

# 起業経験は勤務者としてのキャリアの再構築を妨げるのか\* —「起業と起業意識に関する調査」データによる分析—

日本政策金融公庫総合研究所主任研究員

山口 洋平

## 要 旨

どれほど経営的能力が高く、どれほど事業計画が練られていたとしても、起業には常に失敗のリスクがつきまとう。そして、事業から撤退した起業家の多くは勤務者として再出発する道を選ぶ。このとき、起業家としての経験はどのように評価されるのだろうか。事業から撤退したという経歴がネガティブに評価され、再就職自体が難しくなるのかもしれない。あるいは無事に就職できたとしても、勤務者としてのキャリアの後れを取り戻すことができず、満足のいく収入は得られないのかもしれない。だとすれば、多くの人が起業というリスクの高い道を選ばず、最初から勤務者としての道を選ぶのも無理はないだろう。だが本当に過去の起業経験は、その後の勤務者としてのキャリアの再構築を妨げているのだろうか。

本稿では、過去の起業経験がその後の勤務者としてのキャリアに与える影響、特に勤務収入にもたらす影響を推計し、わが国の雇用市場において過去の起業経験がどのように評価されているかを明らかにする。具体的には、日本政策金融公庫総合研究所が実施した「2019年度起業と起業意識に関する調査」の個票データをもとに、マッチングおよび回帰分析を用いて、廃業を含む過去の起業経験が勤務収入に与える影響を推計する。その結果、起業経験は勤務者としてのキャリアに後れをもたらすものの、総体としては勤務収入に影響を与えないことを示す。今後さらなるデータ蓄積を待つ必要があるものの、本稿の分析結果は、起業経験が必ずしもその後の勤務者としてのキャリアの再構築の妨げとはならないことを示唆している。

\* 本稿の作成に当たっては、慶應義塾大学商学部・山本勲教授からご指導をいただいた。ここに記して感謝したい。ただし、ありうべき誤りはすべて筆者個人に帰するものである。

## 1 はじめに

どれほど経営的能力が高く、どれほど事業計画が練られていたとしても、起業には常に失敗のリスクがつきまとう。そして、事業から撤退した起業家の多くは勤務者として再出発する道を選択する<sup>1</sup>。このとき、起業家としての事業経験はどのように評価されるのだろうか。事業に失敗したという経歴がネガティブに評価され、就職自体が難しくなるのかもしれない。あるいは無事に就職できたとしても、勤務者としてのキャリアの後れを取り戻すことができず、満足のいく収入は得られないのかもしれない。特に、雇用の流動性が低いわが国では、勤務者としての再出発が難しい可能性がある。だとすれば、多くの人々が起業というリスクの高い道を選ばず、最初から勤務者としての道を選ぶのも無理はないだろう。

実際、わが国は起業活動が低調であることが知られている。例えば、“Global Entrepreneurship Monitor 2019/2020 Global Report”をみると、日本における起業活動水準を示す総合起業活動指数(TEA, Total Early-Stage Entrepreneurial Activity)は5.4%で、参加国50カ国中47位である<sup>2</sup>。起業活動の停滞の理由としては、起業活動との関わり合いの少なさ(起業経験者が周囲にいないなど)、エンジェル投資の少なさなどが挙げられている(Honjo, 2015)。加えて、起業に失敗した後のキャリアの再構築の難しさがこうした停滞に影響している可能性はある。

しかし、過去の起業経験は、本当にその後の勤務者としてのキャリアの再構築を妨げるのだろうか。起業が失敗に終わったものだとした場合、事業

を立ち上げた経験が評価されるということはないのだろうか。例えば、Lazear (2005) は、ゼネラリスト的能力が高い人(幅広い分野でバランスの取れた能力をもつ人)ほど起業する確率が高く、加えて起業の経験それ自体もゼネラリスト的能力を高めると主張した(Jack of All Trades仮説)。この議論にもとづけば、起業経験はその人の高い能力を示すシグナルともなりえるだろう。それならば、事業から撤退したのだとしても、起業家としての経歴がネガティブにとられるとは限らない。どちらの議論が正しいのだろうか。

海外ではこうした問題意識のもと、能力を表す指標として収入を用いたうえで、過去の起業経験がその後の勤務収入に与える影響について、数多くの検証が行われてきた。特に、より信頼性の高いデータを用いて行われた2010年代以降の研究は、過去の起業経験がその後の勤務収入を押し下げることではなく、条件によってはむしろ押し上げるといった結果を支持している<sup>3</sup>。しかし、雇用市場の流動性が低いわが国において、海外と同様の結果が得られるかは、必ずしも明らかではない。残念ながら、わが国ではこうした分析が可能なデータがこれまで存在せず、起業経験がその後のキャリアの再構築に与える影響については、未解明のままであった。

しかし、起業の活性化を掲げるわが国において、こうした効果検証には十分な意義があると考えられる。もし、起業経験、特に失敗の経験がその後のキャリアに決定的にマイナスの影響を与えないのであれば、その事実は起業に踏み出せない人を後押しする材料となるだろう。一方、起業経験がその後のキャリアの再構築に影響を与えるのだとすれば、それは起業するか否かを判断するう

<sup>1</sup> 例えば、Cowling, Taylor, and Mitchell (2004) は英国の起業家のデータを用いて、事業から撤退した人の多くは直後に雇用者として働き始めており、新たな事業を始める人や失業を経験する人は少ないことを明らかにしている。

<sup>2</sup> TEAとは18~64歳の人のうち、創業の準備を行っている人(Nascent Entrepreneur)および創業から42カ月以内の人(New Business Owner)の割合の合計である。

<sup>3</sup> 起業経験が勤務収入に与える影響にかかる最近の研究については、Parker (2018) の第5章が詳細なサーベイを行っている。

えで重要な情報である。起業を志す人に対しては、起業のメリットだけではなく、リスクも同様に伝えなければフェアではない。いずれにせよ、重要なのはエビデンスにもとづく事実の把握である。

本稿では、日本政策金融公庫総合研究所が実施する「起業と起業意識に関する調査」の2019年度データをもとに、過去の起業経験がその後の勤務収入に与える影響を検証する。具体的には、勤務者を起業経験者と非起業経験者の2群に分割し、それらの勤務収入をマッチングにより比較することで、過去の起業経験がその後の勤務収入に与える影響を推計する。結果として、収入に影響を与えると考えられるその他の属性をコントロールした場合、起業経験はその後の勤務収入に影響を与えないことを示す。

次に、結果の頑健性を確認するため、回帰分析により起業経験が勤務収入に与える影響を検証する。結果、やはり過去の起業経験がその後の勤務収入に影響を与えないことを示す。以上の結果は、新卒採用、年功序列などの慣行をもち、相対的に雇用の流動性に乏しいわが国においても、過去の（廃業を含む）起業経験がその後のキャリアの再構築を妨げるわけではないことを示している。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、起業経験とその後の勤務収入との関係を考察した先行研究についてまとめる。第3節では、本稿で使用する「2019年度起業と起業意識に関する調査」のデータについて概略を説明する。第4節では、勤務者のデータの特徴や、起業経験者と非起業経験者との違いなどを基本統計から明らかにする。第5節では、過去の起業経験がその後の勤務収入に与える影響をマッチングにより検証した後、回帰分析により結果の頑健性を確認する。第6節では、本稿から得られる政策的インプリケーションと今後の課題を述べる。

## 2 先行研究

欧米では、起業からの撤退後に勤務者へ転換した人々がどのようにキャリアを再構築するかについての関心が高く、なかでも過去の起業経験がその後の勤務収入に与える影響について多くの研究が行われてきた。

最初に行われた研究はEvans and Leighton(1989)による米国のNLS(National Longitudinal Surveys)のデータを用いた分析である。Evans and Leighton(1989)は勤務者の所得関数を推計するなかで、過去の自営業者としての経験年数の限界効果（経験年数が1年延びるごとに、収入がどれほど増えるか）を測定した。その結果、自営業者としての経験年数の限界効果と勤務者としての経験年数の限界効果との間には有意な差がみられないことを示した。この結果から、Evans and Leighton(1989)は起業経験がネガティブに評価されることはない結論づけている。

その後、Evans and Leighton(1989)と同様のアプローチをとった研究として、Williams(2000)、Bruce and Schuetze(2004)がある。より詳細な米国の勤務者の所得データにもとづく分析を行った結果、いずれの研究もEvans and Leighton(1989)とは異なり、起業経験がその後の勤務者としての収入を押し下げることが示した。ただし、これらの研究にはデータに制約があり、勤務収入に影響を与える共変量を十分にコントロールできていないことが指摘されている。

こうした過去の研究の問題点を踏まえ、2010年代にはより広範囲な共変量を考慮し、かつより信頼性の高い手法を用いた研究が登場した。Kaiser and Malchow-Møller(2011)はデンマーク統計局が収集した1990年から96年までの年間30万にも及ぶ膨大な勤務者データのなかから、過去に起業を経験した人々を抽出した。そして、マッチングによ

表-1 「2019年度起業と起業意識に関する調査」の概要

|   |      |  |
|---|------|--|
| 1 | 調査時点 | 2019年 9月   |
| 2 | 調査対象 | 全国の18歳から69歳までの男女   |
| 3 | 調査方法 | インターネットによるアンケート調査 (事前調査と詳細調査の2段階)<br>①事前調査 詳細調査の調査対象に該当するかを判別するための簡易なアンケート<br>②詳細調査 調査対象の該当者に対して行う詳細なアンケート |
| 4 | 回収数  | 事前調査 5万9,596人 (A群 2万4,827人、B群 3万4,769人)<br>詳細調査 3,570人 (A群 1,789人、B群 1,781人)                               |

資料：日本政策金融公庫総合研究所「2019年度起業と起業意識に関する調査」(以下同じ)

(注) A群の調査は性別、年齢階層(10歳きざみ)、居住する地域(47都道府県)の割合がわが国の人口構成(2019年時点)に準拠するように回収数を設定したもの。B群の調査は起業家等のサンプルサイズを確保するために、その出現率が高いと思われる属性をもつ人に限定して行ったものである。

る非起業経験者との比較から、起業経験がその後の勤務収入に与える影響は極めて小さいこと、さらには起業した業界と同じ業界に再就職した場合には、その影響は消失することを示した。

Baptista, Lima, and Preto (2012)は1995~2003年のポルトガルの25歳以下の勤務者データを用いて、起業経験がその後のキャリアに与える影響を分析した。その結果、起業経験がある人はより高い役職に採用される可能性が高く、さらに昇進のスピードも速いことを示した。一方、収入に対する勤務年数の限界効果は起業経験がある人のほうが小さいものの、これは企業内研修を受けた年数の違いに起因していることを示した。

Daly (2015)は米国のPSID (Panel Study of Income Dynamics)のデータをもとに、起業経験者と非起業経験者の勤務収入の差について、マッチングを用いて比較した。その結果、起業経験者が収入面でペナルティを受けているという証拠はないことや、資産収入も含めて比較すると起業経験者のほうが収入が2割以上高くなることを示した。

Luzzi and Sasson (2016)はノルウェーの勤務者のデータをもとに、起業経験者と非起業経験者の勤務収入をマッチングと回帰分析により検証した。その結果、技術変化の影響を受けやすいITなどの業界では起業経験者の収入が高くなる傾向があるが、その他の業界では顕著な差がみられないことを示している。

このように、研究によって違いはあるものの、総じてみると、2010年以降の研究では、起業経験がその後の勤務収入を明確に押し下げるという結果は支持されていない。むしろ、Baptista, Lima, and Preto (2012)のように起業経験が昇進を後押しするという結果や、Luzzi and Sasson (2016)のように、就職する業種によっては起業経験が勤務収入を増加させるという結果など、起業経験のプラスの側面を支持する研究が多い。

ただし、日本において起業経験がその後の勤務収入に与える影響を推計した例はなく、依然として未解明のままである。わが国の労働市場は新卒採用や年功序列といった独自の慣行をもつ。また、雇用市場の流動性が低く、欧米などと比較すると転職自体が少ない。そのため、先行研究とは異なる結果となる可能性も否定できない。

なお本稿の分析は、取り扱うデータの範囲や手法において、Kaiser and Malchow-Møller (2011)およびLuzzi and Sasson (2016)と近い。残念ながらサンプルサイズの点ではこれらの研究には及ばないものの、本稿は筆者が知る限り、わが国で起業経験が勤務収入に与える影響を分析した初めての研究である。

### 3 データ

表-1は、本稿で用いる「2019年度起業と起業意識に関する調査」(以下、本調査という)の概要で

ある。2013年度に開始され、その後毎年継続して実施されている。当研究所が新規開業者を対象に実施するほかの調査とは異なり、インターネット調査会社のモニターとして登録している18～69歳の幅広い人々を対象としているのが特徴である。調査ではサンプルを「起業家」(自らが起こした事業を経営している人)、「起業関心層」(起業はしていないものの、関心がある人)、「起業無関心層」(起業に関心がない人)の3層に分け、それぞれの特徴を通じて、わが国において起業を阻害する要因などを分析してきた。

本調査は、事前調査と詳細調査の2段階に分かれる。事前調査では、全国の人口分布に合わせて抽出されたサンプルをもとに、現在の職業といった基本事項を尋ね、詳細調査のためのスクリーニングを行っている。一方、詳細調査では、事前調査の回答にもとづき、より限定した対象に対して現在の収入や過去の経験、起業に対する考え方など、より詳細な事項を尋ねている。

本稿で用いるのは詳細調査の個票である。2019年度は、5万9,596人に対して事前調査を行い、このなかから抽出した3,570人に対して詳細調査を行った。今回は詳細調査のサンプルのなかから、調査時点で役員、正社員、非正社員のいずれかの形態で勤務している人々を抽出している。さらに、このサンプルのなかから、「過去10年以内に自ら事業を立ち上げ、経営した経験がある」と回答した人を起業経験者、そのほかの人たちを非起業経験者として分類している。なお、2019年度の本調査は、副業起業やフリーランスといった多様な起業のかたちをとらえるため、副業を行っている勤務者のサンプルを多く含んでいる点に注意が必要である。第5節の分析では、副業を行っていない勤務者のサンプルに限定しても主要な結論が変わらないことを併せて確認していく。

表-2は、本稿で扱う勤務者のデータの概要であ

る。本稿で着目するのは、「起業経験ダミー」が「年間勤務収入」および「時間当たり賃金」に与える影響である。先行研究では、勤務収入を示す指標として時間当たり賃金が使われることが多い。これは、勤務時間による影響を調整するためである。しかし、本調査では年間勤務収入と勤務時間がいずれもカテゴリカルデータであるため、時間当たり賃金の計算(収入÷勤務時間)には一定の誤差が生じる。そのため、今回の分析では、勤務収入として年間勤務収入と時間当たり賃金の二つの指標を用い、それぞれの結果に大きな差が生じないことを確認している。

以下の分析では、起業経験者と非起業経験者の勤務収入を比較することで、起業経験単体をもたらす効果を推計する。ただし、当然ながら起業経験者と非起業経験者はさまざまな点で属性が異なるため、収入の単純な比較によっては起業経験単体の影響を取り出すことができない。例えば、一般的に現業勤続年数は収入を押し上げる。そして、起業経験者の現業勤続年数は非起業経験者の現業勤続年数よりも短い傾向がある。このとき、単純な比較によって起業経験者の勤務収入のほうが非起業経験者の勤務収入よりも低かったとしても、それが現業勤続年数の短さによるものなのか、起業の経験があることによるものなのかは判別ができない。こうした起業経験以外の影響を除去するため、以下では「年齢」「男性ダミー」「既婚ダミー」「子どもの有無ダミー」「教育年数」「管理職経験ダミー」「現業勤続年数」「勤務先の従業者規模」「過去勤務社数(正社員)」「正社員ダミー」「役員ダミー」などを共変量(起業経験以外に収入に影響を与える属性)として、マッチングという手法によるコントロールを行う。直感的に言えば、これらの共変量がほぼ同じであり、唯一の違いが起業経験のみである勤務者同士の収入を比較することで、起業経験の影響を取り出すというのが、マッチングの基本的な考え方である。

表－2 主な変数の定義

| 主な変数             | 定義   |
|------------------|--|
| 男性ダミー            | 男性 = 1、女性 = 0  |
| 既婚ダミー            | 既婚 = 1、その他 = 0   |
| 子どもの有無ダミー        | 同一生計に子どもあり = 1、その他 = 0   |
| 教育年数 (年)         | 最終学歴の回答をもとに、小学校入学以降の教育年数を割り当てたもの (ただし、大学院は2年として計算)                 |
| 起業経験ダミー          | 過去10年以内に自ら始めた事業がある = 1、その他 = 0                                     |
| 管理職経験ダミー         | 管理職経験 (自ら事業を立ち上げた場合を除く) あり = 1、その他 = 0                             |
| 年間勤務収入 (万円)      | 最近1年間の勤務収入を18階層 (600万円以上700万円未満など) のなかから選択してもらい、その階層の中央値を割り当てたもの   |
| 時間当たり賃金 (円)      | 年間勤務収入 ÷ (週当たり勤務時間 × 4.3週 × 12カ月) で計算                              |
| 週当たり勤務時間 (時間)    | 現在の1週間当たりの勤務時間を34階層 (40時間以上45時間未満など) のなかから選択してもらい、その階層の中央値を割り当てたもの |
| 現業勤続年数 (年)       | 現在の勤務先の勤続年数を15階層 (6年以上7年未満など) のなかから選択してもらい、その階層の中央値を割り当てたもの        |
| 勤務先の従業者規模 (人)    | 現在の勤務先の従業者規模を12階層 (100人以上300人未満など) のなかから選択してもらい、その階層の中央値を割り当てたもの   |
| 過去勤務社数 (正社員) (社) | 自ら立ち上げた事業を除き、これまで正社員として所属した企業の数                                    |
| 副業ダミー            | 勤務収入以外に、年間20万円以上の事業性副収入がある = 1、その他 = 0                             |

#### 4 起業経験者の特徴

表－3は今回用いる勤務者の記述統計、表－4は起業経験者と非起業経験者に分けた記述統計である。なお、本稿では、以下のとおり外れ値の処理を行っている。まず、起業経験者のなかで、経営していた事業の内容が「不動産賃貸業」または「個人投資家」と回答したサンプルについては、本稿が扱う起業経験者に当たらないと考え、対象から

除外している。また、現在の年間勤務収入、勤務時間、時間当たり賃金が平均値 ± 標準偏差 × 3 を超えるサンプルについては外れ値とみなし、除外している。最後に、短時間勤務者などをサンプルから除外するため、年間勤務収入200万円、週当たり勤務時間35時間、時間当たり賃金900円という下限を設けている。その結果、サンプルサイズは1,095となった。うち、起業経験者は166、非起業経験者は929である<sup>4</sup>。なお、副業ダミーの平均値をみると、短時間勤務者を除外した後でも、年間20万円以

<sup>4</sup> 外れ値処理前のサンプルサイズは2,045である。なお、処理前のサンプルを用いても、本稿の主要な分析結果に大きな違いはみられなかった。

起業経験は勤務者としてのキャリアの再構築を妨げるのか  
 —「起業と起業意識に関する調査」データによる分析—

表－3 勤務者の記述統計

|                | 観測数   | 平均      | 標準偏差    | 25パーセン<br>タイル値 | 75パーセン<br>タイル値 |
|----------------|-------|---------|---------|----------------|----------------|
| 年齢（歳）          | 1,095 | 44.8    | 10.7    | 37             | 53             |
| 男性ダミー          | 1,095 | 0.784   | 0.412   | 1              | 1              |
| 既婚ダミー          | 1,095 | 0.639   | 0.480   | 0              | 1              |
| 子どもの有無ダミー      | 1,095 | 0.500   | 0.500   | 0              | 1              |
| 教育年数（年）        | 1,095 | 15.1    | 1.9     | 14             | 16             |
| 起業経験ダミー        | 1,095 | 0.152   | 0.359   | 0              | 0              |
| 管理職経験ダミー       | 1,095 | 0.442   | 0.497   | 0              | 1              |
| 年間勤務収入（万円）     | 1,095 | 596.2   | 311.3   | 350            | 750            |
| 時間当たり賃金（円）     | 1,095 | 2,583.0 | 1,376.7 | 1,596.0        | 3,137.7        |
| 週当たり勤務時間（時間）   | 1,095 | 45.4    | 8.1     | 42.5           | 47.5           |
| 現業勤続年数（年）      | 1,095 | 12.5    | 9.9     | 4              | 23             |
| 勤務先の従業者規模（人）   | 1,095 | 282.4   | 301.7   | 40             | 650            |
| 過去勤務社数（正社員）（社） | 1,095 | 2.1     | 1.5     | 1              | 3              |
| 役員ダミー          | 1,095 | 0.041   | 0.199   | 0              | 0              |
| 正社員ダミー         | 1,095 | 0.898   | 0.303   | 1              | 1              |
| 非正社員ダミー        | 1,095 | 0.066   | 0.248   | 0              | 0              |
| 副業ダミー          | 1,095 | 0.221   | 0.415   | 0              | 0              |

表－4 勤務者の記述統計（起業経験別）

|                | 起業経験あり（n=166） |         | 起業経験なし（n=929） |         | 平均値の差     |
|----------------|---------------|---------|---------------|---------|-----------|
|                | 平均            | 標準偏差    | 平均            | 標準偏差    |           |
| 年齢（歳）          | 43.1          | 10.8    | 45.1          | 10.7    | -1.9 **   |
| 男性ダミー          | 0.886         | 0.319   | 0.765         | 0.424   | 0.120 *** |
| 既婚ダミー          | 0.657         | 0.476   | 0.636         | 0.481   | 0.020     |
| 子どもの有無ダミー      | 0.620         | 0.487   | 0.479         | 0.500   | 0.141 *** |
| 教育年数（年）        | 15.0          | 2.1     | 15.1          | 1.9     | 0.0       |
| 管理職経験ダミー       | 0.693         | 0.463   | 0.397         | 0.490   | 0.296 *** |
| 年間勤務収入（万円）     | 605.0         | 342.5   | 594.7         | 305.5   | 10.3      |
| 時間当たり賃金（円）     | 2,586.6       | 1,467.2 | 2,582.3       | 1,360.7 | 4.3       |
| 週当たり勤務時間（時間）   | 46.0          | 8.2     | 45.3          | 8.1     | 0.7       |
| 現業勤続年数（年）      | 6.8           | 6.9     | 13.5          | 10.0    | -6.8 ***  |
| 勤務先の従業者規模（人）   | 221.4         | 275.6   | 293.3         | 305.0   | -71.9 *** |
| 過去勤務社数（正社員）（社） | 2.5           | 1.7     | 2.0           | 1.4     | 0.5 ***   |
| 役員ダミー          | 0.096         | 0.296   | 0.031         | 0.174   | 0.065 *** |
| 正社員ダミー         | 0.843         | 0.365   | 0.907         | 0.290   | -0.064 ** |
| 非正社員ダミー        | 0.072         | 0.260   | 0.065         | 0.246   | 0.008     |
| 副業ダミー          | 0.199         | 0.400   | 0.225         | 0.418   | -0.026    |

(注) 1 \*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意を示す（以下同じ）。

2 nは観測数を示す（以下同じ）。

表-5 起業経験者(現勤務者)が経営した業種

|                | 構成比 (n=133) |
|----------------|-------------|
| 建設業            | 10.5        |
| 製造業            | 11.3        |
| 情報通信業          | 12.0        |
| 運輸業・個人タクシー・倉庫業 | 2.3         |
| 卸売業            | 6.0         |
| 小売業            | 16.5        |
| 不動産業・物品賃貸業     | 6.8         |
| 飲食店            | 9.8         |
| 娯楽業            | 1.5         |
| 医療、福祉          | 1.5         |
| 教育、学習支援業       | 6.0         |
| サービス業          | 13.5        |
| その他            | 2.3         |

上の事業性副収入を得ているサンプルが2割程度存在することがわかる。

以下では表-4から、起業経験の有無による各変数の平均値の差を確認しよう。今回の分析対象である収入(年間勤務収入と時間当たり賃金)に注目すると、起業経験者のほうがどちらも高くなっているものの、有意な差ではない。もちろん、先ほど述べたとおり起業経験者と非起業経験者ではさまざまな属性の違いがあるため、単純な比較によって起業経験の影響を取り出すことはできない。

ではどのような属性で、起業経験の有無による差が生じているのだろうか。まず、起業経験者のほうが男性の比率(男性ダミー)、管理職経験者の比率(管理職経験ダミー)、役員比率(役員ダミー)が高く、いずれも1%水準で有意である。これらは、起業経験者の収入を相対的に押し上げる要因となる。起業経験者のほうが管理職経験者の比率が高い理由としては、管理職としての経験が起業を促す可能性と、起業経験者が再就職する際に管理職として登用される傾向が強い可能性の両方が考えられる。本データから明確な判断はできないものの、実際はどちらの理由も管理職経験者の比率に

影響しているのかもしれない。

一方、現業勤続年数、勤務先の従業者規模は起業経験者のほうが低く、過去勤務社数(正社員)は起業経験者のほうが高い。いずれの差も1%水準で有意である。これらは、起業経験者の収入を相対的に押し下げる要因となると考えられる。起業経験者のほうが現業勤続年数が短くなるのは、自らの事業に従事した期間だけ入社が遅れることを考慮すれば、自然な結果といえるだろう。起業経験者のほうが勤務先の規模が小さくなる点は、Baptista, Lima, and Preto(2012)などと同様の結果である。起業経験者のほうが、管理職経験者の比率が高く、また役員として現在勤めている比率が高いことを併せて考えると、彼(彼女)らは中小企業に管理職、あるいは役員として再就職することが多いのかもしれない。過去勤務社数(正社員)については、起業経験者のほうが0.5社ほど多い。これはLazear(2005)が示すJack of All Trades仮説、すなわちより多くの経験(勤務社数)を積み、幅広い分野でバランスの取れた能力を獲得した人のほうが、起業確率が高くなることを反映しているのかもしれない<sup>5</sup>。

このように、起業経験者と非起業経験者の属性にはさまざまな違いがある。以下の節では、こうした属性の差を調整したうえで、起業経験そのものが収入に与える影響を推計する。

分析に入る前に、起業経験者が経営していた事業の内容についてもみておこう。起業経験者は過去、どのような事業を営み、どのようにして事業から撤退したのだろうか。表-5は、業種である。「小売業」が16.5%と最も高く、次いで「サービス業」(13.5%)、「情報通信業」(12.0%)などとなっている。

前回経営した事業の月商をみると、「100万円未満」が42.1%と最も高く、次いで「100万円以上

<sup>5</sup> ただし、Åstebro and Thompson (2011) のように、勤務社数と起業確率の間の正の相関は、多様性に対する嗜好 (Taste for Variety) をもつ人が職を転々とすると同時に起業もしやすいことを反映したにすぎないと主張もある。

起業経験は勤務者としてのキャリアの再構築を妨げるのか  
—「起業と起業意識に関する調査」データによる分析—

表-6 起業経験者（現勤務者）が経営した事業の状況

(1) 月商 (単位:%)

| 月商                 | 構成比 (n=133) |
|--------------------|-------------|
| 100万円未満            | 42.1        |
| 100万円以上1,000万円未満   | 39.1        |
| 1,000万円以上5,000万円未満 | 15.0        |
| 5,000万円以上          | 3.8         |

(2) 業況 (単位:%)

| 業況   | 構成比 (n=133) |
|------|-------------|
| 良い   | 17.3        |
| やや良い | 42.9        |
| やや悪い | 23.3        |
| 悪い   | 16.5        |

(3) 従業者規模 (単位:%)

| 業況        | 構成比 (n=133) |
|-----------|-------------|
| 1人（経営者のみ） | 30.1        |
| 2～9人      | 41.4        |
| 10～99人    | 20.3        |
| 100人以上    | 8.3         |

(注) 1 月商は最も事業規模が大きかった時期のものを尋ねている。  
2 業況、従業者規模は時期を特定せずに尋ねている。

1,000万円未満」が39.1%となっている（表-6(1)）。一部には年商が1億円を超える事業を営んでいた人もいるが、多くは小規模な事業を営んでいた人、あるいは事業が拡大する前に撤退した人といえそうである。また、経営していた事業の当時の業況をみると、「やや良い」との回答割合が42.9%と最も高い（表-6(2)）。また「良い」と回答した割合も17.3%ある。従業者規模をみると、「1人（経営者のみ）」との回答が3割を占める。一方、「100人以上」という大規模な事業を営んでいた人も1割弱ではあるが存在する（表-6(3)）。

事業のやめ方を尋ねた結果が表-7である。「廃業した」と回答した割合が57.1%と最も高い。一

表-7 起業経験者（現勤務者）の事業のやめ方

(単位:%)

| 事業のやめ方                 | 構成比 (n=133) |
|------------------------|-------------|
| 廃業した                   | 57.1        |
| 廃業したが、事業の一部をほかの人に引き継いだ | 15.0        |
| 他社に売却・合併した             | 9.8         |
| ほかの人に事業を承継し、自分は事業から退いた | 18.0        |

方、「ほかの人に事業を承継し、自分は事業から退いた」（18.0%）や「廃業したが、事業の一部をほかの人に引き継いだ」（15.0%）という回答も少なからずあり、必ずしもネガティブな事業撤退ばかりではないようだ<sup>6</sup>。

## 5 起業経験が収入に与える影響

以下では、起業経験が収入に与える影響を推計する。前半では傾向スコアマッチングと最近傍マッチングと呼ばれる手法を用いて起業経験が収入に与える影響を推計する。後半ではマッチングで得られた結果の頑健性の確認として、回帰分析による検証を行う。

### (1) マッチング

本稿においてマッチングを用いる理由は以下のとおりである。本調査の詳細調査は、起業家などのサンプルを多く確保するため、日本全体を母集団とするランダムサンプリングとはなっていない。そのため、回帰分析ではサンプルの歪みが反映され、正確な結果とはならない可能性がある。また、Kaiser and Malchow-Møller(2011)が指摘するとお

<sup>6</sup> この点は先行研究からも確認できる。例えば、Bates (2005) は米国のCBO (Characteristics of Business Owners) のデータを用いた分析において、1992年から1996年の間に事業から撤退した起業家のうち約4割は、事業自体は「成功 (successful)」と考えていたと報告している。また、Taylor (1999) は英国の起業家のデータをもとに、撤退した起業家のうち「破産」により撤退した割合は2割に満たないこと、約半数の起業家は勤務者として再就職するために、まだ余裕があるうちに撤退を選択していることを示している。

り、回帰分析は被説明変数と説明変数の間に線形関係を想定することになるが、この関係が収入と各変数の間に成立するとは限らない。そのため、本稿ではKaiser and Malchow-Møller(2011)やLuzzi and Sasson (2016)などの先行研究にならい、マッチングを分析の主軸としたうえで、結果の頑健性を確認する目的で、回帰分析を用いる。

マッチングは、ある属性が結果に与える影響を推計するための手法である。影響を与える属性のことをトリートメント変数と呼び、本稿では起業経験ダミーが該当する。結果のことをアウトカム指標と呼び、本稿では勤務収入(年間勤務収入、時間当たり賃金)に当たる。そして、トリートメント変数がアウトカム指標に与える効果は処置効果と呼ばれる。本稿では起業経験が収入に与える押し上げ(押し下げ)幅に相当する。直感的にいえば、マッチングとはトリートメント変数にもとづいてサンプルをトリートメントグループ(起業経験があるグループ)とコントロールグループ(起業経験がないグループ)に分割し、それぞれのグループからほぼ同じ属性をもつサンプルを取り出し、アウトカム指標の平均的な差(処置効果)を計算する。起業経験以外にも、性別、職務経験、教育年数といった属性も収入に影響を与えるが、マッチングではこうした属性(共変量)がほぼ同じで、起業経験の有無だけが異なる人同士を取り出し、比較する。そのため、その結果は起業経験の有無が与える因果関係をとらえることになる。

ただし、属性が近いサンプルを取り出す際、その「近さ」にはいくつかの考え方がある。今回は傾向スコアマッチング(P propensity Score Matching)と最近傍マッチング(Nearest Neighbor Matching)という二つの方法を用いる<sup>7</sup>。違いは次のとおりで

ある。まず、傾向スコアマッチングでは、第1段階でトリートメント変数を被説明変数、その他の属性を説明変数としたロジスティック回帰分析を実施する。その推計結果は各サンプルの属性を一つのスコア(傾向スコアという)に集約したものとみなせるため、これが近いサンプル同士を各グループから取り出す。一方、最近傍マッチングは、各サンプルの属性をモデル(傾向スコアの場合はロジスティックモデル)を用いて一つの指標に集約するのではなく、直接、各変数の距離を計測する。このとき、距離の計測にはマハラノビス距離を用いることが多い<sup>8</sup>。本稿でも、最近傍マッチングにはマハラノビス距離を用いる。

最後に、各グループの処置効果の計算方法には、ATE(Average Treatment Effect、平均処置効果)とATET(Average Treatment Effect on the Treated、処置群に対する平均処置効果)がある。直感的にいうと、前者はコントロールグループのうち、トリートメントグループに近いサンプルのみを使って平均効果を計算する方法であり、後者はコントロールグループのすべてのサンプルを使って平均効果を計算する方法である。今回はATETを用いる。

本稿におけるアウトカム指標は、収入である。先述のとおり、ここでは年間勤務収入と時間当たり賃金の2種類の指標を用いる。トリートメント変数は起業経験ダミーである。共変量としては年齢、男性ダミー、既婚ダミー、子どもの有無ダミー、教育年数、管理職経験ダミー、現業勤続年数、勤務先の従業者規模、過去勤務社数(正社員)を用いる。ただし、このうち現業勤続年数についてコントロールを行うべきかについては、一考の余地がある。前掲表-4でみたとおり、平均的には起業経験者のほうが非起業経験者よりも現業勤続年数は

<sup>7</sup> マッチングにはいくつかの手法が存在するが、どの手法が正しいという絶対的な尺度はない。そのため、先行研究では複数の手法を適用し、それぞれの結果に大きな違いが生じないことを示すことが多い。本稿も同様のアプローチを採用する。

<sup>8</sup> 直感的にいえば、マハラノビス距離とは、各変数を標準偏差で割ることで単位の標準化を行い、さらに各変数間の相関によって生じる過大・過小評価を相関係数によって補正した距離である。

表－8 起業経験が収入に与える影響（傾向スコアマッチング）

トリートメントグループ：起業経験あり  
コントロールグループ：起業経験なし

| ATET<br>共変量                         | 年間勤務収入（万円）         |                   | 時間当たり賃金（円）          |                     |
|-------------------------------------|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
|                                     | 勤続年数含む             | 勤続年数含まず           | 勤続年数含む              | 勤続年数含まず             |
| (1) 全サンプル<br>(n=1,091)              | 60.96 *<br>(36.41) | -23.18<br>(36.83) | 222.59<br>(165.03)  | -102.48<br>(164.73) |
| (2) 正社員+男性のみ<br>(n=784)             | -17.26<br>(38.68)  | -9.72<br>(34.96)  | -117.32<br>(171.42) | 3.67<br>(163.42)    |
| (3) 正社員+男性のみ<br>事業のやめ方=廃業 (n=710)   | 20.75<br>(45.05)   | 30.19<br>(48.58)  | 8.20<br>(219.39)    | -33.18<br>(233.70)  |
| (4) 正社員+男性のみ<br>副業なし (n=611)        | -16.50<br>(47.98)  | -50.76<br>(49.90) | -66.40<br>(206.49)  | -208.88<br>(218.87) |
| (5) 正社員+男性のみ<br>経営者のみの起業を除く (n=755) | 42.86<br>(50.53)   | 14.31<br>(40.33)  | 275.92<br>(213.62)  | 77.24<br>(177.49)   |

(注) 1 処置効果はトリートメントグループのアウトカム指標からコントロールグループのアウトカム指標を差し引いたもの。  
2 推計に当たっては、0.03のカリバーを設定し、これを超えるサンプルは除外している。  
3 ( ) 内は標準誤差（以下同じ）。

短くなる傾向がある。これは、事業を経営していた期間だけ、入社が遅れるためだと考えられる。よって、もし起業経験の効果にこうした勤続年数が短くなることの収入の押し下げ効果も含まれると考えるならば、現業勤続年数を共変量から除外すべきということになる。一方、こうした勤続年数への影響を除いた起業経験の影響を取り出したいのであれば、現業勤続年数を含めるべきだろう。本稿ではどちらも解釈できるように、現業勤続年数を含めた推計と含めない推計の両方の結果を示す<sup>9</sup>。

表－8は、傾向スコアマッチングの推計結果である。また、参考として表－9では第1段階で実施した傾向スコアの推計結果を示した。まず、表－8(1)では全サンプルを用いたATETを示している。現業勤続年数のコントロールを含む結果をみると、年間勤務収入については60.96万円と10%水準で有意となった一方、時間当たり賃金についてはプラスではあるが有意な差ではない。また、現業勤続年数のコントロールを含まない場合の推計結果をみ

ると、いずれも符号はマイナスに転じるものの、有意な差とはならなかった。つまり、仮に勤続年数への影響を含めて考えたとしても、起業経験が収入を有意に押し下げるとはいえない。

前掲表－4でみたとおり、起業経験者而非起業経験者では男性比率、役員比率なども異なる。一般的にこれらの比率が高いほど収入が上がる傾向があるため、こうした違いが起業経験者の収入を押し上げている可能性もある。そこで、正社員、男性のみにサンプルを限定して同様の推計を行ったのが表－8(2)である。結果をみると、年間勤務収入と時間当たり賃金のどちらも有意な差は生じていない。これは、勤続年数のコントロールを外した場合も同様である。すなわち、サンプルを限定した場合でも、起業経験が収入に影響を与えるという証拠はみられない。

事業の撤退の仕方には廃業だけではなく、事業承継やM&Aによる事業譲渡なども含まれている。廃業経験者のみに限定した場合、こうした経験がその後の勤務収入を押し下げることあるだろう

<sup>9</sup> Kaiser and Malchow-Møller (2011) などの先行研究では現業勤続年数をコントロールした推計結果を示している。

表－9 傾向スコアの推計

|                 | 被説明変数：起業経験ダミー（起業経験あり＝1、起業経験なし＝0） |                       |                          |                       |                            |
|-----------------|----------------------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|----------------------------|
|                 | 推計方法：2項ロジット                      |                       |                          |                       |                            |
|                 | (1)全サンプル                         | (2)正社員＋男性のみ           | (3)正社員＋男性のみ<br>事業のやめ方＝廃業 | (4)正社員＋男性のみ<br>副業なし   | (5)正社員＋男性のみ<br>経営者のみの起業を除く |
| 年 齢             | -0.019 *<br>(0.010)              | -0.021 *<br>(0.012)   | 0.019<br>(0.017)         | -0.018<br>(0.014)     | -0.031 **<br>(0.014)       |
| 男性ダミー           | 0.869 ***<br>(0.289)             |                       |                          |                       |                            |
| 既婚ダミー           | -0.286<br>(0.249)                | -0.146<br>(0.284)     | -0.135<br>(0.394)        | -0.522<br>(0.327)     | -0.304<br>(0.322)          |
| 子どもの有無ダミー       | 0.829 ***<br>(0.233)             | 0.677 ***<br>(0.260)  | 0.067<br>(0.355)         | 0.784 ***<br>(0.301)  | 0.872 ***<br>(0.301)       |
| 教育年数            | -0.015<br>(0.049)                | -0.023<br>(0.055)     | -0.143 **<br>(0.071)     | 1.298 ***<br>(0.288)  | 1.721 ***<br>(0.291)       |
| 管理職経験ダミー        | 1.382 ***<br>(0.212)             | 1.291 ***<br>(0.245)  | 0.997 ***<br>(0.349)     | -0.041<br>(0.062)     | 0.013<br>(0.064)           |
| 現業勤続年数          | -0.172 ***<br>(0.024)            | -0.173 ***<br>(0.027) | -0.182 ***<br>(0.036)    | -0.183 ***<br>(0.030) | -0.171 ***<br>(0.030)      |
| 勤務先の従業者規模       | -0.001 *<br>(0.000)              | -0.001<br>(0.000)     | -0.001<br>(0.001)        | 0.000<br>(0.000)      | -0.001<br>(0.000)          |
| 過去勤務社数<br>(正社員) | -0.014<br>(0.066)                | 0.026<br>(0.073)      | 0.094<br>(0.091)         | 0.055<br>(0.086)      | -0.049<br>(0.089)          |
| 疑似決定係数          | 0.171                            | 0.162                 | 0.156                    | 0.185                 | 0.176                      |
| サンプルサイズ         | 1,091                            | 784                   | 710                      | 611                   | 755                        |

か。表－8(3)は、起業経験者のサンプルのうち、事業を「廃業した」と回答したサンプルのみに限定し、起業経験がその後の勤務収入に与える影響を推計した結果である。この場合でも、すべてのケースにおいて有意な差は確認できなかった。すなわち、最終的に廃業した起業経験者に限っても、その経験が何らかのペナルティとして働いているという証拠はみられない。

前掲表－3で説明したとおり、本稿のサンプルには副業を行っている勤務者が2割ほど含まれている。また、前掲表－4で示したとおり、起業経験者と非起業経験者の間には、副業の割合に若干の差がみられる。こうした副業の有無が勤務収入に与える影響を除くため、副業をしていない勤務者のサンプルに限定して行った推計が表－8(4)である。結果をみ

ると、処置効果はマイナスとなっているものの、いずれも有意ではない。そのため、起業経験が収入に影響を与えないという解釈は変わらない。

本稿が扱うサンプルの起業経験者のなかには、企業に勤めながら、隙間の時間を利用して自らの事業を立ち上げたという、副業起業も含まれる可能性がある。だが、そうした起業は勤務先を辞める必要がないため、起業の失敗によるキャリアへの影響は限定的であると考えられる。では、副業起業を除いた場合でも、起業経験は収入に影響を与えないといえるだろうか。残念ながら、本稿のデータには過去の起業経験が副業起業であったかを判別する質問がない。代わりに、過去の事業で従業者を雇用していたと回答した起業経験者にサンプルを絞って推計を行った結果が、表－8(5)

表-10 起業経験が収入に与える影響（最近傍マッチング・マハラノビス距離）

トリートメントグループ：起業経験あり  
コントロールグループ：起業経験なし

| ATET<br>共変量                         | 年間勤務収入（万円）       |                   | 時間当たり賃金（円）         |                     |
|-------------------------------------|------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
|                                     | 勤続年数含む           | 勤続年数含まず           | 勤続年数含む             | 勤続年数含まず             |
| (1) 全サンプル<br>(n=1,095)              | 46.50<br>(35.92) | 2.68<br>(32.78)   | 201.67<br>(171.42) | 42.60<br>(149.00)   |
| (2) 正社員+男性のみ<br>(n=785)             | 43.08<br>(36.44) | -0.41<br>(35.77)  | 210.06<br>(172.57) | 69.67<br>(166.51)   |
| (3) 正社員+男性のみ<br>事業のやめ方=廃業 (n=712)   | 18.43<br>(43.97) | -37.87<br>(51.18) | -58.59<br>(197.73) | -211.04<br>(239.98) |
| (4) 正社員+男性のみ<br>副業なし (n=613)        | 44.75<br>(41.44) | 14.78<br>(44.84)  | 205.49<br>(205.28) | 10.41<br>(213.82)   |
| (5) 正社員+男性のみ<br>経営者のみの起業を除く (n=757) | 51.72<br>(43.48) | 26.42<br>(41.05)  | 265.52<br>(208.99) | 139.58<br>(192.19)  |

(注) 表-8 (注)1に同じ。

である。従業者を雇用する副業起業は限りなく少ないことを考えると、この推計での起業経験者は、勤務先を退職したうえで起業した人が多いと考えられる。結果をみると、処置効果はいずれも有意ではないもののプラスとなっている。すなわち、起業経験が収入に影響を与えないという解釈は変わらないといえる。

次に、最近傍マッチングにより同様の推計を行った結果が表-10である。結果をみると、前掲表-8の傾向スコアマッチングの結果と同様、いずれの推計においても起業経験が年間勤務収入および賃金を押し下げるという結果は確認できなかった。むしろ、有意な差ではないとはいえ、ATETはプラスとなるケースのほうが多い。特に、副業を行っていないサンプルに限定した表-10(4)の結果は、前掲表-8(4)とは異なり、すべてプラスとなっている。

以上より、マッチングの結果はいずれも過去の起業経験単体ではその後の勤務収入を押し下げないことを示している。この結果は、Kaiser and Malchow-Møller(2011)、Baptista, Lima, and Preto(2012)、Daly(2015)、Luzzi and Sasson(2016)といった2010年代に行われた研究と同様である。もち

ろん、本稿の分析はサンプルが少ないことから標準誤差が大きくなり、結果として差が有意になりにくくなっている可能性はある。しかし、前掲表-8や表-10においてATETの符号の多くがプラスであることから判断して、少なくとも起業経験が明確に勤務収入を押し下げるとはいえないだろう。

## (2) 回帰分析

次に、マッチングで得られた結果の頑健性の確認を回帰分析によって行う。以下では、マッチングで用いたものと同様のサンプルで、被説明変数を勤務収入（年間勤務収入、時間当たり賃金）、説明変数を起業経験ダミーおよびその他の共変量とした回帰分析を行う。ただし、本稿で用いるデータはパネルデータではないため、個人の固定効果をコントロールできない。その結果、誤差項に含まれる固定効果の影響により、起業経験ダミーが内生性をもつ可能性がある。例えば、個人の先天的能力は起業するか否かの選択とともに、収入にも影響する。しかし、今回用いるデータではこうした先天的能力をコントロールすることができないため、結果として起業経験ダミーが誤差項と相関する可能性がある。この問題を回避するため、

表-11 起業経験が収入に与える影響 (回帰分析)

| 推計方法        | 被説明変数：年間勤務収入 (万円)   |                     |                     |                     | 被説明変数：時間当たり賃金 (円)      |                        |                        |                        |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|             | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                    | (6)                    | (7)                    | (8)                    |
|             | 勤続年数<br>手 法         | 含む<br>O L S         | 含まず<br>O L S        | 含む<br>I V           | 含まず<br>I V             | 含む<br>O L S            | 含まず<br>O L S           | 含む<br>I V              |
| 起業経験ダミー     | -2.3<br>(22.0)      | -24.9<br>(21.7)     | 71.8<br>(111.6)     | 47.7<br>(109.7)     | -15.5<br>(99.9)        | -104.3<br>(98.1)       | 102.5<br>(504.3)       | 18.5<br>(494.3)        |
| 年 齢         | 3.4 ***<br>(0.9)    | 5.4 ***<br>(0.8)    | 3.5 ***<br>(0.9)    | 5.9 ***<br>(1.0)    | 20.6 ***<br>(4.0)      | 28.4 ***<br>(3.5)      | 20.9 ***<br>(4.1)      | 29.2 ***<br>(4.7)      |
| 男性ダミー       | 102.2 ***<br>(19.2) | 105.4 ***<br>(19.4) | 96.0 ***<br>(21.4)  | 99.7 ***<br>(21.3)  | 313.2 ***<br>(87.4)    | 326.0 ***<br>(87.9)    | 303.5 ***<br>(96.5)    | 316.2 ***<br>(96.0)    |
| 既婚ダミー       | 27.8<br>(19.1)      | 33.2<br>(19.2)      | 30.0<br>(19.4)      | 36.3 *<br>(19.9)    | 136.6<br>(86.5)        | 157.5 *<br>(86.9)      | 140.0<br>(87.8)        | 162.8 *<br>(89.5)      |
| 子どもの有無ダミー   | 67.3 ***<br>(17.7)  | 71.1 ***<br>(17.9)  | 60.5 ***<br>(20.4)  | 64.8 ***<br>(20.3)  | 287.5 ***<br>(80.4)    | 302.5 ***<br>(80.9)    | 276.7 ***<br>(92.3)    | 291.8 ***<br>(91.3)    |
| 教育年数        | 26.3 ***<br>(3.9)   | 25.1 ***<br>(3.9)   | 26.6 ***<br>(4.0)   | 25.2 ***<br>(4.0)   | 102.1 ***<br>(17.8)    | 97.3 ***<br>(17.9)     | 102.6 ***<br>(17.9)    | 97.5 ***<br>(17.9)     |
| 管理職経験ダミー    | 138.6 ***<br>(16.6) | 137.0 ***<br>(16.8) | 127.1 ***<br>(23.9) | 124.8 ***<br>(24.7) | 588.5 ***<br>(75.3)    | 582.2 ***<br>(75.8)    | 570.1 ***<br>(107.8)   | 561.6 ***<br>(111.1)   |
| 現業勤続年数      | 9.6 ***<br>(2.1)    |                     | 11.1 ***<br>(3.1)   |                     | 37.6 ***<br>(9.4)      |                        | 40.0 ***<br>(13.9)     |                        |
| 勤務先の従業者規模   | 0.2 ***<br>(0.0)    | 0.2 ***<br>(0.0)    | 0.2 ***<br>(0.0)    | 0.2 ***<br>(0.0)    | 1.0 ***<br>(0.1)       | 1.0 ***<br>(0.1)       | 1.0 ***<br>(0.1)       | 1.0 ***<br>(0.1)       |
| 過去勤務社数(正社員) | -12.3 **<br>(5.7)   | -22.6 ***<br>(5.3)  | -12.4 **<br>(5.8)   | -24.5 ***<br>(6.0)  | -78.8 ***<br>(26.1)    | -119.3 ***<br>(24.2)   | -79.0 ***<br>(26.1)    | -122.5 ***<br>(27.2)   |
| 役員ダミー       | 317.4 ***<br>(46.3) | 352.3 ***<br>(46.1) | 306.9 ***<br>(49.1) | 347.3 ***<br>(46.9) | 1,256.8 ***<br>(210.1) | 1,394.0 ***<br>(208.7) | 1,240.0 ***<br>(221.7) | 1,385.4 ***<br>(211.6) |
| 正社員ダミー      | 155.4 ***<br>(31.6) | 195.1 ***<br>(30.7) | 155.4 ***<br>(31.8) | 201.6 ***<br>(32.4) | 656.1 ***<br>(143.4)   | 811.9 ***<br>(138.9)   | 656.0 ***<br>(143.5)   | 823.0 ***<br>(145.8)   |
| サンプルサイズ     | 1,095               | 1,095               | 1,095               | 1,095               | 1,095                  | 1,095                  | 1,095                  | 1,095                  |

今回は起業経験ダミーを内生変数と考え、操作変数法を用いた回帰分析も行うこととした。ここでは起業経験ダミーの操作変数として、両親のいずれかが自営業者であった場合に1、その他の場合に0をとるダミー変数と、配偶者が自営業者であった場合に1、その他の場合に0をとるダミー変数の二つを用いる。いずれも現在の勤務収入にとっては外生変数であると同時に、起業経験ダミーとは相関する変数である<sup>10</sup>。

表-11は推計結果である。なお、マッチングの分析と同様、現業勤続年数への影響を起業経験の影響に含めるかは判断が難しいことから、説明変数に現業勤続年数を含めた推計と含めない推計の両方を示している。結果をみると、OLS (Ordinary Least Squares、最小二乗法)、IV (Instrumental Variable Method、操作変数法)いずれの結果をみても、起業経験ダミーの係数は有意とはなっていない。すなわち、マッチングの結果と同様、起業経

<sup>10</sup> ただし、今回の推計では、操作変数法の第1段階の推計が線形回帰モデルであるにもかかわらず、実際の被説明変数が2値のダミー変数(起業経験ダミー)となっているため、推計結果には歪みが生じている可能性がある。

験が年間勤務収入、時間当たり賃金のいずれに対しても影響を与えるという証拠はみられない。回帰分析の結果からみても、起業経験がその後の勤務収入を押し下げるとはいえないようだ。

ここで参考として、現業勤続年数が与える影響をみてみよう。現業勤続年数を含むIV推計である表-11(3)と表-11(7)をみると、勤続年数が1年上昇するごとに、年間勤務収入は11.1万円、時間当たり賃金は40.0円上昇することが示されている。前掲表-4でみたとおり、本サンプルにおける起業経験者の現業勤続年数は非起業経験者よりも7年ほど短い。つまり、ここから推察されるのは、起業経験によって生じる勤続年数の低下（入社が遅れ）は、やはり勤務収入の低下をもたらしているということだ。ただし、推計表-11(4)(8)で示したとおり、仮に現業勤続年数を説明変数から除外した場合でも、起業経験ダミーは有意とはならない。この点は、マッチングの結果でも確認したとおりである。つまり、勤続年数が短くなるといったマイナスの効果もあるものの、その他の要素（起業経験に対するプラスの評価など）を総合して考えれば、やはり起業経験がその後の勤務収入を下げるとはいえない。

### (3) 解釈

以上の結果を、どのように解釈すべきだろうか。一つの解釈は、起業経験が企業からの評価にもたらす効果にはプラスの側面とマイナスの側面の両方があり、結果としてそれらが相殺されてしまっているというものである。

第1節で述べたLazear(2005)のJack of All Trades仮説のように、起業経験がある特定の能力を示すシグナルとなり、勤務収入を押し上げることは十分に考えられる。さらに、起業自体が少ないわが国においては、事業を立ち上げた経験をもつ求職者はそれほど多くなく、希少性もあるだろう。その結果、昇進が早まる、一定の役職を与えられるといっ

たことはありそうだ。一方、事業から撤退した経験が雇用側からネガティブに受け止められ、その結果として、収入が高い大企業への就職が難しくなることもあるかもしれない。あるいは、起業を経たことで勤続年数が短くなることによる押し下げ効果もあるだろう。しかし、これらの効果が相殺し合うため、総合的にみれば、起業経験が勤務収入を押し下げるには至らないのだと考えられる。

## 6 結論

以下では、本稿の分析結果を踏まえた政策的インプリケーションおよび分析の限界を踏まえた今後の課題を述べる。

### (1) 政策的インプリケーション

日本は年功序列や新卒採用といった相対的に流動性に乏しい雇用慣習をもつため、起業経験、特に廃業経験は再就職の際に負のシグナルになり、キャリアの再構築を難しくすると考えられがちである。しかし実際には、廃業といったネガティブな事業撤退を含めたとしても、起業経験がその後の勤務収入を押し下げるといって証拠はみられない。もちろん、起業経験は勤務者としてのキャリアに後れをもたらす可能性はある。しかし、起業経験がもたらすその他の効果を総合して考えれば、やはり勤務収入を押し下げるとはいえない。

冒頭で述べたとおり、わが国は起業活動が停滞しているとの指摘がある。その理由の一つに、わが国では失敗した場合の再起が難しいという思い込みがあるように思われる。だが、少なくとも本稿の分析からは、起業（廃業）の経験が、その後の勤務者としてのキャリアに影響を及ぼすことは確認できなかった。専修・専門学校やビジネススクールといった高等教育機関はもちろん、小中学校などでも起業家教育の機会がさらに増え、そのなかで「起業の失敗は必ずしもその後のキャリア

を妨げるわけではない」という事実を伝えることは、起業のリスクへの恐れを和らげ、ひいてはわが国の起業活動を促進することにつながるだろう。また、働き方改革が進むなか、最近では時間や裁量の面でより自由な働き方を実現するための一つの手段として、起業が注目されるようになってきた。だが、やはり起業には一定のリスクが伴うため、二の足を踏む人が多いのも事実である。本稿の分析結果は、こうした人々が起業を自由な働き方を実現するための現実的な選択肢の一つとして見直すきっかけにもなると期待したい。

## (2) 今後の課題

第1に、今回の分析では起業経験が再就職自体を難しくする可能性は考慮していない。例えば、起業経験、特に廃業の経験が負のシグナルとなり、転職活動により多くの時間、労力を割かなければならない事態は十分に考えられる。仮に今回の分析で示したように、起業経験が収入には影響を与えないのだとしても、転職そのものを難しくするのだとすれば、起業にはやはりリスクが伴うことになる。例えば、Koellinger, *et al.*(2015)は英国の転職市場のデータを用いて、起業経験者への求人数は非起業経験者への求人数よりも低くなることを示しており、わが国においても同様の事態が発生している可能性はある。こうした可能性を考慮するためには、失業期間などを含む、起業経験者が勤務者となるまでの過程を追跡したデータが必要である。これは、今後の課題である。

第2に、サンプルサイズの問題である。今回の推計では起業経験者について166という限られ

たサイズのサンプルしか得ることができなかった。海外の同様の研究では、より大規模なデータを使った分析が主流である。例えば、Kaiser and Malchow-Møller(2011)はIDA(Integrated Database for Labor Market Research)というデンマーク統計局が実施する労働調査データを用いているが、トリートメントグループ(起業経験者)のサンプルサイズは8,000を超えている。わが国においても多くのデータを収集し、結果の頑健性を確認する必要があるだろう。

第3に、今回の分析ではサンプルサイズの問題もあり、異なる起業経験が勤務収入に与える影響の違いを分析することができなかった。例えば、事業規模、特に従業員を雇用していたか否かによって、起業経験の中身は大きく異なるだろう。あるいは業務内容によっても起業経験は異なり、それがその後の勤務収入に与える影響も違ってくるはずである。さらにいえば、一口に「廃業」といっても、自ら事業をやめた場合と、営業の継続が困難な状況に追い込まれた場合とでは、その後の影響も異なってくるだろう。今後はさらなるデータを蓄積し、こうした起業経験(そして廃業経験)の違いがその後の勤務収入に与える影響も分析する必要がある。

いずれにせよ、日本は諸外国と比較し、こうした分析を行うためのデータが少なく、研究は進んでいない。しかし、起業経験がその後のキャリアにもたらす影響の考察は、起業支援を考えるうえでは避けられない課題である。今後、研究の蓄積が望まれる。

## <参考文献>

Åstebro, Thomas and Peter Thompson (2011) "Entrepreneurs, Jacks of All Trades or Hobos?" *Research Policy*, 40 (5), pp.637-649.

Baptista, Rui, Francisco Lima, and Miguel Torres Preto (2012) "How Former Business Owners Fare in the Labor Market? Job Assignment and Earnings." *European Economic Review*, 56 (2), pp.263-276.

- Bates, Timothy (2005) "Analysis of Young, Small Firms that Have Closed: Delineating Successful from Unsuccessful Closures." *Journal of Business Venturing*, 20 (3), pp.343-358.
- Bruce, Donald and Herbert J. Schuetze (2004) "The Labor Market Consequences of Experience in Self-Employment." *Labour Economics*, 11 (5), pp. 575-598.
- Cowling, Marc, Mark Taylor, and Peter Mitchell (2004) "Job Creators." *The Manchester School*, 72 (5), pp.601-617.
- Daly, Moira (2015) "The Long Term Returns of Attempting Self-Employment with Regular Employment as a Fall Back Option." *Labour Economics*, 35, pp.26-52.
- Evans, David S. and Linda S. Leighton (1989) "Some Empirical Aspects of Entrepreneurship." *The American Economic Review*, 79 (3), pp.519-535.
- Honjo, Yuji (2015) "Why Are Entrepreneurship Levels So Low in Japan?" *Japan and the World Economy*, 36, pp.88-101.
- Kaiser, Ulrich and Nikolaj Malchow-Møller (2011) "Is Self-Employment Really a Bad Experience? The Effects of Previous Self-Employment on Subsequent Wage-Employment Wages." *Journal of Business Venturing*, 26 (5), pp.572-588.
- Koellinger, Philipp D., Julija N. Mell, Irene Pohl, Christian Roessler, and Theresa Treffers (2015) "Self-Employed but Looking: A Labour Market Experiment." *Economica*, 82 (325), pp.137-161.
- Lazear, Edward P. (2005) "Entrepreneurship." *Journal of Labor Economics*, 23 (4), pp.649-680.
- Luzzi, Alessandra and Amir Sasson (2016) "Individual Entrepreneurial Exit and Earnings in Subsequent Paid Employment." *Entrepreneurship Theory and Practice*, 40 (2), pp.401-420.
- Parker, Simon C. (2018) *The Economics of Entrepreneurship Second Edition*, Cambridge University Press.
- Taylor, Mark P. (1999) "Survival of the Fittest? An Analysis of Self-Employment Duration in Britain." *The Economic Journal*, 109 (454), pp.140-155.
- Williams, Donald R. (2000) "Consequences of Self-Employment for Women and Men in the United States.", *Labour Economics*, 7 (5), pp.665-687.