

## 自営業：就業選択と所得関数の推計 - JGSS-2000 と JGSS-2001 を利用して -

西村幸満

(東京大学社会科学研究所)

Self-employment: Work Choice and Estimates of Income Function

Yukimitsu, NISHIMURA

This paper examines a model of choice between employed and self-employed on first job and present job using JGSS-2000 and JGSS-2001. Furthermore, this paper examines income function of labor in Japanese self-employment system using same data. Mincer model estimates the effects of school investment and post-school investment on income. In the result, male worker decided self-employment with effects of risk bearing which has own house and being self-employed father. But female worker decided self-employment with effects of human capital variables.

Key words : JGSS-2000, JGSS-2001, choice, self-employment, income function

本論稿では、JGSS-2000 と JGSS-2001 を利用して、自営業選択の推計をおこなう。自営業選択の推計は、初職時と現職でおこなわれるが、初職と現職が同じサンプルは初職の分析として扱い、現職の分析からはずした。自営業の分析は欧米では 1980 年代中ごろ、日本では 1990 年に入ってから注目を受け始めたものである。自営業概念の曖昧性という分析上の制約があり、先行研究との接続が困難であるという特徴がある。JGSS の分類は社会学で利用する同様の個票データと同じ類型を使用している。これは、官庁統計あるいは経済学の実証分析で使用している類型とは異なっている。こうした操作上の問題に留意しながら、自己申告による自営業を対象としている。自営業就業は、男性の場合、初職就業選択においてはプラスの効果をもたらし、転職経験後の現職では就業選択では効果がなく、収入関数に対してはマイナスの効果をもたらす。初職と現職が自営業主であるサンプルでは、父職自営の効果は確認できなかった。女性の場合は、人的資本変数の効果が大都市で有効であった。

キーワード：就業選択，収入関数，JGSS-2000，JGSS-2001

## 1. はじめに

「企業家精神」(Entrepreneurship)という言葉が、われわれの生活に頻繁に目につくようになってきている。現在の日本の雇用環境は、長引く経済の停滞に連動しているがゆえに、それが改善される兆しは未だにみえてこない。政府の雇用対策あるいは企業の求人に対する需要増への期待だけではなく、さらに創業・開業・起業に対する期待が、徐々にではあるが、われわれの生活の中に高まってきている。

すなわち、これまで日本の雇用を支えてきた規模の大きな企業(主に製造業)ほど作業の標準化が進みやすく、機械あるいはシステムによる労働者の代替可能性が高くなることから<sup>(1)</sup>、この分野への従来通りの労働需要への期待は低く、労働集約性の高い仕事を中心とする自営業の独立創業を契機とした雇用創出に人々の期待がシフトするようになったのである<sup>(2)</sup>。

本稿では、現在雇用環境の改善においてもっとも注目される働き方 - 自営業について、その就業選択における要因分析と収入関数の推計をおこなう。自営業への就業は、就業選択としてみると、雇用者との Binary な(二値)選択となる。ここでは調査項目との関係から初職入職時と現職転職時をとりあげ、就業希望者(継続者)に対して、自営業への就業選択がどのような要因によって規定されているかを探索的に分析する。この問題は、実物資産保有の状況が自営業に影響を与えているか否かという、経済学でいうところの「流動性制約説」あるいは、社会学でいうところの「自営業の世代間継承性」を検証することにつながる。また、本稿では自営業主のもつ職業的な達成を収入によって指標化し、その規定要因を探索する。「被雇用」選択者において見出された経験的事実が「非雇用」の選択者においても整合的な結果を導き出すのか、本稿ではこの点についても検証をおこなう。本稿でもっとも特徴的な変数は、父親の職業(本人 15 歳時の父職)を自営業への就業選択、あるいは収入関数の推計に投入したことである。

## 2. 自営業という選択

自営業の研究は、これまで体系的な学問分野として成立してこなかった。それには2つの理由が考えられる。一つは、自営業という働き方を把握する概念構成が非常に曖昧であったことである。先行研究の多くが指摘するように、自営業を統計的に把握しようとするときに用いる定義には、自国内だけでなく先進諸国の間でも齟齬があり、統一した概念定義が存在しない。国際比較を含めて、このことが統計的分析の障害となっているのである。

もう一つは、経済学理論<sup>(3)</sup>の進化において、自営業という働き方は、長期的には解消される存在として捉えられていたことにある。たとえば、静態的完全競争理論では、そもそも自営業者(Self-employment)あるいはその起源をなす企業家(Entrepreneurship)への需要は存在しない。同じように、戦前期の日本においてはマルクスの影響を受け、自営業層は残存階級として把握され、雇用機会の不在あるいは解雇によって潜在的失業状態にある

労働者が自営業という自己雇用の形態をとると考えた。若干の仮定を緩めることで自営業の積極的な存在意義を展開する議論は、自営業層が資本を有し、資本と自らの労働力あるいは他者の労働力を結合することによって利潤を創出する企業家的中間階級と捉えるものもある (Scase and Goffee 1982)。

最近の研究では、特定の理論的背景を離れて、1)事業に対する能力および資金調達の可能性を中心とするものと、2)リスクの選好度を重視する2つに収束する(玄田・石原・神林 1998:17)<sup>(4)</sup>。1980年代の経済学的実証研究では、資金調達(Knight)か能力(Schumpeter)かについて検証が進められてきたのである。より具体的には、(a)年齢に反映されるリスク態度、(b)資産保有に起因する流動性制約(リスク負担力)、(c)自営業選択に影響する労働市場条件、等に注目して実証分析をおこなう。

本稿では、後に示すように資金調達に対する代理指標として持ち家と父職自営を利用し、能力については年齢あるいは教育年数などを用いる。

### 3. 自営業の動向

自営業に関する統計的な把握は、前節であげた概念定義の齟齬に留意した上で、すでにある共通した趨勢が描き出されている(柳谷 1998、八幡 1998、玄田・石原・神林 1998、玄田・神林 2001、鄭 2002)。これらの先行研究<sup>(5)</sup>によれば、2000年までの推移でみると、

OECD 諸国と比較して、日本の自営業比率は高い類型に所属するが、ピークである1980年代以降は減少傾向にある<sup>(6)</sup>。それは、各年齢の母数を考慮したうえでみると、すべての年代で減少しており、なかでも30歳代と40歳代の減少傾向が著しいことから生じているという<sup>(7)</sup>。

OECD 諸国との違いは、雇用者のいない自営業比率の低下傾向にある。

国内では、産業別には建設業、サービス業、販売業、製造業の順で自営業比率は低くなっており、製造業ではピーク時の12%弱(1930-1983年)から6%(2000年)程度まで落ち込んでいる。

自営業数において1980年以降自営業数の下げ止めの働きをわずかに果たしてきたのは、卸小売業とサービス業である。なかでも専門サービス業<sup>(8)</sup>の増加(伸び率で唯一上昇)が注目に値する。

日本の自営業は、大都市圏<sup>(9)</sup>よりも非大都市圏で比率が高いが、減少傾向はパラレルに推移している。

自営業に対する問題関心の高まりから、こうした aggregate な統計調査分析に加え、個票レベルの調査・分析が蓄積されてきた。たとえば、労働集約性の高い自営業の雇用創出効果への期待から、その実態を探るものもある。照山・玄田(2002)は、1985-2000年間の

『雇用動向調査・事業所票』の個票データを利用して、雇用純増のために独立創業などの事業所開業が重要な役割をはたしていることを指摘する。彼らによれば、自営業の減少は雇用機会の創出率と喪失率が雇用純増率に比べて高いことから生じている。さらに、この結果は、存続事業所で生じる雇用機会の創出率と喪失率の平均が接近しているのに比べて、事業所開業による雇用機会の創出率が事業開業による雇用機会の創出率を大きく上回ることから自営業数のマイナス効果が生じていることを明らかにしている。あるいは八幡(1998)は、1997年の日本商工会議所の調査データを利用して、独立開業にともなう雇用創出が開業直後(パートを除く)で2.83人、調査時で3.46人になることを示し、自営業における雇用創出効果の高さを例証している。

あるいは、自営業の雇用創出効果だけではなく、若年者の自営業就業の確率が低下することによって、自営業の労働集約性と将来の自営業予備軍の喪失を懸念する研究もある(玄田2001)。

総じて、官公庁統計あるいは個票データを利用して自営業を分析したものは、過去・現在・将来にわたった日本産業の成立基盤の揺らぎを自営業に焦点を当てながら問題提起している。しかし、以上でみてきたように、その期待感とは裏腹に、公表された研究のほとんどは自営業の将来がそれほど期待できないことを示しているのである。どのような要因が自営業就業あるいは就業継続にプラスの要因をもたらすのか、こうした問いかけが、より豊富な実証研究への期待感ともなっているのである。

けれども、欧米で自営業が研究されるようになったのは1980年代の中ごろからであるし(Aronson1991)、日本の階層研究ではつい最近まで自営業は近代化に逆行する階層として捉えられてきたうえに(鄭2002)、労働研究者の間で自営業研究が急速に高まったのは1990年代の初頭以降だという(玄田・神林2001)。基礎的な情報も含めて、自営業研究はまだまだ始まったばかりである。

#### 4. データと変数

本論文で使用したデータは、「日本版 General Social Survey」(JGSS調査)である。この調査は、大阪商業大学地域経済研究所と東京大学社会科学研究所が2000年以降共同で実施している。調査は就労状況、生活意識、価値意識など多数の情報を個別面接法で収集している。本論文では、2000年と2001年実施の個票データ(それぞれJGSS-2000、JGSS-2001)を合併して用いる<sup>(10)</sup>。戦後日本の官庁統計における自営業の定義は、一致したものではないが、おおむね「個人で事業を営む」かつ「個人経営」の事業体となっている<sup>(11)</sup>。これに対して、本稿で使用するJGSSは自己申告で情報を収集した個票データである。前節まででみたように、自営業の概念自体の問題に加え、統計調査との概念定義の不整合から生じる問題がこの調査データにもあるが、同時に、自らを自営業と規定する社会集団特有の問題を共有している可能性も高いことも指摘できる。本稿では、こうしたデータの制約と特

徴に配慮しつつ、自営業にアプローチしていくことにしよう。

自営業については次のように定義してある。まず、「先週、あなたは収入をとまなう仕事をしましたか、または仕事をするようになっていましたか」と尋ね、「仕事をした」あるいは「仕事をするようになっていたが、病気、休暇などで先週は休んだ」と回答したものをセレクトする。次に、「あなたの仕事は、大きく分けて、この中のどれにあたりますか」について、「10 自営業主・自由業者」と回答したものの、さらに「1 経営者・役員」と回答したもののうち、従業先規模が29人以下のものをセレクトし「自営業主」と定義した。

表1 記述統計量

	JGSS-2000		JGSS-2001		2000-2001データ	
	雇用者 (1366)	自営業 (259)	雇用者 (1224)	自営業 (239)	雇用者 (2590)	自営業 (498)
年齢	43.410	55.834 **	44.203	56.464 **	43.790	56.137 **
教育年数	12.468	11.550 **	12.539	11.498 **	12.502	11.525 **
労働経験年数	25.157	38.388 **	25.928	38.967 **	25.526	38.666 **
労働経験年数 <sup>2</sup>						
父職自営ダミー	0.362	0.602 **	0.360	0.536 **	0.361	0.570 **
持ち家ダミー	0.768	0.849 **	0.784	0.866 **	0.775	0.857 **
大都市ダミー	0.140	0.154	0.139	0.146	0.140	0.151
山村ダミー	0.493	0.463	0.442	0.498 +	0.468	0.480
婚姻ダミー	0.699	0.838 **	0.717	0.849 **	0.707	0.843 **
家族人数	4.193	3.425	3.553	3.452	3.886	3.438
会社経験数	2.182	1.622 **	2.052	1.841 +	2.120	1.727 **
職業訓練経験ダミー	0.383	0.282 **	0.370	0.243 **	0.377	0.263 **
職業訓練期間	1.465	0.961 +	1.148	0.912	1.314	0.938 *
雇用主負担ダミー	0.299	0.104 **	0.295	0.088 **	0.297	0.096 **
本人負担ダミー	0.034	0.120 **	0.037	0.121 **	0.035	0.120 **
国家負担ダミー	0.043	0.015 *	0.032	0.013 +	0.037	0.014 **
組合組織ダミー	0.367	0.027 **	0.346	0.042 **	0.357	0.034 **
組合参加ダミー	0.232	0.015 **	0.230	0.029 **	0.231	0.022 **
失業可能性	0.160	0.129	0.202	0.153	0.181	0.140
移動可能性	0.271	0.143	0.228	0.113	0.250	0.129
離職可能性	0.080	0.054	0.068	0.029	0.074	0.042

\*1 雇用者 = 大企業経営者、被雇用者、官公庁職員

\*\*p<.01, \*p<.05, +p<.10

\*2 自営業 = 中小経営者、自営

\*3 「かなりある」+「ある程度ある」を合計した数値

\*4 「非常に容易である」+「ある程度容易である」を合計した数値

\*5 「近いうちにやめるつもり」と回答した数値

以上の定義により、JGSS-2000-2001の合併データを用いた雇用者は2590名(83.9%)、自営業主は498名(16.1%)となった。表1は、本分析に投入する変数について示したものである。雇用者と自営業主の就業上の差異は、投入された変数の比較をみても明らかである。

## 5. 就業選択の規定要因と収入関数の推計

### 5.1 初職の就業選択

初職就業選択では、イベント発生順序を考慮して、8つの変数（年齢、教育年数、父職  
 自営ダミー、持ち家ダミー、家族人数、大都市ダミー、山村ダミー、組合組織ダミー）を  
 独立変数として投入した。年齢は、ここでは人的資本要因を示すのではなく、時代効果を  
 測ることを目的としている。すなわち、時代効果が正の効果を持つ場合は、それは時代を遡  
 るほど自営就業選択が高まると考える。起業・創業への期待とは裏腹に、自営業の就業は  
 困難になっているという指摘は多い（八幡 1998、玄田他 1998）。教育年数<sup>(12)</sup>は、初職時の  
 入職効果を見る。父職自営ダミー<sup>(13)</sup>、持ち家ダミー<sup>(14)</sup>、家族人数は、経済学の「流動性制  
 約説」あるいは、社会学の「自営業の世代間継承性」を測る。同時に、大都市ダミー<sup>(15)</sup>と  
 山村ダミー<sup>(16)</sup>も自営業選択に地域の産業構造からの影響も大きいことを予想して投入し  
 た。最後に、自営業就業選択が市場の影響を受けることを考慮して、労働組合ダミー<sup>(17)</sup>を  
 投入した。労働組合は、就業先あるいはこれから創業しようとする市場の安定性を示すと  
 考えたのである。

表2 初職の就業選択に対する規定要因  
 (男女別：2000-2001合併データ)

	男性		女性	
	20-89歳 係数	20-55歳 係数	20-89歳 係数	20-55歳 係数
年齢	0.067 **	0.094 **	0.129 **	0.127 **
教育年数	-0.031	-0.089	0.298 **	0.404 **
父職自営ダミー	0.691 **	1.052 **	-0.026	-0.255
持ち家ダミー	-0.188	-0.038	0.127	-0.953
大都市ダミー	-0.543	-0.511	-0.013	-0.330
山村ダミー	-0.339	-0.213	-0.079	-0.552
家族人数	0.185 *	0.084	-0.053	-0.170
組合組織ダミー	-3.636 **	-4.499 **	-3.404 **	-9.050
Constant	-4.016 **	-4.193 **	-11.605 **	-11.244 **
R2	0.306	0.242	0.221	0.108
N	765	604	577	474

\*\*p<.01, \*p<.05, +p<.10

表2は、性・対象年齢別にロジスティック回帰分析をおこなった結果である。男女とも  
 に共通しているのは、年齢（時代効果）と組合組織ダミー（市場の安定性）の2つである。  
 すなわち、自営業就業は、年々困難度を増しているが、市場が不安定であると参入余地が  
 生じ、雇用者ではなく自営業が選択されていたことがわかる。こうした影響に加え、男性  
 の場合は父職自営ダミーと家族人数の影響が、女性の場合は教育年数の高さが自営業に  
 プラスの影響を与えている。しかし、対象年齢を狭くして働き盛り（55歳まで）を年齢の  
 上限とすると、男性では家族人数の効果が消失し、女性では組合組織の効果が消失する。  
 男性の場合には、初職時における自営業就業が、「流動性仮説」あるいは「世代間継承性」

の期待する結果に整合的であることがわかる。女性の場合には、むしろ教育年数の効果がプラスの影響を与えており、教育による近代的なルールの瓦解がみられる。

## 5.2 現職の就業選択

現職においては、初職と比べて就業後のさまざまな要因が自営業選択に影響を与えていると考えられる。表1に示したように、ここで投入する独立変数は、上記の7つ(教育年数を除く)に加え、11変数(婚姻ダミー、会社経験数、職業訓練経験ダミー、職業訓練期間ダミー、雇用主負担ダミー、本人負担ダミー、国家負担ダミー、組合参加ダミー、失業可能性、移動可能性、離職可能性)である。婚姻ダミー<sup>(18)</sup>は、これまで自営業就業に不可欠と考えられていたパートナーの助力を測るために用意した。本来は、家族従業者であるか否かを考慮すべきであるが、これは男性の場合に当てはまり、女性自営業業者には当てはまらなくいと考えて、婚姻ダミーを採用した。

表3 現職の就業選択に対する規定要因(男女別: 2000-2001合併)

	男性		女性	
	全体 係数	転職者 係数	全体 係数	転職者 係数
年齢	0.047 **	0.037 **	0.070 **	0.062 **
父職自営ダミー	0.562 **	0.073	0.130	0.043
持ち家ダミー	-0.151	0.066	0.207	0.198
大都市ダミー	0.010	0.295	0.321	0.774 *
山村ダミー	-0.255 +	-0.308	-0.061	-0.271
婚姻ダミー	0.493 *	0.569 +	-0.048	0.270
家族人数	0.034	-0.060	-0.054	-0.129
会社経験数	-0.266 **	-0.014	-0.065	0.100
職業訓練経験ダミ	1.740 **	1.799 **	1.928 +	-6.379
職業訓練期間	-0.042	-0.022	-0.003	0.019
雇用主負担ダミー	-2.583 **	-2.294 **	-1.964 *	6.004
本人負担ダミー	-0.255	-0.195	-0.142	7.542
国家負担ダミー	-2.011 **	-2.273 *	-2.341 +	6.474
組合組織ダミー	-2.482 **	-1.731 **	-6.773	-6.565
組合参加ダミー	-0.072	-0.177	4.800	5.100
失業可能性	0.005	0.010	-0.056	-0.040
移動可能性	-0.295 *	-0.348 +	-0.465 **	-0.707 *
離職可能性	-0.039	-0.152 +	-0.161 +	-0.180 +
Constant	-2.970 **	-2.975 **	-4.757 **	-4.535 **
R2	0.244	0.136	0.151	0.107
N	1875	980	1361	658

\*\*p<.01, \*p<.05, +p<.10

会社経験数は、雇用者同様、転職の効果がマイナスになる日本の労働市場において、自営業就業においても転職の効果を測定するために用意した。入職後の人的資本の蓄積が自営業就業の一環として捉える考え方は、「修行により一人前になってのれん分けする」ことを一つの社会的地位達成とする職人あるいは製造工程作業者に根強い。また医者・弁護士

の開業などの専門的職業にもこうした訓練プロセスを重視する職業がある。そこで、職業訓練経験ダミー<sup>(19)</sup>、職業訓練期間<sup>(20)</sup>に加え、人的資本蓄積における訓練費用の負担（雇用主<sup>(21)</sup>、本人<sup>(22)</sup>、国家<sup>(23)</sup>、その他）を変数として採用した。訓練費用の負担は、その訓練によって獲得できるスキルの性質を示しており、雇用主が企業特殊性を示し、個人が一般性を、国家が社会性を示していると考えられる。組合参加ダミー<sup>(24)</sup>は、就業環境の平準化に対して、情報提供を受ける媒介機能をはたすことを考慮して採用した。最後の3つの可能性変数は、1年以内に失業する可能性（失業可能性<sup>(25)</sup>）、同程度の就職移動の可能性（移動可能性<sup>(26)</sup>）、近いうちに現業をやめるつもりがあるか（離職可能性<sup>(27)</sup>）を投入して、就業選択が現在の移動性向によって受ける影響を考慮することにした。

現職の就業選択<sup>(28)</sup>をみると（表3）現職をもつ全サンプルと現職（転職経験者）で自営業を選択したものは、年齢によるプラスの影響を受ける。初職時に効いていた父職自営ダミーの効果は、転職者では消失している。むしろ人的資本に関する効果が大きく、訓練を受けることのプラスの効果に対して、投資主体が雇用主・国家の場合にはマイナスの効果となる。すなわち、現職に就くまでに蓄積する技能に対して、本人以外の他者から投資を受けると独立創業しにくくなると考えられる。また、先行研究でも指摘された婚姻ダミーの影響も男性ではプラスになっており、独立創業に際してのパートナーの存在は、不可欠な要因と考えていいだろう。さらに、移動可能性の効果は、実際にはスキルの社会的通用性と同じであり、技能の通用性が独立創業にマイナスの影響を与えていることも確認できた。社会的通用性については、人的資本論の議論から判断すると、次のような解釈が可能であろう。それは、いくら社会的通用性が高くとも、市場の規模が小さい場合（移動後の収入、満足を高めない）には、独立創業するよりは、雇用者になることを選択するほうがよいと判断する。

### 5.3 収入関数の推計

5.2 の結果と関連して、JGSS-2000 を使用して自営業の収入関数を推計した西村（2001：64-66）の分析結果をみると、次のような事実が重要である。1）性別による格差は雇用者同様に大きい、男性の場合、2）世代間継承性は不安定であるが、転職を経験した自営業主に対してマイナスの効果があり、3）配偶者（本稿でいう婚姻ダミー）のプラスの効果があり、4）規模によるマイナス効果がある。女性の場合、5）大都市（東京、愛知、大阪）のプラス効果がある。

今回の分析モデルは、訓練効果（訓練負担の特定）を投入したために、JGSS-2000 単独の結果とは一致しない。しかし、上記2）について照合すると、父職自営ダミーのマイナス効果が転職経験者おいてのみにあり、転職経験のないサンプルに対しておこなった分析からは父職自営ダミーの効果はみられなかった。また、男性自営業主では消失した大都市ダミーの効果が、父職自営ダミー同様に、転職経験者においてのみ確

認できた (表 4 - 1、表 4 - 2)。

表 4-1 自営業における収入関数の推計

	男性							
	自営全体				転職経験あり		転職経験なし	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
年齢			-0.011	-2.005 *	-0.007	-1.058	-0.002	-0.132
教育年数	0.041	1.625						
労働経験年数	0.084	4.494 **						
労働経験年数 <sup>2</sup>	-0.128	-5.093 **						
父職自営ダミー	-0.026	-0.207	-0.215	-1.661 +	-0.280	-1.951 +	-0.334	-0.951
持ち家ダミー	-0.010	-0.055	0.030	0.161	0.008	0.042	-0.170	-0.319
大都市ダミー	0.081	0.441	0.179	0.937	0.328	1.675 +	-0.025	-0.051
山村ダミー	0.019	0.157	0.001	0.010	-0.223	-1.602	0.460	1.298
婚姻ダミー	0.183	0.954	0.299	1.498	0.163	0.630	0.588	1.008
家族人数	-0.026	-0.717	-0.007	-0.191	0.010	0.218	0.022	0.203
会社経験数	0.003	0.089	0.033	0.960	0.012	0.316		
職業訓練経験ダミー	-0.145	-0.530	-0.073	-0.256	-0.149	-0.468	-0.741	-0.804
職業訓練期間	0.007	0.255	-0.008	-0.317	-0.002	-0.086	0.023	0.295
雇用主負担ダミー	0.325	1.017	0.359	1.080	0.404	1.159	0.808	0.722
本人負担ダミー	0.488	1.562	0.471	1.431	0.346	0.954	1.465	1.545
国家負担ダミー	0.799	1.319	0.685	1.072	0.566	0.906	2.013	1.175
組合組織ダミー	0.387	0.891	0.682	1.497	0.418	0.933	1.339	1.009
組合参加ダミー	-0.320	-0.521	-0.785	-1.244	-0.684	-1.076	-1.502	-0.770
失業可能性	-0.003	-0.162	0.009	0.404	0.006	0.268	0.007	0.111
移動可能性	-0.054	-0.556	-0.024	-0.229	-0.101	-0.786	-0.016	-0.061
離職可能性	-0.018	-0.480	-0.049	-1.257	-0.052	-0.928	-0.046	-0.356
Constant	4.316	8.030 **	6.326	15.358 **	6.573	13.783 **	5.241	4.992 **
R <sup>2</sup>	0.205		0.102		0.155		0.131	
N	273		275		130		82	

\*\*p<.01, \*p<.05, +p<.10

## 6. まとめ

分析結果を要約しよう。まず、父職自営ダミーの効果であるが、これは男性においてのみ確認できた。これは、初職就業選択においてはプラスの効果をもたらす、転職経験後の現職では就業選択では効果がなく、収入関数に対してはマイナスの効果をもたらす。初職と現職が自営業主であるサンプルでは、父職自営の効果は確認できなかった。また、阿部・山田(1998)の結果とは異なり、本データでは持ち家などの資産は効果をもたず、市場の不安定性による自営業参入を分析結果から確認することができた。男女ともにスキルの社会的通用性のマイナスの影響が確認できた。すなわち、自営業主の就業選択は、スキルの社会的通用性のマイナス効果をもたらすために、就業後にそれほど安定した能力を発揮する機会を提供しない可能性がある。こうしたことが、自営業就業減少の背景の一つとしてあげられるかもしれない。

自営業就業への期待とは裏腹に、自営業の存立基盤(若年の参入など)は揺らいでいる。多くの先行研究が指摘するように、参入障壁自体が高くなっていることもある。男性の場

合、自営業就業におけるリスク負担力は、持ち家でみる限りほとんど影響をあたえず、父親が自営であることが継承するノウハウも、初職段階では有意なプラスの影響を与えるものの、現職では影響がなく、むしろ収入レベルでは有意なマイナスの影響を与えている。もちろん、自営業就業が、収入ではない「仕事のやりがい」あるいは「時間的な裁量性」を重視することから強い誘引を受けていることを考えると、父職自営には、本人の就業との職業的断絶あるいは職業内容の形骸化を多分に含んでいるのかもしれない。他方で、女性の場合は、能力における影響を受けていたことを考えると、継承性といった前近代的な要因から脱却した近代的な市場を形成している可能性があるが、この点の確認は今後の研究を待ちたい。

表4-2 自営業における収入関数の推計

	女性					
	自営全体				転職経験あり	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
年齢			-0.003	-0.277	-0.023	-1.402
教育年数	-0.011	-0.192				
労働経験年数	0.010	0.538				
労働経験年数 <sup>2</sup>	-0.021	-0.835				
父職自営ダミー	-0.041	-0.192	-0.026	-0.121	-0.403	-1.130
持ち家ダミー	-0.405	-1.309	-0.396	-1.320	0.648	1.029
大都市ダミー	0.224	0.919	0.230	0.970	0.307	0.867
山村ダミー	0.094	0.480	0.096	0.491	0.533	1.516
婚姻ダミー	-0.276	-1.211	-0.232	-1.058	-0.947	-1.978 +
家族人数	-0.012	-0.204	-0.015	-0.260	-0.187	-1.501
会社経験数	0.045	0.849	0.048	0.907	-0.002	-0.019
職業訓練経験 <sup>夕</sup>	-0.277	-0.401	-0.299	-0.439		
職業訓練期間	-0.028	-1.148	-0.026	-1.102	-0.129	-1.092
雇用主負担ダミ	0.766	1.058	0.802	1.128	0.747	1.220
本人負担ダミー	0.333	0.472	0.329	0.470	0.451	0.799
国家負担ダミー	0.690	0.601	0.689	0.607	1.381	1.282
組合組織ダミー						
組合参加ダミー	0.507	0.816	0.568	0.929	1.133	1.374
失業可能性	-0.064	-1.907 **	-0.065	-1.939 +	-0.095	-1.414
移動可能性	-0.193	-1.605	-0.181	-1.531	-0.411	-1.709 +
離職可能性	-0.038	-0.625	-0.037	-0.623	0.183	0.616
Constant	5.831	5.730 **	5.895	10.029 **	7.475	7.191 **
R <sup>2</sup>	0.217		0.210		0.415	
N	101		101		45	

\*\*p&lt;.01, \*p&lt;.05, +p&lt;.10

## [注]

- (1) もちろん 1990 年代を通して続けられた企業のリストラによるスリム化の牽引力が大きかったことを想定していないわけではない。
- (2) 日本企業のリストラ (re-structuring) の一環として、スリム化した企業業務の外部化機能をはたすことも期待された。とくに中高年の離職者に業務請負契約を通じた開業を

促すもこともあった。

- ( 3 ) たえば、Casson ( 1990 ) によれば、自営業の起源をなす企業家への経済学理論は、4つのアプローチがあるという。それは、(1)所得分配の要因、(2)市場過程、(3)革新者として企業家、(4)企業家と企業の関連、にアプローチするものである。
- ( 4 ) 経済学、社会学、思想家などが介在する自営業概念の議論は、企業家に対する監督 ( supervisor ) 管理 ( manager ) 所有 ( owner ) などの役割配分による Contillon ( 1755 ) Knight ( 1921 ) らに通じるものがあり、依然として収束し得ない問題を抱えている。さらに、柳屋 ( 1998 ) は、ドイツの「仮想自営業者」の広がりを事例として、自営業概念の曖昧さと労働関係法との不整合が一部の自営業者を制度的適用対象として不安定にしていることを指摘する。
- ( 5 ) 国際比較の場合、ILO の「Year Book of Labor Statistics」、OECD の「Employment Outlook」、日本の場合には『国勢調査』、『就業構造基本調査』、『労働力調査』を利用した計量分析である。
- ( 6 ) 1980年代に自営業が減少しているのは、日本、デンマーク、ルクセンブルク、オーストリア、フランスの5カ国である。その傾向が1990年代も続いているのは、日本、フランス、デンマークの3カ国であり、男女ともおしなべて減少しているのは日本だけだという ( 玄田・神林 1998 ; 30 )
- ( 7 ) 50歳代と60歳代では、自営業比率は低くなっているものの、就業者数が増加しているために、母数をコントロールしない場合の絶対数の数値は見かけ上横ばいあるいは増加傾向にある ( 玄田・神林 1998 ; 30 )。この結果、30 - 40歳代の自営業者数の増加がないと、自営業数の減少は下げ止まらない。
- ( 8 ) ここで専門サービス業とは、法律・会計・特許事務所、獣医業、設計事務所、デザイン業、個人教授業、コンサルタント業、医療業、保健衛生、廃棄物処理業、教育である。同様に、専門的技術的職業の自営業の増加・比率の上昇も確認できる。
- ( 9 ) 『就業構造基本調査』によれば、大都市圏とは、京浜大都市圏、中京大都市圏、京阪神大都市圏、北九州・福岡大都市圏である ( 1997年では札幌大都市圏と広島大都市圏が含まれる )。詳しくは『就業構造基本調査』を参照のこと。
- ( 10 ) JGSS-2000 と JGSS-2001 は、各調査年の10月下旬から11月下旬にかけて全国で実施された。標本数は4500、有効回収はそれぞれ2893 ( 64.9% )、2790 ( 62.0% ) となっている。本稿では先週の就労経験について「仕事をした」と「仕事をするようになっていたが、病気・休暇などで先週は休んだ」を含めたそれぞれ1881 ( 65.0% )、1698 ( 60.1% ) を対象としている。なお、初職の場合は、初職経験のあるもすべてを対象としている。
- ( 11 ) 国勢調査でも定義は推移している。戦前期は1920年 ( 業主、職員、労務者 )、1930年 ( 雇主、単独、使用者 ) であり、1920年の業主には多分に1930年の単独を含んでいる。戦後期は個人で事業を営み、単独ではない点では雇主と同じであるが、法人組織であると

「役員」となり、自営業とは区別される。JGSS 調査では、「自営業主・自由業主」を選択したものを自営業としている。自由業には、単独だけではなく、国勢調査同様に行商・露天商などは含まれるが、内職は JGSS 調査には独立した分類がある。

- (12) 教育年数の配分は、次のような手続きをとった。まず、各学歴段階の卒業の有無を確認して、卒業していない場合は、一段階下の学歴に再配分した。そのうえで、旧制尋常小学校卒(6)、旧制高等小学校卒(8)、旧制中学校卒(11)、旧制高校・高専(14)、旧制大学(16)、新制中学(9)、新制高校(12)、新制短大・高専(14)、新制大学・大学院(16)である。
- (13) 父職が「自営業主・自由業者」と回答のあるものを「1」、その他を「0」とした。
- (14) 「持ち家(一戸建て)」、あるいは「持ち家(集合住宅)」と回答したものを「1」、その他を「0」とした。
- (15) 15時の居住地について、「大都市」と回答したものを「1」、それ以外を「0」とした。
- (16) 15歳の居住地について、「農山村地域」を「1」とし、それ以外を「0」とした。
- (17) 働く職場に労働組合が組織されている場合に「1」、それ以外を「0」とした。
- (18) 既婚者を「1」、それ以外を「0」とした。
- (19) 過去1年間に仕事上で役立つ教育訓練・研修を受けたものを「1」、それ以外を「0」とした。
- (20) 合計訓練期間は、「1週間以下」を「1」、「2週間程度」を「2」、「3週間程度」を「3」、「1ヶ月程度」を「4」、「1ヶ月を超えて3ヶ月まで」を「8」、「3ヶ月を超えて半年まで」を「20」、「半年を超えた期間」を「24」とした。
- (21) 訓練費用の負担主を「主に事業主が負担した」場合を「1」、それ以外を「0」。
- (22) 訓練費用の負担主を「主に自分で負担した」場合を「1」、それ以外を「0」。
- (23) 訓練費用の負担主を「主に政府などの公的な費用でまかなった」場合を「1」、それ以外を「0」。
- (24) 「職場の労働組合に入っている」場合を「1」、それ以外を「0」とした。
- (25) 今後1年間に失業する可能性について、「かなりある」を「3」とし、「まったくない」の「0」まで順次数値を配分した。
- (26) 「現在の仕事や事業をやめた場合、現在と同じ程度の年収・福利厚生を提供してくれる他の会社に就職することは、どの程度容易だと思いますか」について、「非常に容易である」に「3」から順次「容易ではない」に「1」を配分。
- (27) 今の会社、事業をやめるつもりについて、「近いうちにやめるつもり」に「2」から、「まったくやめるつもりはない」に「0」を配分。
- (28) もちろん、ここでは現職のある対象者の場合と現職と初職が一致するサンプルを分析から排除した場合を分けて分析している。

#### [参考文献]

安部正浩・山田篤裕, 1998, 「中高齢期における独立開業の実態 - 『高齢期における独立・自営支援に関する調査』結果から」『日本労働研究雑誌』No.452: 26-40

- Casson, Mark. 1990. Introduction , Mark Casson eds. *Entrepreneurship*, An Elgar Reference Collection: England
- 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
- Contillon, R. 1755, The circulation and exchange of goods and merchandise , *Essai sur la Nature du Commerce en Général* (ed. H. Higgs), London: Macmillan, 1931, 47, 49, 51, 53, 55, 57
- Evans, D. S. 1989, Some Empirical Aspects of Entrepreneurship , *American Economic Review*, 79(3), 519-535
- 玄田有史・石原真三子・神林龍, 1998, 「自営業減少の背景」『調査季報』国民生活金融公庫総合研究所第47号: 14-35
- 玄田有史・神林龍, 2001, 「自営業減少と創業支援策」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会: 29-74
- 玄田有史, 2001, 『仕事のなかの曖昧な不安: 揺れる若年の現在』中央公論新社
- 八幡成美, 1998, 「雇用者から自営業主への移行」『日本労働研究雑誌』No.452: 2-14
- 石田浩・石原真三子・大井方子・大木栄一・神林龍・玄田有史・佐藤博樹・竹内栄一・藤本真, 2001, 「国民生活金融公庫『新規開業実態調査』の再分析(1991~2000年)」東京大学社会科学研究所 SSJDA Research Paper Series No.17
- 鎌田彰仁, 1995, 「中小企業の創業と雇用問題」『日本労働研究雑誌』No.425: 2-10
- Knight, F. H. 1921, *Risk, Uncertainty and Profit*, Boston, Mass: Houghton Mifflin, 268-275
- 西村幸満, 2001, 「就業者における所得関数の計測 - JGSS-2000 からみた日本の雇用システムの一側面」東京大学社会科学研究所資料第20集『日本版 General Social Surveys 研究論文集 JGSS-2000 で見た日本人の意識と行動』55-68
- OECD, 1992, Employment Outlook.
- OECD, 2000, Employment Outlook.
- Rothwell, R. and Zegveld, W. 1982, New Ventures and Large Firms; the Search for Internal Entrepreneurship , Innovation and the Small and Medium Sized Firm: Their Role in Employment and in Economic Change, London: F. Pinter, 93-114
- 労働省, 1996, 「『開業の現状と開業の支援のあり方に関する調査』結果概要」『労働統計調査月報』Vol.48, No.10: 12-15
- 佐藤博樹, 1999, 「」稲上毅・八幡成美編『中小企業の競争力基盤と人的資源』文眞堂: 154-178
- Schumpeter, J. A. 1934, The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle (trans. R. Opie), Cambridge, Mass: Harvard University Press, 65-94
- 白倉幸男・岩本健良, 1990, 「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:

照山博司・玄田有史，2002，「雇用機会の創出と喪失の変動 - 1986年から1998年の『雇用動向調査』に基づく分析」『日本労働研究雑誌』No.499：86-100

東京都立労働研究所，1992，『自営就業のキャリアと就労』

柳屋孝安，1998，「自営業と労働者性をめぐる問題」『日本労働研究雑誌』No.452：15-25