

【論文】

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

Does the Seniority Based Wage Inhibit Entrepreneurial Activities?

鈴木 正 明
SUZUKI Masaaki

目次

1. はじめに
2. 先行研究と仮説の提示
3. 分析の概要
4. 推計結果
5. まとめと今後の課題

(要旨)

日本の起業活動が低調である背景として年功賃金の存在（急な賃金プロファイルの傾き）が指摘されることがある。しかし、この指摘が妥当なのかについて十分な検証はなされていない。そこで、本稿では、起業プロセスを四つの段階に分けて、賃金プロファイルの傾きが起業活動に与える影響を探った。検証にあたっては、グローバル・アントレプレナーシップ・モニター（GEM）を主なデータソースとして、国レベル、個人レベルの変数を用いてマルチレベル・多項ロジット分析を行った。主として一般的、企業特人的資本に基づき設定した仮説を検証したところ、賃金プロファイルの傾きが急な国では①潜在起業家（起業意図を有するが準備は行っていない）である確率が低下する傾向が弱いながらもみられること、②誕生期（開業直後）の起業家である確率が上昇すること、③起業に必要な知識・能力・経験を有すると認識する人が誕生期の起業家となる確率は低下することなどが明らかにされた。以上の結果は、年功的な賃金が日本の起業活動が不活発さの一因であるという通念には留保すべき点があることを示唆するものである。さらに、起業活動の活発さを評価するためには量的だけではなく質的な基準も検討すべきであることを本稿の結果は示している。

1. はじめに

日本の起業活動が英米と比べて不活発であることは長年指摘されてきた。たとえば、『2019年版中小企業白書』は、単純な比較は困難としつつも「国際的に見ると我が国の開廃業率は相当程度低水準である」と評価する。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 (Global Entrepreneurship Monitor, GEM) の Adult Population Survey (APS)¹⁾ をみても、日本において起業活動に従事している成人人口の割合は2020年には6.5%、2021年には6.3%とそれまでの3~5%程度を大きく上回ったものの、10%を超える米国や7~10%程度の英国と比べると依然として低い。

こうしたなか、日本政府は起業活動の活性化を政策目標として掲げている。成長戦略フォローアップ (令和2年7月17日) には「開業率が米国・英国レベル (10%台) になることを目指す」と数値目標が示されるほどである。2022年は「スタートアップ創出元年」と位置付けられてもいる。その背景には、起業活動の活発化によってイノベーションや雇用の創出、競争促進を通じた経済全体の生産性向上などの効果が生み出されるという期待がある。

起業活動の水準が国ごとに大きく異なることはGEMのAPSをはじめ様々な調査で確認されてきた。このため、国ごとの差を生み出す要因について膨大な研究がこれまでに行われている。その要因の一つは制度 (institution) である。制度とは「社会におけるゲームのルール」として、「個々人の選択集合を定義、制限する」(North, 1990, 邦訳 pp.3-4)。制度の内容は多様だが、公式な制度として政治構造、生産者に対する規制、契約、所有権など、非公式な制度として社会的規範・

文化、認知、信念の体系などと起業活動との関係が分析されてきた (Urbano et al., 2019)。これらの研究からは、総じて親市場的な (market-friendly) な制度が起業活動を促進することが明らかにされている。たとえば、Klapper et al. (2007) によるとガバナンスの質の高さや起業に必要な手続きの少なさは起業活動にプラスの影響を与える。

起業活動への従事は職業選択に関する意思決定を通じてなされる (Lucas, 1978)。とすれば労働市場に関する制度も起業活動に従事するかどうかの意思決定に大きな影響を与えると考えられる。なかでも先行研究が関心を寄せてきたのは雇用保護法制 (Employment Protection Legislation, EPL) と雇用保険という二つの公式な制度である。このうち、EPLについてはその強さが起業活動を阻害することが多くの研究で指摘されている (Robson, 2003)。ただし、EPLの強さを測定、数値化したOECDのemployment protection legislation index (2019年, regular contract, version4, individual and collective) をみると、日本はOECD加盟国34カ国中25位である。また日本のEPL指標はOECD加盟国の平均を下回っており、日本の法的な雇用保護が強いとは決していえない。以上の議論からはEPLの強さによって日本の起業活動が不活発になっているというわけではないことが示唆される。他方、寛大な雇用保険給付も起業活動を不活発にする (Koellinger and Minniti, 2009)。しかし、OECD Statsによると日本の雇用保険の代替比率 (失業前の収入に対する雇用保険給付額の割合) はOECD加盟国の平均的な水準である。雇用保険給付の寛大さが日本の起業活動の不活発さの主な原因ともいいがたい。

起業活動を抑制する労働市場関連の制度要因としては雇用慣行も考えられる。たとえば、日本については年功賃金 (急な傾きの賃金プロファイル) が指摘される。もちろん、

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

この慣行はすべての企業、すべての雇用者に適用されているわけではない。それでも、全体としてみれば、起業活動に何らかの影響を与えている可能性はある。

その一つが起業活動への従事に関する意思決定である。実際、起業活動の現状や環境に関する意見を専門家に尋ねる GEM の NES (National Expert Survey) では、日本の起業活動の阻害要因として「大企業中心の年功序列型雇用形態」やその帰結としての「労働市場の硬直性」などが指摘されている。しかし年功賃金と起業活動との関係についての分析はあまりみられない。

そこで、本稿では、年功賃金に焦点を当てつつ、賃金プロファイルの傾きが起業活動に与える影響を検討する。年功賃金とは「年齢や勤続年数とともに上昇する賃金」(清家, 2004) であり、長期雇用慣行と相まって起業活動の水準に特に強い影響を与える可能性がある。近年そのフラット化が指摘されるものの、後にみるように日本の賃金プロファイルの傾きは依然として大きい²⁾。ただし、年齢とともに賃金が高まる傾向は日本特有というわけではなく、多かれ少なかれ他国においてもみられる。以上を踏まえ、国際比較を通じて賃金の年功性の影響を明らかにしていく。その際、起業プロセスの段階によって様々な制度要因の影響は異なりうる(後述)ことから、段階ごとに年功性の影響を検討する。なお、本稿において「賃金の年功性」とは、年齢別にみた賃金の差の程度(賃金プロファイルの傾きの程度)を指す。このため、本稿では、他国との比較という視点から、日本特有の賃金の決まり方や上がり方までは分析対象とはしていない。

構成は次の通りである。第2節では先行研究のレビューを行いつつ仮説を提示する。第3節では、主要なデータである GEM の APS の概要を紹介したうえで、分析に用いる変数と推計の概要を説明する。第4節では推計結

果を提示し考察を行う。具体的には、そもそも賃金の年功性と起業活動との間に相関はあるのか、あるとすればどの段階で影響を与えているのかを検証する。加えて、年功性と起業に対する態度(起業態度, entrepreneurial attitudes)との関係についても検証する。日本の起業活動が低迷している要因の一つとして起業態度の弱さが指摘されてきたこと、さらにマクロレベルとミクロレベルとの交互作用が十分検討されてこなかったという指摘(仲, 2018, p.73)を踏まえつつ、賃金の年功性が起業態度にどのような影響を与えているのかについても検討する。第5節では、本稿の発見をまとめつつ分析結果の含意を示すとともに、今後の課題を論じる。

2. 先行研究と仮説の提示

(1) 起業プロセスの段階

起業活動への従事に関する分析においては、従事しているかいないかという二つの段階が設定されることが多い。しかし、起業プロセスは, entrepreneurial ladder (van der Zwan et al., 2009) と呼ばれるように、いくつかの段階に分類することもできる。たとえば、GEM の APS では、「起業準備」と「起業直後」という二つの段階に区分される。van der Zwan et al. (2010) と van der Zwan et al. (2012) では「起業を考えたこともない」「起業を考えている」「起業の準備している」「起業後3年以内」「起業後3年超」という五つの段階が採用されている。一方、起業活動の取り組みに着目した松田・松尾(2013)は、起業前の段階を「起業機会の発見」「起業の実行」「利益を上げる」という三つに区分する。起業プロセスを区分することで、様々な要因が与える影響の程度がそれぞれの段階において異なることを明らかにできる。

本稿の焦点である年功賃金が影響を与える段階については次項で議論するが、それに先

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

立ちます制度が一般的に影響を与える起業プロセスの段階を理論的に検討しておく。

計画的行動理論 (Ajzen, 1991) によると、行動につながる意図は、行動に対する態度 (自らにとっての当該行動の望ましさ)、主観的規範の認知 (当該行動をとることに対する身近な人たちからの社会的圧力)、知覚された行動の統制可能性 (当該行動の実行の容易さについての評価) という三つの先行要因によって形成される。制度がこれらの先行要因に働きかけるとすれば、起業意図が形成される段階に主として影響を与えることになる。また、同理論では、知覚された行動の統制可能性は意図から実際の行動への移行に対しても影響を与えることが想定されている。このため、制度が知覚された行動の統制可能性を左右するとすれば、意図が形成された後の段階にも影響を与えることになる。

他方、Bosma et al. (2008) は、事業機会の存在やそれを実現するためのスキルの保有の認識を通じて起業意図が形成された後機会費用が考慮されるというモデルを提示する。制度は事業機会を客観的に生み出すとともに起業活動の機会費用も左右しうる。その場合、制度は起業意図の形成段階から実際の起業に従事するまで広い段階に影響を与えることになる。

実証研究では制度によって影響を与える段階は異なることが確認されている。Hartog et al. (2010) によると、雇用保険給付や法人税率などは起業後、ホフステード指標のうち権力格差 (それぞれの国において制度や組織のなかで権力をあまり有しないメンバーが権力の不平等な分布を予期した受け入れている程度) は起業準備の段階で影響を与える。また van der Zwan et al. (2012) では、起業に関する行政的手続きに関する知覚は準備以前の段階、リスク耐性はほぼすべての段階、失敗のスティグマは起業を考えるようになる段階のみで影響を与えることが確認され

ている。また、松田・松尾 (2013) は、MBA という学位や勤務先での新規事業の立ち上げ経験は「起業の実行」や「利益をあげる」ではなく「起業機会の発見」段階においてのみ影響を与えることを明らかにしている。

このように段階ごとに分けて検討することで、起業活動に影響を与える要因についてより豊かな知見を得ることができる。そこで、本稿では、GEM の区分をベースとしつつ、起業プロセスを4段階に分けて検討する。具体的には、①起業意図を有しない段階、②起業意図を有するが準備を行っていない段階 (潜在期)、③起業準備を行っている段階 (懐妊期 (nascent))、④起業後3.5年以内 (誕生期) である³⁾。本稿の問題意識は日本における起業活動が不活発さであるため、起業後3.5年以上経過した企業 (起業家) は分析対象とはしない。また、鈴木 (2013) によれば、起業意図を有する人たちが他国と比べて少ないことが日本の起業活動の特徴である。そこで、本稿の分析では②の潜在期を明示的に設定した。なお、①から④の段階にある人をそれぞれ、非起業家、潜在起業家、懐妊期の起業家、誕生期の起業家と呼び、②から④までの段階を起業活動の範囲とする。

(2) 年功賃金と起業活動

本稿が焦点を当てる年功賃金は非公的な制度である。年功賃金の合理性は主として次の二つの理論から説明される (清家, 2004)。第1は人的資本論 (Becker, 1962) である。この理論によると、訓練を受けることで労働者の人的資本は高まり生産性は向上する。そして生産性向上に必要な訓練を受けている期間には訓練費用の少なくとも一部を企業が負担する。その見返りとして訓練期間中労働者は低賃金を甘受し、その後生産性が高まった結果として高賃金を受け取る。この結果年功賃金が生じる。

第2は、インセンティブ (後払い賃金) 理

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

論 (Lazear, 1979) である。年功賃金の下では若い頃には生産性よりも低い賃金が、後には高い賃金が提示される。この結果、継続勤務のインセンティブは高まる。ただし、途中で怠業すると解雇されてしまい、後に得られるはずだった高い賃金を享受できなくなってしまう。このため、労働者の怠業が防止され、その努力が引き出されるという機能を年功賃金は果たすことになる。

いずれの見解をとるにせよ、年功賃金は長期雇用と補完的であり (青木・奥野・村松, 1996)⁴⁾、長期雇用は企業特殊的人的資本の蓄積を促進する (Milgram and Roberts, 1992, 邦訳 p.403)。つまり、賃金の年功性が強いほど一般的人的資本に比して企業特殊的人的資本の蓄積が進むことが想定される。一般的人的資本とはどの企業においても有益な人的資本、企業特殊的人的資本とは特定の企業での経験を通じて蓄積されそこでの仕事においてのみ生産性を向上させる人的資本である (Becker, 1962)。以下では主として一般的、企業特殊的人的資本の観点から年功賃金が起業活動に与える影響を検討する。

まず、年功賃金は、企業特殊的人的資本への投資のリターンを高め、将来の賃金を増加させる (Becker, 1962)。この結果離職の金銭的な機会費用は上昇する。この点は Lazear (1979) でも指摘されているところである。機会費用の高さは起業活動を抑制する (Amit et al., 1995)⁵⁾。さらに、年功賃金の下で蓄積されやすい企業特殊的人的資本は一般的人的資本と比べて起業には役立ちにくい。また、年功賃金が長期雇用を促進する結果企業内での昇進は遅くなりがちであり、そのため人的資本の蓄積が進みにくい可能性もある (Liang, 2011)。これらは、起業活動を抑制する要因といえる。ちなみに、年功賃金と同様長期雇用を促進する EPL に関する研究によると、EPL が強い国では、事業に失敗した際に雇用労働に戻りにくくなるという

怖れから起業活動が抑制されるとともに、従業員を雇用するような起業が阻害される (Robson, 2003)⁶⁾。賃金の年功性の強さも同様の効果をもたらすことが予想される。このように賃金の年功性が強いほど起業意図を有しない傾向が強まり、その結果その後の段階において起業活動が不活発になることが考えられる。

その一方、年功賃金が起業活動を促進する可能性もある。年功賃金が企業特殊的人的資本の蓄積を通じて継続就業のインセンティブを高めるとすれば、企業間の転職をはじめ労働市場における流動性は低下する。その場合、起業準備を始めたり実際に起業したりするために離職すると雇用者に戻りにくくなることから、起業活動の機会費用が低くなりがちである。この結果、期待できるまたは実際に得られる報酬が同じ程度であったとしても起業活動を継続する傾向が強まることが予想される⁷⁾。この結果懐妊期や誕生期の起業家は増加する。加えて、年功賃金や長期雇用に伴う遅い昇進によって、仕事における裁量を発揮できるようになるまでにより長い時間を要することになる。階層型組織に属していない自営業主は裁量が大きいため効用を得ており (Frey, 2008, 邦訳 pp.90-92)、また自立や権力・影響力などコントロールの確保は金銭と並んで主な起業動機の一つである (Wasserman, 2012, 邦訳 p.40)。事実、日本に限った調査ではあるが、日本政策金融公庫が融資先に毎年行っている「2021年度新規開業実態調査」によると、起業動機として最も多いのは「自由に仕事があった」(54.1%)であり、同様の結果は継続して確認されている。とすれば、賃金の年功性の強さは遅い昇進を通じて起業活動を促進する可能性がある。さらに、EPL が強い国ではこの規制を回避するためにアウトソーシングが増加する結果受け皿となる自営業主が増加することも指摘されている (OECD, 1999)。

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

年功賃金が暗黙の契約（清家，2004）として拘束力を有するとすれば，人的資源の蓄積がそれほど求められない事業を中心にアウトソーシングを積極的に活用しようとする企業が増加，その分事業機会が多くなる可能性がある。以上の議論は，賃金の年功性が強いほど起業活動が促進される可能性を示唆するものである。

では抑制，促進どちらの効果が大きいのか。賃金の年功性と起業活動との相関を検証した実証研究は管見の限り Liang（2011）が唯一のものである。同論文では国レベルの集計データを用いた推計を行っており，年功性が強い国ほど起業活動率が高いという結果を得ている。ただし，同論文は未定稿（Preliminary Draft）であり，かつ年功性と起業活動との関係を直接に検討しているわけではない⁸⁾。このほか，年功賃金に絞ってはいないものの間接的に日本の雇用慣行の効果を分析した研究もみられる。竹ノ内（2011）は，韓国や台湾と比べて日本では人的資本が自営業への移行に与える効果がより強いという推計結果を得ており，これは労働市場の流動性の低さと参入障壁の高さに起因すると解釈されている。また，Naiki and Ogane（2021）は，日本ではフルタイムの労働者はパートタイム労働者と比べて起業する確率が低いことを確認しており，この理由を雇用慣行に求めている。

年功賃金はすべての段階において起業活動を阻害，促進する可能性があることが理論的に示唆されるうえ，実証研究からも明確な仮説を導くことは難しい。そこで，本稿では探索的に次の仮説を提示する。

- H1a：賃金の年功性が強い国では弱い国と比べて潜在起業家である確率が高い。
- H1b：賃金の年功性が強い国では弱い国と比べて潜在起業家である確率が低い。
- H2a：賃金の年功性が強い国では弱い国と比

- べて懐妊期の起業家である確率が高い。
- H2b：賃金の年功性が強い国では弱い国と比べて懐妊期の起業家である確率が低い。
- H3a：賃金の年功性が強い国では弱い国と比べて誕生期の起業家である確率が高い。
- H3b：賃金の年功性が強い国では弱い国と比べて誕生期の起業家である確率が高い。

(3) 年功賃金と起業態度

起業態度は起業活動への従事の有無を左右する（Arenius and Minniti, 2005; Koellinger et al., 2007; 高橋ほか，2013; Honjo, 2015; Naiki and Ogane, 2021）。GEMではいくつかの起業態度が調査されているが，そのなかで最も大きな影響を起業活動に与えるのは知識・能力・経験の有無に関する主観的認識（以下「知識・能力・経験知覚」）である（Arenius and Minniti, 2005; Koellinger et al., 2007; 高橋ほか，2013; Honjo, 2015; Naiki and Ogane, 2021）。知識・能力・経験知覚は「新しいビジネスを始めるために必要な知識，能力，経験を持っていますか」という質問に対する回答（「はい」「いいえ」の二者択一）に基づき測定されており，企業特殊的というよりも一般的人的資本に関する認識を反映していると考えられる。

ただし，この起業態度が起業活動に与える効果の大きさは国によって異なる（Honjo, 2015; Naiki and Ogane, 2021）。この違いを生み出す要因の一つとして考えられるのが賃金の年功性である。年功性が強い国においては，継続勤務のインセンティブが高まる結果，知識・能力・経験知覚を有していても起業しないことを選択するかもしれない。とすれば，知識・能力・経験知覚の効果は小さくなる。Naiki and Ogane（2021）では，日本のフルタイム労働者は知識・能力・経験知覚を有していると思っても起業活動を行わない傾向が示唆されており，この見解と整合的である。こうした見解とは対照的に，年功

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

性が強い国では、企業特殊的人的資本の蓄積が促進される結果、一般的人的資本の保有者が相対的に稀少である可能性もある。とすれば、競争相手が少なくなる分知識・能力・経験知覚を有していれば起業しようとするより強く考えるかもしれない。つまり、年功性が強い国では、知識・能力・経験知覚の効果が高まることになる。これは、日本では知識・能力・経験知覚を有する人は他国よりも起業活動を開始しやすいという結果 (Honjo, 2015) と符合する。

知識・能力・経験知覚の効果の違いを生み出す要因について十分な検証はなされていない。そこで、起業活動に与える知識・能力・経験知覚の効果が国ごとに異なっていることを改めて確認したうえで、この違いが賃金の年功性によって説明されるのかを検証する。

H4 : 知識・能力・経験知覚が起業活動に与える影響は国によって異なる。

H5a : 賃金の年功性が強い国では弱い国と比べて知識・能力・経験知覚が起業活動に与える影響が弱い。

H5b : 賃金の年功性が強い国では弱い国と比べて知識・能力・経験知覚が起業活動に与える影響が強い。

3. 分析の概要

(1) データと変数

以下では、上記の仮説を検証するための分析方法を紹介していく。まず、主として用いるデータは GEM の APS である。

APS は 1999 年から毎年実施されており、国際比較が可能となるように共通の定義に基づき各国・地域の起業活動の水準を測定している。参加国・地域は年によって異なるが、例年数十である。それぞれの国・地域では最低 2000 人の成人 (18～64 歳) を対象として、起業活動への従事状況や起業態度などについ

て固定・移動電話を用いたインタビューが行われている。

次に変数を説明していく。被説明変数は起業活動への従事状況であり、分析対象者は上述のように①非起業家、②潜在起業家、③懐妊期の起業家、④誕生期の起業家の四つに分類される⁹⁾。分析では賃金の年功性が起業活動に与える影響に着目するため、前述の 3.5 年以上の企業 (起業家) に加え、「引退者および障がい者」「学生」、職業不明者を対象から除外する。また、日本においては 60 歳定年が一般的であることから、推計対象は 18～59 歳に限定した。

以上の被説明変数を作成するために必要なデータを取得できるのは 2008 年以降の APS に限られる¹⁰⁾。加えて、2019 年以降の APS では知識・能力・経験知覚に関する質問の選択肢が変更されている。一方、後述する賃金の年功性に関する指標が得られるのは 2008 年以降では 2010 年、2014 年、2018 年である。そこで、説明変数についてはさしあたり 1 期ラグをとることを考慮し、基本的な推計には 2011 年と 2015 年の APS の個票を用いて、それぞれ 2010 年、2014 年の賃金データを対応させることとする。また、賃金の年功性に関する変数を取得できるのはそれぞれの年で 22 カ国、24 カ国にとどまる。データ取得可能な国の数が限られることから、両年のデータをプーリングして分析を行う (推計対象国は表 1 のとおり)。

ここで被説明変数の記述統計を確認しておく (表 1)。集計対象国全体の平均は、非起業家が 80.2%、潜在起業家が 10.1%、懐妊期の起業家が 5.2%、誕生期の起業家が 4.6% となっている。これらの割合には国によって大きな違いがみられる。たとえば、日本ではそれぞれ 91.2%、3.0%、3.0%、2.8% である。非起業家は全体の平均を約 11% ポイント上回り、集計対象国のなかで最も高い。一方、潜在起業家、懐妊期の起業家の割合は全体の

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

表1 集計対象国と起業活動の状況

(単位：%，人)

| | 非起業家 | 潜在起業家 | 懐妊期起業家 | 誕生期起業家 | 観測数 |
|-----------|------|-------|--------|--------|--------|
| ギリシャ* | 80.0 | 8.8 | 6.0 | 5.1 | 2098 |
| オランダ | 77.0 | 11.3 | 6.7 | 5.1 | 946 |
| ベルギー* | 80.2 | 11.5 | 5.2 | 3.1 | 1886 |
| フランス | 74.8 | 18.6 | 4.6 | 2.0 | 986 |
| スペイン* | 85.5 | 6.5 | 3.1 | 4.9 | 22,508 |
| ハンガリー* | 73.4 | 16.4 | 7.1 | 3.1 | 2024 |
| イタリア | 84.9 | 7.7 | 5.0 | 2.4 | 1000 |
| ルーマニア* | 59.8 | 23.9 | 8.4 | 7.9 | 1934 |
| スイス* | 82.6 | 7.4 | 5.6 | 4.4 | 1710 |
| イギリス* | 84.3 | 7.2 | 4.9 | 3.6 | 5596 |
| デンマーク | 87.2 | 6.7 | 3.9 | 2.2 | 1132 |
| スウェーデン | 77.6 | 11.2 | 6.8 | 4.5 | 1154 |
| ノルウェー* | 84.2 | 7.4 | 4.0 | 4.4 | 2177 |
| ポーランド* | 63.2 | 23.1 | 7.9 | 5.9 | 1834 |
| ドイツ* | 86.5 | 6.2 | 4.1 | 3.2 | 4489 |
| 日本* | 91.2 | 3.0 | 3.0 | 2.8 | 2397 |
| ポルトガル* | 73.1 | 14.3 | 7.1 | 5.5 | 2168 |
| ルクセンブルク | 71.2 | 12.7 | 10.1 | 6.0 | 646 |
| アイルランド | 86.0 | 5.2 | 4.5 | 4.3 | 1194 |
| フィンランド* | 79.9 | 9.9 | 6.0 | 4.3 | 1663 |
| ブルガリア | 87.7 | 6.9 | 3.1 | 2.3 | 837 |
| リトアニア | 70.3 | 14.4 | 8.4 | 6.9 | 993 |
| ラトビア* | 60.6 | 22.8 | 9.7 | 6.9 | 2096 |
| エストニア | 60.7 | 16.4 | 14.6 | 8.3 | 835 |
| クロアチア* | 73.3 | 16.4 | 6.8 | 3.6 | 2028 |
| スロベニア* | 83.0 | 9.3 | 4.1 | 3.6 | 1921 |
| 北マケドニア共和国 | 65.1 | 24.9 | 4.7 | 5.2 | 972 |
| チェコ | 76.8 | 12.2 | 7.0 | 4.0 | 1006 |
| スロバキア* | 67.6 | 14.9 | 10.6 | 6.8 | 2132 |
| 全 体 | 80.2 | 10.1 | 5.2 | 4.6 | 72,362 |

(注) *は2年分のデータを合算して集計した国であることを示す。

出所：グローバル・アントレプレナーシップ・モニター APS (2011年、2015年)

平均をそれぞれ7.1%ポイント、2.2%ポイント下回り、いずれも最も低い。誕生期の起業家の割合は低い方から数えて5番目である。量的にみると日本の起業活動は活発とはいえない。

他方、主要な説明変数は二つである。第1

は賃金の年功性に関する変数である。労働政策研究・研修機構『データブック 国際比較統計』(各年版)には、EU諸国と日本の勤続年数別賃金指数(勤続1～5年を100とする指数)が掲載されている。原データはそれぞれEUのStructure of Earnings Survey

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

(SES)、厚生労働省「賃金構造基本調査」である。前者は2002年以降4年ごとに、後者は毎年実施されている。

本稿では、同書のデータに基づき、また同書に掲載されていない国については原データに基づき賃金の年功性を示す二つの指標を作成する。一つは各勤続年数区分の指数の最大値と最小値との差、もう一つは各勤続年数区分の指数の標準偏差である（以下、それぞれ賃金指数差、賃金標準偏差とする）。これらの指標は国レベルのものであり、いずれも数値が大きいほど当該国において年功性が傾向的に強いと見做すことができる¹¹⁾。ただし、SESでは勤続年数は「1年未満」「1～5年」「6～9年」「10～14年」「20～29年」「30年以上」という六つに区分されているが、「賃金構造基本調査」では勤続1～9年を「1～4年」と「5～9年」に分けられている。それ以外は同じであるが、二つの統計の勤続年数区分は若干異なっていることに留意する必要がある。

第2の主要な説明変数は知識・能力・経験知覚である。上述の「新しいビジネスを始めるために必要な知識、能力、経験を持っていますか」というGEMの質問に対して「はい」と回答した場合に1、「いいえ」と回答した場合に0をとるダミー変数を用いる。

このほか推計においては個人、国の状況をコントロールする。個人レベルの変数は、年齢（対数）、性別（女性ダミー）、学歴（大卒ダミー、高卒ダミー）、起業態度である¹²⁾。大卒には大学院修了も含む。また、起業態度については、知識・能力・経験知覚のほかに、事業機会認識、起業活動浸透、失敗脅威という三つの変数をAPSに基づき作成する。事業機会認識は「これから半年のうちに住んでいる地域で事業を始める良い機会があるだろう」、起業活動浸透は「過去2年以内に新たにビジネスを始めた人を個人的に知っている」、失敗脅威は「失敗することに対する怖

れがあり、起業を躊躇している」という記述に対して「はい」と回答した場合1、「いいえ」と回答した場合に0をとるダミー変数である。GEMを用いた分析ではこれらの属性や起業態度は一般にコントロールされており、Honjo (2015) や Naiki and Ogane (2021) では、年齢と女性はマイナス、大卒はプラス、失敗脅威はマイナス、それ以外の起業態度はプラスの相関が起業活動との間に確認されている（二つの研究では高卒ダミーが含まれていない）。ただし、高学歴者については大企業での内部昇進の機会が与えられているので、自営業主になるというリスクの高い選択は行わない傾向があるとする日本についての研究 (Ishida, 2004) もみられる。

国レベルについては、分析対象国の経済の発展段階やマクロ経済状況は大きく異なることから、米ドル建て1人当たりGDP (constant price, 購買力平価) と失業率（過去3年間の平均）をコントロールする。年功賃金に関する指標が得られる国が少ないことから、国レベルの変数は最小限にとどめている。これらの変数はIMFのWorld Economic Outlook Database (April, 2021) から取得しており、年功性に関する説明変数と同様1年のラグをとっている。起業活動関連の指標との関係は、1人当たりGDPはU字型（所得が低い国と高い国で起業活動が活発）、失業率は正負両方が先行研究では指摘されている（鈴木, 2021）。

説明変数の記述統計と相関係数は表2、3のとおりである。年功賃金に関する変数をみると、日本の賃金指数差は85.49、賃金標準偏差は33.23であり、それぞれ全体の平均の52.94、19.27を大きく上回る。日本の賃金が他国と比べて年功的であることが確認できる。また、日本の知識・能力・経験知覚の平均値は0.129（12.9%が起業に必要な知識・能力・経験を保有と回答）であり、全体の平均の0.431を大きく下回る。日本では知識・

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

表 2 記述統計

(1) 個人レベル

| 変数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|----------|-------|-------|-----|-----|
| 年齢 | 39.5 | 10.9 | 18 | 59 |
| 女性 | 0.515 | 0.500 | 0 | 1 |
| 大卒 | 0.425 | 0.494 | 0 | 1 |
| 高卒 | 0.366 | 0.482 | 0 | 1 |
| 知識・能力・経験 | 0.431 | 0.495 | 0 | 1 |
| 事業機会認識 | 0.295 | 0.456 | 0 | 1 |
| 起業活動浸透 | 0.327 | 0.469 | 0 | 1 |
| 失敗脅威 | 0.497 | 0.500 | 0 | 1 |

(2) 国レベル

| 変数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------|----------|----------|----------|-----------|
| 1人当たり GDP | 38,760.0 | 16,945.4 | 14,528.8 | 110,228.0 |
| 失業率 | 10.08 | 5.81 | 3.04 | 29.34 |
| 賃金指数差 | 52.94 | 21.06 | 23.97 | 111.94 |
| 賃金標準偏差 | 19.27 | 7.88 | 9.06 | 38.75 |

(注) 表 4 のモデル 1 の推計に用いたサンプルについて集計した。個人レベル、国レベルの観測数はそれぞれ 72,362, 46 である (表 3 も同じ)。

表 3 相関係数

(1) 個人レベル

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---|
| 1 年齢 | 1 | | | | | | | |
| 2 女性 | 0.020 | 1 | | | | | | |
| 3 大卒 | -0.010 | 0.035 | 1 | | | | | |
| 4 高卒 | -0.060 | -0.032 | -0.653 | 1 | | | | |
| 5 知識・能力・経験 | 0.040 | -0.151 | 0.094 | -0.035 | 1 | | | |
| 6 事業機会認識 | -0.058 | -0.066 | 0.080 | -0.002 | 0.105 | 1 | | |
| 7 起業活動浸透 | -0.080 | -0.076 | 0.075 | -0.011 | 0.222 | 0.185 | 1 | |
| 8 失敗脅威 | 0.007 | 0.096 | -0.019 | -0.011 | -0.142 | -0.103 | -0.064 | 1 |

(2) 国レベル

| | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-------------|--------|-------|-------|---|
| 1 1人当たり GDP | 1 | | | |
| 2 失業率 | -0.555 | 1 | | |
| 3 賃金指数差 | 0.071 | 0.196 | 1 | |
| 4 賃金標準偏差 | 0.091 | 0.151 | 0.992 | 1 |

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

能力・経験知覚を有しないと感じる人が多いという結果は先行研究と同様であり、日本の起業活動が不活発な背景の一つとして指摘されている（高橋ほか，2013）。

(3) 分析手法

説明変数は個人レベルと国レベルの二つに分類される。そこでマルチレベル分析を用いた推計を行う。

マルチレベル分析は、観測された個体が国などの集団にネストしている場合に生じる級内相関などの問題（サンプルの独立性が確保されない）に対処するための手法であり、被説明変数に対する個人、集団の特徴の効果をともに分析することができる（石黒，2014，p.129）。このため、国の制度要因が起業活動に与える影響を分析する際にマルチレベル分析は近年広く用いられるようになっていく（DeClerq et al., 2013; Schmutzler et al., 2019; Aparicio et al., 2021）。

マルチレベル分析の基本的なモデルは次の通りである。

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} * suskil_{ij} + \beta_{2j} * X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} * wslope_j + \gamma_{02} * Z_j + u_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} * wslope_j + u_{1j} \quad (3)$$

(1) 式は個人レベルの推計式であり、 y_{ij} は j 国の個人 i の起業活動の状況、 $suskil_{ij}$ は知識・能力・経験知覚、 X_{ij} 、 ε_{ij} はそれぞれ個人レベルのコントロール変数、残差である。(2) 式の γ_{00} は (1) 式の知識・能力・経験知覚の係数 β_{0j} の全体平均、 $wslope_j$ は賃金の年功性を示す変数、 Z_j は国レベルのコントロール変数、 γ_{01} 、 γ_{02} はそれぞれの係数、 u_{0j} は国レベルの残差である。(2) 式は (1) 式（個人レベルの推計式）の切片 β_{0j} を通じて国レベルの変数が起業活動の状況に影響を与えることを示している。(3) 式は国ごとに異なる知識・能力・経験知覚の効果を賃金の

年功性によって説明しようとするものである。 γ_{10} は (1) 式の β_{1j} の全体平均、 γ_{11} は β_{1j} に国レベルの賃金の年功性が与える効果、 u_{1j} は国レベルの残差である。このように、マルチレベル分析では、個人レベルの推計式の切片や係数の大きさが国によって異なり、その違いが国レベルの状況によって説明されることになる。

本分析では4段階の被説明変数を個人、国レベルの説明変数に回帰する。そこで、推計においてはマルチレベル多項ロジットモデル (multilevel multinomial logistic regression model) を用いる¹³⁾。推計に当たっては、マルチレベル分析の標準的な手法に倣い、個人レベルの連続変数である年齢はグループ平均 (group-mean)、国レベルの変数はすべて全体平均 (grand-mean) で中心化する。分析ソフトウェアにはHLM8.2を用いた。

4. 推計結果

(1) 基本モデル

マルチレベル分析では、一般に、説明変数なしのモデル（モデル0）をまず推計したうえで切片が国ごとに異なるかどうかを確認される。そこで、非起業家の段階を参照カテゴリーとしてこのモデルを推計すると、潜在期、懐妊期、誕生期のいずれについても切片の分散は有意である（表4）。つまり切片には国レベルのばらつきがあるといえる。また、ICC（級内相関係数）は、潜在期10.81%、懐妊期7.10%、誕生期5.55%となっており、高いとはいえないものの最低基準とされる5%をいずれも超えておりすべて有意である。マルチレベル分析を用いることは適切と考えられる。

以下、次の手順で説明変数を徐々に加えていく。まず、仮説4を検証するために個人レベルの変数のみをモデル0に加えて、知識・能力・経験知覚の効果が国ごとに異なること

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

表 4 推計結果 (国レベル変数投入前)

| | モデル 0 | | | モデル 1 | | |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 |
| 固定効果 | | | | | | |
| 個人レベル変数 | | | | | | |
| 切片 | -1.947 *** (0.094) | -2.583 *** (0.076) | -2.858 *** (0.068) | -2.687 *** (0.118) | -4.243 *** (0.120) | -4.722 *** (0.166) |
| 年齢 | | | | -1.391 *** (0.093) | -0.720 *** (0.111) | -0.562 *** (0.120) |
| 女性 | | | | -0.206 ** (0.084) | -0.386 *** (0.077) | -0.410 *** (0.090) |
| 大卒 | | | | 0.019 (0.085) | 0.259 *** (0.069) | 0.264 * (0.159) |
| 高卒 | | | | -0.069 (0.060) | 0.150 ** (0.069) | 0.156 (0.118) |
| 知識・能力・経験 | | | | 1.225 *** (0.047) | 2.014 *** (0.056) | 2.219 *** (0.085) |
| 事業機会認識 | | | | 0.409 *** (0.048) | 0.738 *** (0.059) | 0.634 *** (0.133) |
| 起業活動浸透 | | | | 0.547 *** (0.033) | 0.990 *** (0.043) | 1.200 *** (0.173) |
| 失敗脅威 | | | | -0.256 *** (0.042) | -0.634 *** (0.041) | -0.797 *** (0.051) |
| 変動効果 (分散) | | | | | | |
| 切片 | 0.399 *** | 0.251 *** | 0.193 *** | 0.477 *** | 0.399 *** | 0.424 *** |
| 知識・能力・経験 | | | | 0.067 *** | 0.045 ** | 0.123 *** |

- (注) 1. () 内は robust 標準誤差である (以下同じ)。
 2. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を示す (以下同じ)。
 3. 観測数は 46 カ国, 72,362 である (表 6 まで同じ)。

(国によって傾きに違いがあること)を確認する (モデル 1)。次に、賃金指数差と賃金標準偏差を交互に用いて、切片のばらつきを国レベルの変数を用いて説明する二つのモデルを推計する (モデル 2, 3)。最後に、モデル 2, 3 をベースとしてさらに知識・能力・経験知覚の傾きのばらつきを賃金の年功性で説明するモデルを推計する (モデル 4, 5)。

順に推計結果を検討していく。モデル 1 をみると、知識・能力・経験知覚の変動効果 (上記 (3) 式の u_{1j} 、ただし年功賃金を示す変数はこのモデルには含まれてない) の分散は三つの段階とも有意であり、この変数の傾きは

国ごとに異なることが示されている (表 4)。これは仮説 4 を支持する結果である。さらに、このモデルに基づき個人レベルの変数の結果を確認していくと、いずれの段階においても年齢、女性ダミーは有意に負である。年齢が高いと、また男性と比べて女性の場合には起業活動に消極的という結果であり、先行研究と整合的である。ただし、年齢の効果は潜在期で特に大きく、その後の段階では小さくなっていく。つまり起業意図が形成されにくくなることが加齢に伴い起業活動が不活発となる主要因といえる。意図が形成されにくいのは、適性にあった仕事を獲得していることが多

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

く (Ahn, 2010), 加えて起業に伴う投資から生じる成果を享受できる期間が短いため (Hintermaier and Steinberger, 2005) と解釈できる。一方, 女性の場合には潜在起業家と比べて誕生期の起業家である確率が男性と比べて低い。つまり意図をもったとしても準備や実際の起業という行動には踏み切らない傾向がみられる。この背景には, 実際の起業に伴うリスクを回避しがちなことや性別役割分業が行動に踏み出しにくくしていること (Kepler and Shane, 2007) などが考えられる。このように, 起業プロセスを詳細に検討することで, 起業活動に消極的な要因をより詳細に突き止めることができる。

また, 大卒ダミーは懐妊期と誕生期, 高卒ダミーは懐妊期で有意にプラスとなっている。意図の形成と学歴との相関はみられないが, おおむね, 最終学歴が高いと実際の行動を伴う起業活動, 特に準備に従事する傾向がうかがえる。起業態度については, いずれの段階においても知識・能力・経験知覚, 事業機会認識, 起業活動浸透は有意に正, 失敗脅威は負となっており, 先行研究と同様の結果が得られている¹⁴⁾。これら四つの起業態度のうち, 係数が最も大きいのは, 先行研究と同様, 知識・能力・経験知覚である。平均的にみて, 日本に限らず知識・能力・経験知覚は起業活動への従事を大きく左右する。その係数からは, 潜在期以上に懐妊期や誕生期での効果が大きいことが分かる。

次に, 切片のばらつきを国レベルの変数で説明したモデル 2, 3 の結果を確認していく (表 5)。まず, 切片の分散はいずれの段階についてもモデル 1 と比べて小さくなっている。特に潜在期ではモデル 1 の 0.477 からモデル 2 の 0.282 へと約 41%, 誕生期では 0.424 から 0.282 へと約 33% 減少している。モデル 3 でも同様の結果が得られており, 分析に用いた国レベルの変数によって説明される部分は比較的大きい。国の状況によって潜在起

業家, 誕生期の起業家であるかどうかが大きく左右されるといえる。逆に, 懐妊期の切片の分散は他の段階ほどには低下していない。懐妊期の起業家であるかどうかについては個人レベルの状況がより強く影響を与えるとみることができるだろう。

賃金の年功性をみていくと, 賃金指数差, 賃金標準偏差とも潜在期では有意にマイナス, 懐妊期ではプラスだが非有意, 誕生期では有意にプラスとなっている。つまり, 賃金の年功性が強い国では, 潜在起業家となる確率は低い一方, 誕生期の起業家である確率は高い。集計対象国全体でみた潜在起業家, 誕生期の起業家それぞれの割合の平均値 (表 1 でみた 10.1%, 4.6%) における限界効果を算出すると, 賃金指数差が 1 標準偏差上昇した場合, 前者は 1.0% ポイントの低下, 起業直後の段階では 0.5% ポイントの上昇となる。経済的な有意性も決して小さなものではないといえるだろう。仮説 1~3 のうち仮説 1b, 仮説 3a が支持され, 仮説 2a, b はいずれも支持されない。賃金の年功性の効果は段階が進むにつれてマイナスからプラスに転じる。

国レベルのコントロール変数をみると, 1 人当たり GDP はモデル 2, 3 のいずれの段階においても有意にマイナスであり, 経済発展が進むほど起業活動に従事しなくなる傾向が明確に現れている。また高い失業率は潜在起業家, 懐妊期の起業家となる確率を低下させる。誕生期については, 符号はマイナスだが有意な結果は得られていない。マクロ経済の状況が影響を与えるのは実際に起業する以前であり, 逆にいったん起業すると失業率が高いからといってすぐに起業活動を止めるというわけではないといえる。

最後に, 知識・能力・経験知覚の傾きのばらつきを賃金の年功性で説明するモデル 4, 5 をみていく (表 6)。賃金の年功性を示す変数が切片に与える影響は, モデル 2, 3 と

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

表5 推計結果（国レベル変数投入後，交互作用項なし）

| | モデル 2 | | | モデル 3 | | |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 |
| 固定効果 | | | | | | |
| 個人レベル変数 | | | | | | |
| 切片 | -2.688 *** (0.098) | -4.241 *** (0.113) | -4.704 *** (0.155) | -2.688 *** (0.099) | -4.242 *** (0.113) | -4.705 *** (0.155) |
| 年齢 | -1.390 *** (0.093) | -0.721 *** (0.111) | -0.559 *** (0.120) | -1.390 *** (0.093) | -0.721 *** (0.111) | -0.559 *** (0.120) |
| 女性 | -0.207 ** (0.084) | -0.385 *** (0.077) | -0.411 *** (0.090) | -0.207 ** (0.084) | -0.385 *** (0.077) | -0.411 *** (0.090) |
| 大卒 | 0.021 (0.086) | 0.255 *** (0.068) | 0.270 * (0.159) | 0.021 (0.085) | 0.255 *** (0.069) | 0.270 * (0.159) |
| 高卒 | -0.069 (0.061) | 0.148 ** (0.068) | 0.162 (0.117) | -0.069 (0.061) | 0.147 ** (0.068) | 0.163 (0.117) |
| 知識・能力・経験 | 1.222 *** (0.048) | 2.018 *** (0.056) | 2.189 *** (0.081) | 1.221 *** (0.048) | 2.019 *** (0.056) | 2.190 *** (0.081) |
| 事業機会認識 | 0.413 *** (0.047) | 0.735 *** (0.060) | 0.645 *** (0.133) | 0.414 *** (0.047) | 0.734 *** (0.060) | 0.645 *** (0.132) |
| 起業活動浸透 | 0.546 *** (0.033) | 0.990 *** (0.043) | 1.200 *** (0.172) | 0.546 *** (0.033) | 0.990 *** (0.043) | 1.200 *** (0.172) |
| 失敗脅威 | -0.255 *** (0.042) | -0.634 *** (0.041) | -0.800 *** (0.051) | -0.255 *** (0.042) | -0.633 *** (0.041) | -0.800 *** (0.051) |
| 国レベル変数 | | | | | | |
| 1人当たり GDP | -1.094 *** (0.346) | -0.881 *** (0.321) | -0.782 *** (0.255) | -1.102 *** (0.345) | -0.874 *** (0.32) | -0.783 *** (0.252) |
| 失業率 | -0.025 * (0.015) | -0.037 ** (0.016) | -0.018 (0.012) | -0.026 * (0.015) | -0.036 ** (0.016) | -0.018 (0.012) |
| 賃金指数差 | -0.005 ** (0.002) | 0.002 (0.003) | 0.006 ** (0.003) | | | |
| 賃金標準偏差 | | | | -0.012 ** (0.006) | 0.005 (0.008) | 0.017 ** (0.007) |
| 変動効果（分散） | | | | | | |
| 切片 | 0.282 *** | 0.314 *** | 0.282 *** | 0.282 *** | 0.316 *** | 0.283 *** |
| 知識・能力・経験 | 0.069 *** | 0.047 ** | 0.112 *** | 0.068 *** | 0.047 ** | 0.115 *** |

同様、潜在期では有意にマイナス、誕生期では有意にプラスとなっている。また個人、国のクロスレベル効果をみると、年功性と知識・能力・経験知覚との交互作用項は誕生期でのみ有意でマイナスとなっている。その結果としてモデル 4、5とも誕生期については知識・能力・経験知覚の傾きの分散は大きく低下している。賃金の年功性が強いと、知

識・能力・経験知覚の効果は潜在期、懐妊期では変わらないものの誕生期では低下する。仮説 5a が部分的に支持される。

ここまで基本モデルの結果を確認した¹⁵⁾。賃金の年功性についての結果の解釈はその頑健性を確認した後に検討する。

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

表6 推計結果（国レベル変数投入後，交互作用項あり）

| | モデル4 | | | モデル5 | | |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 |
| 固定効果 | | | | | | |
| 個人レベル変数 | | | | | | |
| 切片 | -2.688 *** (0.098) | -4.240 *** (0.113) | -4.733 *** (0.155) | -2.689 *** (0.098) | -4.239 *** (0.113) | -4.733 *** (0.155) |
| 年齢 | -1.390 *** (0.093) | -0.721 *** (0.111) | -0.560 *** (0.120) | -1.390 *** (0.093) | -0.721 *** (0.111) | -0.560 *** (0.120) |
| 女性 | -0.207 ** (0.084) | -0.385 *** (0.077) | -0.411 *** (0.090) | -0.207 ** (0.084) | -0.385 *** (0.077) | -0.411 *** (0.090) |
| 大卒 | 0.021 (0.086) | 0.255 *** (0.068) | 0.270 * (0.159) | 0.021 (0.085) | 0.255 *** (0.068) | 0.270 * (0.159) |
| 高卒 | -0.069 (0.061) | 0.148 ** (0.068) | 0.162 (0.117) | -0.069 (0.061) | 0.148 ** (0.068) | 0.163 (0.117) |
| 知識・能力・経験 | 1.223 *** (0.048) | 2.017 *** (0.056) | 2.219 *** (0.078) | 1.223 *** (0.048) | 2.016 *** (0.056) | 2.219 *** (0.080) |
| 事業機会認識 | 0.413 *** (0.047) | 0.735 *** (0.060) | 0.645 *** (0.133) | 0.414 *** (0.047) | 0.734 *** (0.060) | 0.645 *** (0.133) |
| 起業活動浸透 | 0.546 *** (0.033) | 0.991 *** (0.043) | 1.201 *** (0.173) | 0.546 *** (0.032) | 0.990 *** (0.043) | 1.201 *** (0.173) |
| 失敗脅威 | -0.255 *** (0.042) | -0.634 *** (0.041) | -0.799 *** (0.051) | -0.255 *** (0.042) | -0.634 *** (0.041) | -0.799 *** (0.051) |
| 国レベル変数 | | | | | | |
| 1人当たりGDP | -1.079 *** (0.339) | -0.863 *** (0.317) | -0.762 *** (0.251) | -1.098 *** (0.341) | -0.866 *** (0.318) | -0.766 *** (0.251) |
| 失業率 | -0.024 * (0.014) | -0.035 ** (0.017) | -0.017 (0.012) | -0.025 * (0.014) | -0.035 ** (0.016) | -0.017 (0.012) |
| 賃金指数差 | -0.006 * (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.015 *** (0.003) | | | |
| 賃金標準偏差 | | | | -0.017 * (0.010) | 0.006 (0.010) | 0.040 *** (0.009) |
| クロスレベル効果 | | | | | | |
| 知識・能力・経験 ×賃金指数差 | 0.002 (0.003) | -0.001 (0.003) | -0.011 *** (0.003) | | | |
| 知識・能力・経験 ×賃金標準偏差 | | | | 0.006 (0.008) | 0.000 (0.008) | -0.027 *** (0.009) |
| 変動効果（分散） | | | | | | |
| 切片 | 0.279 *** | 0.308 *** | 0.245 *** | 0.279 *** | 0.308 *** | 0.259 *** |
| 知識・能力・経験 | 0.068 *** | 0.045 ** | 0.035 *** | 0.068 *** | 0.045 ** | 0.054 *** |

(2) 頑健性の確認

上記の推計では国レベルの変数について1期ラグをとってきた。ここでは賃金の年功性を含め国レベルの変数の2期ラグ，3期ラグ

をとった推計を行い結果の頑健性を確認する。2期ラグをとった推計には2012年，2016年のAPS，3期ラグをとった推計には2013年，2017年のAPSを用いることになる。

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

表7 推計結果（説明変数2期ラグ）

| | モデル6（2期ラグ） | | | モデル7（2期ラグ） | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 |
| 固定効果 | | | | | | |
| 個人レベル変数 | | | | | | |
| 切片 | -2.788 *** (0.096) | -4.241 *** (0.105) | -4.878 *** (0.097) | -2.787 *** (0.095) | -4.243 *** (0.105) | -4.883 *** (0.098) |
| 年齢 | -1.347 *** (0.078) | -0.729 *** (0.101) | -0.510 *** (0.105) | -1.347 *** (0.078) | -0.729 *** (0.101) | -0.510 *** (0.105) |
| 女性 | -0.262 *** (0.057) | -0.466 *** (0.069) | -0.432 *** (0.059) | -0.261 *** (0.057) | -0.466 *** (0.069) | -0.431 *** (0.059) |
| 大卒 | 0.055 (0.056) | 0.173 *** (0.064) | 0.171 *** (0.067) | 0.056 (0.056) | 0.173 *** (0.064) | 0.171 *** (0.067) |
| 高卒 | 0.034 (0.042) | 0.123 ** (0.061) | 0.178 ** (0.078) | 0.034 (0.042) | 0.123 ** (0.061) | 0.178 ** (0.078) |
| 知識・能力・経験 | 1.251 *** (0.042) | 2.061 *** (0.048) | 2.253 *** (0.074) | 1.250 *** (0.042) | 2.063 *** (0.048) | 2.259 *** (0.075) |
| 事業機会認識 | 0.577 *** (0.035) | 0.794 *** (0.051) | 0.662 *** (0.044) | 0.577 *** (0.035) | 0.794 *** (0.051) | 0.662 *** (0.044) |
| 起業活動浸透 | 0.505 *** (0.029) | 1.059 *** (0.040) | 1.489 *** (0.123) | 0.505 *** (0.029) | 1.059 *** (0.040) | 1.490 *** (0.123) |
| 失敗脅威 | -0.284 *** (0.032) | -0.685 *** (0.052) | -0.825 *** (0.041) | -0.284 *** (0.032) | -0.685 *** (0.052) | -0.825 *** (0.041) |
| 国レベル変数 | | | | | | |
| 1人当たりGDP | -1.044 *** (0.298) | -0.977 *** (0.265) | -0.875 *** (0.224) | -1.052 *** (0.303) | -0.979 *** (0.268) | -0.875 *** (0.227) |
| 失業率 | -0.013 (0.014) | -0.041 *** (0.013) | -0.028 *** (0.010) | -0.013 (0.014) | -0.041 *** (0.013) | -0.028 *** (0.010) |
| 賃金指数差 | -0.001 (0.002) | 0.004 (0.002) | 0.005 *** (0.002) | -0.003 (0.003) | 0.003 (0.003) | 0.007 ** (0.003) |
| クロスレベル効果 | | | | | | |
| 知識・能力・経験 ×賃金指数差 | | | | 0.002 (0.002) | | -0.002 (0.003) |
| 変動効果（分散） | | | | | | |
| 切片 | 0.233 *** | 0.232 *** | 0.146 *** | 0.228 *** | 0.233 *** | 0.146 *** |
| 知識・能力・経験 | 0.043 *** | 0.017 | 0.095 *** | 0.041 *** | 0.016 | 0.091 *** |

(注) 1. モデル6では懐妊期における知識・能力・経験知覚の変動効果が非有意であり、その係数が国によって異なるという仮説が棄却されている。このため、モデル7の懐妊期には交互作用項を加えていない。

2. 観測数は、49カ国、86,742である。

推計結果は表7（2期ラグ）、表8（3期ラグ）のとおりである。賃金の年功性に関する二つの変数を入れ替えて推計を行ったが、結果はほとんど変わらない¹⁶⁾。そこで、賃金指数差の結果のみを掲載している。

まず2期ラグをとったモデル6（表7）をみると、1期ラグをとったモデル2（表5）との違いは潜在期における賃金指数差の効果である。モデル2では有意にマイナスだったが、モデル6では非有意である。一方懐妊期、

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

表 8 推計結果（説明変数 3 期ラグ）

| | モデル 8（3 期ラグ） | | | モデル 9（3 期ラグ） | | |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 | 潜在期 | 懐妊期 | 誕生期 |
| 固定効果 | | | | | | |
| 個人レベル変数 | | | | | | |
| 切片 | -2.715 *** (0.112) | -4.205 *** (0.127) | -4.785 *** (0.105) | -2.713 *** (0.109) | -4.204 *** (0.125) | -4.796 *** (0.108) |
| 年齢 | -1.323 *** (0.099) | -0.685 *** (0.121) | -0.568 *** (0.112) | -1.323 *** (0.099) | -0.684 *** (0.121) | -0.568 *** (0.112) |
| 女性 | -0.166 ** (0.072) | -0.400 *** (0.073) | -0.341 *** (0.078) | -0.166 ** (0.072) | -0.400 *** (0.073) | -0.341 *** (0.078) |
| 大卒 | -0.035 (0.065) | 0.230 *** (0.068) | 0.157 ** (0.078) | -0.035 (0.065) | 0.230 *** (0.068) | 0.157 ** (0.079) |
| 高卒 | -0.025 (0.055) | 0.193 *** (0.054) | 0.033 (0.076) | -0.025 (0.055) | 0.194 *** (0.054) | 0.034 (0.076) |
| 知識・能力・経験 | 1.205 *** (0.058) | 1.871 *** (0.074) | 2.171 *** (0.106) | 1.204 *** (0.056) | 1.869 *** (0.074) | 2.182 *** (0.107) |
| 事業機会認識 | 0.518 *** (0.037) | 0.691 *** (0.063) | 0.646 *** (0.050) | 0.518 *** (0.037) | 0.691 *** (0.063) | 0.646 *** (0.050) |
| 起業活動浸透 | 0.474 *** (0.036) | 1.070 *** (0.060) | 1.371 *** (0.067) | 0.474 *** (0.036) | 1.070 *** (0.060) | 1.371 *** (0.067) |
| 失敗脅威 | -0.257 *** (0.038) | -0.544 *** (0.059) | -0.753 *** (0.067) | -0.258 *** (0.038) | -0.544 *** (0.059) | -0.753 *** (0.067) |
| 国レベル変数 | | | | | | |
| 1 人当たり GDP | -0.530 * (0.287) | -0.477 * (0.264) | -0.628 *** (0.198) | -0.538 * (0.292) | -0.480 * (0.273) | -0.621 *** (0.200) |
| 失業率 | 0.005 (0.015) | -0.020 (0.012) | -0.009 (0.008) | 0.005 (0.016) | -0.020 (0.012) | -0.009 (0.008) |
| 賃金指数差 | -0.002 (0.002) | -0.001 (0.003) | 0.001 (0.002) | -0.007 (0.004) | -0.004 (0.004) | 0.005 * (0.003) |
| クロスレベル効果 | | | | | | |
| 知識・能力・経験 × 賃金指数差 | | | | 0.004 (0.007) | 0.001 (0.004) | -0.006 * (-0.005) |
| 変動効果（分散） | | | | | | |
| 切片 | 0.332 *** | 0.383 *** | 0.301 *** | 0.315 *** | 0.374 *** | 0.309 *** |
| 知識・能力・経験 | 0.115 *** | 0.201 *** | 0.373 *** | 0.109 *** | 0.199 *** | 0.361 *** |

(注) 観測数は 44 カ国, 78,306 である。

誕生期についての結果は変わらない。次にモデル 7 をみると、賃金指数差の結果はモデル 6 と同様であり、モデル 4 で有意だった潜在期の係数が符号は同じだが非有意になっている。また、交互作用項の符号はすべてモデル 4 と同じだが有意な結果は得られていない。

なお、モデル 7 では懐妊期に交互作用項が含まれていないが、これはモデル 6 では懐妊期における知識・能力・経験知覚の変動効果が非有意 ($p = 0.278$)、つまりその係数が国によって変わらないという結果が得られたためである。

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

最後に3期ラグをとったモデル8(表8)をみると、賃金指数差の結果は、いずれの段階においても有意な結果は得られていない。しかし、モデル9では10%水準($p=0.084$)ではあるものの、モデル2と同様、誕生期でプラスになっている。交互作用項もやはり有意水準は必ずしも高くはないが($p=0.095$)マイナスという結果が得られている。

ちなみに、以上のモデルにおける個人レベルの変数の係数の大きさや有意水準などはほとんど変わっていない。女性や年齢の効果についてもモデル2と同じである。やや異なる結果が得られたのは、モデル6,7の高卒ダミーが誕生期において1期ラグのモデルとは異なり有意であることのみである。国レベルの変数については、モデル6,7ではモデル2とは異なり、失業率が誕生期で有意にマイナス、潜在期ではマイナスであるものの非有意である。2期ラグをとったモデルの失業率は $t-4$ 年から $t-2$ 年の失業率の平均である。誕生期の結果については同期間のマクロ経済状況に対応して実際の起業活動から退出した起業家が存在する、潜在期の結果については近い過去のマクロ経済状況が起業意図の保有に影響を与えると解釈できるかもしれない。他方、3期ラグを取ったモデルの失業率はすべて非有意であり、3年以上前の失業率は現在の起業活動への従事状況に影響を与えていないことがうかがえる。また、モデル6~9における1人当たりGDPの結果は1期ラグの推計と同じであり、国の所得水準が高いほど起業活動は不活発となることが示されている。

(3) 考察

ここでは上記の結果を改めてまとめつつ主として人的資本の観点から解釈していく。まず切片のばらつきに関して、潜在期における賃金の年功性は1期ラグをとった推計では有意、2期、3期ラグをとった推計では非有意

な結果が得られた。ただし、その符号は一貫してマイナスである。企業特殊的人的資本の蓄積の促進を通じて年功性が起業意図の保有を阻害する効果と促進する効果が部分的に相殺されつつも、前者がやや強いことが反映されているものとみられる。その結果、賃金プロファイルの傾きが急である国では、非起業家との比較において潜在起業家である確率は低下する傾向が弱いながらも存在するといえるだろう。

一方、誕生期の段階においては3期ラグのモデル8を除きすべての推計において有意にプラスである。賃金プロファイルの傾きが急である国では誕生期の起業家である確率は高い。これは、労働市場の流動性の乏しさによって起業後の金銭的な機会費用が低下する結果、手がける事業を続けようとするインセンティブが高まるためと解釈できる。また雇用者では得にくい仕事上の裁量の大きさが事業継続のインセンティブを高めていることも考えられる。

これに対して、懐妊期ではすべてのモデルで有意な結果が得られていない。これは、懐妊期が潜在期と誕生期の中間的な段階だからではないかと思われる。つまり、一部が準備のためにすでに離職しており潜在期ほど賃金の年功性の抑制効果が大きくないこと、他方一部は離職せずに準備していることから誕生期ほど年功性の促進効果が大きくないことに起因すると解釈できる。

次に、知識・能力・経験知覚の効果を賃金の年功性で説明した推計結果をみていく。両者の交互作用項が有意だったのは1期ラグをとったモデル4,5と3期ラグをとったモデル9の誕生期で、いずれも符号はマイナスである。2期ラグをとった推計の誕生期では非有意だったが、符号はやはりマイナスである。総じて、賃金プロファイルの傾きが急である国では知識・能力・経験知覚が誕生期の起業家である確率を低下させる傾向があるこ

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

とがうかがえる。

この結果についても人的資本の観点から説明できるように思われる。起業に必要なのは一般的人的資本であり、知識・能力・経験知覚はその程度を測定していると考えられる。確かに、この変数は主観的な評価によるものではある。それでも、誕生期の起業家が現実の業績等を踏まえて判断しているとするれば、その評価はある程度客観的ではないかと思われる。一般的人的資本を有していれば相対的に雇用者に戻りやすく、誕生期の起業家にとって事業を続けることの金銭的な機会費用は上昇する。この結果、手がけている事業への要求報酬は上昇し、それを達成できなければ雇用者に戻ることになる。

もちろん、こうした効果は賃金の年功性の強弱に関わらず存在する。しかし、年功性が弱ければ労働市場の流動性が高くなりがちであることから、一般的人的資本の高低によって雇用者への戻りやすさは左右されにくいとみられる。逆に、年功性が強い国では、一般的人的資本を有していると、そうでない場合と比べて雇用者により戻りやすく、起業活動に「滞留」する傾向が弱くなる。この結果、一般的人的資本である知識・能力・経験を有していると知覚する場合に誕生期の起業家である確率が低下すると考えられる。

一方、誕生期以外では交互作用項は非有意であり、知識・能力・経験知覚の効果についての国のばらつきを賃金の年功性で説明することはできなかった。潜在期では全員、懐妊期では一部がまだ離職していない。離職していなければ一般的人的資本が高いと雇用者に戻りやすいという上記の効果は現れないだろう。このため、潜在期や懐妊期では交互作用項が非有意となっているものと考えられる。

5. まとめと今後の課題

本稿では、起業活動の段階ごとに年功賃金

と与える影響を分析してきた。主な分析結果は次の通りである。

第1に、賃金の年功性は起業活動に一定の影響を与えるが、その内容は段階によって異なる。潜在期には賃金の年功性が起業活動を抑制するという効果が働く傾向がみられた。その背景には、賃金の年功性が低い国に比べて高い国では企業特人的資本の蓄積を通じて継続勤務のインセンティブが高まることが考えられる。しかし起業活動の段階が進むにつれてこうした傾向は反転し、賃金の年功性が強いほど誕生期の起業家である確率は上昇する。これは、年功性が強い国では起業後の金銭的な機会費用が低くなりがちであり、手がける事業を続けようとするインセンティブが高まるためと解釈できる。さらに、仕事上の裁量の大きさが事業継続のインセンティブを高めている可能性も考えられる。

第2に、知識・能力・経験知覚が起業活動に与える効果の大きさは少なくとも潜在期、誕生期では国ごとに異なる。このうち誕生期についてはこの違いが賃金の年功性である程度説明された。具体的には、年功性が強い国ほど知識・能力・経験知覚の効果は低下、つまり誕生期の起業家である確率は低下する。知識・能力・経験知覚を有する誕生期の起業家の一般的人的資本は高く、その結果起業の機会費用が高くなったり仕事上の裁量が大きくなったりしていることが考えられる。一方、他の二つの段階では知識・能力・経験知覚の影響の国ごとの違いを賃金の年功性で説明することはできなかった。

第3に、コントロール変数について個人属性、起業態度という個人レベルの変数については先行研究と整合的な結果が得られた。特に知識・能力・経験知覚の効果は大きい。ただし、年齢と性別についていずれも起業活動への従事を抑制する要因だが、起業活動の段階によってその影響が異なることが確認された。年齢については加齢に伴い起業意図をも

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

たなくなる傾向、女性については起業意図をもったとして実際の行動に移行しない傾向が確認された。一方、国レベルの変数について1人当たりGDPが高くなるほど、失業率が高くなるほど、総じて起業活動に従事する確率は低下するという結果も得られた。

以上の分析結果からは次の含意が導かれる。第1に、日本の起業活動が不活発なのは賃金が年功的だからという通念には留意が必要である。賃金の年功性の強さが潜在起業家を確かに少なくしているかもしれないが、懐妊期、誕生期の起業家の少なさにつながっているわけではないようである。賃金の年功性と起業活動との関係は複雑である。

第2に、起業活動の活発さを測定することの困難さを改めて指摘できる。EPLの効果进行分析したRobson(2003)は、雇用規制の回避目的で生じたアウトソーシング需要によって誕生する自営業主を「偽の自営業主」とする。年功賃金の下で誕生期の起業家が多くなるのが雇用者への移動の難しさの結果であるとすれば、その一部は「偽の起業活動従事者」といえるかもしれない。賃金の年功性が強い日本では「偽の起業活動従事者」が他国と比べて多い可能性がある。

現在日本政府は開業率の数値目標を掲げている。しかし、「偽の起業活動従事者」が存在するとすれば、量的な基準だけではなく、その質も合わせて検討する必要があるといえるだろう。ただし、近年日本では、非製造業の大卒者(Hamaaki et al., 2010)や大企業に勤務の男性大卒者(Hamaaki et al., 2012)など、少なくとも一部では賃金プロファイルの傾きが緩やかになってきている。こうした動向が広まっていけば、潜在起業家は増えつつ「偽の起業活動従事者」が減少していくのかもしれない。見かけ上、起業活動が不活発になることも考えられる。

最後に、副次的ではあるが、女性起業家を増やそうとするのであれば、潜在期から懐妊

期や誕生期への移行を橋渡しするような支援が求められる。たとえば、ロールモデルとなりうる女性起業家と起業意図を有する女性とのマッチングを活発にすることによって、起業プロセスの進め方を実際に体験できるような機会を増やすような支援が考えられる。このような支援によって、女性の潜在起業家が知覚するリスクが低下し行動を伴う起業活動にいつそう従事するようになることが考えられる。

今後の課題としては次の4点が挙げられる。第1に、本稿では取り上げたのは賃金プロファイルの傾き、つまり年功賃金一般である。日本においては、賃金プロファイルに限らず日本型雇用慣行(Abegglen, 1958)と呼ばれる様々な慣行が起業活動に影響を与えている可能性がある。賃金の上がり方や決め方など、日本特有の問題などとの関係の分析を通じて、様々な慣行の関連性にも目を向けつつ、より包括的な知見を導き出していくことが必要であろう。第2に、今回の分析はあくまでも国レベルの賃金の年功性の効果の検証にとどまる。1国のなかでも従業上の地位や就業形態、職種といった仕事の内容、学歴や性別、人種など個人の属性などによって賃金の年功性の程度や意義は異なる。個人が直面している賃金カーブを推計することで、賃金の年功性の効果をより正確に把握できる。加えて、年功賃金と起業活動との関連を時代区分ごとに検討することも両者の関係に関する知見を深めていくうえで有効ではないかと考えられる。第3に、EUと日本に限られている分析対象国を拡充する必要がある。今回の推計において説明変数のラグを変えると有意水準の違いなど若干異なる結果が得られた。これはラグの問題というよりも推計対象国が変わることに起因する可能性がある。とすれば、特に米国や日本と同様に年功性が比較的強いとされる東アジア諸国などを加えて、今回の結果がどの程度一般化できるのかを検証

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

することが必要である。分析対象国を増やすことでプーリングを行わない推計も可能となる。第4に、分析結果の解釈の妥当性を検証することである。本稿では、賃金の年功性の影響を人的資本の性質（一般的、企業特殊的）と関連付けて解釈した。特に誕生期における結果の解釈の妥当性を検証するためには、実際に起業した人たちが本当に雇用者に戻りに

くいのかどうかパネルデータを用いて確認する必要がある。以上の点を今後の課題としたい。

謝辞

2名の匿名レフェリーから、的確かつ建設的なコメントをいただきました。ここに記してお礼申し上げます。

(注)

- 1) GEMは、英国のロンドン・ビジネス・スクールと米国のバブソン・カレッジが中心となって行っている国際研究プロジェクトである。このプロジェクトでは一般の成人を対象としたAdult Population Survey (APS)、起業に関する専門家を対象としたNational Expert Survey (NES)という二つの調査が毎年実施されている。起業活動に関する分析において世界で最も頻繁に用いられるデータの一つである。APSの説明は第3節を参照。
- 2) 村田・堀(2019)には、日本における賃金プロフィールが米国と比べて急であること、近年こうした傾きが緩やかになっていることを検証した数多くの先行研究の概要がまとめられている。
- 3) 本稿で主として用いるデータはGEMのAPSである。本文中に記載のとおり、GEMでは②の潜在期を明示的に設定してはいないが、この段階を設定するための質問が尋ねられている。
- 4) 青木・奥野・村松(1996)は日本の文脈においてこの議論を展開しているが、これは他国においても該当するものと考えられる。
- 5) Amit et al. (1995)では、雇用者の所得との比較を通じて機会費用(自営業移行前の所得)の小さい人が自営業主に移行することが確認されている。
- 6) Robson (2003)は、EPLの厳しさと起業活動の不活発さを媒介する要因としてリスク回避的な国民の多さも指摘している。
- 7) Robson (2003)はEPLが雇用労働に戻りにくい

怖れを生み出す結果起業活動への従事を思いとどまらせるようになる可能性を示唆する。単なる恐れではなく現実にも戻りにくいのであれば、いったん起業すると起業活動を継続する傾向が強くなる可能性がある。この議論は賃金の年功性にも応用できるように思われる。

- 8) Liang (2011)は、マクロの観点から、若年層の割合が高いと、起業活動が活発化するとともに、資金的な余裕が企業に生まれることから賃金カーブの傾きは急になるとする。つまり、若年層割合が起業活動の活発化などを通じて最終的に賃金の年功性に影響を与えるという関係である。これに対して、本稿は国レベルの変数(賃金の年功性)を所与としてこれらが個人の意思決定に与える影響というマイクロレベルでの分析である。本稿では国レベルの年齢構成と年功賃金との関係まで含めた分析はされておらず、この点は今後の課題としたい。
- 9) 具体的な分類方法は次の通りである。ただし、「今後3年以内に、1人または複数で、自営業・個人事業を含む新しいビジネスをはじめることを見込んでいる」に無回答、起業活動にも従事していない雇用者、3.5年超の事業を所有・経営しておらず、起業活動にも従事していない自営業主を対象から除外している。また、以下の③と④には勤務先を離職せず社内で新事業の立ち上げに従事している人も含まれる。
①非起業家:「今後3年以内に、1人または複数で、自営業・個人事業を含む新しいビジネスをはじめることを見込んでいる」という質問に「いい

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

え」と回答し、かつ起業活動にも従事していない成人。

②潜在起業家：「今後3年以内に、1人または複数で、自営業・個人事業を含む新しいビジネスをはじめることを見込んでいる」という質問に「はい」と回答し、かつ起業活動に従事していない成人。

③懐妊期の起業家：独立・社内を問わず、新しいビジネスを始めるための準備を行っており、かつまだ給与を受け取っていないまたは受け取っている場合その期間が3カ月未満である成人。

④誕生期の起業家：「すでに会社を所有・経営しており、当該事業からの報酬を受け取っている期間が3カ月以上3.5年未満の成人。

- 10) 2008年以降のAPSでは回答者の職業をフルタイム（パートタイム兼業を含む）、パートタイムのみ、引退者・障がい者、主夫・主婦、学生、無業、自営業主、その他、不明の9つに分類している。しかしそれ以前は自営業主が別区分されていない。
- 11) トルコの賃金指数差、賃金標準偏差は、平均を3標準偏差以上上回っている。このため外れ値として同国を分析から除外した。
- 12) 起業活動の分析において雇用形態（フルタイム、パートタイム）は重要な個人属性である。しかし、懐妊期や誕生期の起業家のなかにはすでに離職した人がおり、これらの前職での雇用形態は確認できない。このため、雇用形態をコントロールしていない。ただし、日本政策金融公庫総合研究所「2021年度新規開業実態調査」によると、開業直前の職業が「正社員・正職員（管理職）」は39.5%、「正社員・正職員（管理職以外）」29.8%、「会社や団体の常勤役員」は10.7%となっており、開業者の多くはフルタイムで働いていたことがうかがえる。他方「パートタイマー・アルバイト」は9.2%、「派遣社員・

契約社員」が3.1%だが、このなかの多くもフルタイムである可能性が高い。同調査にはバイアスがあるかもしれないが、起業活動従事者の多くはフルタイムで働いている（働いていた）人といえるかもしれない。

- 13) 起業活動は段階的に進む（entrepreneurial ladder）という考え方に基づき van der Zwan et al. (2010) の分析では順序ロジットが用いられている。しかし、それぞれの変数がすべての段階において同じ効果を有するという順序ロジットの平行性の仮定に反する可能性があること、これに関連して賃金の年功性がそれぞれの段階に与える影響を分析できないことから、本稿では多項ロジットを用いた。また、データを国レベルで集計した分析を行うことも考えられるが、年功賃金に関連する指標が得られる国が少ないことから個人ベースの推計を行うこととした。
- 14) 事業機会認識は今後半年以内に事業機会が訪れるかどうかに関する認識であり、誕生期には関連しない起業態度とも考えられる。そこで、この変数を除いた推計も行ったが表4に示した結果はほとんど変わらなかった。
- 15) スペインの観測数が他国に比べて多いため同国を除いた推計も行った。モデル2に対応する推計において賃金指数差の係数は潜在期 -0.004 ($p=0.078$)、懐妊期 0.003 ($p=0.327$)、誕生期 0.005 ($p=0.029$) である。モデル4に対応する推計ではそれぞれの係数は -0.006 ($p=0.129$)、0.003 ($p=0.400$)、0.016 ($p=0.001$)、交互作用項の係数は 0.002 ($p=0.452$)、0.000 ($p=0.966$)、-0.012 ($p=0.001$) である。スペインを除いても結果は変わらない。
- 16) 3期ラグをとるとモデル5に対応する推計において賃金標準偏差が誕生期の切片、知識・能力・経験知覚の傾きに与える効果の有意水準が若干低下する。 p 値はそれぞれ 0.104、0.102 である。

(参考文献)

青木昌彦・奥野正寛・村松幹二 (1996) 「企業の雇用システムと戦略的補完性」 青木昌彦・奥野正寛 (編著) 『経

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

- 済システムの比較制度分析』東京大学出版会, pp.123-152。
- 石黒格 (2014) 『改訂 Stataによる社会調査データの分析 入門から応用まで』北大路書房。
- 清水裕士 (2014) 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版。
- 仲修平 (2018) 『岐路に立つ自営業 専門職の拡大と行方』勁草書房。
- 清家篤 (2004) 「年功賃金はどうなるか」『日本労働研究雑誌』No. 525, pp.26-29。
- 鈴木正明 (2013) 「日本の起業活動の特徴は何かーグローバル・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。
- 鈴木正明 (2021) 「中小企業の誕生」安田武彦編『中小企業論ー組織のライフサイクルとエコシステム』同友館, pp.29-87。
- 高橋徳行・磯辺剛彦・本庄裕司・安田武彦・鈴木正明 (2013) 「起業活動に影響を与える要因の国際比較分析」*RIETI Discussion Paper Series*, 13-J-015。
- 竹ノ内弘久 (2011) 「労働市場の構造と自営業への移動に関する国際比較」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, pp.37-51。
- 日本銀行調査統計局 (2010) 「正社員の企業間移動と賃金カーブに関する事実と考察ー日本の雇用慣行は崩れたか？」*BOJ Report and Research Paper*, 2010年10月。
- 松田尚子・松尾豊 (2013) 「起業家の成功要因に関する実証分析」*RIETI Discussion Paper Series*, 13-J-064。
- 村田啓子・堀雅博 (2019) 「賃金プロファイルのフラット化と若年労働者の早期離職」*RIETI ディスカッション・ペーパー*, 19-J-028。
- 労働政策研究・研修機構 (各年版) 『データブック 国際比較統計』
- Abegglen, J. C. (1958). *The Japanese factory: Aspects of its social organization*, Free Press. (占部都美 監訳『日本の経営』1958年, ダイヤモンド社)。
- Ahn, T. (2010). Attitudes toward risk and self-employment of young workers, *Labour Economics*, 17 (2), pp.434-442.
- Ajzen, I. (1991). The Theory of Planned Behavior, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, pp. 179-211.
- Amit, R., Muller, E., and Cockburn, I. (1995). Opportunity costs and entrepreneurial activity, *Journal of Business Venturing*, 10, pp. 95-106.
- Aparicio, S., Urbano, D. and Stenholmet, P. (2021). Attracting the entrepreneurial potential: A multilevel institutional approach, *Technological Forecasting and Social Change*, 166. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120748>
- Arenius, P. and Minniti, M. (2005). Perceptual Variables and Nascent Entrepreneurship, *Small Business Economics*, 24, pp.233-247.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis, *Journal of Political Economy*, 70(5, part 2), pp.9-49.
- Bosma, N. S., Jones, K., Autio, E. and Levie, J. (2008) *Global Entrepreneurship Monitor; 2008 Executive Report*.
- Bruton, G. D., Ahlstrom, D. and Li, H. L. (2010). Institutional theory and entrepreneurship: where are we now and where do we need to move in the future, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 34 (3) pp. 421-440.
- DeClerq D., Lim, D.S.K. and Ohet, C. H. (2013). Individual-level resources and new business activity: The contingent role of institutional context, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 37 (2), pp. 303-330.
- Fogel, K. A. Hawk, Morck, R. and Yeung, B. (2006). Institutional Obstacles to Entrepreneurship, in Casson, M.,

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

- Yeung, B., Basu, A. and Wadeson, N. (eds) *The Oxford Handbook of Entrepreneurship*, Oxford University Press, pp.540-579.
- Frey, B. S. (2008). *Happiness: A Revolution in Economics*, MIT Press. (白石小百合訳『幸福度をはかる経済学』NTT出版, 2012年)。
- Hamaaki, J., Hori, M., Maeda, S. and Murata, K. (2010). Is the Japanese employment system degenerating? Evidence from the Basic Survey on Wage Structure, *ESRI Discussion paper series*, 232.
- Hamaaki, J., Hori, M., Maeda, S. and Murata, K. (2012). Changes in the Japanese employment system in the two lost decades, *ILR Review*, 65(4), pp. 810-846.
- Hartog, Ch., van Stel, A. and Storey, D.(2010). Institutions and Entrepreneurship: The Role of the Rule of Law. *EIM Research Report* (Erasmus University), H201003.
- Hintermaier, T. and Steinberger, T. (2005). Occupational choice and the private equity premium puzzle, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29 (10), pp. 1765-1783.
- Honjo, Y. (2015). Why are entrepreneurship level so low in Japan? *Japan and the World Economy*, 36, pp. 88-101.
- Ishida, H. (2004). Entry into and exit from self-employment in Japan, in Arum, P. and Muller, W. (eds.) *The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality*, Princeton University Press, pp.348-387.
- Klapper, L., Amit, R., Guillén, M. F. and Quesada, J. M. (2007). Entrepreneurship and Firm Formation across Countries, *World Bank Policy Research Paper*, 4313.
- Kepler, E., and Shane, S. (2007). Are male and female entrepreneurs really that different?, *The Office of Advocacy Small Business Working Papers* (U.S. Small Business Administration, Office of Advocacy), 309.
- Koellinger, P. and Minniti, M. (2009). Unemployment benefits crowd out nascent entrepreneurial activity, *Economics Letters*, 103, pp. 96-98.
- Koellinger, P., Minniti, M. and Schade, C. (2007). “I think I can, I think I can”: Overconfidence and entrepreneurial behavior, *Journal of Economic Psychology*, 28, pp. 502-527.
- Lazear, E.P. (1979). Why Is There Mandatory Retirement?, *Journal of Political Economy*, 87(6), pp.1261-1284.
- Liang, J. (2011). Entrepreneurship and Demographics (November 13, 2011). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1984831> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1984831>.
- Lucas, R. E. (1978) On the Size Distribution of Business Firms, *Bell Journal of Economics*, 9 (2), pp.508-523.
- Milgram, P. and Roberts, J. (1992) *Economics, Organization and Management*, Prentice Hall Inc. (奥野正寛・伊藤秀史・今井春雄・西村理・八木甫訳『組織の経済学』1997年, NTT出版)。
- Naiki, E. and Ogane, Y. (2021). Are Japanese full-time workers conservative in starting new businesses? *Journal of the Japanese and International Economies*, 60. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2021.101133>.
- North, D.C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press. (竹下公視訳『制度・制度変化・経済成果』晃洋書房)。
- OECD (1999). *Fostering Entrepreneurship*.
- Robson, T. R. (2003). Does stricter employment protection legislation promote self-employment? *Small Business Economics*, 21, pp.309-319.
- Schmutzler, J., Andonova, V. and Diaz-Serrano, L. (2019). How context shapes entrepreneurial self-efficacy as a driver of entrepreneurial intentions: A multilevel Approach, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 43(5), pp.880-920.

年功賃金は起業活動を抑制しているのか？

- Urbano, D., Aparicio, S. and Audretsch, D. (2019). Twenty-five years of research on institutions, entrepreneurship and economic growth: what has been learned? *Small Business Economics*, 53, pp.21-49.
- Wasserman, N. (2012). *The Founder's Dilemmas: Anticipating and Avoiding the Pitfalls That Can Sink a Startup*, Princeton University Press. (小川育夫訳『起業家はどこで選択を誤るのか—スタートアップが必ず陥る9つのジレンマ』2014年、英治出版)。
- van der Zwan, P., Thurik, R. and Grilo, I. (2010). The entrepreneurial ladder and its determinants, *Applied Economics*, 42 (17), pp. 2183-2191.
- van der Zwan, Verheul, I., P. and Thurik, R. (2012). The entrepreneurial ladder, gender, and regional development, *Small Business Economics*, 39, pp. 627-643.

(Abstract)

Entrepreneurship in Japan is said to be low due to steep wage profiles. However, this claim has not been fully tested. This paper analyzes the effects of the seniority-based wage system, on entrepreneurship. In analyzing its effects, the entrepreneurial process is divided into four stages. The hypothesis is formed mainly based on the nature of the general and firm-specific human resources. The multilevel multinomial logit is applied to the Global Entrepreneurship Monitor to verify the hypothesis. The main findings are: in countries with a strong seniority-based wage system, (i) the probability of being a potential entrepreneur (those who have entrepreneurial intention but have not started preparation for actual startup) tends to be lower while the probability of being a baby entrepreneur (new entrepreneur up to 3.5 years old) tends to be higher, and (ii) the probability of being a baby entrepreneur is lower for those with perceived knowledge and experiences necessary for entrepreneurship. These findings cast doubt on the common belief that the seniority-based wage system is the cause of the low entrepreneurship in Japan. Also, it is implied that country's entrepreneurship needs to be evaluated by both quantitative and qualitative measures.