

自営業からの退出についての考察

—ジェンダー、家族構造、労働市場の観点から*¹—

平尾一朗
(大阪大学)

【論文要旨】

日本の就業人口における自営業率は低下している。社会階層論における自営業研究では自営業への参入について解明が進んでいるが、自営業からの退出については不明な点が多い。本研究では自営業からの退出に子どものジェンダーや子どもの同居、労働市場における制度的文脈が与える影響を明らかにする。家父長制や性別役割分業を前提し次の仮説を立てた。H1: 男性自営業者は息子がいれば自営業を廃業しにくい。H2a: 男性自営業者は同居する子どもがいれば自営業を廃業しにくい。H2b: 男性自営業者は離婚後に自営業を廃業しやすい。H3a: 女性自営業者は結婚後に家事のため自営業から退出しやすい。H3b: 女性自営業者は育児期の子どもがいれば自営業から退出しやすい。また 2000 年の大店法の廃止について、H4: 他産業に比べ小売・卸売の自営業は 2000 年以降廃業しやすくなった、という仮説を立てた。用いたデータは 2015 年 SSM 調査データ（「社会階層と社会移動に関する全国調査」）である。非農業の自営業を経験した男性と女性を対象とした。「自営業からの退出」、離職理由を考慮に入れた「自営業からの退出（廃業）」「自営業からの退出（家庭の理由）」を従属変数として離散時間ロジットモデルを適合させた。分析の結果、H1、H3a、H4 は支持されず、H2a、H2b、H3b が支持された。

キーワード：ジェンダー、家父長制、離職理由、社会階層

1. 自営業の減少傾向

かつて国際比較研究において日本の就業人口における自営業率は OECD 諸国の中で相対的に高く、その理由は家族に由来する社会資本の強さや、自営業に対する保護規制の強さに求められた (Arum & Müller ed. 2004; Ishida 2004; Park 2010)。しかし、近年その比率は低下傾向にあり、家族従業者を含む OECD の指標ならば 1960 年代の 4 割ほどから 2000 年代の 2 割弱ほどに低下しているし (OECD 2017)、労働力調査で家族従業者を除いて自営業率の変化を観察しても同様の傾向である (総務省統計局 2017)。

社会学における自営業の計量的な研究では、様々な職種を含む自営業を操作的に定義することに困難があったため、それほど盛んに自営業は研究されていなかった。しかし、2000 年代に入り鄭賢淑 (2002) が自営業の階層的独自性を論じ、さらに、H. Ishida (2004) が日本の自営業を計量的に分析したことで、自営業の定義について研究者の間でコンセンサスが生まれ、その計量研究が飛躍的に増加した。まず、先鞭をつけたのが自営業への参入について

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001, JP15H03405 の助成を受けたものです。

の研究であり (Ishida 2004; 鄭 2002; 三輪 2011; 仲・前田 2014; 西村 2008; 白倉・岩本 1990; 竹ノ下 2011)、最近では、仕事上の友人・知人の社会的ネットワークが男性の自営業への参入に正の効果をもたらすこと (三輪 2011)、日本では失業率の上昇が自営業への参入を促進せず、むしろホワイトカラー職の自営業では失業率の上昇は起業を抑制する効果があること (仲・前田 2014) が明らかにされている。

いっぽう、自営業からの退出をテーマとした研究は多くなく、筆者が知りうる限りでは Ishida (2004)、H. Park (2010)、竹ノ下弘久 (2014) のみである。最新の研究である竹ノ下 (2014) では、日本・韓国・台湾の3カ国の自営業を離散時間ロジットモデルで分析し、東アジアの文化的類似性のある国々であっても労働市場や制度、家族的な価値観の違いが自営業の安定性に影響を及ぼすことが明らかにされている。とくに日本の自営業については、父職自営業の効果は男性自営業者のみにあり自営業継承の男女間の不平等があること、多くの子どもを持つ男性自営業者の方が退出しにくいことが明らかにされ、東アジアの自営業におけるジェンダーの不平等と家父長制的な家族構造の再生産の存在が指摘されている (竹ノ下 2014)。

竹ノ下 (2014) の研究は家族構造と労働市場の制度的文脈がどのように自営業の安定性に影響を及ぼすのかを議論した点において、自営業からの退出メカニズムについての我々の理解に光明を投じた。しかしながら、竹ノ下 (2014) の用いた 2005 年 SSM 調査データには子どもの性別、子どもの同居・別居の情報が含まれていないため、家父長制に由来しうる「跡継ぎ」の問題を論じにくい。また、これまでの自営業からの退出を論じた研究 (Ishida 2004; Park 2010; 竹ノ下 2014) では離職理由が考慮されておらず自営業からの退出の異質性を考慮に入れていない。転職研究では「良い仕事を見つけた」というような自発的離職と「廃業」という非自発的離職は異なるメカニズムで発生することが明らかにされている (Kanbayashi & Takenoshita 2014; Takenoshita 2008)。自営業からの退出でも離職理由を考慮に入れた方が退出のメカニズムの解明に貢献しうる²。日本の現在の自営業率の低下を考えた場合、家族、ジェンダー、労働市場がどのように自営業の安定性に影響を与えるかを解明することは重要である。そこで、本稿では 2015 年 SSM 調査データを用いて、竹ノ下 (2014) の問いに従い離職理由を考慮に入れて自営業からの退出を議論する。

2. 先行研究と仮説

2.1 自営業と家系の連続性

² 離職理由は 2005 年 SSM 調査より調査項目に含められた質問項目であり、神林博史 (2008) が記述統計量を用いて自営業の離職理由を議論している。石田光規 (2009) も離職理由を考慮に入れて議論し、転職の際に用いられるネットワークがセーフティネットの役割を果たすことを見出している。

これまで先行研究では、男性自営業者における階層の継承性とその効果がもたらす自営業の安定性が報告されている。すなわち、父親が自営業であれば男性は自営業になりやすく (Ishida 2004; 三輪 2011; 仲・前田 2014; 西村 2008; Takenoshita 2012)、その自営業の安定性も高く、退出も抑制される (Ishida 2004; 竹ノ下 2014) という効果がたびたび確認されている。いっぽう、女性自営業者では父親が自営業であってもそのような効果は確認されていない (Takenoshita 2012; 竹ノ下 2014)。自営業起業には開業資金、社会的ネットワークが少なくとも必要であるため、男性自営業者にのみ存在する父職自営のアドバンテージはジェンダーの不平等と家父長制的な家族構造の再生産を意味する (竹ノ下 2014)。

しかしながら、先行研究では子どものジェンダーが不明であるため、どのように子どもの存在が自営業の安定性に影響を及ぼすかまでは検討できていない。自営業層が家父長制を前提とするならば、子どものジェンダーが自営業の安定性に影響を与えている可能性もあろう。つまり、自営業者に「跡継ぎ」息子がいないことが自営業の廃業をもたらしているかもしれない。

近代家族論に従えば、跡継ぎの考え方は近代家族には存在しない「家系の連続性」(落合 2000) の観念である。近代家族論では「家」と近代家族の関係について複雑な議論がなされているが (落合 2000; 上野 1994)、家系の連続性の観念は明治民法で規定された長男単独相続制に由来し、家父長制における男性支配の下地となったものである (瀬地山 1996)^{*3}。この観念は現代のフェミニズムでは批判対象となりえないほどに影響力を失っているとされることもある。しかし、自営業層に残っているならば、跡継ぎの不在が自営業廃業の要因であるかもしれない。そこで以下の仮説が立てられる。

H1. 男性自営業者は息子がいれば自営業を廃業しにくい。

2.2 自営業と性別役割分業の影響

日本では男性が稼ぎ主として家族を経済的に支え、女性が家事・育児・介護といったケア労働をするという性別役割分業が支配的である。そして、女性が労働市場で働くときは補助的な仕事が多く、結婚、出産を機に仕事をやめ、子育てが一段落した段階で仕事を再開するという「M字型就労パターン」に従うことも報告されている (Brinton 2001; 岩間 2008)。

自営業の研究でも自営業者と性別役割分業の関係が議論されている。竹ノ下 (2014) は子

³ 家父長制の概念は非常に複雑である。瀬地山角 (1996) の整理によると、家父長制を近代型と現代型の2つに分けることができる。近代型の家父長制は明治民法により規定されていた家の継承を重視する長男単独相続制に由来するものであり、現代では緩和されつつあるとされることもある。いっぽう、現代型の家父長制は性別役割分業を中心に構成され、現代にも根強く残っている (瀬地山 1996)。本稿で便宜上「家父長制」とするものは前者のニュアンスが強い。

どもの数を対象として議論し、女性自営業者では効果がないが、男性自営業者は子どもの数が増えれば退出しにくい。つまり、子どもの数が増えれば男性自営業者の稼ぎ主役割が強くなるとする（竹ノ下 2014）。しかしながら、男性自営業者の稼ぎ主役割の内実や女性自営業者へのケア労働の影響は不明である。

まず、男性自営業者について、男性自営業者は子が別居であるよりも、同居であったほうが稼ぎ主役割を求められるため、自営業を廃業しないかもしれない。また、男性自営業者は家族のなかで強く稼ぎ主役割を担っているため、その役割を担えなくなるとの予期が家族内で共有されれば離婚に至りやすいかもしれない⁴。そこで以下の2つの仮説が立てられる。

H2a. 男性自営業者は同居する子どもがいれば自営業を廃業しにくい。

H2b. 男性自営業者は離婚後に自営業を廃業しやすい。

次に、女性自営業者について、女性自営業者であっても性別役割分業の影響を受け、家事・育児・介護が退出を促す可能性がある。ここでは家事と育児について、以下の2つの仮説が立てられる。

H3a. 女性自営業者は結婚後に家事のため自営業から退出しやすい。

H3b. 女性自営業者は育児期の子どもがいれば自営業から退出しやすい。

2.3 小売・卸売の自営業と大店法廃止の影響

戦後の日本では自営業に対して保護的な政策がなされてきており（Arum & Müller ed. 2004; Ishida 2004; Park 2010）、自営業の安定性を考えれば、その政策の変化も重要な論点である。日本の自営業に対する保護的な政策はすでに戦前から始まっていたが、戦後では1948年の中小企業庁の創設の後、自営業を安定化するための法律が立て続けに制定された。以下では小売・卸売の自営業に関連する法律に着目する。地域の商店街のニーズに従って制定された百貨店法（1956）は小売・卸売の自営業への保護的な性格の強い法律であり、百貨店の出店規制がなされ、百貨店と商店街の共存が図られた。また、のちに百貨店法の規制に触れないスーパーマーケットが地域社会に出店されたときにも、百貨店法を強化しそれに変わる法律と

⁴ 廃業と離婚という2変数の因果関係を考えると、「廃業→離婚」と考えるほうが適切であるが、本稿の分析枠組みでは考察し難いため「廃業の予期→離婚」としている。後者は筆者の推測が含まれるため前者に説明力で劣る。しかし、男性が稼ぎ主であることと廃業前の家庭内の経済状況の悪化を考慮すれば、「廃業の予期→離婚」の因果関係がありえないことはないはずである。

して大規模小売店舗法（大店法）（1973）が制定され、その性格は維持された（新 2012; 清成ほか 1978）。

戦後の小売・卸売の自営業に対する政策は保護的なものであったが、2000年代に入り流通業界の強いニーズを受ける形で大店法の廃止（2000）があり、大型の小売店が地域社会の近くに建設された。このことは保護的な政策の変化と捉えることができる。先行研究でも大店法の廃止について視野に入れているが（Ishida 2004; Park 2010）、改正から間もない頃の調査データを用いているため、制度上の変化の帰結がわかりにくい。大店法の廃止の結果、小売・卸売の自営業を保護してきた規制が緩和され、自営業の廃業が増加した、とする以下の仮説が立てられる。

H4. 他産業に比べ小売・卸売の自営業は 2000 年以降廃業しやすくなった。

3. データと変数

用いたデータは 2015 年「社会階層と社会移動に関する全国調査」（以下、SSM 調査）のバージョン 070（2017 年 2 月 27 日配布）である。SSM 調査は 1955 年以降、10 年毎実施されているが、2005 年 SSM 調査は子どもの性別、同居・別居に関する変数が含まれていないため、1995 年以前の SSM 調査は「離職理由」の変数が含まれていないため用いていない。2015 年 SSM 調査は 2014 年 12 月末時点で 20～79 歳の日本に居住する日本国籍を持つ男女を対象者として行われた。層化 2 段無作為抽出法により抽出された個人に対して調査が実施され、有効回収数は 7817 票、有効回収率は 50.1%であった。

分析対象は男性・女性の自営業者であり、自営業の操作的定義は Ishida（2004）に従っている。20 歳以上の職歴において非農業の自営業を経験した人であり、「従業上の地位」で「自営業主、自由業者」をそのまま自営業とし、また「従業員の数」が 30 人未満であり「従業上の地位」で「経営者（重役）、役員」である人を自営業とした。データはパーソン・ピリオッド・データに変換され、自営業に参入経験がある人を対象として分析した。自営業に複数回参入しているケースは別々のイベントとして扱っている。

統計モデルは離散時間ロジットモデルを用い（Singer & Willett 2003=2014）、山ロー男（2002）で示される競合するリスクに対する離散時間ロジットモデルの分析手続きに従う。まず、サンプルに男女自営業者の「自営業からの退出」を離散時間ロジットモデルで分析し、その後、仮説に従って競合するリスクを見出して分析する。男性自営業者の離職理由では「廃業」（36.4%）が最も多く、次に「良い仕事が見つかった」（13.9%）が多い。女性自営業者の離職理由は「家庭の理由」（27.0%）、「廃業」（20.5%）の順である。本研究は自営業者に参入した人のみを対象とするため、ケース数の制約を受けやすい。分析の妥当性を確保するために、男女とも最も多い離職理由を対象としたい。すなわち、離職理由で「廃業」もしくは自由回

答で「廃業」に近い回答をしたケースを男性自営業者の競合するリスクとし、「家庭の理由」もしくは自由回答で「家庭の理由」に近い回答をした人を女性自営業者の競合するリスクとする。以上の分析枠組みに従い作成された従属変数は、退出した時点を1、それ以外を0とした「自営業からの退出」、男性では廃業による退出の時点を1、それ以外を0とした「自営業からの退出（廃業）」、女性では家庭の理由による退出の時点を1、それ以外を0とした「自営業からの退出（家庭の理由）」である。

表1 自営業者の職業小分類におけるケース数の多い上位10種[†]

	自営業者の職業			自営業から退出した人の職業		
	職業小分類	度数	パーセント	職業小分類	度数	パーセント
男性 自 営 業 者	小売店主	80	10.75%	小売店主	32	11.43%
	土木・建築請負師	40	5.38%	外交員（保険、不動産を除く）	21	7.50%
	外交員（保険、不動産を除く）	36	4.84%	飲食店主	20	7.14%
	飲食店主	35	4.70%	自動車運転者	15	5.36%
	電気工事・電話工事業者	30	4.03%	土木・建築請負師	12	4.29%
	自動車運転者	22	2.96%	情報処理技術者	10	3.57%
	大工	21	2.82%	営業・販売事務員	9	3.21%
	総務・企画事務員	20	2.69%	販売店員	9	3.21%
	一般機械組立工・修理工	18	2.42%	電気工事・電話工事業者	9	3.21%
	卸売店主	17	2.28%	大工	8	2.86%
	(略)		(略)			
	合計	744	100.00%	合計	280	100.00%
女性 自 営 業 者	自営業者の職業			自営業から退出した人の職業		
	職業小分類	度数	パーセント	職業小分類	度数	パーセント
	個人教師	66	17.46%	個人教師	38	20.54%
	理容師、美容師	36	9.52%	飲食店主	19	10.27%
	飲食店主	30	7.94%	理容師、美容師	15	8.11%
	会計事務員	25	6.61%	洋服・和服仕立職	13	7.03%
	小売店主	25	6.61%	総務・企画事務員	12	6.49%
	総務・企画事務員	24	6.35%	小売店主	11	5.95%
	洋服・和服仕立職	14	3.70%	販売店員	7	3.78%
	販売店員	12	3.17%	保険代理人・外交員	5	2.70%
給仕係	9	2.38%	給仕係	5	2.70%	
その他のサービス職業従事者	9	2.38%	接客社交係	5	2.70%	
	(略)		(略)			
	合計	378	100.00%	合計	185	100.00%

†. 職業は自営業者から退出、もしくはセンサーされる1年前の職業である。

表1に本稿で用いるデータセットにおける自営業者の職業小分類でケース数が多い上位10種が示される。男性自営業者には小売店主（10.75%）、土木・建築請負師（5.38%）、外交員（保険、不動産を除く）（4.84%）が多く、女性自営業者では、個人教師（17.46%）、理容師、美容師（9.52%）、飲食店主（7.94%）が多い。退出した人が多い職業は、男性では小売店主

(11.43%)、女性では個人教師 (20.54%) が一番多く、自営業の多い職業では退出も多い、という傾向を読み取ることができる。

図1で男女別の「自営業からの退出」についての生存関数とハザード関数が示される。生存関数を比較すると、女性自営業者は男性自営業者よりも10年以内に下がる傾向があり、女性自営業者の方が参入後、早期に退出しやすいことがわかる。ハザード関数は男女とも40～50年の間が高く、高齢を原因とした退出が多いものと考えられる。

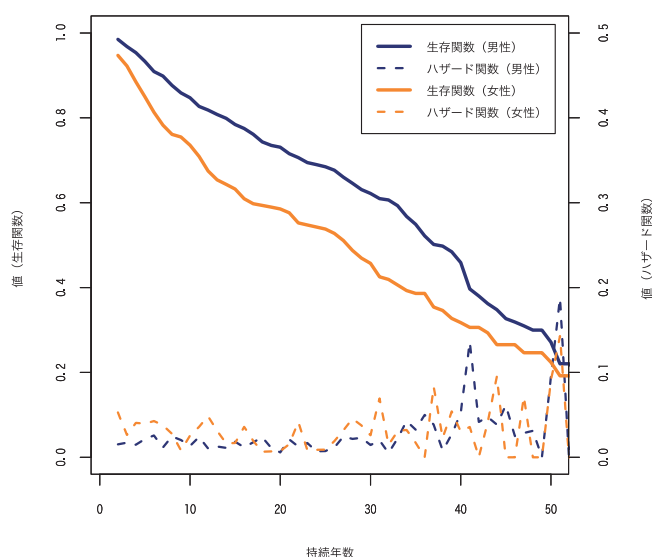


図1 男女の「自営業からの退出」についての生存関数とハザード関数

離散時間ロジットモデルで利用可能な独立変数には時不変の独立変数と時変の独立変数がある (Singer & Willett 2003=2014)。前者は個人のケースの値がどの時点でも同じ値をとる変数であり、後者は個人のケースの値が時点ごとに変わる変数である。時不変の独立変数は次の変数を用いた。「父主職ダミー」は父職自営業である場合を1、それ以外を0とした。「本人教育」は義務教育卒、高校卒、大学卒・短大卒・専門学校卒以上のカテゴリを作成し、参照カテゴリを義務教育卒とした。そして、「子同居ダミー」は子どもが同居・別居であるかを尋ねた項目であるが、1人でも子同居があれば1、そうでない場合は0とした。

時変の独立変数は次のようになる。「持続年数」は自営業の継続年数ごとに1年ずつ増す連続変数を作成した。「退出時年齢」は34歳以下、35～49歳、50～59歳、60歳以上とし、参照カテゴリを35～49歳とした。「自営産業ダミー」は分析における因果関係を明確にするため自営業退出の1年前の値を採用し、「卸売・小売・飲食店」である場合を1、それ以外を0とした。大店法の廃止があった2000年を区切りとして「2000年代以降ダミー」を作成し、1999年以前を0、2000年以降を1とした。「婚姻状況」は1年前の値を採用し、未婚、有配偶、離別のカテゴリを設け、未婚を参照カテゴリとした。ここでは死別は有配偶に含めている。また、退出の1年前の「失業率」を「労働力調査」(総務省統計局 2017)より引用して

連続変数として用いた。そして、子どもに関する変数は息子ダミー、娘ダミー、子6歳以下ダミー、子7～18歳ダミー、子20歳以上ダミーとした。これらはすべて、1人でもいる場合は1、そうでない場合は0としている。

表2 独立変数の記述統計量

連続変数		男性			女性		
		平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
連続変数	持続年数						
	持続年数	15.795	11.768	15581	14.702	11.592	6694
連続変数	失業率 (退出1年前)						
	失業率	3.422	1.225	15581	3.403	1.232	6691
離散変数		男性		女性			
		パーセンテージ	N	パーセンテージ	N		
離散変数	退出時年齢						
	1. 34歳以下		20.6	3206		21.7	1453
離散変数	2. 35～49歳 (ref)		38.3	5972		38.7	2590
	3. 50～59歳		23.0	3582		22.6	1511
離散変数	4. 60歳以上		18.1	2821		17.0	1140
	父主職ダミー						
離散変数	0. 自営業でない (ref)		49.7	6912		59.4	3579
	1. 自営業である		50.3	7003		40.6	2443
離散変数	本人教育						
	1. 義務教育 (ref)		24.2	3774		22.9	1528
離散変数	2. 高校		45.1	7028		37.7	2517
	3. 大学, 短大, 専門学校		30.7	4779		39.4	2632
離散変数	自営産業ダミー (退出1年前)						
	0. 小売・卸売でない (ref)		75.6	11769		77.3	5172
離散変数	1. 小売・卸売である		24.4	3802		22.7	1515
	2000年以降ダミー						
離散変数	0. 1999年以前 (ref)		53.1	8267		53.5	3583
	1. 2000年以降		46.9	7314		46.5	3111
離散変数	婚姻状況 (退出1年前)						
	1. 未婚 (ref)		14.5	2257		13.2	881
離散変数	2. 有配偶		81.6	12720		81.0	5422
	3. 離別		3.9	604		5.8	391
離散変数	息子ダミー						
	0. いない (ref)		37.5	5843		40.2	2689
離散変数	1. いる		62.5	9738		59.8	4005
	娘ダミー						
離散変数	0. いない (ref)		43.7	6815		44.3	2963
	1. いる		56.3	8766		55.7	3731
離散変数	子6歳以下ダミー						
	0. いない (ref)		82.5	12853		87.0	5825
離散変数	1. いる		17.5	2728		13.0	869
	子7～18歳ダミー						
離散変数	0. いない (ref)		66.2	10317		69.0	4616
	1. いる		33.8	5264		31.0	2078
離散変数	子20歳以上ダミー						
	0. いない (ref)		57.7	8994		53.6	3590
離散変数	1. いる		42.3	6587		46.4	3104
	子同居ダミー						
離散変数	0. いない (ref)		55.8	8700		51.0	3415
	1. いる		44.2	6881		49.0	3279

表 2 に独立変数の記述統計量が示される。連続変数は平均値と標準偏差が算出され、離散変数は変数のカテゴリごとのパーセンテージが算出されている。持続年数は男性の平均は 15.795 年、女性の平均は 14.702 年であり、女性の方が男性よりやや短い。失業率は男性の平均は 3.422%、女性の平均は 3.403%である。退出時年齢は 35～49 歳の人が男女とも最も多い。父主職が自営業である人は、男性は 50.3%、女性は 40.6%であり、男性の方が父職自営業の人が多く。本人教育は、男性では高校卒が 45.1%、女性では大学、短大、専門学校卒が 39.4%であり最も多い。自営産業については小売・卸売であるケースは男性で 1/4、女性で 1/5 ほどである。2000 年以降ダミーは 2000 年代以降が 1/2 ほどである。婚姻状況は男女とも 8 割ほどが有配偶である。息子は男女自営業者の 6 割ほど、娘はそれよりもやや割合が少ない。子どもの年齢は 6 歳以下の子どもがいる場合は男女とも 2 割に満たず少なく、子どもの年齢が上がるにつれてその割合は上がる。子どもが小さいときには参入が発生しにくいためであると思われる。子同居は男女とも 1/2 ほどである。

4. 分析

4.1 自営業からの退出

表 3 に男性自営業者と女性自営業者における従属変数を「自営業からの退出」とした離散時間ロジットモデルの分析結果が示される。持続年数は男女ともに有意差はなく自営業の継続年数が退出に影響を与えていないことがわかる。退出時年齢はともに 60 歳以上で男性は 0.1%水準で有意差があり 1.04 で、女性は 1%水準で有意差があり 0.97 である。そのため、60 歳以上では自営業から退出しやすいことがわかる。先行研究では父職が自営業ならば退出しにくい効果が報告されているが (Ishida 2004; Park 2010; 竹ノ下 2014)、ここではそのような効果は見られない⁵。また、本人教育は先行研究と同様に有意差がない (Ishida 2004; Park 2010; 竹ノ下 2014)。自営産業ダミーの小売・卸売は有意でない。失業率では女性自営業者のみ有意で 0.29 であり、女性自営業者は失業率が高まれば自営業から退出しやすい。また、2000 年以降ダミーの効果も有意でない。婚姻状況の有配偶では女性のみ有意で -1.09 であり、結婚していれば退出しにくいことがわかる。子どもについては子 6 歳以下ダミーが女性でのみ有意で 0.81 であり、女性自営業者は 6 歳以下の子どもがいれば自営業から退出しやすく、男性では子同居ダミーが有意で -0.36 であり、男性自営業者は子どもが同居していれば自営業から退出しにくい。

⁵ EGP 階級図式に従い (鹿又ほか 2008)、専門 (I+II)、事務 (III)、技能 (V+VI)、非技能 (VIIa)、農業 (IVc)、自営 (IVa+IVb) としたカテゴリを用いた分析も予備分析で行っている。分析結果は本稿と同様のものであり、出身階層の効果は見られなかった。

表3 男女自営業者における「自営業からの退出」を従属変数とした離散時間ロジットモデルの分析結果†

	男性		女性	
	係数	S.E.	係数	S.E.
持続年数				
持続年数 (連続変数)	-0.01	(0.01)	-0.01	(0.01)
退出時年齢 (ref:2. 35~49歳)				
1. 34歳以下	0.15	(0.25)	0.40	(0.26)
3. 50~59歳	0.13	(0.25)	0.47	(0.29)
4. 60歳以上	1.04 ***	(0.27)	0.97 **	(0.34)
父主職ダミー (ref:0. 自営業でない)				
1. 自営業である	-0.08	(0.14)	0.32	(0.17)
本人教育 (ref:1. 義務教育)				
2. 高校	0.16	(0.18)	0.01	(0.23)
3. 大学, 短大, 専門学校	0.03	(0.20)	-0.27	(0.24)
自営産業ダミー (退出1年前) (ref:0. 小売・卸売でない)				
1. 小売・卸売である	0.22	(0.15)	0.05	(0.20)
失業率 (退出1年前)				
失業率 (連続変数)	0.02	(0.11)	0.29 *	(0.13)
2000年以降ダミー (ref:0. 1999年以前)				
1. 2000年以降	0.21	(0.28)	-0.32	(0.32)
婚姻状況 (退出1年前) (ref:1. 未婚)				
2. 有配偶	-0.24	(0.27)	-1.09 ***	(0.28)
3. 離別	0.42	(0.33)	-0.14	(0.39)
息子ダミー (ref:0. いない)				
1. いる	-0.06	(0.18)	0.06	(0.23)
娘ダミー (ref:0. いない)				
1. いる	0.09	(0.16)	0.19	(0.22)
子6歳以下ダミー (ref:0. いない)				
1. いる	0.00	(0.27)	0.81 *	(0.31)
子7~18歳ダミー (ref:0. いない)				
1. いる	0.18	(0.22)	0.08	(0.28)
子20歳以上ダミー (ref:0. いない)				
1. いる	0.20	(0.25)	-0.25	(0.33)
子同居ダミー (ref:0. いない)				
1. いる	-0.36 *	(0.14)	-0.28	(0.18)
切片	-4.41 ***	(0.42)	-4.03 ***	(0.47)
-2LL		2354.5		1426.6
観察数		13908		6016
個人数		704		352
イベント数		241		161

†. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

4.2 離職理由を考慮に入れた自営業からの退出

次に表4に従属変数を「自営業からの退出(廃業)」とした男性自営業者に対する離散時間ロジットモデルの分析結果が示される。モデル1は交互作用項を含まないモデルであり、モデル2はH1やH4の検証のため交互作用項を含めたものであり、モデル3はフルモデルである。本研究ではAICとBICをモデル選択の基準として用いる。ただし、それらの値が示すモデルが一致しない場合はAICが優先される。AICとBICともに値が低いほうがモデルとしてデータに適合していることを示す。モデル1はAIC=1098.2、BIC=1241.5、モデル2はAIC=1092.2、BIC=1243.0、モデル3はAIC=1099.5、BIC=1295.6である。BICはモデル1の適合を示し、AICはモデル2の適合を示しているが、AICを優先しモデル2を中心に解釈する。

モデル1の自営業ダミーは有意差があるが、モデル2では2000年以降ダミーと自営業ダミーの交互作用項は有意差がない。したがって、2000年以降に小売・卸売の自営業が廃業しやすくなったとまでは言えず、H4は支持されない。婚姻状況は離別が有意で1.11であり離婚後自営業廃業することが多い。そのため、H2bは支持されよう。この効果は離職理由を考慮しない退出では有意でなかったため、特に自営業と関連の強い変数であると思われる。子同居ダミーは有意で-0.55で負の効果があるため、H2aは支持されよう。そして、自営業者60歳以上と息子ダミーの交互作用項は有意で1.51であり正の効果がある。H1に従えば、モデル2では60歳以上と息子ダミーで負の効果を検出されてもよいはずである。しかしそのようなことはないためH1は支持されない。男性自営業者が60歳以上で息子がいれば、むしろ廃業の可能性が増すかのようですらある。

表5に従属変数を「自営業からの退出(家庭の理由)」とした女性自営業者に対する離散時間ロジットモデルの分析結果が示される。AICとBICの値を見るとモデル2の適合を示しているためモデル2を解釈する。

婚姻状況の有配偶の効果は有意で-1.45であり負の効果があるため、結婚が退出をしやすくするようなことはない。そのためH3aは支持されない。また、子6歳以下ダミーは有意で2.05であり正の効果があり、6歳以下の子どもがいれば退出しやすいことがわかる。よってH3bは支持されよう。モデル1では娘ダミーの効果はないが、モデル2の自営業者50~59歳と娘ダミーの交互作用項は有意で-3.06であり負の効果がある。また、50~59歳の効果は有意で2.18であり正の効果がある。つまり、女性自営業者にとって娘がいれば退出しにくいとまでは言えないが、50~59歳の女性自営業者に限って言えば、娘がいなければ退出しやすいが、娘がいれば退出しにくい。50代を親の介護が発生する時分と考えれば説明が付きやすい。すなわち、女性自営業者が親の介護をする代わりに娘がそれをしているため、女性自営業者の退出が起こりにくいと考えることができる。

表4 男性自営業者における「自営業からの退出（廃業）」を従属変数とした離散時間ロジック

	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
持続年数						
持続年数（連続変数）	-0.01	(0.01)	-0.01	(0.01)	-0.01	(0.01)
退出時年齢（ref:2.35~49歳）						
1. 34歳以下	-0.21	(0.43)	-0.27	(0.51)	-0.45	(0.60)
3. 50~59歳	0.63	(0.36)	0.54	(0.45)	0.34	(0.54)
4. 60歳以上	0.78	(0.44)	-0.37	(0.69)	-0.01	(0.74)
父主職ダミー（ref:0.自営業でない）						
1. 自営業である	0.05	(0.22)	0.08	(0.22)	0.10	(0.22)
本人教育（ref:1.義務教育）						
2. 高校	-0.03	(0.29)	-0.08	(0.29)	-0.09	(0.29)
3. 大学, 短大, 専門学校	-0.14	(0.32)	-0.20	(0.32)	-0.20	(0.32)
自営産業ダミー（退出1年前）（ref:0.小売・卸売でない）						
1. 小売・卸売である	0.70 **	(0.22)	0.29	(0.34)	0.25	(0.35)
失業率（退出1年前）						
失業率（連続変数）	0.09	(0.18)	0.07	(0.18)	0.07	(0.18)
2000年以降ダミー（ref:0.1999年以前）						
1. 2000年以降	-0.13	(0.43)	-0.43	(0.46)	-0.44	(0.46)
婚姻状況（退出1年前）（ref:1.未婚）						
2. 有配偶	0.22	(0.45)	0.45	(0.44)	0.27	(0.47)
3. 離別	0.88	(0.53)	1.11 *	(0.53)	0.93	(0.54)
息子ダミー（ref:0.いない）						
1. いる	-0.11	(0.29)	-0.39	(0.41)	-0.49	(0.45)
娘ダミー（ref:0.いない）						
1. いる	-0.28	(0.25)	-0.19	(0.23)	-0.34	(0.44)
子6歳以下ダミー（ref:0.いない）						
1. いる	0.22	(0.43)			0.25	(0.46)
子7~18歳ダミー（ref:0.いない）						
1. いる	0.20	(0.33)			0.28	(0.34)
子20歳以上ダミー（ref:0.いない）						
1. いる	0.22	(0.38)			0.01	(0.42)
子同居ダミー（ref:0.いない）						
1. いる	-0.56 *	(0.24)	-0.55 *	(0.24)	-0.57 *	(0.24)
交互作用項（退出時年齢×息子ダミー）						
1. 34歳以下×1. いる			0.09	(0.75)	-0.01	(0.77)
3. 50~59歳×1. いる			0.18	(0.56)	0.23	(0.58)
4. 60歳以上×1. いる			1.51 *	(0.74)	1.63 *	(0.77)
交互作用項（退出時年齢×娘ダミー）						
1. 34歳以下×1. いる					0.40	(0.76)
3. 50~59歳×1. いる					0.57	(0.58)
4. 60歳以上×1. いる					-0.43	(0.59)
交互作用項（2000年以降ダミー×自営産業ダミー）						
1. 2000年以降×1. 小売・卸売である			0.74	(0.44)	0.77	(0.44)
切片	-5.56 ***	(0.69)	-5.30 ***	(0.71)	-5.22 ***	(0.72)
-2LL		1060.2		1052.2		1047.5
AIC		1098.2		1092.2		1099.5
BIC		1241.5		1243.0		1295.6
観察数		13908		13908		13908
個人数		704		704		704
イベント数		91		91		91

†. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

‡. $AIC = -2LL + 2 \times \text{パラメータ数}$, $BIC = -2LL + \text{パラメータ数} \times \log(N)$

トモデルの分析結果†. ‡.

表5 女性自営業者における「自営業からの退出（家庭の理由）」を従属変数とした離散時間ロジットモデルの分析結果^{†, ‡}

	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
持続年数						
持続年数（連続変数）	-0.01	(0.02)	-0.01	(0.02)	-0.01	(0.02)
退出時年齢（ref:2.35~49歳）						
1.34歳以下	0.35	(0.45)	1.27	(0.79)	1.31	(0.91)
3.50~59歳	0.81	(0.63)	2.18 **	(0.84)	2.69 **	(1.00)
4.60歳以上	0.82	(0.76)	0.68	(1.28)	0.67	(1.53)
父主職ダミー（ref:0.自営業でない）						
1.自営業である	0.57	(0.32)	0.56	(0.32)	0.60	(0.32)
本人教育（ref:1.義務教育）						
2.高校	-0.48	(0.48)	-0.46	(0.48)	-0.51	(0.49)
3.大学,短大,専門学校	-0.05	(0.43)	-0.02	(0.43)	-0.06	(0.43)
自営業ダミー（退出1年前）（ref:0.小売・卸売でない）						
1.小売・卸売である	-0.25	(0.41)	-0.25	(0.41)	-0.29	(0.41)
失業率（退出1年前）						
失業率（連続変数）	0.32	(0.24)	0.30	(0.24)	0.32	(0.25)
2000年以降ダミー（ref:0.1999年以前）						
1.2000年以降	-0.52	(0.62)	-0.49	(0.62)	-0.50	(0.63)
婚姻状況（退出1年前）（ref:1.未婚）						
2.有配偶	-1.59 **	(0.50)	-1.45 **	(0.49)	-1.49 **	(0.50)
3.離別	-1.84	(1.11)	-1.72	(1.11)	-1.78	(1.11)
息子ダミー（ref:0.いない）						
1.いる	0.07	(0.46)	0.15	(0.40)	0.21	(0.71)
娘ダミー（ref:0.いない）						
1.いる	-0.44	(0.43)	0.82	(0.83)	0.73	(0.85)
子6歳以下ダミー（ref:0.いない）						
1.いる	2.19 ***	(0.56)	2.05 ***	(0.47)	2.07 ***	(0.62)
子7~18歳ダミー（ref:0.いない）						
1.いる	0.15	(0.47)			0.04	(0.50)
子20歳以上ダミー（ref:0.いない）						
1.いる	0.21	(0.73)			0.72	(0.77)
子同居ダミー（ref:0.いない）						
1.いる	0.21	(0.35)	0.19	(0.35)	0.26	(0.36)
交互作用項(退出時年齢×息子ダミー)						
1.34歳以下×1.いる					0.12	(0.88)
3.50~59歳×1.いる					-1.38	(1.12)
4.60歳以上×1.いる					-0.47	(1.16)
交互作用項(退出時年齢×娘ダミー)						
1.34歳以下×1.いる			-1.51	(0.95)	-1.45	(0.95)
3.50~59歳×1.いる			-3.06 *	(1.35)	-3.28 *	(1.39)
4.60歳以上×1.いる			0.22	(1.39)	0.06	(1.41)
切片	-5.40 ***	(0.85)	-6.22 ***	(1.06)	-6.36 ***	(1.13)
-2LL		471.3		462.0		459.8
AIC		509.3		502.0		509.8
BIC		636.7		636.1		677.3
観察数		6016		6016		6016
個人数		352		352		352
イベント数		44		44		44

†. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

‡. $AIC = -2LL + 2 \times \text{パラメータ数}$, $BIC = -2LL + \text{パラメータ数} \times \log(N)$

5. 考察

本稿では2015年SSM調査データを用いて労働市場や家族構造が自営業からの退出に与える影響を分析したが、どのように1995年、2005年SSM調査データを用いた先行研究と異なっているのであろうか。まず、先行研究ではとくに男性自営業者の場合は、父親が自営業ならば自営業を継続しやすいという効果があった（Ishida 2004; Park 2010; 竹ノ下 2014）。しかし、2015年のSSM調査データではその効果は確認されなかった。自営業における階層の継承性の効果が減じたという点で、社会的不平等が軽減されたと肯定的な見方もできるが、近年の自営業者の経営状況の厳しさを表しているのかもしれない。

男性自営業者と跡継ぎの関係では、筆者は廃業増加の一因として跡継ぎの不足を想定したが、分析結果はむしろ仮説と真逆であり、息子の存在が高齢期に差し掛かった男性自営業者の廃業を促進しているかのようであった。商店街の歴史的な変遷を考察した新（2012）によると、商店街の小売店ではその家族の子ども以外には店を継がせようとしない。しかし、子どもは店の経営状況の悪さを間近で見ているため店を継ごうとしない（新 2012）とする。男性自営業者には家系の連続性の観念が少なからずとも残っていたのかもしれないが、もはやそれが機能せず、跡継ぎ候補が別の職につき、自身も高齢を迎えるに至って廃業を選択するということが非常に多いようである。

労働市場が自営業に与える影響として、2015年SSM調査データでは小売・卸売の男性自営業者は廃業を理由に退出しやすい傾向はあったが、2000年の大店法の廃止がそれを引き起こしたというわけではなかった。筆者は予備分析で1995年、2005年、2015年SSM調査データをマージして同様の分析を行ったが、「2000年以降ダミー」と「自営産業ダミー」の小売・卸売との交互作用項の効果についても有意差を観察しなかった。大店法の廃止が自営業の廃業をもたらしたというよりもむしろ、2000年以前より小売・卸売の自営業者の廃業が増加傾向にあったと考えたほうが良いだろう。

性別役割分業の影響は、非自営業層と同様に（Brinton 2001; 岩間 2008）、その根強い影響を自営業層でも確認した。男性自営業者には稼ぎ主の責任が強くあるため、子どもが同居していれば廃業しないし、廃業を予期するほどの経営状況ならば離婚しやすくなる。本稿では廃業の予期が離婚をもたらすと想定したが、借入金の返済義務が家族に及ぶことを防ぐため偽装離婚したケースもあるかもしれない。筆者は予備分析において女性自営業者における「自営からの退出（廃業）」を従属変数としたモデルでも検討したが、全く離婚と廃業の関係を見出せなかった。女性自営業者では観察されない傾向であるため、偽装離婚が本稿の結果に影響を及ぼすとは考えにくい。そして、女性自営業者ではケア労働の責任が求められ、育児期の子どもがいれば退出しやすく、親の介護期と思われる場面でも娘がいなければ退出しやすい。女性自営業者の結婚後の退出のしにくさは、日本の女性自営業者には選別された人たち

が多いため（竹ノ下 2014）、ケア労働と自営業を両立しやすい職種を参入当初から選択していると考えることができる。また、女性自営業者は1年前に失業率が上昇すれば退出しやすいが、男性自営業者ではその効果がないこともわかった。性別役割分業を考えれば、女性自営業者は稼ぎ主役割が補助的であるため自営業をいったんやめることで不景気に対応しやすく、いっぽう、男性自営業者では不景気であっても稼ぎ主役割が強くなるためそのような対応を取りにくいものと思われる。

今後の課題として、とくに女性自営業者が退出後に、自営業に復帰できるかどうかを検討する必要がある。また、自営業からの退出に地域間の差があるかを把握することも重要な課題である。

[謝辞]

2015年SSM調査データは2017年2月27日版（バージョン070）を用いている。本研究はJSPS 科研費特別推進研究事業（課題番号 25000001）に伴う成果の一つであり、本データ使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。また、本研究は科学研究費助成事業（研究課題/領域番号 15H03405）に伴う成果の一つである。

2015SSM 関西地区研究会、2015SSM テーマ班別研究会[移動・健康]、2015SSM 全体会議、移動レジーム研究会、関西社会学会第67回大会、第64回数理社会学会大会、第90回日本社会学会大会において、また、筆者の所属する大阪大学未来共生イノベーター博士課程プログラムの同僚から英語要旨の校正を含め、多くの有意義なアドバイス、コメントを頂きました。ここに感謝の意を記します。

[文献]

- 新雅史, 2012, 『商店街はなぜ滅びるのか：社会・政治・経済史から探る再生の道』光文社。
- Arum, R. & W. Müller eds., 2004, *The Reemergence of Self-Employment: a Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality*, Princeton University Press.
- Brinton, M. C., 2001, “Chapter 1. Married Women’s Labor in East Asia Economies,” M. C. Brinton ed., *Women’s Working Lives in East Asia*, Stanford University Press, 1-37.
- Ishida, H., 2004, “Entry into and Exit from Self-Employment in Japan,” R. Arum & W. Müller eds., *The Reemergence of Self-Employment: a Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality*, Princeton University Press, 348-87.
- 石田光規, 2009, 「転職におけるネットワークの効果：地位達成とセーフティネット」『社会学評論』60(2): 279-96.
- 岩間暁子, 2008, 『女性の就業と家族のゆくえ：格差社会のなかの変容』東京大学出版会。
- 鄭賢淑, 2002, 『日本の自営業層：階層的独自性の形成と変容』東京大学出版会。

- 神林博史, 2008, 「転職・離職理由の時代的变化: 高度経済成長期から 2005 年までの素描」
『2005 年 SSM 調査シリーズ 4: 働き方とキャリア形成』2005 年 SSM 調査研究会, 67-84.
- Kanbayashi, H. & H. Takenoshita, 2014, "Labor Market Institutions and Job Mobility in Asian Societies: A Comparative Study of Japan and Taiwan," *International Journal of Japanese Sociology*, 23(1): 92-109.
- 鹿又伸夫・田辺俊介・竹ノ下弘久, 2008, 「SSM 職業分類と国際的階層指標: EGP 階級分類・SIOPS・ISEI への変換」前田忠彦編『2005 年 SSM 調査シリーズ 12: 社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』2005 年 SSM 調査研究会, 69-94.
- 清成忠男・間苧谷努・庄谷邦幸・秋谷重男, 1978, 『中小企業論』有斐閣.
- 三輪哲, 2011, 「社会的ネットワークと自営業への移動」『東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ No.46』東京大学社会科学研究所.
- 仲修平・前田豊, 2014, 「日本における失業率の変動と自営業への参入」『理論と方法』31(1): 325-44.
- 西村幸満, 2008, 「8 章 減少する自営業の現在: 初職と現職の就業選択」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動: 日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会, 151-63.
- 落合恵美子, 2000, 『近代家族の曲がり角』角川書店.
- OECD, 2017, "Self-employment rate (indicator)," OECD Data, (Retrieved August 11, 2017, <https://data.oecd.org/emp/self-employment-rate.htm>).
- Park, H., 2010, "The Stability of Self-Employment: A Comparison between Japan and Korea," *International Sociology*, 25(1): 98-122.
- 瀬地山角, 1996, 『東アジアの家父長制: ジェンダーの比較社会学』勁草書房.
- 白倉幸男・岩本健良, 1990, 「6 章 現代の階層構造における自営業の位置」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1: 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 109-26.
- Singer, J. D. & J. B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford University Press. (=2014, 『縦断データの分析 II: イベント生起のモデリング』朝倉書店.)
- 総務省統計局, 2017, 「労働力調査長期時系列データ」, 統計局ホームページ, (2017 年 8 月 11 日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>).
- Takenoshita, H., 2008, "Voluntary and Involuntary Job Mobility in Japan: Resource, Reward and Labor Market Structure," 『理論と方法』23(2): 85-104.
- Takenoshita, H., 2012, "Chapter 3. Family, Labour Market Structures and the Dynamics of Self-Employment in three Asian Countries: Gender Differences in Self-Employment Entry in

Japan, Korea and Taiwan,” *Comparative Social Research* 29: 85-112.

竹ノ下弘久, 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, 37-51.

竹ノ下弘久, 2014, 「第7章 自営業の継続と安定化：家族, ジェンダー, 労働市場の視点から」太郎丸博編『東アジアの労働市場と社会階層』京都大学学術出版会, 169-97.

上野千鶴子, 1994, 『近代家族の成立と終焉』岩波書店.

山口一男, 2002, 「イベントヒストリー分析 (14)」『統計』53(10): 66-71.

The Consideration of the Withdrawal from Self-employment in Japan: From the Perspective of Gender, Family Structure and Labor Market*

**Ichiro HIRAO
(Osaka University)**

Abstract

The rate of self-employment has declined rapidly from the 1960s to the 2000s in Japan. In the research of social stratification, we have accumulated the sociological knowledge of the mechanism of the entrance of self-employment. However, we do not know much about the mechanism of the withdrawal from self-employment. This paper examines how self-employers' children's gender, children's living together and the institution of labor market have influenced the withdrawal from self-employment. Japanese self-employment is assumed to be influenced by patriarchal ideology and the division of labor between men and women. Therefore, I built the following hypotheses. H1: Male self-employers are not likely to close their businesses in the case of having sons. H2a: Male self-employers are not likely to withdraw from self-employment in the case of having children with whom they live together. H2b: Male self-employers are likely to close their businesses after divorce. H3a: Female self-employers are likely to withdraw from self-employment after marriage because of housework. H3b: Female self-employers are likely to withdraw from self-employment because of childcare. And about the abolition of the Large-scale Retail Stores Law (2000), H4: Self-employers of retail and wholesale are likely to close their businesses after 2000. The data used is the 2015 SSM survey data (the national survey of Social Stratification and social Mobility of 2015). I applied discrete logit models to “withdrawal from self-employment”, “closing a business” and “withdrawal of family reasons.” The result shows that H1, H3a and H4 is not supported and that H2a, H2b and H3b is supported.

Keywords: gender, patriarchy, resignation reasons, social stratification

* The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001 and JP15H03405.