo, M., F. M. Fossen, A. Kritikos, and M. Wetter (2015). The gender gap in entrepreneurship: Not just a matter of personality, *CESifo Economic Studies*, 61, pp. 202-238.

Chen N, G. Ding and W. Li (2016). Do negative role models increase entrepreneurial Intentions? The moderating role of self-esteem, *Basic and Applied Social Psychology*, 38(6), pp.337-350.

Cramer, J. S., J. Hartog, N. Jonker and C. M. Van Praag (2002). Low risk aversion encourages the choice for entrepreneurship: An empirical test of a truism, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 48, pp. 29-36.

Craig, L., A. Powell and, N. Natasha (2012). Self-employment, work-family time and the gender division of labour, *Work, Employment and Society*, 26 (5), pp. 716-734.

De Clercq, D., S. K. Lim and C. H. Oh (2013). Individual-level resources and new business activity: The contingent role of institutional context, *Entrepreneur Theory and Practice*, 37(2), pp.303-330.

Engel, R. L., C. Schlaegel and S. Delanoe (2011). The role of social influence, culture, and gender on

entrepreneurial intent, *Journal of mall Business & Entrepreneurship*, 24 (4), pp. 471-492.

Entrialgo M and V. Iglesias (2018). Are the intentions to entrepreneurship of men and women shaped differently? The impact of entrepreneurial role-model exposure and entrepreneurship education, *Entrepreneurship Research Journal*, 8(1), https ://doi.org/10.1515/erj-2017-0013.

Fall, F. (2013). Endogenous persistent occupations and inequality, *Journal of Public Economic Theory*, 15 (2), pp.292-318.

Farrukh, M., Y. Alzubi, I. A. Shahzad, A. Waheed and N. Kanwal (2018). Entrepreneurial intentions: The role of personality traits in perspective of theory of planned behavior, *Asia Pacific Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 12 (3), pp. 399-414.

Fossen, F. M. (2012). Gender differences in entrepreneurial choice and risk aversion -A decomposition based on a microeconometric model, *Applied Economics*, 44, pp. 1795-1812.

Haus, I., H. Steinmetz, R. Isidor and R. Kabst (2013). Gender effects on entrepreneurial intention: A meta-analytical structural equation model, *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 5(2), pp.130-156.

Kautonen, T., M. van Gelderen, and M. Fink (2015). Robustness of the theory of planned behavior in predicting entrepreneurial intentions and actions, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 39(3), pp.655-674.

Kepler, E. and S. Shane (2007). Are male and female entrepreneurs really that different? *The Office of Advocacy Small Business Working Papers*, No. 309.

Kihlstrom, R. E. and J. J. Laffont (1979). A general equilibrium entrepreneurial theory of firm formation based on risk aversion, *Journal of Political Economy*, 87 (4), pp. 719-49.

Kihlstrom, R. E. and J. J. Laffont (1983). Implicit labour contracts and free entry, *Quarterly Journal of Economics Supplement*, 98, pp.55-105.

Knight, F. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*, University of Chicago Press.（奥隅栄喜訳『危険・不確実性および利潤』文雅堂銀行研究社、1959 年）。

Krueger N. F., M. D. Reilly and A. L. Carsrud (2000). Competing models of entrepreneurial intentions, *Journal of Business Venturing*, 15(5–6), pp. 411-432.

Leoni, T. and M. Falk (2010). Gender and field of study as determinants of self-employment, *Small Business Economics*, 34 (2), pp. 167-185.

Liñán, F. and Y. W. Chen (2009). Development and cross-cultural application of a specific instrument to measure entrepreneurial intentions, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 33(3), pp. 593-617.

Liñán, F. and A. Fayolle (2014). The future of research on entrepreneurial intentions, *Journal of Business Research*, 67 (5), pp. 663-666.

Liñán, F. and A. Fayolle (2015). A systematic literature review on entrepreneurial intentions: Citation, thematic analyses, and research agenda, *International Entrepreneurship and Management Journal*, 11, pp. 907-933.

Lopez, T. and C. Alvarez (2019). Influence of university-related factors on students' entrepreneurial intentions, *International Journal of Entrepreneurial Venturing*, 11(6), pp. 521-540.

Moreno-Gómez, J., E. Gómez-Araujo and R. Castillo-De Andreis (2019). Parental role models and entrepreneurial intentions in Colombia: Does gender play a moderating role? *Journal of Entrepreneurship*

in Emerging Economies. https://doi.org/10.1108/JEEE-04-2019-0048.

Nabi, G. and F. Liñán（2013）. Considering business start-up in recession time: The role of risk perception and economic context in shaping the entrepreneurial intent, *International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research*, 19（6）, pp. 633-655.

Newman, A. F.（2007）. Risk-bearing and entrepreneurship, *Journal of Economic Theory*, 137（1）, pp. 11-26.

Palmer, C., U. Fasbender, S. Kraus, S. Birkner and N. Kailer（2019）. A chip off the old block? The role of dominance and parental entrepreneurship for entrepreneurial intention, *Review of Managerial Science*, https://doi.org/10.1007/s11846-019-00342-7.

Parker, S.（2018）. *Economics of Entrepreneurship 2nd edition*, Cambridge University Press.

Patrick, C., H. Stephans and A. Weinstein（2016）. Where are all the self-employed women? Push and pull factors influencing female labor market decisions, *Small Business Economics*, 46（3）, pp. 365-390.

Scherer, R. F., J. S. Adams, S. S. Carley and F. A. Wiebe（1989）. Role model performance effects on development of entrepreneurial career preference, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 13(3), pp. 53-72.

Segel, G., D. Borgia and J. Schoenfeld（2005）. The motivation to become an entrepreneur, *International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research*, 11(1), pp. 42-57.

Sivarajah, K. and Achchuthan, S.（2013）. Entrepreneurial intention among undergraduates: Review of literature, *European Journal of Business and Management*, 5（5）, pp.172-186.

Verheul, I., Thurik, R., Grilo, I. & van der Zwan, P.（2012）. Explaining preferences and actual involvement in self-employment: Gender and the entrepreneurial personality, *Journal of Economic Psychology,* 33, pp. 325-341.