

【論文】

起業活動の低迷を持続させる要因は何か ～労働市場アプローチに基づく地域要因の分析～

Persistence in Entrepreneurship in Japan :
Analysis on Regional Determinants of Start-Ups Based
on Labor Market Approach

鈴木 正 明
Suzuki Masaaki

(要旨)

同じ国のなかでも地域によって起業活動の水準に大きな違いが存在することが先行研究では指摘されてきた。本稿は、日本における起業活動の水準の地域差を把握するとともに、この差を生み出す要因を明らかにすることを目的とする。分析にあたっては、先行研究を踏まえ、変化のスピードが遅い地域要因と地域における起業活動の経路依存性に焦点を当てる。また、起業活動の水準を既存企業・事業所数ではなく労働力人口に対する開業数で把握する（労働市場アプローチ）。動的パネルモデルの手法などを用いて行った分析の結果、①起業活動の水準の地域差は他の先進国と同様に大きくかつ持続的であること、②変化のスピードが遅い地域要因と経路依存性の両方によって地域差の持続性は生み出されていること、③経路依存性を勘案すると今後見込まれる労働力人口の減少ほどには起業数は減少しない可能性があること、などが明らかにされた。以上の結果を踏まえ政策含意が議論される。

1. はじめに

起業活動は経済成長や活性化に大きな役割を果たす。しかし、日本において起業活動は必ずしも活発とはいえない状況が長く続いってきた。こうした現状を踏まえ、日本政府は、「日本再興戦略」（平成25年6月14日閣議決定）において「開業率・廃業率10%台（現状4.5%（2004年から2009年までの平均値））を目指す」と数値目標を掲げ、起業活動の促進を目指している。

では日本において開業率は今後高まっていくのだろうか。この点に関連して、海外の先行研究では、起業活動の持続性（persistence）が近年注目されている。つまり、起業活動の水準には大きな地域差があり（Stam, 2010）、この差は長期にわたり持続する（Fritsch and Mueller, 2006, 2007; Andersson and Koster, 2011; Fotopoulos, 2014 など）。もし日本において現在の起業活動の水準が過去の起業活動からの影響を強く受けているとすれば、少なくとも短期的に開業率を高めることは容易ではなく、長期的な視点に立って取り組まれるべき政策課題ということになる。

さらに、日本では、高齢化・人口減少が開業率に今後影響を与えることが予想される。国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成29年推計）」によると、日本の高齢化率（総人口に占める65歳以上人口の割合）は、2015年の26.6%から2065年には38.4%へと高まる（出生中位・死亡中位推計）。日本の総人口は2015年の1億2,709万人（国勢調査）から2065年には8,808万人に、生産年齢人口（15～64歳人口）も7,728万人から4,529万人へと40%以上も減少する。

人口が減少すれば、需要が減少するとともに潜在的な起業家も少なくなることから、起業活動の水準は低下するだろう。ただし、人口減少に比例して起業活動の水準が低下するとは限らない（Delfmann et al., 2014）。では、

日本における人口減少はどの程度起業活動の水準を低下させていくのだろうか。人口や高齢化率の動向を短期的に反転することは難しい。起業活動を促進する他の要因に政策的に働きかけたとしても、人口減少や高齢化に伴う効果が支援効果を大きく上回るのであれば上記目標の達成が困難となる。

上記の問題意識を踏まえ、本稿では、都道府県レベルの起業活動に関するデータの分析を通じて、その持続性の強さを検討するとともに、人口要因など持続性を生み出す地域要因を探る。さらにこれらの分析を通じて起業活動の低迷が続いている原因を明らかにする。

日本において地域の起業活動の水準を左右する要因に関する研究はすでにいくつか行われている（吉村、2000、2003；土屋、2003；小林、2003、2004；中村、2004；岡室、2006a、2006b；黒瀬・大塚、2007；小本、2007；田中、2008；奥山、2010 など）。そのなかで本研究の貢献は次の4点である。

第1に、起業活動の持続性に注目することである。上述のように、持続性の有無を把握することは、重要な政策含意につながると考えられる。しかし、日本においては、起業活動の持続性に関する分析はほとんど行われてこなかった。

第2に、パネルデータ分析を行うことである。従来、日本における起業活動の水準に関する分析は、小本（2007）などを除き1時点におけるクロスセクションまたは複数時点のデータをプールした分析が主に行われてきた。これらの分析では、観測されない地域間の異質性（固定効果）の存在によって推計結果にバイアスがかかる可能性がある。パネルデータ分析を行うことでより頑健な結果を得ることができる。

第3に、起業活動の水準（開業率）を労働市場アプローチ（labor market approach）を用いて測定することである。起業活動の水準を把握する方法には、労働市場アプ

ローチと生態学的アプローチ (ecological approach) の二つがある (Audretsch and Fritsch, 1994)。前者は労働力人口、後者は既存企業 (または事業所) 数に対する一定期間内における開業数の比率としてその水準を把握する。これら二つのアプローチのうち、労働市場アプローチは、Evans and Jovanovic (1989) などの職業選択モデルに基づいているという点で理論的に魅力的であり (Audretsch and Fritsch, 1994)¹⁾、分析結果がより安定的で統計的なフィットが良い傾向がある (Parker, 2018, pp.232-233)。このため、欧米の研究では一般に労働市場アプローチが用いられている (岡室, 2006a; Bosma et al., 2008)。これに対して、日本の先行研究では、製造業に限定した分析を行った岡室 (2006a) や、グローバル・アントレプレナーシップ・モニター (Global Entrepreneurship Monitor, GEM)²⁾ に基づく高橋ほか (2013) などを除き、生態学的アプローチが用いられてきた。政策立案など実務においても労働市場アプローチはほとんど使われていない。そこで、本稿は労働市場アプローチをとることで、日本における起業活動に関して新たな知見を得ることを目指す³⁾。

第4に2000年以降の分析を行うことである。日本における先行研究では、GEMを用いた高橋ほか (2013) や鈴木 (2013)、登記統計を用いた中尾・東 (2015) などを除き、主として実際の開業数が総務省「事業所・企業統計調査」に基づき把握されてきた。同調査で開業を把握するメリットは、従業員の雇用や法人格の有無などの制約がなく事業所が広く把握されていること、業種別や市町村別など細かいセグメントで把握できることなどである。しかし、同調査は2006年の調査を最後に、2009年以降「経済センサス」に統合されている。経済センサスでは、行政記録を活用したり、直轄調査 (国が契約した民間事業者を活用する調査方法) を新たに導入

したりすることで、事業所・企業の捕捉範囲が拡大されている。このため、二つの調査は単純に比較できず、21世紀に入ってからの開業率を連続的に把握することが難しくなっている⁴⁾。このようなデータの制約は、2010年代の日本において起業活動のマクロ的、セミマクロ的な分析が少ない一因とみられる。しかし、リーマン・ショックや東日本大震災など大きなショックによって、起業活動に関する構造的な変化が近年生じている可能性もある。そこで、本稿では、近年の起業活動の動向を把握することが可能な厚生労働省『雇用保険事業年報』を用いて分析を行う。

本稿の構成は次のとおりである。続く第2節では、起業活動の持続性、人口要因を中心に先行研究をまとめ、リサーチ・クエスチョンを提示する。第3節では分析データを紹介したうえで、日本の起業活動の現状を時系列に概観しつつ、その持続性を検討する。第4節では本稿の分析モデルを提示したのち、計量分析の結果を紹介、考察する。第5節ではまとめと政策含意、今後の課題を提示する。なお本稿では起業と開業を同義で用いている。

2. 先行研究

個人の意思決定は地域要因によって影響を受ける (Fritsch and Storey, 2014) ため、地域の起業活動の程度の違いは地域要因によって一定程度説明される (Bosma et al. 2008; Sternberg, 2009)。以下では、本稿の主要な関心である地域要因として、起業活動の持続性と人口要因に関する先行研究を検討する。

(1) 起業活動の持続性

起業活動の持続性を主題として取り上げた研究としては、ドイツに関する Fritsch and Mueller (2006, 2007)、Fritsch and Wyrwich (2014)、英国に関する Fotopoulos

(2014)、Stuetzer et al. (2016)、Fotopoulos and Storey (2017)、スウェーデンに関する Anderson and Koster (2011)、米国に関する Chang et al. (2011) などがある。なかでも 1925 年から 2005 年のドイツの起業活動を分析した Fritsch and Wyrwich (2014) では持続性の効果が 80 年間にもわたり続くことが確認されている。

こうした持続性が生み出される理由としては次の 2 点が指摘されてきた (Anderson and Koster, 2011; Fritsch and Wyrwich, 2017)。

第 1 は、変化のスピードが遅い地域要因の存在である。起業活動の水準を左右する地域要因の変化が遅ければ、起業活動の水準の変動も小さく持続性が生じることになる。具体的な要因としては、物理的なインフラや集積効果 (Andersson and Koster, 2011) や、産業構造や富 (住宅所有状況) (Fotopoulos, 2014) などが挙げられる。

第 2 は、経路依存性である。経路依存性とは現在の起業活動の状況が過去の起業活動によって左右されていることであり、こうした状況は「ちょっとした出来事と偶然の環境からの帰結」(Arthur, 1994, 邦訳 p.159) である。このため、同じような経済状況の地域であっても起業活動の水準に大きな違いが生まれることになる (Bygrave and Minniti, 2000)。

起業活動の経路依存性は、主として、制度の履歴効果 (institutional hysteresis) と動学的収穫逓増 (dynamic increasing returns) によって生み出される (Andersson and Koster, 2011)。制度の履歴効果とは公式、非公式な制度や社会的な取り決め、文化的な形式が時間の経過に伴い自己再生産される傾向である (Martin and Sunley, 2006)。起業活動の社会的正当性 (social legitimacy) はこうした制度の代表例である (Etzioni, 1987; Fritsch and Wyrwich, 2014)。社会的正当性が強いほど、起業活動に対する需要が増加し

必要な資源も供給されやすくなる (Etzioni, 1987)。この結果、起業活動が促進され、社会的正当性は自己強化される。他方、動学的収穫逓増は、様々な外部性や学習を通じてプラスのフィードバックが生み出され、現在の発展経路や状態が自己強化されていくことをさす (Martin and Sunley, 2006)。例えば、ロールモデルの存在は、起業活動に伴うあいまいさ (ambiguity) を削減し、自らが選択した起業活動に集中させ (Minniti, 2005)、必要な能力を高めるよう促し (Andersson and Koster, 2011)、失敗の恐れを減じる (Sternburg, 2011)。ロールモデルの効果は、個人の職業選択に関する意思決定を左右することを通じて起業活動を促進し (Parker, 2009)、その結果誕生した起業家が今度はロールモデルとしての役割を果たすことになる。ロールモデルの自己強化的な展開は、他者の行動やその帰結を観察する能力に決定的に依存する (Minniti, 2005)。逆に、英国において 19 世紀に大企業が立地していた地域ではロールモデルが不在であり、これが反起業活動的な文化の形成につながっている (Stuetzer et al., 2016)。

地域における起業活動の経路依存性は、起業文化 (entrepreneurship culture) (Andersson and Koster, 2011; Fritsch and Wyrwich, 2014) とも称される。起業文化とは「地域における起業家とその活動の一般的な社会的受容や奨励に関連する、空間的に局在している非公式の制度」(Andersson, 2013) である。日本においては社会的正当性の低さやロールモデルの少なさが不活発な起業活動の理由として指摘されてきた (高橋ほか, 2013)。起業文化が十分に形成されておらず、マイナスのフィードバックが働くことで日本の起業活動が低位にとどまっている可能性がある。

以上の視点に基づく実証研究では、主として現在の開業率を過去の開業率に回帰すると

いう分析がなされている。これらの研究のほぼすべてにおいて過去の開業率の係数は有意に正という結果が得られており、持続性の存在が確認されている。係数の大きさはコントロール変数やラグを取る期間、推計方法などによって異なるが、Fritsch and Mueller (2007) では 0.55 ~ 0.80 (5 年前の開業率を OLS で回帰、旧西ドイツ)、Fritsch and Wyrwich (2014) では 0.61 ~ 0.66、0.37 (1 年前の開業率を OLS で回帰、それぞれ旧西ドイツと旧東ドイツ)、Fotopoulos (2014) では 0.55 (1 年前の開業率を動的パネルモデルで回帰、英国) などとなっている。また、動的パネルモデル推定を行った Andersson and Koster (2011) では開業率 3 年分のラグがとられており、1 期ラグ項から順に 0.26、0.19、0.23 と推計されている。

(2) 人口要因

本稿では、労働市場アプローチに基づき、労働力人口の増減に着目した分析を行うが、ここではより広く人口と起業活動に関する先行研究をまとめる。なお、人口は上記で示した変化のスピードが遅い地域要因の一つと位置づけられる。

人口が増加すれば、地域における需要が拡大し、起業活動が活発化する (Reynolds et al., 1994)。供給面でも潜在的な起業家が増加する。加えて、人口増加によって賃金上昇が抑えられ機会費用が低下する (Verheul et al., 2001) という経路を通じても、起業活動の水準は高まる。逆に、人口減少は地域における不確実性につながり起業リスクを高めることを通じて、起業活動の水準を低下させる (Delfmann et al., 2014)。実証研究をみると、人口増加と開業率との相関は非有意とするという研究がいくつかみられる (Audretsch and Fritsch, 1994; Bosma et al., 2008)⁵⁾ もの、総じて正の相関を確認するものが多い (Audretsch and Fritsch, 1994; Parker, 2018,

p.235)⁶⁾。日本でも、人口増加と起業活動との間に正の相関を確認する研究が多い (土屋、2003; 小林、2003、2004; 岡室、2006b; 田中、2008; 奥山、2010)。人口と起業活動との関係は、おおむね定式化されているといえる。

ただし、問題は人口増減がどの程度の大きさで起業活動に影響を与えるかである。この点に関する研究は少ないが、Delfmann et al. (2014) では詳細な考察が行われている。

同論文によると、人口が増加すれば地域における多様性が増す。高まった多様性の組み合わせは急速に増加するため、より多くの事業機会が生み出されるという外部性が生まれ、事業機会 (直線的ではなく) 指数関数的に増加する。逆に、人口が減少すれば起業活動の水準が急速に低下する可能性がある。他方、人口が減少しても起業活動の低下には一定の歯止めがかかりうる。地域における需要を満たすには一定の企業数が必要であるため起業活動が促進されるからである。これに関連して、人口減少により廃業が増加すれば、これを引き継いで誕生する「再生型創業」 (深沼・井上、2006) が活発になることも考えられる。さらに、人口減少に伴う地域経済の低迷の結果雇用機会が乏しくなれば「生計確立型」の起業活動が増加する。「生計確立型」とはより良い選択肢がないことから行われる起業活動をいう。加えて、人口減少が高齢化を伴えば、ケア施設への需要増加などを契機とする産業構造の変化を通じて、新たな事業機会が誕生、増加しうる (Delfmann et al., 2014)。

実証研究の結果をみると、Delfmann et al. (2014) では人口増減が起業活動に対して与える影響は必ずしも比例的ではなく、人口が大きく減少するとかえって開業率が高まること (さらに都市と地方でその影響が異なること) が確認されている⁷⁾。この結果は、人口が減少したとしても、レジリエンス効果が起業活動に働くことを示唆する。以上を踏まえ、

本稿では、日本において人口減少が起業活動にどの程度の影響を与えるのかを検討する。

次に人口構成の変化と起業活動との関係を検討する。加齢には、人的資本（適切な意思決定を行う能力、事業機会の認識能力など）や社会関係資本、金融資本などが高まるという起業活動を促進する側面と、リスク回避志向の強まりや体力の低下など抑制する側面の双方が考えられる（Parker, 2018, pp.156-157）。相反する二つの力が働くことから、年齢と起業活動との関係は逆U字型である（Lévesque and Minniti, 2006）。日本でも、開業時の平均年齢は約40歳という状況が長期的に続いており、開業者のボリュームゾーンは30歳代、40歳代である（日本政策金融公庫総合研究所, 2018）。起業家の供給という観点からは、これらの世代が相対的に少なくなれば、起業活動の水準が低下する可能性がある。その一方、上述のように、高齢化が進むと介護をはじめ新たな需要が創造される（Delfmann et al., 2014）。こうした需要要因は高齢化に伴う起業活動の低下を緩和する可能性がある。

以上より本稿のリサーチ・クエスチョンは次のとおりとなる。

- RQ 1：日本において起業活動の持続性はどの程度強いのか
RQ 2：（労働力）人口の減少に伴い起業活動の水準はどの程度変化するのか
RQ 3：高齢化は起業活動の水準を低下させるのか

3. 日本における起業活動の現状と持続性

(1) データの紹介

本稿において開業を把握するために用いる厚生労働省『雇用保険事業年報』は、「雇用保険の適用・給付状況を把握し、雇用保険制度の適正な運営を図るとともに、雇用対策等の基礎資料として利用することを目的」（厚

生労働省ホームページ）として作成される業務統計である。雇用保険は政府が管掌する制度であり、一人でも労働者を雇用する事業所は加入手続きを行わなければならない⁸⁾。この手続きを行った「保険関係新規成立事業所」が本稿では開業として把握される⁹⁾。

『雇用保険事業年報』に基づき開業を把握するメリットとしては、①業務統計であることから保険関係新規成立事業所がすべて把握されている、②「事業所・企業統計調査」「経済センサス」とは異なり毎年度の開業数を把握できることなどが挙げられる。以上のメリットが近年は高く評価されており、本稿の冒頭で紹介した日本再興戦略の数値目標は同年報の開業数に基づき算出される（中小企業庁, 2014, p.186）。半面、①労働者を雇用している事業所しか把握できない、②労働者を雇用していなかった既存の事業所が新規に雇用した場合にも保険契約が成立するため開業としてカウントされる、③企業ではなく事業所単位での統計である、④市町村レベルでのデータが公表されていない、といったマイナスも存在する。ただし、マイナス面の①については、起業に期待される重要な役割の一つが雇用創出であることを重視するのであれば、労働者を雇用した事業所こそ分析すべきともいえる。実際、海外の研究（Armington and Acs, 2002; Fritsch and Mueller, 2007）でも有雇用事業所のみを開業として捉えた研究がみられる。

(2) 開業率の動向

ここでは、全国単位と都道府県単位で日本の開業率の動向をみていく。t年度の開業率は労働力人口（t-1年平均）千人当たりの保険関係新規成立事業所数（t年度）と定義される。労働力人口は、総務省「労働力調査」（推計値）に基づく。ところで、都道府県単位での分析は粗いという指摘（岡室, 2006b）がある。この点について都道府県単位で潜在的

起業活動の低迷を持続させる要因は何か

な起業家を分析している Sato et al.(2012)は、それより細かい単位（市町村等）よりもデータの利用可能性が高いうえ、江戸時代からの伝統によって都道府県内はある程度同質的であることを指摘する。確かに粗さは否めないが、都道府県という単位での分析には現実的な制約からも一定の妥当性があると考えることができるだろう¹⁰⁾。

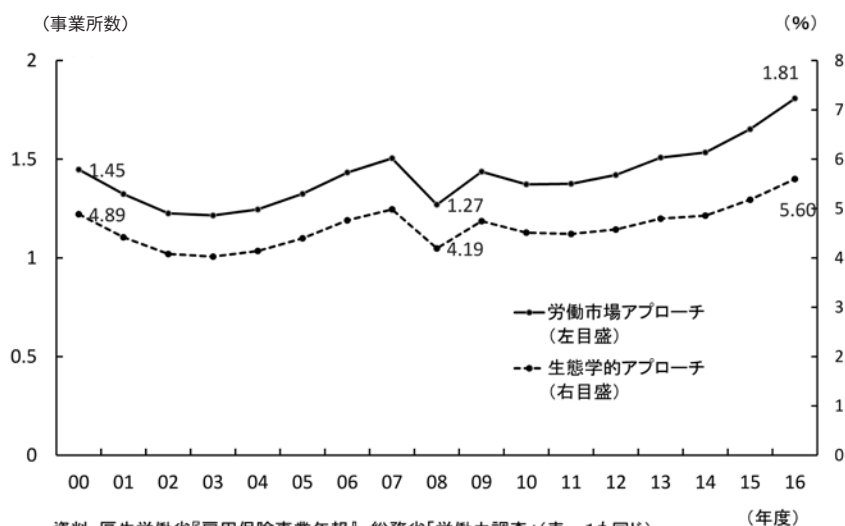
まずやや長期的に 2000 年度から 2016 年度にかけての全国の開業率の推移をみていく（図－1）¹¹⁾。開業率は 2000 年度から 2003 年度にかけて低下した後、リーマン・ショックが発生した 2008 年度の落ち込みを除き、おおむね上昇傾向がみられる。この要因としては、労働力人口は 6,689 万人（2002 年）から 6,625 万人（2015 年）へとやや減少したことに加え、開業数が 2003 年度の 81,281 事業所から 2016 年度には 119,780 事業所へと大きく増加したことがある。ちなみに、開業率の動向は、労働市場アプローチでみても、生態学的アプローチ（年度当初の事業所数に対する当該年度の開業数の割合、%）でみても大きく変わらない。

次に都道府県別の状況をみていく。表－1

には 2016 年度とその 5 年前の 2011 年度の労働市場アプローチ、生態学的アプローチに基づく開業率が高い順に掲載されている。まず 2016 年度の労働市場アプローチに基づく開業率をみていくと、最も高いのが沖縄県（労働力人口千人当たり 3.04 事業所）となり、東京都、大阪府、福岡県が続く。2011 年度をみてもランキングで上位に位置する都道府県は大きくは変わらない。他方、生態学的アプローチに基づく開業率（2016 年度）は、沖縄県が最も高く（8.13%）、埼玉県、千葉県、神奈川県が続く。2011 年度の開業率の上位都道府県も 2016 年度とほぼ同じである。

このように、いずれのアプローチでみても開業率が高い都道府県は、沖縄県を除いて都市部に立地しているという特徴がみられる。ただし、このような特徴を有する埼玉県、千葉県、神奈川県、滋賀県では生態学的アプローチと比べて労働市場アプローチに基づく開業率ははるかに低い。その要因としては、これらの県では事業所規模が大きいことが考えられる。事実、『雇用保険統計年報』に基づき 2016 年度末の 1 事業所当たりの被保険者数をみると、千葉県（16.3 人）を除いて、神

図－1 開業率の推移



起業活動の低迷を継続させる要因は何か

表－1 都道府県別開業率

順位	2011年度				2016年度			
	労働市場アプローチ		生態学的アプローチ		労働市場アプローチ		生態学的アプローチ	
1	沖縄県	2.45	沖縄県	7.46	沖縄県	3.04	沖縄県	8.13
2	東京都	2.00	宮城県	6.95	東京都	2.67	埼玉県	7.52
3	宮城県	1.99	福岡県	5.37	大阪府	2.65	千葉県	7.18
4	宮崎県	1.79	鹿児島県	5.31	福岡県	2.27	神奈川県	7.02
5	鹿児島県	1.78	福島県	5.20	熊本県	1.90	福岡県	6.75
6	北海道	1.75	宮崎県	5.18	宮城県	1.86	大阪府	6.67
7	大阪府	1.71	千葉県	5.08	岡山県	1.83	兵庫県	6.44
8	福岡県	1.68	愛知県	4.96	京都府	1.81	愛知県	6.41
9	福島県	1.56	埼玉県	4.89	福島県	1.80	茨城県	6.06
10	熊本県	1.53	北海道	4.89	愛知県	1.79	東京都	5.99
11	大分県	1.53	奈良県	4.83	大分県	1.78	三重県	5.73
12	高知県	1.50	熊本県	4.72	兵庫県	1.78	京都府	5.67
13	岩手県	1.47	大阪府	4.60	愛媛県	1.67	宮城県	5.65
14	長崎県	1.42	神奈川県	4.56	山口県	1.64	熊本県	5.62
15	鳥取県	1.42	東京都	4.56	長崎県	1.63	岡山県	5.54
16	佐賀県	1.38	茨城県	4.55	群馬県	1.62	奈良県	5.51
17	京都府	1.36	岩手県	4.54	和歌山県	1.61	群馬県	5.44
18	愛媛県	1.33	兵庫県	4.49	三重県	1.61	福島県	5.30
19	秋田県	1.33	佐賀県	4.42	北海道	1.61	栃木県	5.24
20	愛知県	1.32	京都府	4.34	宮崎県	1.60	静岡県	5.15
21	広島県	1.31	大分県	4.34	鹿児島県	1.59	岐阜県	4.97
22	和歌山県	1.30	栃木県	4.31	茨城県	1.58	大分県	4.92
23	岡山県	1.29	高知県	4.22	鳥取県	1.58	山口県	4.86
24	岐阜県	1.25	鳥取県	4.22	静岡県	1.56	滋賀県	4.82
25	青森県	1.23	長崎県	4.17	神奈川県	1.56	山梨県	4.70
26	石川県	1.21	山梨県	4.11	広島県	1.55	和歌山県	4.67
27	福井県	1.21	岡山県	4.10	岐阜県	1.54	長崎県	4.58
28	山口県	1.21	三重県	4.09	埼玉県	1.54	愛媛県	4.57
29	山梨県	1.20	岐阜県	4.08	香川県	1.53	広島県	4.52
30	兵庫県	1.20	滋賀県	4.03	千葉県	1.50	鳥取県	4.41
31	奈良県	1.19	広島県	3.90	山梨県	1.49	北海道	4.35
32	鳥根県	1.18	群馬県	3.87	栃木県	1.49	宮崎県	4.30
33	香川県	1.18	和歌山県	3.86	石川県	1.45	鹿児島県	4.26
34	徳島県	1.17	山口県	3.84	徳島県	1.44	石川県	4.14
35	栃木県	1.16	静岡県	3.79	奈良県	1.43	香川県	4.12
36	山形県	1.12	秋田県	3.73	高知県	1.37	佐賀県	4.05
37	三重県	1.12	愛媛県	3.71	滋賀県	1.34	徳島県	3.75
38	富山県	1.11	石川県	3.59	佐賀県	1.32	高知県	3.65
39	静岡県	1.11	青森県	3.51	福井県	1.26	長野県	3.61
40	新潟県	1.10	山形県	3.40	青森県	1.25	青森県	3.49
41	滋賀県	1.09	香川県	3.39	鳥根県	1.22	富山県	3.48
42	群馬県	1.08	富山県	3.27	富山県	1.21	福井県	3.42
43	茨城県	1.06	福井県	3.26	長野県	1.16	山形県	3.40
44	長野県	0.99	徳島県	3.17	山形県	1.12	岩手県	3.21
45	千葉県	0.95	鳥根県	3.15	新潟県	1.12	鳥根県	3.18
46	神奈川県	0.94	新潟県	3.13	岩手県	1.10	新潟県	3.14
47	埼玉県	0.88	長野県	3.11	秋田県	0.98	秋田県	2.70

(注) 労働市場アプローチの単位は事業数、生態学的アプローチの単位は%である。

奈川県（19.2人）、滋賀県（18.5人）、埼玉県（17.7人）は47都道府県の中央値（16.6人）を上回る。平均事業所規模が大きいと、労働力人口と比べて事業所数が少なくなりがちであり、その分生態学的アプローチに基づく開業率が高く逆に労働市場アプローチに基づく開業率が低く算出されやすい¹²⁾。起業活動に従事するのは事業所ではなく人であるため、生態学的アプローチの開業率にはバイアスがかかりやすい（Audretsch and Fritsch, 1994）ことが反映されているといえる。さらに、より詳細な検討が必要ではあるため推測の域を出ないが、Stuetzer et al. (2016) の指摘を踏まえると、大企業の存在によって反起業活動的な文化がこれらの県では比較的強い可能性も仮説として否定できない。

国全体としてみた場合どちらのアプローチをとっても開業率には大きな違いがみられなかった。これは都道府県ごとの違いがならされているためであろう。しかし、都道府県単位では、どちらのアプローチを用いるかによって起業活動に関する現状把握は大きく異なりうる。

(3) 起業活動の持続性

次に、起業活動の持続性がどの程度強いのかをここで確認する。その方法としてある年度の開業率を過去の開業率に単回帰したうえで、その係数と決定係数を考察する。都道府県別の労働力人口は1997年以降のデータが公表されているので、この分析は1998年度まで遡ることができる¹³⁾。このため、例えば直近の2016年度の開業率を被説明変数とする場合、1998年度まで最大18年のラグ（t-18）をとることができる。

結果は表-2のとおりである。この表から読み取れる第1の点は、起業活動の持続性はやはり強いことである。まず係数をみると、ラグをとる期間が長くてもあまり変わらず、多くの場合0.8を上回る。他方、決定係数に

ついては、係数とは異なり、ラグをとる期間が長くなるほど低下する傾向にある。例えば、t-1～t-5、t-6～t-10、t-11～t-15の決定係数の平均が次第に低下している。時間の経過とともに少しずつ持続性が弱まっていくことがうかがえる。それでもt-6～t-10の平均はおおむね0.4～0.6となっている。6～10年前の開業率で現在の開業率の40%以上が説明されるということであり、起業活動の持続性がうかがえる。

第2に、2008年度ごろを境に持続性が低下したようにもみえる。t-1～t-5の決定係数の平均は、2008年度以前には同年度を除き0.8を超えていたが、2009年度以降は0.7を下回る年度が多くみられる。年度別にみるとt-1ではなくt-2以前の低下が大きい。この背景には、リーマン・ショックや東日本大震災のような大きな出来事によって、変化のスピードが遅かった地域要因が大きく変動したことがあるのかもしれない。より長い期間を観察することでこの変化が今後も続くのかどうかを確認する必要がある。

以上のデータを他国と比べるとどうか。スウェーデンについて同様の分析を行った Andersson and Koster (2011) では、4年のラグまでは決定係数が0.6、説明変数（過去の開業率）の係数は0.67～0.93となっている。また、ドイツを分析対象とした Fritsch and Mueller (2007) では、t-1年の決定係数は0.81、ラグ項の係数は0.90である。さらに、Fritsch and Mueller (2007) では最大15年までのラグが検討されており、ラグをとる期間が長くなるほどこれらの値は小さくなっていき、t-15では決定係数が0.57、係数が0.76である。分析に用いた地域単位が同一ではないうえ、どの年度と比較するかによっても見方は異なるが、他国についての分析結果と表-4で示した値とは総じて変わらないとみることができる。日本における起業活動の持続性が相対的に弱いというわけではないことが

起業活動の低迷を継続させる要因は何か

表一2 都道府県開業率の持続性

(1) 係数	2016年度	2015年度	2014年度	2013年度	2012年度	2011年度	2010年度	2009年度	2008年度	2007年度	2006年度	2005年度	2004年度	2003年度	2002年度	2001年度	2000年度	1999年度
	t-1	1.178	1.008	0.950	0.920	0.918	0.892	0.894	1.181	0.850	0.965	0.957	0.951	1.004	0.883	0.902	0.742	1.283
t-2	1.218	0.941	0.857	0.866	0.810	0.783	1.117	1.051	0.860	0.939	0.965	0.969	0.925	0.809	0.694	1.006	1.406	
t-3	1.085	0.854	0.815	0.836	0.720	1.040	0.969	1.071	0.806	0.960	0.978	0.890	0.850	0.614	0.933	1.180		
t-4	0.961	0.799	0.835	0.768	0.974	0.876	1.023	1.009	0.859	0.961	0.920	0.819	0.646	0.859	1.091			
t-5	0.890	0.845	0.765	0.889	0.833	0.889	0.977	1.097	0.879	0.926	0.852	0.639	0.908	1.007				
t-6	0.928	0.870	1.152	0.909	0.843	0.881	1.082	1.085	0.847	0.831	0.656	0.856	1.068					
t-7	0.822	1.223	0.943	0.906	0.840	0.966	1.059	1.029	0.774	0.656	0.874	1.008						
t-8	1.423	1.038	0.959	0.885	0.878	0.971	1.032	0.960	0.596	0.880	1.007							
t-9	1.143	1.054	0.892	0.941	0.874	0.946	0.938	0.756	0.780	1.015								
t-10	1.137	0.977	0.939	0.949	0.853	0.843	0.748	1.091	0.863									
t-11	1.014	1.031	0.935	0.932	0.763	0.682	1.028	1.174										
t-12	1.064	1.019	0.956	0.814	0.600	0.926	1.099											
t-13	1.078	1.032	0.852	0.660	0.819	1.009												
t-14	1.131	0.939	0.706	0.888	0.909													
t-15	1.004	0.776	0.874	0.985														
t-16	0.875	0.947	0.908															
t-17	0.944	0.959																
t-18	0.854																	
平均																		
t-1 ~ t-5	1.066	0.889	0.844	0.886	0.851	0.896	0.996	1.082	0.851	0.950	0.934	0.854	0.867	0.834	-	-	-	-
t-6 ~ t-10	1.091	1.015	0.977	0.918	0.857	0.921	0.972	0.984	0.772	-	-	-	-	-	-	-	-	-
t-11 ~ t-15	1.058	0.959	0.865	0.856	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(2) 決定係数																		
t-1	0.873	0.878	0.871	0.883	0.920	0.736	0.852	0.680	0.819	0.899	0.915	0.865	0.937	0.899	0.951	0.867	0.869	0.883
t-2	0.807	0.737	0.739	0.857	0.662	0.601	0.650	0.612	0.812	0.851	0.891	0.835	0.920	0.885	0.890	0.841	0.737	
t-3	0.615	0.633	0.731	0.741	0.555	0.520	0.594	0.614	0.711	0.853	0.851	0.814	0.909	0.802	0.848	0.822		
t-4	0.502	0.606	0.715	0.666	0.499	0.416	0.600	0.544	0.777	0.795	0.871	0.807	0.826	0.831	0.823			
t-5	0.470	0.631	0.640	0.601	0.412	0.415	0.545	0.620	0.755	0.855	0.875	0.775	0.865	0.811				
t-6	0.476	0.575	0.717	0.520	0.408	0.408	0.646	0.562	0.813	0.804	0.818	0.734	0.850					
t-7	0.395	0.700	0.542	0.499	0.406	0.473	0.573	0.586	0.794	0.792	0.766	0.723						
t-8	0.595	0.571	0.542	0.475	0.426	0.444	0.631	0.597	0.742	0.752	0.721							
t-9	0.432	0.569	0.467	0.517	0.391	0.489	0.610	0.584	0.671	0.709								
t-10	0.413	0.487	0.498	0.488	0.433	0.454	0.613	0.645	0.580									
t-11	0.324	0.521	0.458	0.547	0.405	0.469	0.612	0.527										
t-12	0.343	0.471	0.558	0.486	0.394	0.457	0.493											
t-13	0.326	0.563	0.517	0.505	0.388	0.382												
t-14	0.422	0.546	0.563	0.483	0.337													
t-15	0.388	0.590	0.451	0.419														
t-16	0.469	0.460	0.341															
t-17	0.280	0.329																
t-18	0.154																	
平均																		
t-1 ~ t-5	0.653	0.697	0.739	0.750	0.610	0.538	0.640	0.614	0.775	0.850	0.881	0.819	0.891	0.845	-	-	-	-
t-6 ~ t-10	0.462	0.580	0.553	0.500	0.413	0.453	0.615	0.595	0.720	-	-	-	-	-	-	-	-	-
t-11 ~ t-15	0.361	0.538	0.509	0.488	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

(注) それぞれのラグについて単回帰分析を行った結果である。

表一3 都道府県順位の順位相関係数（スピアマン）

	2016年度	2015年度	2014年度	2013年度	2012年度	2011年度	2010年度	2009年度	2008年度	2007年度	2006年度	2005年度	2004年度	2003年度	2002年度	2001年度	2000年度	1999年度
t-1	0.809	0.894	0.884	0.917	0.928	0.795	0.883	0.854	0.886	0.917	0.916	0.874	0.919	0.850	0.929	0.896	0.887	0.884
t-2	0.825	0.799	0.789	0.882	0.794	0.756	0.783	0.862	0.839	0.878	0.918	0.843	0.913	0.836	0.862	0.850	0.844	
t-3	0.646	0.733	0.773	0.806	0.741	0.686	0.772	0.840	0.741	0.878	0.853	0.828	0.906	0.810	0.831	0.895		
t-4	0.370	0.716	0.785	0.821	0.681	0.653	0.810	0.770	0.817	0.829	0.857	0.826	0.857	0.843	0.882			
t-5	0.527	0.777	0.763	0.763	0.676	0.644	0.729	0.821	0.750	0.870	0.872	0.820	0.848	0.852				
t-6	0.547	0.761	0.822	0.763	0.654	0.641	0.833	0.832	0.809	0.823	0.836	0.737	0.877					
t-7	0.507	0.747	0.721	0.715	0.660	0.660	0.790	0.786	0.800	0.802	0.788	0.795						
t-8	0.642	0.703	0.663	0.680	0.638	0.656	0.761	0.824	0.754	0.763	0.806							
t-9	0.549	0.667	0.573	0.667	0.623	0.664	0.800	0.742	0.717	0.802								
t-10	0.446	0.577	0.623	0.692	0.598	0.672	0.714	0.825	0.669									
t-11	0.331	0.645	0.581	0.669	0.612	0.628	0.741	0.774										
t-12	0.389	0.576	0.612	0.672	0.534	0.658												
t-13	0.328	0.583	0.643	0.591	0.558	0.584												
t-14	0.404	0.626	0.566	0.608	0.530													
t-15	0.405	0.607	0.553	0.589														
t-16	0.371	0.581	0.462															
t-17	0.297	0.490																
t-18	0.197																	
平均																		
t-1 ~ t-5	0.675	0.784	0.799	0.838	0.764	0.707	0.795	0.829	0.806	0.874	0.883	0.838	0.888	0.838				
t-6 ~ t-10	0.538	0.691	0.680	0.703	0.635	0.659	0.780	0.802	0.750									
t-11 ~ t-15	0.371	0.607	0.591	0.626														

示唆される。

最後に、スピアマンの順位相関係数を考察することで、都道府県の開業率の順位がどのように変動しているのかを考察する。

表一3からは、順位相関係数は比較的高く、順位変動は少ないことがまず確認できる。例えば、1～2年前との順位相関係数はほぼすべての年度で0.8を超えている。t-1年度～t-5年度の平均もおおむね0.8を上回る。さらに、t-11年度からt-15年度の平均であっても2016年度を除いてほぼ0.6である。他方、近年順位変動が激しくなる兆しもうかがえる。例えば、順位相関係数が0.7を下回る時期をみると、2008年度は10年度前、2010年度は12年度前だったが、2016年度は3年度前、2012年度は4年度前、2011年度は3年度前となっている。2010年度ごろを境として、時間の経過に伴い順位相関係数が低下していくスピードが速くなっているようにもみえる。以上は、表一2の結果と整合的である。都道府県順位の変動という点でも、近年持続性が若干弱まっている兆しがみられる。

4. 実証分析

(1) 分析の概要

以下では地域における起業活動の水準に影響を与える要因の分析を通じてリサーチ・クエスチョンの回答を探っていく。ここでは、先行研究で紹介した二つの観点（変化のスピードの遅い地域要因と経路依存性）を踏まえ、推計式を以下のように特定する。

$$\ln(E_{i,t}) = \gamma_1 \ln(E_{i,t-1}) + \gamma_2 \ln(N_{i,t-1}) + \gamma_3 o_age_{i,t-1} + \gamma_4 y_age_{i,t-1} + X'_{i,t-1} \beta + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

$E_{i,t}$ は都道府県 i の t 年度における開業数であり、その対数を被説明変数とする。 N は労働力人口、 o_age 、 y_age はそれぞれ総人口に占める65歳以上人口、15歳未満人口の割合、 X' は起業活動に影響を与える地域要因、

起業活動の低迷を持続させる要因は何か

a_i は時間の経過に伴い変化しない地域 i の固有効果、 μ_i は時間効果、 ε_{it} は誤差項である（記述統計は表-4）。

具体的にみていくと、被説明変数の1期ラグを説明変数として γ_1 を推定する。この係数が統計的に有意かどうか、その大きさがどの程度であるのかに着目し、起業活動の経路依存の程度を考察する。次に、労働力人口 (N) に関して、対数をとったうえで γ_2 を推計し、開業数に与える影響を考察する。ちなみに、先行研究では開業数を労働力人口で除した開業率を被説明変数とすることが多いが、これは γ_2 を1に固定していることになる。開業数を被説明変数とする研究はほとんど見当たらないが、その一つの Bosma et al. (2008) では γ_2 の推定値が0.99となっており、労働力人口と開業数の増減の程度はほぼ同じという結論が導かれている。今回の推計でも、Bosma et al. (2008) と同様に γ_2 が1と等しいのかどうか分析の焦点となる。地域における65歳以上人口の割合 (o_age) の影響は、先行研究でみたように正、負双方の影響が考えられる。 γ_3 を用いてこの点を考察する。これに関連して15歳未満人口割合を合わせてコントロールする。年齢構成に関する

変数は総務省「人口推計」（各年10月1日現在）に基づき算出し、 $t-1$ 期の値を用いる。

X には、需要要因、供給要因、集積要因、産業構造要因を用いる。これらはいずれも先行研究で関心が寄せられてきた要因である。いずれも $t-1$ 期のデータを利用する。

需要要因は、地域の需要を左右することを通じて事業機会の創出に影響を与える要因である。日本における先行研究では、人口（小林、2003；黒瀬・大塚、2007；田中、2007；奥山、2010）またはその増加率（小林、2003、2004；岡室、2006b；黒瀬・大塚、2007；田中、2007；奥山、2010）が需要要因として用いられ、おおむね起業活動との間に正の相関が確認されている。ただし、本稿では、人口と相関が強い労働力人口を説明変数とするため、対前年度の1人当たり県民所得増加率（内閣府「県民経済計算」、2008SNA）を用いて需要要因をコントロールする。

供給要因は起業家を生み出す要因である。本稿では、都道府県別の失業率（総務省「労働力調査」、年平均）と賃金（厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、対数、原データは千円単位¹⁴⁾）を用いる。失業率の影響について、高失業率下では有効な雇用機会を見つけ

表-4 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
開業数 (対数)	7.246	0.825	5.996	9.931
労働力人口 (対数)	6.900	0.774	5.690	8.949
15歳未満人口割合 (%)	13.071	1.007	10.364	17.690
65歳以上人口割合 (%)	25.851	2.987	17.261	33.554
1人当たり県民所得増加率 (%)	0.760	3.544	-9.570	9.813
失業率 (%)	3.994	0.966	1.800	7.500
賃金 (対数)	8.352	0.121	8.082	8.732
人口千人当たり事業所数 (対数)	-4.121	0.167	-4.646	-3.673
ハーフィンダール指数	0.139	0.022	0.100	0.220
第一次産業割合 (%)	0.007	0.005	0.000	0.025
第二次産業割合 (%)	0.316	0.070	0.131	0.471
開業数 (1年ラグ、対数)	7.234	0.802	5.996	9.849

(注) 表-5のモデル2に用いた変数の記述統計である (n=329)。

られない結果として「生計確立型」起業が増加する（高橋ほか、2013）。加えて、従業員の雇用が容易になる結果起業活動が促される（Audretsch and Fritsch, 1994）。一方、失業率は景気動向を反映することから、起業活動との間に負の相関も考えられる。正、負双方の相関が考えられるものの、本稿の推計では1人当たり県民所得増加率をコントロールすることから失業率の符号は正となることが予想される。ちなみに、Storey（1991）は、失業率と起業活動との関係について、一般に、時系列分析では正の相関、クロスセクション分析では負の相関という結果が得られているとする。賃金については、高いほど潜在的な起業家の機会費用が高まるとともに、従業員の雇用コストも上昇する（Bosma et al., 2008）。これらは起業活動を抑制する要因といえる。ただし、賃金が高い地域の需要は大きく、起業活動が促進されるという需要要因としての効果も考えられる。このため、事前に符号を予想することは難しいが、岡室（2006b）は賃金と開業率との間に負の相関を確認している。

集積要因については、同一産業の企業が近接することによって（Marshall- Arrow-Romer の外部性）、または多様な産業の企業が近接することによって（Jacobs の外部性）、起業活動が促進される（Glaeser et al., 1992）。前者の外部性の効果としては、同一産業の企業が集積することにより、当該産業について特殊技能を有する労働者の市場が形成されることによる人材確保の円滑化、より多様でより安価な中間財の供給の拡大、知識のスピルオーバーなどが挙げられる。これらは起業活動に伴うコストを引き下げる効果を有する。他方、後者の外部性については、多様な人材、多様なアイデアが接触することで新たな事業機会やイノベーションが生み出されることが指摘される。集積効果を年度ベースで測定できる指標は極めて限られるが、今

回の推計では『雇用保険事業年報』掲載のデータを用いて算出した、人口千人当たりの雇用保険適用事業所数（企業の集積状況）と、産業（大分類）別の被保険者数に基づき算出したハーフィンダール指数（多様性）を用いる¹⁵⁾。前者はその値が大きいほど集積が進んでいると考えられることから開業数との間に正の相関、後者についてはその値が大きいほど人材の多様性に乏しいことから負の相関が予想される。最後に、産業構造要因については、同年報に基づき算出した、全産業の被保険者数に対する第一次、第二次産業の被保険者数の割合（第一次産業割合、第二次産業割合）を用いた。最後に、時間効果（ μ_i ）をコントロールするために年度ダミーを加えた。

これらの説明変数のうち、1人当たり県民所得増加率のデータが取得できるのは2007～2015年度に限られる。このため計測期間は2008～2016年度となる。さらに、『雇用保険事業年報』で用いられている産業分類は、日本標準産業分類改訂によって、2008年度末以前と2009年度末以降で異なっている。このため、集積要因のうちハーフィンダール指数と産業構造要因が算出できるのは2009年度末以降に限定される。よって、これらを説明変数に加えた推計の期間は2010年度～2016年度となる。

(2) 変化のスピードが遅い地域要因に関する分析

以下で推計結果を確認していくが、後述する推計上の問題があることから、まずは開業数のラグ項を含めない推計を行う。

推計結果は表-5のとおりである。モデル1、2はプーリングOLS、モデル3、4はパネルデータに基づく固定効果モデルで推計されている¹⁶⁾。固定効果モデルでは観測されない都道府県間の異質性を勘案した分析が可能である。この点でプーリングOLSより

表-5 推計結果（プーリングOLS、固定効果モデル）

推計方法	モデル① プーリングOLS			モデル② プーリングOLS			モデル③ 固定効果			モデル④ 固定効果		
	係数	標準誤差	有意水準	係数	標準誤差	有意水準	係数	標準誤差	有意水準	係数	標準誤差	有意水準
労働力人口	0.987	0.018	**	1.002	0.014	**	2.301	0.354	**	1.956	0.480	**
15歳未満人口割合	0.061	0.020	**	0.083	0.013	**	-0.143	0.041	**	0.023	0.061	
65歳以上人口割合	0.017	0.009		0.004	0.006		-0.006	0.020		0.023	0.027	
1人当たり県民所得増加率	0.002	0.003		0.000	0.003		0.001	0.002		-0.003	0.002	
失業率	0.143	0.014	**	0.072	0.016	**	0.018	0.017		0.050	0.022	*
賃金	0.370	0.144	**	0.497	0.130	**	-0.313	0.303		-0.307	0.319	
千人当たり事業所数				0.551	0.042	**				0.589	0.471	
ハーフィンダール指数				-0.257	0.807					-13.799	3.460	**
第一次産業割合				0.013	0.021					-0.130	0.177	
第二次産業割合				-0.011	0.003	**				0.012	0.022	
定数項	-4.255	1.461	**	-2.493	1.299		-3.983	3.985		-0.623	5.096	
観測数	423			329			423			327		
決定係数	0.959			0.981			0.931			0.951		
ハウスマン検定 (χ ² 乗値)							965.77		***	78.50		***

(注) 1. 年ダミーを推計に含めているが、記載は省略している（表-6も同じ）。
 2. 標準誤差は、robust標準誤差である。
 3. **は1%、*は5%水準での有意を示す（表-6も同じ）。

も優れている半面、説明変数の小さな変化がこの異質性のなかに吸収されてしまう可能性がある (Fritsch and Mueller, 2007)。このため、表には両方の手法での推計結果を示した。また、モデル 1、3 の説明変数は人口変数と需要要因、供給要因、モデル 2、4 ではさらに集積要因と産業構造要因を加えている。

主要な変数をみていくと、労働力人口はいずれも有意に正という予想された結果となっている。しかし、係数の大きさには違いがみられる。モデル 1、モデル 2 ではおおむね 1 となっており、これは労働力人口の増加率と開業数の増加率がほぼ等しいことを示している。これに対して、モデル 3、4 の固定効果モデルではそれぞれ 2.301、1.956 と OLS での推計と比べて係数が大きい。これらのモデルの係数が 1 と等しいかどうか検定すると、モデル 3 では 1% 水準で棄却 (F 値 = 13.55、p 値 = 0.001) される一方、モデル 4 では 5% 水準でも棄却されない (F 値 = 3.75、p 値 = 0.059)。労働力人口が開業数に与える影響については、起業活動の持続性を考慮したより厳密なモデル (後述) のなかで再度検討する。

次に、65 歳以上人口割合はすべてのモデルで非有意である。一方、15 歳未満人口割合についてはモデル 1、2 では有意に正、これに対してモデル 3 では有意に負である。また、集積要因、産業構造要因をコントロールしたモデル 4 では非有意となっており、結果が一致していない。都道府県間の異質性が影響を与えている可能性がある。

需要要因について 1 人当たり県民所得増加率はすべてのモデルで非有意、供給要因については失業率が三つのモデルで有意に正、賃金は OLS の推計では有意に正だが固定効果モデルでは非有意である。失業率の結果は予想と整合的である。賃金については、水準(対数)を説明変数としているため都道府県間の差は固定的であると考えられる。Fritsch and Mueller (2007) を踏まえると、固定効

果モデルでは、賃金の地域差が固定効果に吸収されている可能性がある。集積要因についてはモデル 2 では人口千人当たり事業所数、モデル 4 ではハーフィンダール指数が有意な結果となっており、符号も予想されたとおりである。集積効果が起業活動を促進することが示唆される。産業構造要因についてはモデル 2 で第二次産業割合が有意にマイナスとなっている。

以上のように、労働力人口や集積要因、産業構造要因が地域の開業数に有意な影響を与えている。これらの要因の変化のスピードが遅いことが起業活動の水準の持続性を生み出していることがうかがえる。

(3) 経路依存性を勘案した分析

以下では、1 期ラグをとった開業数を説明変数に加えた推計を行い、経路依存性を含めた、地域要因に関する考察を行う。ただし、この推計を固定効果モデルで行うと、1 期ラグをとった開業数と固定効果との間の相関によってバイアスが生じる¹⁷⁾。このような動的パネルデータの分析に用いられることが多いのがシステム GMM (Blundell and Bond, 1998) である。

システム GMM では、変数の階差をとり固定効果を削除したうえで、階差のラグ項を(階差をとらない)レベル式の、レベルのラグ項を階差式の操作変数として推計する。システム GMM は被説明変数のラグ項を説明変数に含める場合望ましい性質をもつため、起業活動の持続性に関するいくつかの先行研究で用いられている (Andersson and Koster, 2011; Fotopoulos, 2014)。

ただし、システム GMM では、操作変数が多くなると推計のバイアスが大きくなることから、その数をできる限り少なくする必要がある。どの程度に抑えるべきかについて絶対的な指針はないものの、操作変数の数が個体数 (ここでは都道府県数の 47) を上回ら

起業活動の低迷を持続させる要因は何か

ないというのが一つの経験則となっている (Roodman, 2009)。その仕組みから、システム GMM において操作変数はパネルデータの時点数の 2 乗で増加する。そこで、分析を年単位ではなく 2 年単位で行うこととした。計測期間は上記の分析と同一なので、システム GMM を用いた推計では 2007～2008 年度を起点として 2015～2016 年度まで 5 つの期間を設定する。被説明変数は 2 年間 (t 年度と t+1 年度) の開業数の平均とする。ただし、2007～2008 年度のデータは操作変数を作成するために使用されるので、観測数は 47 都道府県 × 4 期 = 188 となる。同様の目的で、集積要因と産業構造要因を別々のモデルで推計した。推計においては、説明変数のうち労働力人口、65 歳以上人口割合、15 歳未満人口割合 (以上は t-1 年)、年度ダミーは外生変数、それ以外の変数については t 年度のデータを用いて内生変数とした。

システム GMM を用いた推計結果は表 6 のモデル 5、モデル 6 のとおりである。前者には集積要因を、後者には集積要因に代えて産業構造要因を説明変数に加えた。操作変数の数はモデル 5 では 48 と都道府県数を 1 上回っているが、モデル 6 ではその範囲に収まっている。なお、表に示されている標準偏差は Windmeijer のロバスト標準偏差である。

まず二つのモデルがシステム GMM の条件を満たしているかどうか確認していくと、sargan 過剰識別制約テストの結果は、モデル 5 についてはほぼ 10% 水準での棄却、モデル 6 については 10% 水準でも棄却されない。また、いずれのモデルにおいても、Arellano-Bond テスト (階差をとった誤差の自己相関がないという仮説のテスト) は 1 次では有意、2 次では非有意である。二つのテストの結果より、システム GMM 推計の条件は満たされていると考えられる。

表 6 推計結果 (動的パネル分析)

	モデル⑤			モデル⑥		
	係数	標準誤差	有意水準	係数	標準誤差	有意水準
開業数 (1 年ラグ)	0.538	0.164	**	0.585	0.124	**
労働力人口	0.727	0.187	**	0.534	0.139	**
15 歳未満人口割合	0.139	0.078		0.111	0.068	
65 歳以上人口割合	0.097	0.033	**	0.090	0.029	**
1 人当たり県民所得増加率	0.012	0.008		0.010	0.007	
失業率	0.169	0.072	*	0.163	0.062	**
千人当たり事業所数	-0.275	0.365				
ハーフィンダール指数	0.910	2.384				
第一次産業割合				-0.225	0.104	*
第二次産業割合				0.000	0.007	
定数項	-7.901	2.579	**	-4.910	1.822	**
観測数	188			188		
sargan テスト (p 値)	0.095			0.125		
AR(1) (p 値)	0.012			0.001		
AR(2) (p 値)	0.342			0.375		
操作変数の数	48			44		

(注) 標準誤差は Windmeijer のロバスト標準誤差である。

推計結果をみていくと、まず開業数のラグ項の係数はいずれのモデルでも有意に正であり、前期の開業数が当期の開業数を有意に左右するという経路依存性が働いていることが示唆される。その係数は、モデル5では0.538、モデル6では0.585であり、前年度の開業数が1%高ければ当年度の開業数は0.5~0.6%多い。ちなみに、OLS推定と最小2乗ダミー変数(Least squares dummy-variable; LSDV)推定(都道府県ダミーを説明変数に加えたOLS推定)で得られたラグ項の係数は真の推計値の上限、下限となることが知られている(Roodman, 2009)。そこで、これらの推計値をみると、表には示していないが、モデル5に対応する推計ではそれぞれ0.717、0.142、モデル6に対応する推計では0.767、0.215となっている。モデル5、6とも上記の範囲内に収まっている。

次に、労働力人口はいずれのモデルでも有意に正となっているが、その大きさはモデル5では0.727、モデル6では0.534とやや異なる。これらの係数が1と等しいという仮説を検定すると、モデル5では棄却されない一方(χ^2 乗値=2.13、 p 値=0.144)、モデル6では有意に棄却される(χ^2 乗値=11.28、 p 値=0.001)。ただし、モデル5ではモデル6と比べて操作変数が多くsarganテストの結果がやや弱い。このため、モデル5と比べてモデル6の推計結果の方が信頼性は高いことがうかがえる。とすれば、今後、労働力人口の減少ほどには開業数は減少しないということになる。

人口構成をみると、15歳未満人口割合はモデル5、モデル6でも非有意である(ただしモデル5では10%水準では有意)。経路依存性を考慮すると15歳未満人口割合の影響はほぼみられなくなる。他方65歳以上人口割合はいずれのモデルでも有意に正である。先行研究を踏まえると、高齢化に伴い新たな事業機会が誕生していることが重要な

要因と考えられる。実際、医療・福祉の雇用保険適用事業所数(全国)は2009年度末の20.2万事業所から2016年度末に25.0万事業所へと大きく増加している(『雇用保険事業年報』)。ただし、この産業への需要増加が今後どの程度、またいつまで続くのかは必ずしも明らかではない。介護保険や年金制度が変更になったり介護人材が不足してサービス供給の制約が強まったりすれば65歳以上人口割合の上昇が開業数を増加させるという効果は弱まっていく可能性がある。

その他の結果をみていくと、失業率はいずれのモデルでも有意に正となっている。これは経路依存性を考慮しない分析結果と同様である。一方、1人当たり県民所得増加率については有意な結果が得られていない。OLS、固定効果の推計では一定の影響が確認された集積要因についても非有意である。経路依存性のなかにその影響が吸収された可能性がある。これに対して、産業構造要因のうち第一次産業の構成比が高いほど開業数が少なくなるという結果が得られている。このように、変化のスピードが遅い地域要因とともに、経路依存性が起業活動の持続性を生み出していることが示唆される。この持続性によって、日本における起業活動の低迷が続いていることがうかがえる。

5. まとめと今後の課題

本稿では、起業活動に関する研究ではあまり活用されてこなかった厚生労働省『雇用保険事業年報』のデータを活用しつつ、持続性と労働力人口の増減を中心に、地域の起業活動の水準を左右する要因を検討してきた。主な分析結果は次のとおりである。

まず、労働市場アプローチに基づく開業率は2000年代半ば以降趨勢的に上昇している。こうした傾向は生態学のアプローチに基づく開業率でも変わらない。ただし、どちらのア

アプローチを用いるかによって、地域（都道府県）の起業活動の状況認識が異なりうる。さらに、起業活動の持続性を検討したところ、同様の研究が行われたスウェーデンやドイツとおおむね同程度の強さが確認された。こうした持続性の強さは、計量分析において様々な要因をコントロールしても変わらない。持続性は、日本の起業活動の低迷が続いている重要な要因といえる。ただし、第3節の時系列の分析からは、持続性が近年やや弱まりつつあり、都道府県の順位変動がかつてよりもみられるようになってきていることが示唆された。また、第4節の計量分析によると、日本において経路依存性が起業活動の持続性を生み出しており、前期の開業数が1%多いと当期の開業数は0.5～0.6%多くなる（RQ1）。さらに、変化のスピードが遅い要因も起業活動の水準を左右している。経路依存性を考慮すると労働力人口の減少ほどには開業数が減少しない可能性が示唆された。具体的には、労働力人口1%の減少に対して開業数は0.5%程度の減少にとどまるという推計結果が得られた（RQ2）。また、65歳以上人口割合の上昇は、推計方法によって結果が異なるものの、開業率を増加させる可能性がある（RQ3）。

以上の分析結果から導かれる政策含意は次のとおりである。第1に、先行研究でも指摘されてきたように（Fritsch and Mueller, 2006; Andersson and Koster, 2011）、持続性を勘案すると、起業活動の水準を高めるための政策は長期的な視点に立って論じられる必要がある。近年持続性が若干弱まっているという兆しがみえるものの、その程度は依然として小さくはない。第3節の推計結果（表-2）を踏まえると、10年場合によってはそれ以上に長い時間軸での検討が必要となるかもしれない。第2に、国全体の起業活動の水準を高めるという観点からは、全国一律に取り組みを進めることが望ましいのかどうかを検討する必要がある。都道府県によって起業

活動の状況に違いがありその持続性が高いとすれば、起業がすでに活発な地域に政策資源を重点的に振り向けることが効率的かもしれない。逆に、起業活動が活発ではない地域に政策資源をより重点的に投入することによって、経路依存効果が働き始めるようにしていくことも考えられる。もちろん、特定地域に集中的に政策支援を振り向けるという方策を実施するには、民主主義的な議論のなかでサポートを得られることが前提となる。第3は、開業率の解釈に関する含意である。開業数が労働力人口ほどには減少しないとすれば、開業率（労働市場アプローチ）は今後上昇していく可能性がある。これは数字のトリックともいえる。そうであれば開業率の変動の背景で生じている変化をより慎重に検討する必要があるといえるだろう。さらに、地域における起業活動の水準を把握するうえで、労働市場アプローチに基づく開業率にも目を向けるべきではないかと思われる。

今後の課題は次のとおりである。第1にそして最大の課題は経路依存のメカニズムを明らかにすることである。先行研究では職業選択やネットワークなどがそのメカニズムとされてきたが、十分明らかにされているとはいえない。また、困難な課題ではあるが、経路依存性を生み出す「ちょっとした出来事と偶然の環境」の内実を具体的に明らかにしていく必要がある。これは極めて大きな政策含意につながる。第2に、データの制約によって本稿では行えなかった分析を深めていく必要がある。例えば、教育水準や職業構成などの地域差を勘案した分析である。また、日本においても産業ごとに起業活動の水準を左右する要因が異なることが確認されている（黒瀬・大塚、2007）。このため、産業別の分析も必要である。加えて、純粋な開業と既存企業の事業所新設とを分けて分析すればさらなる知見が得られるであろう。事実、Bosma et al. (2008) では、これら二つの増減を左右する

要因が異なることが確認されている。第3に、より小さな地域区分での分析の必要性である。前述のとおり、一定の妥当性があるものの、都道府県単位の分析が粗い可能性も否

定できない。地域間の相互作用を勘案しつつ、より細かい単位での分析を通じて本稿の結果の頑健性を確認する必要がある。以上を今後の課題としたい。

(注)

- 1) 労働市場アプローチは、労働者が従来働いていた地域において起業することが暗黙の前提とされている。この前提を裏付けるものとしては Cooper (1985) などがある。
- 2) グローバル・アントレプレナーシップ・モニターは起業活動の国際比較を行うために、米国バブソン大学と英国ロンドン大学が中心となって行われている研究プロジェクトである。年1回のペースで調査が実施され、起業活動に従事している成人人口等のデータが収集されている。2017年調査への参加国・地域数は54となっている。
- 3) 二つのアプローチに基づく開業率を左右する要因には同一のものもあれば異なるものもあるとされる (Storey, 1994, 邦訳 p.71)。
- 4) このほか、「事業所・企業統計調査」の問題点としては、①調査の間隔が2～5年となっており、その間に開業し廃業した企業が捕捉されないこと、②調査員が目視で確認しているため外観で判別できない事業所・企業が把握されないこと、③調査の設計上、調査区外に移転した企業・事業所が旧所在地では廃業、現所在地では開業とみなされることなどが指摘される (中小企業庁、2011)。①と②は開業数を過少に、③は過大に捕捉することにつながる。
- 5) Bosma et al. (2008) では、独立した起業と既存事業の新事業所の開設に分けてそれぞれの決定要因が検証されている。本文中の結果は前者に関するものである。後者については人口増加との間に正の相関が確認されている。
- 6) Audretsch and Fritsch (1994) の結果は全

業種に関するものである。製造業とサービス業については人口増加と起業率との間に有意な結果を得ていない。

- 7) 都市と地方の違いに関して、Delfmann et al. (2014) は、都市における大きな人口減少は企業設立率を高めること、地方における人口減少はやはり新企業設立率を高めるとする。イタリアのデータを用いた Bono et al. (2015) は都市化の程度が低い地域でのみ人口増加は企業設立率に影響を与えるという仮説を検証し、これを支持する結果を得ている。
- 8) 労働者の要件は①1週間の所定労働時間が20時間以上であること、②31日以上雇用見込みがあることである。
- 9) 中小企業庁『中小企業白書』には『雇用保険事業年報』に基づく開業率 (生態学的アプローチ) が毎年掲載される。その算出に当たっても「保険関係新規成立事業所」を開業とみなしている。
- 10) 都道府県よりも細かい単位で分析すると、単位間で生じる相互依存関係をコントロールする必要性が大きくなる。ただし、Parker (2018) の先行研究のレビューによると、こうした相互依存関係が及ぶ範囲は数十キロメートルである (p.234)。都道府県の境を超えた相互関係はもちろん存在するが、それでも市町村単位での分析と比べるとこうした相互依存関係の影響は小さいと考えられる。
- 11) 本稿執筆途中で2017年度の『雇用保険事業年報』が公表された。第4節では同年報掲載の開業数を被説明変数とする推計を行うが、説明変数の一つ、1人当たり県民所得

- 増加率について同年度の開業数に対応するデータが未公表である。このため、2017年度の開業状況は本稿の分析から外している。
- 12) 岡室 (2006b) では、地域の平均事業所規模と開業率 (生態学的アプローチ) との間に正の相関が確認されている。これは事業所数を一定とするとその規模が大きいほど起業家の担い手が多くなることを反映しているものと考えられる。
- 13) 1997 年度ではなく 1998 年度となるのは、上述のように、 t 年度の開業数に対して $t-1$ 年平均の労働力人口に対応させるためである。
- 14) 「賃金構造基本調査」に掲載されている調査年の 6 月の「決まって支給する現金給与額」の 12 倍に「年間賞与その他特別支給額」を加えて算出した額を年間賃金としている。なお、「賃金構造基本調査」の報告書には前年の「年間賞与その他特別支給額」が掲載されている。このため、「年間賞与その他特別支給額」については翌年の報告書に掲載の値を用いている。
- 15) ハーフィンダール指数は Jacobs の多様性に対応している。一方、人口千人当たりの事業所数は Marshall- Arrow-Romer の外部的性には対応していない。また、人口千人当たりの事業所数は、Bosma et al. (2008) や Armington and Acs (2002) など先行研究で用いられているものの、産業集積の測定指標としてはやや弱い感は否めない。より適切な指標に基づく推計は今後の課題としたい。
- 16) ハウスマン検定を行ったところ、表-5 に示したとおり、変動効果モデルがモデル 3、4 のいずれについても 1% 水準で棄却された。
- 17) Fritsch and Mueller (2007) の固定効果モデルの推計では、開業率のラグ項が非有意となっている。これはラグ項と観測されない異質性との間の相関によるものである可能性がある。

(参考文献)

- 岡室博之 (2006a) 「製造業の開業率への地域要因の影響：ハイテク業種とローテク業種の比較分析」*RIETI Discussion Paper Series*, 06-J-049, 経済産業研究所
- 岡室博之 (2006b) 「開業率の地域別格差は何によって決まるのか」橋木俊詔・安田武彦編『企業の一生の経済学－中小企業のライフサイクルと日本経済の活性化』ナカニシヤ出版, pp.87-118
- 奥山 尚子 (2010) 「地域活性化における地域イノベーション政策の効果 ～クラスター政策が開業率に与える影響について～」*ESRI Discussion Paper Series*, No.252, 内閣府経済社会総合研究所
- 黒瀬誠・大塚章弘 (2007) 「産業別の開業率に対する地域要因の影響－47 都道府県データによる製造業とサービス業との比較分析－」広島大学大学院社会科学研究所附属地域経済システム研究センター『地域経済研究』第 18 号, pp.19-33
- 小林伸生 (2003) 「地域における開業率規定要因に関する一考察」関西学院大学『経済学論究』57 (1), pp.59-86
- 小林伸生 (2004) 「地域における開業率規定要因と環境整備の方向性」日本中小企業学会『アジア新時代の中小企業 (日本中小企業学会論集 23)』同友館, pp.100-113
- 小本恵照 (2007) 「開業率の地域格差に関するパネル分析」ニッセイ基礎研究所『ニッセイ基礎研究所レポート』44, pp.58-82
- 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」日本政策金融公庫総合研究所『日本政策金融公庫論集』第 19 号, pp.17-33

起業活動の低迷を持続させる要因は何か

- 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, 経済産業研究所
- 田中智泰 (2008) 「産業政策によって事業所の開業は増加するのか」 日本地域学会『地域学研究』 38 卷 4 号, pp.953-965
- 中小企業庁 (2011) 『2011 年版中小企業白書』 同友館
- 中小企業庁 (2014) 『2011 年版中小企業白書』 日経印刷
- 中村良平 (2004) 「事業所の新設・廃業に関する地域分析」 中村良平・江島由裕『地域産業創生と創造的中小企業』 大学教育出版, pp.187-208
- 土屋大二郎 (2003) 「開業率低下と事業所数減少の要因に関する統計的考察－クロス・セクション・データ (県別統計) による分析」 中部大学産業経済研究所『産業経済研究所紀要』 第 13 号, pp.133-158
- 中尾武雄・東良彰 (2015) 「日本の開業率が低下した原因について－1966 年から 2010 年の開業率の決定要因の時系列分析－」 *Doshisha University Center for the Study of the Creative Economy Discussion Paper Series*, No. 2015-02, 同志社大学創造経済研究センター
- 日本政策金融公庫総合研究所 (2018) 『2018 年版新規開業白書』 佐伯印刷
- 原田信行 (2015) 「開業と廃業」 商工総合研究所『商工金融』 第 65 卷第 6 号, pp. 5-30
- 深沼光・井上考二 (2006) 「再生型創業の実態－廃止部門・廃業企業の従業員による創業－」 国民生活金融公庫総合研究所『調査季報』 第 79 号, pp.1-18
- 吉村弘 (2000) 「都市規模と事業所の開業率・廃業率」 広島大学地域経済システム研究センター『地域経済研究』 第 11 号, pp.45-62
- 吉村弘 (2003) 「都市規模と事業所の開業率・廃業率・年齢」 東亞経済研究会『東亞経済研究』 第 62 卷第 1 号, pp.139-173
- Andersson, M. (2013) “Start-up rates, entrepreneurship culture and the business cycle: Swedish patterns from national and regional data,” *Centre for Innovation, Research and Competence in the Learning Economy Paper*, 2013/01, Lund University.
- Andersson, M. and S. Koster (2011) “Sources of persistence in regional start-up rates – Evidence from Sweden,” *Journal of Economic Geography*, 11, pp.179-201.
- Armington, C. and Z. J. Acs (2002) “The determinants of regional variation in new firm formation,” *Regional Studies*, 36 (1), pp.33-45.
- Arthur, W.B. (1994) *Increasing Returns and Path Dependency in the Economy*, University of Michigan Press. (有賀裕二訳『収益逡増と経路依存－複雑系の経済学－』多賀出版, 2003 年)
- Audretsch, D. B. and M. Fritsch (1994) “The geography of firm birth in Germany,” *Regional Studies*, 28, pp.359-365.
- Audretsch, D. B. and M. Keilbach (2004) “Entrepreneurship capital and economic performance,” *Regional Studies*, 38 (8), pp.949-959
- Blundell, R. and S. Bond (1998) “Initial conditions and moment conditions in dynamic panel data method,” *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.
- Bono F, M.F. Cracolici, D. Giuliani and D. Piacentino (2015) “Demographic change, new business formation and spatial concentration of population,” in 56th SIE Annual meeting (Conference Paper).
- Bosma, N., A., van Stel and K. Suddle (2008) “The geography of new firm formation: Evidence from

- independent start-ups and new subsidiaries in the Netherlands,” *International Entrepreneurship and Management Journal*, 4 (2), pp.129-146.
- Bygrave, W. D. and M. Minniti (2000) “The social dynamics of entrepreneurship,” *Entrepreneurship Theory and Practice*, 24 (3), pp.25-36.
- Chang, E. P. C., J.J. Chrisman and F. W. Kellermanns (2011) “The relationship between prior and subsequent new venture creation in the United States: A county level analysis,” *Journal of Business Venturing*, 26 (2), pp.200-211.
- Cooper, A. (1985) “The role of incubator organizations in the founding growth oriented firms,” *Journal of business venturing*, 1 (1), pp. 75-86.
- Delfmann, H., S. Koster, P. McCann and J. van Dejk (2014) “Population change and New firm formation in urban and rural regions,” *Regional Studies*, 48 (6), pp.1034-1050.
- Etzioni, A. (1987) “Entrepreneurship, adaptation and legitimation-A macro-behavioral perspective,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 8 (2), pp.175-189.
- Evans, D. S. and B. Jovanovic (1989) “An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints,” *Journal of Political Economy*, 97 (4), pp. 808-827.
- Fotopoulos, G. (2014) “On the spatial stickiness of UK new firm formation rates,” *Journal of Economic Geography*, 14, pp.651-679.
- Fotopoulos, G. and D. J. Storey (2017) “Persistence and change in interregional differences in entrepreneurship: England and Wales, 1921-2011,” *Environment and Planning A*, 49 (3), pp.670-702.
- Fritsch, M. and P. Mueller (2006) “The Evolution of regional entrepreneurship and growth regimes,” in M. Tritsch and J. Schmude (eds.) *Entrepreneurship in the Region*, Springer, pp.225-244.
- Fritsch, M. and P. Mueller (2007) “The persistence of regional new business formation-activity over time- assessing the potential of policy promotion programs,” *Journal of Evolutionary Economics*, 17, pp.299-314.
- Fritsch, M. and D. J. Storey (2014) “Entrepreneurship in a regional context: Historical roots, recent developments and future challenges,” *Regional Studies*, 48 (6), pp. 939-954.
- Fritsch, M. and M. Wyrwich (2014) “The long persistence of regional levels of entrepreneurship: Germany, 1925-2005,” *Regional Studies*, 48 (6), pp.955-973.
- Fritsch, M. and M. Wyrwich (2017) “Persistence of regional entrepreneurship: Causes, effects, and directions for future research,” *Jena Economic Research Papers*, 2017-3, Friedrich Schiller University.
- Glaeser, E., H. Kallal, J. Scheinkman and A. Schleifer (1992) “Growth in cities,” *Journal of Political Economy*, 100 (6), pp.1126-1152.
- Johansson, B. and R. Wigren (1996) “Production milieu and competitive advantage,” in D. Batten and C. Karlsson (eds.) *Infrastructure and the Complexity of Economic Development*, Springer, pp.187-211.
- Lévesque, M. and M. Minniti (2006) “The effect of aging on entrepreneurial behavior,” *Journal of Business Venturing*, 21 (2), pp.177-194.

- Martin, R. and P. Sunley (2006) "Path dependence and regional economic evolution," *Journal of Economic Geography*, 6, pp.395-437.
- Minniti, M. (2005) "Entrepreneurship and network externalities," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 57 (1), pp. 1-27.
- Parker, S. (2009) "Why do small firms produce the entrepreneurs," *Journal of Socio-Economics*, 38 (3), pp.484-494.
- Parker, S. (2018) *Economics of Entrepreneurship 2nd edition*, Cambridge University Press.
- Reynolds, P. D., D. J. Storey and P. Westhead (1994) "Cross-national comparisons of the variation in new firm formation rates: An editorial overview," *Regional Studies*, 28 (4), pp.443-456.
- Roodman, D. (2009) "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata," *The Stata Journal*, 9 (1), pp. 86-136.
- Sato, Y., T. Tabuchi and K. Yamamoto (2011) "Market Size and Entrepreneurship," *RIETI Discussion Paper Series*, 12-E-002, The Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Stam, E. (2010) "Entrepreneurship, evolution and geography," in Boschma, R and R. Martin (eds) *The Handbook of Evolutionary Economic Geography*, Edward Elgar, pp. 307-348.
- Sternberg, R. (2009) "Regional dimensions of entrepreneurship," *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, 5 (4), pp. 211-340.
- Sternberg, R. (2011) "Interregional disparities, entrepreneurship, and EU," in M. Minniti (ed) *The dynamics of entrepreneurship- Evidence from the Global Entrepreneurship Monitor data*, Oxford Press, pp.153-180.
- Storey D. (1991) "The birth of new firms- Does unemployment matter? A review of evidence," *Small Business Economics*, 3 (3), pp.167-178.
- Stuetzer, M., M. Obschonka, D. B. Audretsch, M. Wyrwich, P. J. Rentfrow, M. Coombes, Leigh Shaw-Taylor, and M. Satchell (2016) "Industry structure, entrepreneurship, and culture: An empirical analysis using historical coalfields," *European Economic Review*, 86, pp. 52-72.
- Verheul, I., S. Wennekers, D. Audretsch and R. Thurik (2001) "An eclectic theory of entrepreneurship: Policies, institutions and culture," *Tinbergen Institute Discussion Papers*, 01-030/3, Tinbergen Institute.

(Abstract)

There has been growing evidence for regional disparities in the various entrepreneurship studies. This paper assesses the persistency among regional differences in entrepreneurship in Japan. It also explains the causes of this persistency based on the analytical framework proposed by the literatures. A dynamic panel analysis is conducted by utilizing the various data. As a result of the analysis, it is found that (i) the persistence in entrepreneurship in Japan remains almost as strong as other countries such as Germany and Sweden, (ii) sticky regional characteristics as well as path dependency create the persistence, and (iii) startups may not decline at the same pace as the anticipated population decline in Japan. Finally, policy implications are also discussed based on the above findings.

