

『就業構造基本調査』を用いたワーキングプアの 規定因の検討

村上雅俊*

要旨

本稿の目的は、1992年～2002年の『就業構造基本調査』（匿名データ）を用いて、この期間にどのような要因がワーキングプアを規定したのかを明らかにすることである。この目的のために、個人と世帯に関する変数双方を取り込んでロジスティック回帰分析を行った。

分析の結果、以下を得た。それは、第一に、女性、若年、高齢、不安定就業が個人の状態としてこの期間一貫してワーキングプアの規定因となっていることである。第二に、世帯状態では母子世帯のオッズ比が極めて高く、また、世帯内における子どもの割合の上昇はワーキングプアに陥る確率を高め、有業者の割合の上昇がワーキングプアに陥る確率を下げていることである。

分析の対象期間にワーキングプアは急増した。本稿での分析結果から、ワーキングプアの規定因として従来あった不安定就業等に直面する者が近年の不況の中で急増したことがあると言える。

キーワード

失業、不安定就業、貧困、ワーキングプア

1. はじめに

働きながらも所得が最低限度の生活水準に満たないワーキングプア（The Working Poor, In-Work Poverty, Working Poverty, IWP）について、その規模の推計や計量分析が国内外で行われてきた。このような研究蓄積がある中で本稿では、『就業構造基本調査』（以下『就調』と略記する。）の匿名データを用いて、どのような要因が1992年から2002年の日本のワーキングプアを規定したかを明らかにする¹⁾²⁾³⁾。

この目的のために本稿では第一に、ワーキングプアの規定因の探求についての国内外の

研究蓄積をレビューし、本稿に課せられた課題について述べることとする。またここで、本稿のワーキングプアの定義についても述べることとする。第二に、先行研究で採用されている変数ならびに『就調』の変数項目から、どの変数をワーキングプアの規定因の分析に用いるかを述べる。そして最後に、分析結果を示し、本研究のまとめと今後の課題について述べることとする。

2. 先行研究と分析課題

2.1 研究蓄積とその背景

ワーキングプアの規定因の分析・国際比較については、特にヨーロッパにおいて多くの研究が積み重ねられてきているが、日本においては、それぞれが重要な研究成果ではある

* 阪南大学経済学部

〒580-8502 大阪府松原市天美東5-4-33

ものの、いくつかがあるのみである。日本におけるワーキングプアの計量分析を用いた研究蓄積として、五石(2010)のパネルデータを用いた計量分析があり、就労という要素が貧困脱出に大きく寄与していることを指摘している⁴⁾。加えて、ワーキングプア層そのものを分析の対象にはしていないが、四方・駒村(2011)は、中年層男性を対象に、貧困リスクについて計量的に分析している。そこでは、世帯内に就業者がいる場合の貧困率が低くなることなどが明らかにされている。

以上のように、日本においては、ワーキングプア問題が一時期ほど盛んに取り扱われておらず、また、ワーキングプアを規定する要因が何なのかを計量分析から明らかにした研究は非常に少ないと言える。一方で、海外、特にヨーロッパにおいては研究蓄積が多い⁵⁾⁶⁾。

本稿では、大規模標本調査(『就調』(1992～2002年))の匿名データを用いて、ワーキングプアの規定因を、推定結果の頑健性を確保しつつ、個人の状態と個人が属する世帯の状態から検討する。ワーキングプアのマイクロモデル分析が日本では進んでおらず、また、『就調』マイクロデータを用いたワーキングプアのモデル分析は筆者の知る限りない。加えて、本稿の日本のワーキングプアのモデル分析は、個人の就業状態に関する変数と世帯状況に関する変数を同時に取り上げた分析という点で意義がある。

2.2 ワーキングプアの定義

海外におけるいずれの研究も、性別・学歴といった基本属性ならびに労働市場での活動状況(就業・失業の状態)等を示す変数と、子どもの数や世帯内の稼得者の数といった世帯の状況を示す変数を同時に説明変数として取り込み、ワーキングプアの規定因を分析している。

本稿では、ワーキングプアの定義として、村上・岩井(2010)の定義を採用する。すなわち本稿のワーキングプアの定義は、「通常(3ヶ月以上)労働市場で活動したが世帯所得が生活保護基準額を下回る個人(労働市場での活動が主なものを対象とするため、学生を除く)」である。この定義を採用するのは、後述する本稿の推定結果と、村上・岩井(2010)における記述的な分析との関連性を明確にするためである。

上記の定義をもとに具体的に以下のようにワーキングプアを特定した。第一に、図1に示す最低生活基準をもとに貧困世帯と非貧困世帯を分類した⁷⁾。そして第二に、貧困世帯に属し、ふだん就業している個人、あるいは、失業している(無業でかつ仕事を探している、開業の準備をしている)個人をワーキングプアとした⁸⁾。

上に述べた定義を本稿では用いるため、計量分析の対象は、通常(3ヶ月以上)労働市場で活動した個人(ワーキングプア・非ワーキ

図1 最低生活費の算定方法

生活扶助		+	住宅扶助	+	教育扶助	+	老齢加算	+	母子加算	=	基準額
第一類	第二类										
個人年齢階級別 12区分	世帯人数別 (冬期加算を含めない)		地域により額が異なるが、一律に13000円とした。		小学生・中学生の児童数×金額		70歳以上であれば加算		母子世帯であり、18歳未満の児童について加算		

(注1) 生活扶助第一類の基準額のうち、15～17歳と18歳～19歳の基準額については、両基準額を平均した。(データにある年齢が15～19歳でカテゴリ化されているため)

(注2) 母子加算については、18歳未満(15歳以上)の子どもの数を特定することが困難であるため、年齢(15～19歳)×[続柄が子ども]を含めることとした。

(注3) いずれも1級地-1の金額を用いて算定した。

ングプア)となる。無業で求職活動を行っていない者、すなわち労働力概念でいう非労働力人口は分析の対象外となっている。

なお、『就調』の世帯所得データはカテゴリデータである。したがって、実際にどのように貧困世帯と非貧困世帯を分類するかの説明が必要であろう。以下に、本稿で用いた分類方法を記すこととしよう。

各世帯の最低生活基準は、先に示した図1の各種扶助・加算より実額で算定されることとなる。一方で、世帯収入は1～12といった順序尺度として個々のレコードに与えられている。したがって、厳密に貧困世帯と非貧困世帯を分類することは不可能である。

ここで、世帯の最低生活基準が210万円で、世帯収入が200～299万円である場合を例に、本稿で実際に採った処置を記しておく。

200～299万円の世帯収入階級の階級幅において、当該階級に属する世帯が、1万円刻みで一様分布していることを前提とする⁹⁾。200万円未満の階級の上限值である199.9万円と210万円の差は約10万円となる。この約10万円は、階級の幅全体を1とした場合、おおよそ0.1となると考えられる。

各世帯の最低生活基準が世帯の収入階級の下限值に近いほど、貧困世帯である確率が低い、すなわち、先の例では、世帯収入の実額が210万円を超えている確率が高いと考える。この0.1に推計用の乗率をかけることで母集団復元後の貧困世帯数が推定される。ただし、本稿の計量分析においては、上記の方法によりワーキングプアであると特定されたレコー

ドについて1、それ以外に0を与えて、計量分析している¹⁰⁾。上記のイメージ図を図2に示している。

次項以降でワーキングプアであるか否かを被説明変数として計量分析を行うのであるが、その際、どのような変数を説明変数とするかを検討しなければならない。次に説明変数として用いた変数項目について述べることにする。

3. 分析に用いる説明変数と分析方法

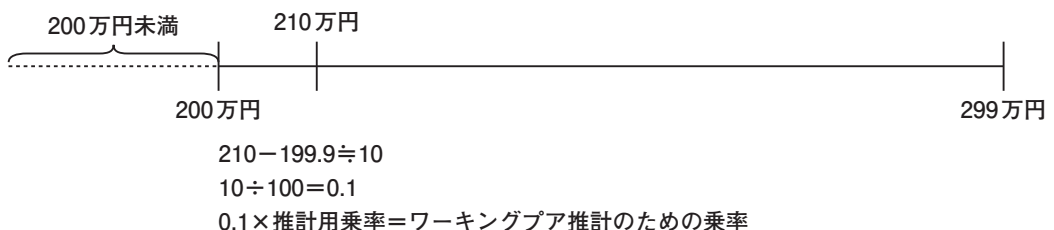
3.1 先行研究で取り入れられている説明変数

海外の先行研究、例えばAndreß, H.-J., Lohmann, H. et al. (2008)でワーキングプアの分析に取り入れられている説明変数は、年齢の2乗、教育水準、年齢グループごとの世帯内の児童数、世帯内の17歳以上の人数、婚姻状態、労働時間、労働時間ごとの被雇用世帯人員数、雇用状況である¹¹⁾。このように、先行研究で取り入れられている変数項目として、基本属性や労働市場での活動の状況、すなわち、個人の状態を捉えた変数項目があり、一方で、子どもの数や世帯内の稼得者の数といった世帯の状態を捉えた変数項目が取り入れられていることがわかる。

本稿においても上述の先行研究で取り上げられているような変数項目である個人の状態と世帯の状態を捉えた変数を同時に取り入れて分析を行う。

なお、村上・岩井(2010)のワーキングプアの規模の推計では、推計用の乗率を用いているが、本稿の計量分析においては乗率をウェ

図2 貧困世帯の分類方法



イトとして用いていない。

3.2 分析に用いた説明変数

前項で述べた状況を鑑み、本稿では、表1に示す変数(『就調』の変数項目)を分析に用いることとする。村上・岩井(2010)で取り上げられている変数項目を基本に、第一に、教育水準による差異を見るために変数「学校区分」を取り上げる。これは、教育水準がワーキングプアの規定因となっているのかを明ら

かにするためであり、他の先行研究においても取り入れられているからである。

第二に、不安定就業がワーキングプアを規定しているという指摘は、他の多くのワーキングプア研究においてなされている。このような状況を鑑み、従業上の地位、雇用形態を変数として取り上げた。

第三に、週間就業時間は、他の先行研究において「work, labour intensity」として取り上げられる変数¹²⁾であるため、本稿においても

表1 分析に用いた変数項目と区分

無業者を含むモデル(モデル1)

	1992年	1997年	2002年
<個人の状態>			
・性別	2区分	2区分	2区分
・年齢	15区分	15区分	15区分
・学歴	4区分	4区分	4区分
<就業状態>			
・有業・無業の別	2区分	2区分	2区分
<世帯の状態>			
・世帯形態(父子・母子など)	2区分	2区分	3区分
・有業親族世帯人員÷世帯人員(世帯内の有業人員の割合)	-	-	-
・15歳未満人員数÷世帯人員(世帯内の子供の割合)	-	-	-

有業者を対象とするモデル(モデル2)

	1992年	1997年	2002年
<個人の状態>			
・性別	2区分	2区分	2区分
・年齢	15区分	15区分	15区分
・学歴	4区分	4区分	4区分
<就業状態>			
・従業上の地位	8区分	8区分	8区分
・雇用形態	7区分	6区分	6区分
・従業員規模	11区分	11区分	11区分
・週間労働時間	8区分	8区分	10区分
<世帯の状態>			
・世帯形態(父子・母子など)	2区分	2区分	3区分
・有業親族世帯人員÷世帯人員(世帯内の有業人員の割合)	-	-	-
・15歳未満人員数÷世帯人員(世帯内の子供の割合)	-	-	-

(注1) いずれの変数項目も、不詳・記載なしのケースを除く。
(出所) 独立行政法人 統計センター ホームページより作成。

週間就業時間を説明変数として採用する。なお、当該の変数項目は実数ではなくカテゴリデータである。

上記の「個人の状態」を捉えた変数項目に加え、以下の「世帯の状態」を捉えた変数項目を採用する。

世帯の状態を捉えた変数項目の第一は、世帯の中の有業人員の割合である。この割合が大きくなればなるほど、すなわち世帯内の稼得者の数が増えれば増えるほど、ワーキングプアに陥る確率は低くなると考えられる。

世帯の状態を捉えた変数項目の第二は、世帯内の子どもの数(割合)である。他の先行研究でも多く取り上げられているものであり、先行研究の多くは世帯内の子どもの数の増加(割合の上昇)にともなってワーキングプアに陥る確率が上昇すると指摘する。

世帯の状態を捉えた変数項目の最後は、父子、母子世帯か否かを捉えた変数項目である。日本の母子世帯の貧困率の高さを鑑みて、取り入れることとする¹³⁾。

なお、本稿のワーキングプアの定義より、有業者と無業者が分析対象のレコードの中に含まれることとなる。有業者に関する変数項目、例えば従業上の地位などを無業者へ適用することに無理がある。したがって、表1にあるとおり、基本属性と世帯の状態を説明変数とする「無業者を含むモデル」(以下、モデル1)と、従業上の地位などを説明変数に含み、計量分析の対象に無業者を含めない「有業者のみを対象とするモデル」(以下、モデル2)を設定した。また、各変数項目の中にある「不詳・記載なし」のレコードについては、除外して分析することとした。

3.3 分析方法

先に述べた説明変数を用いて、ワーキングプア=1、非ワーキングプア=0を被説明変数とするロジスティック回帰分析を行い、どのような要因がワーキングプアを規定するの

かを検討する。なお、先に述べたとおり、分析の対象に無業者を含むか否かで、2つのモデルを設定している。

4. 分析結果

各年の分析結果については、表2、表3、表4にまとめている。

分析の対象となる1992年～2002年は、バブル崩壊を経て不況が深刻化していった年にあたる。ここでは、分析の対象となる10年間で共通してワーキングプアを規定する要因、ならびに、1992年以降にワーキングプアの規定因にどのような変化が生じたかに注目して、結果を述べることとする。

表2～表4にあるとおり、各変数項目のリファレンス(参照基準)を設け、リファレンスに対してワーキングプアに陥る確率が何倍になるかをオッズ比で示している¹⁴⁾。また、オッズ比について、その標準誤差、95%信頼区間も各表に示している。加えて、有意水準を5%、1%、0.1%に設定している。以下、有意であった変数項目に着目し、分析結果を述べることとする。

各年のモデル1から見ていくこととしよう。

各年に共通してワーキングプアを規定する要因としてあげられるのは、個人属性では、女性、若年層、そして高齢層である。また、低学歴であればあるほどワーキングプアに陥る確率が高まることがわかる。リファレンスを高卒・旧制中学卒に設定した結果、オッズ比が1を上回るのは小・中卒である。加えて、無業であることはワーキングプアに陥る確率を引き上げることが、各年で共通している。

世帯の状態について見ると、母子世帯のオッズ比が他の変数項目と比較して非常に高いことがわかる。また、世帯内における有業者の割合の上昇はワーキングプアに陥る確率を下げていることがわかる。

先述の通り、無業であることはワーキングプアに陥る確率を引き上げる。そこで次に、

表2 1992年分析結果

1992年分析結果(無業者を含むモデル, モデル1)				1992年分析結果(有業者のみを対象とするモデル, モデル2)				
	オッズ比	標準誤差	オッズ比の95%信頼区間		オッズ比	標準誤差	オッズ比の95%信頼区間	
			下限	上限			下限	上限
<個人の状態>								
性別 (リファレンス: 男性)	1.623***	0.020	1.584	1.662	1.550***	0.023	1.505	1.597
有業・無業 (リファレンス: 有業)	1.865***	0.039	1.790	1.943	1.614***	0.039	1.539	1.693
年齢 (リファレンス: 35-44歳)					1.018	0.021	0.977	1.060
15~24歳	1.402***	0.031	1.343	1.463	0.703***	0.014	0.675	0.731
25~34歳	0.991	0.019	0.954	1.029	0.883***	0.019	0.845	0.919
45~54歳	0.713***	0.013	0.687	0.740	1.289***	0.032	1.228	1.353
55~64歳	0.997	0.019	0.960	1.036				
65歳以上	1.795***	0.040	1.719	1.874				
学歴 (リファレンス: 高校・旧制中卒)					1.833***	0.027	1.781	1.885
小・中卒	2.235***	0.030	2.177	2.294	0.601***	0.016	0.571	0.633
高専・短大卒	0.544***	0.013	0.519	0.570	0.436***	0.014	0.410	0.464
大学・大学院卒	0.322***	0.009	0.304	0.341				
<世帯の状態>								
世帯形態 (リファレンス: その他の世帯)	14.385***	0.616	13.228	15.644	1.274***	0.037	1.204	1.348
母子世帯	-	-	-	-	1.362***	0.052	1.263	1.468
父子世帯	-	-	-	-	0.261***	0.014	0.235	0.290
有業親族世帯人員÷世帯人員	0.239***	0.007	0.226	0.253	1.127***	0.039	1.054	1.206
15歳未満人員数÷世帯人員	0.961	0.036	0.894	1.034	2.242***	0.049	2.153	2.345
定数	0.121***	0.003	0.115	0.126	1.167***	0.030	1.110	1.227
					1.670***	0.082	1.517	1.838
Number of obs = 494, 394 LR chi2(13) = 25050.66 Prob > chi2 = 0.0000								
Log likelihood = -115288.63 Pseudo R2 = 0.0980								
(注1) 2002年データにあって、1992年、1997年データにない項目については、「-」を入れている。								
(注2) *for p<.05, **for p<.01, and ***for p<.001.								
<世帯の状態>								
世帯形態 (リファレンス: 300人以上(官公庁含む))								
1~19人	2.968***	0.065	2.843	3.098	2.968***	0.065	2.843	3.098
20~299人	2.002***	0.043	1.919	2.088	2.002***	0.043	1.919	2.088
週間労働時間 (リファレンス: 35~42時間)								
15時間未満	1.353***	0.049	1.260	1.453	1.353***	0.049	1.260	1.453
15-21時間	0.985	0.035	0.919	1.056	0.985	0.035	0.919	1.056
22-34時間	1.040	0.025	0.992	1.091	1.040	0.025	0.992	1.091
43-45時間	0.882**	0.021	0.843	0.923	0.882**	0.021	0.843	0.923
46-48時間	1.062**	0.021	1.021	1.104	1.062**	0.021	1.021	1.104
49-59時間	1.026	0.021	0.985	1.068	1.026	0.021	0.985	1.068
60時間以上	1.049**	0.025	1.001	1.099	1.049**	0.025	1.001	1.099
<世帯の状態>								
世帯形態 (リファレンス: その他の世帯)								
母子世帯	15.755***	0.716	14.413	17.221	15.755***	0.716	14.413	17.221
父子世帯	-	-	-	-	-	-	-	-
有業親族世帯人員÷世帯人員	0.332***	0.011	0.312	0.354	0.332***	0.011	0.312	0.354
15歳未満人員数÷世帯人員	1.228***	0.051	1.131	1.333	1.228***	0.051	1.131	1.333
定数	0.039***	0.001	0.036	0.041	0.039***	0.001	0.036	0.041
Number of obs = 470,160 LR chi2(33) = 28055.86 Prob > chi2 = 0.0000								
Log likelihood = -99174.034 Pseudo R2 = 0.1239								
(注1) 2002年データにあって、1992年、1997年データにない項目については、「-」を入れている。								
(注2) * for p<.05, ** for p<.01, and *** for p<.001.								

表3 1997年分析結果

1997年分析結果(無業者を含むモデル, モデル1)		1997年分析結果(有業者のみを対象とするモデル, モデル2)	
	オッズ比	標準誤差	オッズ比の95%信頼区間 下限 上限
<個人の状態>			
性別 (リファレンス: 男性)	1.727***	0.023	1.683 1.773
有業・無業 (リファレンス: 有業)	2.370***	0.054	2.267 2.478
年齢 (リファレンス: 35-44歳)			
15~24歳	1.639***	0.041	1.561 1.721
25~34歳	1.094***	0.023	1.049 1.140
45~54歳	0.816***	0.017	0.783 0.851
55~64歳	1.003	0.023	0.958 1.049
65歳以上	1.775***	0.044	1.691 1.864
学歴 (リファレンス: 高校・旧制中卒)			
小・中学卒	2.103***	0.032	2.042 2.166
高専・短大卒	0.568***	0.013	0.543 0.595
大学・大学院卒	0.363***	0.010	0.344 0.383
<世帯の状態>			
世帯形態 (リファレンス: その他の世帯)			
母子世帯	24.544***	1.141	22.408 26.885
父子世帯	—	—	—
有業親族世帯人員÷世帯人員	0.270***	0.008	0.255 0.286
15歳未満人員数÷世帯人員	1.008	0.042	0.929 1.094
定数	0.096***	0.003	0.091 0.101
Number of obs = 466,356 LR chi2(13) = 24487.04 Prob > chi2 = 0.0000			
Log likelihood = -98895.232 Pseudo R2 = 0.1102			
(注1) 2002年データにあって、1992年, 1997年データにない項目については、「—」を入れて			
いる。			
(注2) * for p<.05, ** for p<.01, and *** for p<.001.			
<個人の状態>			
性別 (リファレンス: 男性)	1.550***	0.026	1.500 1.602
年齢 (リファレンス: 35-44歳)			
15~24歳	1.830***	0.051	1.733 1.932
25~34歳	1.130***	0.026	1.080 1.183
45~54歳	0.790***	0.018	0.761 0.833
55~64歳	0.915**	0.023	0.871 0.962
65歳以上	1.279***	0.036	1.210 1.351
学歴 (リファレンス: 高校・旧制中卒)			
小・中学卒	1.738***	0.029	1.682 1.795
高専・短大卒	0.634***	0.016	0.603 0.665
大学・大学院卒	0.481***	0.015	0.453 0.511
職業上の地位 (リファレンス: 常雇)			
臨時雇	1.160***	0.032	1.099 1.226
日雇	1.323***	0.054	1.221 1.433
会社・団体等の役員 (民間の役員)	0.383***	0.021	0.345 0.426
自営業主で雇人あり	1.571***	0.058	1.461 1.688
自営業主で雇人なし	2.732***	0.067	2.603 2.868
自営営業の手伝い (家族従業者)	1.359***	0.040	1.282 1.440
家庭で内職	1.871***	0.122	1.646 2.127
雇用形態 (リファレンス: 正規の職員)			
パート	2.035***	0.053	1.933 2.142
アルバイト	3.077***	0.110	2.868 3.301
嘱託など	1.575***	0.095	1.401 1.775
派遣社員	2.043***	0.255	1.604 2.614
その他	2.583***	0.127	2.346 2.844
従業員規模 (リファレンス: 300人以上 (百公斤含む))			
1~19人	2.784***	0.066	2.657 2.917
20~299人	2.083***	0.048	1.992 2.180
週間労働時間 (リファレンス: 35~42時間)			
15時間未満	1.281***	0.047	1.192 1.376
15-21時間	1.089**	0.037	1.019 1.163
22-34時間	1.138**	0.027	1.085 1.192
43-45時間	0.909***	0.022	0.866 0.954
46-48時間	1.025	0.023	0.981 1.072
49-59時間	1.021	0.024	0.975 1.069
60時間以上	1.219***	0.032	1.159 1.283
<世帯の状態>			
世帯形態 (リファレンス: その他の世帯)			
母子世帯	28.357***	1.399	25.744 31.236
父子世帯	—	—	—
有業親族世帯人員÷世帯人員	0.419***	0.015	0.391 0.449
15歳未満人員数÷世帯人員	1.404***	0.067	1.279 1.541
定数	0.025***	0.001	0.024 0.027
Number of obs = 445,390 LR chi2(33) = 26397.87 Prob > chi2 = 0.0000			
Log likelihood = -83883.239 Pseudo R2 = 0.1359			
(注1) 2002年データにあって、1992年, 1997年データにない項目については、「—」を入れて			
いる。			
(注2) * for p<.05, ** for p<.01, and *** for p<.001.			

表4 2002年分析結果

2002年分析結果(無業者を含むモデル, モデル1)			2002年分析結果(有業者のみを対象とするモデル, モデル2)		
	オッズ比	標準誤差	オッズ比の95%信頼区間		標準誤差
			下限	上限	
<個人の状態> 性別 (リファレンス: 男性) 有業・無業 (リファレンス: 有業) 年齢 (リファレンス: 35-44歳) 15~24歳 25~34歳 35~44歳 45~54歳 55~64歳 65歳以上 学歴 (リファレンス: 高校・旧制中卒) 小・中卒 高専・短大卒 大学・大学院卒 職業上の地位 (リファレンス: 常雇) 臨時雇	1.480*** 2.337*** 1.457*** 1.153*** 0.941** 1.051* 1.656*** 1.919*** 0.608*** 0.373*** 19.016*** 3.324*** 0.176*** 0.800*** 0.216***	0.017 0.040 0.034 0.021 0.017 0.021 0.037 0.026 0.011 0.008 0.836 0.389 0.004 0.028 0.005	1.448 2.261 1.392 1.113 0.908 1.011 1.586 1.869 0.587 0.358 17.445 2.642 0.167 0.747 0.206	1.514 2.416 1.525 1.194 0.975 1.093 1.730 1.970 0.630 0.389 20.727 4.181 0.185 0.857 0.226	0.020 0.043 0.025 0.019 0.022 0.029 0.025 0.014 0.012 0.459 0.024 0.042 0.042 0.022 0.063 0.075 0.054 0.182 0.061 0.115 0.159 0.079 0.138 0.055 0.038 0.040 0.038 0.041 0.027 0.031 0.023 0.022 0.021 0.027 0.997 0.455 0.008 0.050 0.002
<世帯の状態> 世帯形態 (リファレンス: その他の世帯) 母子世帯 父子世帯 有業親族世帯人員÷世帯人員 15歳未満人員数÷世帯人員 定数	2.654*** 1.945*** 1.217*** 1.008 1.160*** 1.024 1.209*** 0.923** 0.879 0.906 1.194** 21.035*** 3.550*** 0.278*** 1.199*** 0.052***	0.061 0.038 0.040 0.038 0.041 0.027 0.031 0.023 0.022 0.021 0.027 0.997 0.455 0.008 0.050 0.002	2.502 3.579 2.197 2.237 2.785 2.529 1.871 1.142 0.936 1.083 1.150 0.976 0.879 0.956 1.142 19.169 2.761 0.262 1.105 0.048	2.741 4.029 2.823 2.548 3.326 2.743 2.022 1.298 1.084 1.243 1.079 1.271 0.969 1.063 1.038 23.083 4.563 0.295 1.302 0.055	

Number of obs = 391,950 LR chi2(36) = 30900.09
 Log likelihood = -96402.467 Pseudo R2 = 0.1381
 (注1) 2002年データにあって、1992年、1997年データには「-」を入れている。
 (注2) * for p<.05, ** for p<.01, and *** for p<.001.

有業者のみを分析対象とし、不安定な就業がワーキングプアに陥る確率を引き上げるのを見ることとする。

表2～表4の中の、各年のモデル2の分析結果を参照されたい。従業上の地位では、臨時雇・日雇といった不安定就業のオッズ比が1を上回り、加えて、自営業主で雇人なしのオッズ比が2を上回っている。

雇用形態別に見ると、正規の職員をリファレンスとした場合に他の雇用形態のオッズ比が1を上回り、また年を追うごとにオッズ比が高まっていることがわかる。

従業員規模については、リファレンスを従業員規模300人以上(官公庁含む)に設定した。その結果、従業員規模が小さくなればなるほどワーキングプアに陥る確率が上昇するという結果となった。雇用・就業状態における従業員規模間の格差があることがわかる。

なお、週間労働時間については安定した結果を得ていない。労働時間の長さ自体がワーキングプアを規定する要因とはなっていないようである。

次に、モデル1と同様に、モデル2の世帯の状態についての分析結果に目を向けることとする。各年とも共通してオッズ比が高いのは、母子世帯である。それは他の変数項目と比較しても極めて高い水準にある。

世帯内の有業者の割合の高まりはワーキングプアに陥る確率を下げることも各年に共通した結果である。この結果は、他の先行研究と同等の結果となっている。加えて、世帯内における子どもの割合の上昇はワーキングプアに陥る確率を上昇させる結果となっている。この結果もまた、他の先行研究と同様の結果となっている。

では、1992年以降にワーキングプアを規定する要因はどう変化したのだろうか。従業上の地位の中の変数項目である臨時雇・日雇は、オッズ比が1を少し超える程度で推移しているが、雇用形態別に見ると、パート・アルバ

イトなどの不安定雇用者のオッズ比が年を追うごとに上昇していることもわかる。正規の職員とそれ以外の就業形態にある者の間の格差が、1992年～2002年の不況を背景に広がったことを確認できる。

以上のように、村上・岩井(2010)における記述的な分析との関連性という点では、概ね同じ結果を得ることができた。したがって、記述的な分析ならびに計量的分析から、1992年から2002年のワーキングプアを規定する要因が、個人属性では、女性、若年、高齢、低学歴、不安定就業であると言える。また、世帯属性では、母子世帯がワーキングプアを規定する大きな要因であることがわかる。

1992年～2002年でこれらがほぼ変化していないということは、近年のワーキングプアの急増の背景に、従来ある不安定就業等のワーキングプアに陥りやすいリスクに直面する者の急増があると考えられる。

5. むすびにかえて

以上、本稿では、大規模標本調査を用いて、ワーキングプアを規定する要因を考察してきた。基本属性では、女性、若年層、低学歴がワーキングプアを規定する要因となっている。また、就業状態に関しては、日雇、パート・アルバイトといった不安定就業がワーキングプアを規定する大きな要因であり、そのウェイトが年を追うごとに大きくなっていったことがわかる。加えて、世帯形態別にみると、母子世帯のオッズ比が、1992年、1997年、2002年とも極めて高くなっており、有業者では世帯内の子どもの割合の上昇はワーキングプアに陥る確率を高め、有業者の割合の上昇はワーキングプアに陥る確率を下げることも明らかになった。

最後に今後の課題を述べることでむすびとしたい。本稿の結果は大規模標本調査を用いたワーキングプアの規定因の検討の基礎的な分析に留まっている。いわゆる計量モデルの

適合度という点では、変数項目の取捨、あるいは、交差項の導入などについてさらに検討する必要があることは言うまでもない¹⁵⁾。加えて、計量モデルの選択という問題もある。これらに取り組むことが今後の第一の課題となる。

今後の課題の第二は、マイクロデータの特徴を土台に、さらにワーキングプア層の世帯内での状況を記述的に明らかにすることである。多種多様な状況がワーキングプア問題の土台にあるため、どのような要因が関連しあっているのかを記述的に分析することがさ

らに必要となる。例えば、世帯員の働き方・労働市場での活動の組み合わせから分析することが分析方法の一つとして考えられる。

課題の第三は、2002年以降の『就調』を用いてワーキングプアの規定因を見ることである。不況の深刻化の中でその構造がどのように変化してきているのかを捉える必要がある。

そして課題の第四は、ワーキングプアの規定因についての国際比較である。その際は本稿で述べたように、社会的・制度的状況が各国で異なるため、マクロの変数を導入する必要がある。

注

- 1) 本稿で示す統計表は、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「就業構造基本調査」(総務省、平成4年、平成9年、平成14年)に関する匿名データの提供(代表申請者:仙田徹志、共同利用者:村上雅俊)を受け、独自に作成・加工したものである。
- 2) 本研究は京都大学大学院農学研究科寄附講座「農林水産統計デジタルデータアーカイブ講座」の支援を受けて行ったものである。
- 3) 本研究の成果の一部はJSPS科研費15K03404の助成を受けて行ったものである。
- 4) 五石(2010)を参照。
- 5) 例えば、Peña-Casas, R. and Latta, M. (2004), Andreß, H.-J., Lohmann, H. et al. (2008), Brady, D., Fullerton, A.S., Cross, J.M. (2010), Fraser, N., Gutiérrez, R., Peña-Casas, R. et al. (2011)等の研究蓄積がある。比較対象国間・EU加盟国間の経済状況や制度的相違を示すマクロ変数をモデルに取り入れ、ワーキングプアのマルチレベル分析をLIS(Luxemburg Income Study) データやECHP(European Community Household Panel) データを用いて行っている。
- 6) ヨーロッパにおける研究蓄積の背景に、欧州連合の一連の経済戦略(例えばリスボン戦略:2000年~2010年、欧州2020:2010年~2020年)がある。その全般的な目的(general objectives)のひとつにワーキングプア問題への取り組みがある。例えばFraser, N., Gutiérrez, R., Peña-Casas, R. et al. (2011)が言うように、ワーキングプア問題が、「特定の種類の世帯の割合によってどれだけ説明されるのか、ある国の低賃金の割合によってどれだけ説明されるのか、社会政策あるいは労働市場政策、とりわけ、標準的ではない(非典型的な)雇用の度合いによってどれだけ説明されるのか」(Fraser, N., Gutiérrez, R., Peña-Casas, R. et al. (2011), p.6)という関心のもと国際比較研究が積み重ねられてきている。
- 7) OECDや他の貧困研究が採用しているような1人あたり所得の中位の50~60%という最低生活基準の採用も考えられるが、分析に用いた『就調』の世帯所得データはカテゴリデータであり、上記の方法を採用することは困難であった。また、生活保護に含まれる他の扶助の平均額を最低生活基準額に含めるという方法も考えられるが、村上・岩井(2010)の記述的な分析と対応させるために、本稿では採用しなかった。他の扶助の平均額を含めたワーキングプアの規模の推計については稿を改めることとしたい。
- 8) 今回利用したデータでは年齢がカテゴリ化されており、定義は同等でも推計方法が詳細な部分で異なる点に留意が必要である。例えば、1992年の生活扶助第一類額(1級地-1)は、15歳~17歳で44,180円、18~19歳で39,230円である。利用したデータの年齢区分は15~19歳となっているため、上記二つの金額を平均した。ワーキングプアの規模は、例えば1992年では、村上・岩井(2010)の失業・就労貧困率(総数)は3.7%であると述べられているが、本稿では3.8%となっている。いずれの

- 年も0.1%程度の差が出ることとなった。村上・岩井(2010), p.19を参照。
- 9) 推計の簡便化のために用いている方法である。例えば全世帯の世帯収入分布のヒストグラムを作成し、そこに補正カーブを当てはめ、ヒストグラムと補正カーブの差を定式化するという方法もある。ワーキングプアの規模の推計に関する重要な課題であるが、この点については稿を改めることとしたい。
- 10) 本文中に述べた「貧困世帯に分類される確率」が本稿で用いる処置により、量的データの連続尺度となる。したがって、他に分析手法として考えられ得るロジスティック回帰の方法、例えば順序ロジット、多項ロジットは用いない。なぜなら、それらが被説明変数が質的なデータである場合に適した分析手法であるからである。連続尺度となった被説明変数の数値を再カテゴリ化し、順序尺度を与えて、順序ロジット分析を行うことは可能である。どのように再カテゴリ化するかを含めて今後の課題としたい。
- 11) Andreß, H.-J., Lohmann, H. et al. (2008), p.54, Table 2.1を参照。他にマクロレベルの変数とマクロレベルとミクロレベルの変数の交差項がある。また, Fraser, N., Gutiérrez, R., Peña-Casas, R. et al. (2011) では、個人レベルの変数として、性別、年齢(18~24歳, 25~49歳, 50~64歳)、教育水準が取り入れられており、世帯レベルの変数では、世帯構成がある。また、雇用関連変数として企業規模、雇用契約の種類、週当たりの労働時間、低稼得(中位稼得の66%)が取り上げられている。Fraser, N., Gutiérrez, R., Peña-Casas, R. et al. (2011), pp.27-28を参照。
- 12) 例えば, Fraser, N., Gutiérrez, R., Peña-Casas, R. et al. (2011), pp.15-19を参照。
- 13) 2002年のデータには父子・母子の別があるが、1992年と1997年データには父子の区別がない。
- 14) ワーキングプアの規定因の探求が本稿の課題であるため、ここでは、各変数項目の限界効果、すなわち、変数が1単位変化したときの被説明変数の変化を捉える。推定した回帰係数そのものを限界効果として見ることができないので、表中にはオッズ比を示している。
- 15) ホスマー・レメシヨ検定を用いて各年の回帰式の適合度を見たが、標本の規模が大きいため、いずれの年も適合すると判断されなかった。

参考文献

- [1] Andreß, H.-J., Lohmann, H. et al. (2008), *The Working Poor in Europe Employment, Poverty and Globalization*, Edward Elgar.
- [2] Brady, D., Fullerton, A.S., Cross, J.M. (2010), "More Than Just Nickels and Dimes: A Cross-National Analysis of Working Poverty in Affluent Democracies", *Social Problems*, Vol. 57, No. 4, pp.559-585.
- [3] Fraser, N., Gutiérrez, R., Peña-Casas, R. et al. (2011), *Working Poverty in Europe A Comparative Approach*, Palgrave Macmillan.
- [4] Peña-Casas, R. and Latta, M. (2004), *Working poor in the European Union*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- [5] Reconciling Work and Welfare in Europe ホームページ, [<http://recwowe.eu/>] (2015年8月19日アクセス).
- [6] 五石敬路(2010)「近年の日本におけるワーキングプアの特徴と動態」, 『貧困研究』Vol. 5, pp.59-68, 明石書店.
- [7] 四方理人・駒村康平(2011)「中年層の貧困リスクー 失業者の貧困率の推計」, 『日本労働研究雑誌』, No. 616, pp.46-58.
- [8] 総務省統計局『就業構造基本調査報告』, (1992年, 1997年, 2002年), 日本統計協会.
- [9] 独立行政法人統計センターホームページ
[<http://www.nstac.go.jp/services/anonymity-shugyo.html>], 2015年8月19日.
- [10] 村上雅俊・岩井浩(2010)「ワーキングプアの規定と推計」, 『統計学』第98号, pp.13-24, 経済統計学会.

編集委員会からのお知らせ
機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

1. 常時、投稿を受け付けます。
2. 次号以降の発行予定日は、
第110号：2016年3月31日、第111号：2016年9月30日です。
3. 投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、「査読要領」などをご熟読願います。
4. 原稿は編集委員長（下記メールアドレス）宛にお送り願います。
5. 原稿はPDF形式のファイルとして提出して下さい。また、紙媒体での提出も旧規程に準拠して受け付けます。紙媒体の送付先は編集委員長宛（住所は会員名簿をご参照下さい）をお願いいたします。
6. 原則としてすべての投稿原稿が、編集委員会またはレフェリーによる査読の対象となります。
7. 通常、査読から発刊までに要する期間は、査読が順調に進んだ場合でも2ヶ月間程を要します。投稿にあたっては十分に留意して下さい。

編集委員会、投稿応募についての問い合わせは、
下記メールアドレス宛に連絡下さい。
また、編集委員長へのメールアドレスも下記になります。

editorial@jsest.jp

編集委員長 長澤克重（立命館大学）
副委員長 朝倉啓一郎（流通経済大学）
編集委員
前田修也（東北学院大学）
橋本貴彦（立命館大学）
山田 満（関東支部所属）

[注記] 『統計学』の定期刊行を守るために、できるかぎり早期のご投稿をお願いいたします。110号（2016年3月31日発行予定）への掲載を想定すると、A：「論文」「研究ノート」の場合、2016年1月初旬、B：その他の原稿の場合、2016年1月末、をメ切の目途にご投稿いただく必要があります。

以上

編集後記

研究成果をご投稿下さいました執筆者の皆様、査読に関わって下さいました皆様に心より御礼申し上げます。定時発行を心がけていますが、今号も予定日を大幅に過ぎた発行となりましたこと、会員の皆様方にお詫び申し上げます。編集担当者の実務能力によるところが大きいです。十分な投稿原稿数が確保出来てないことも原因の一つとして挙げられます。特集の企画など、編集委員会からの取り組みも行って参りますが、何よりも会員の皆様方からの積極的な投稿を期待いたします。よろしく願います。

（長澤克重 記）

執筆者紹介 (掲載順)

田添篤史 (京都大学経済学研究科)
村上雅俊 (阪南大学経済学部)
光藤 昇 (松山大学経済学部)

支部名

事務局

北海道	062-8605	札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161)	水野谷武志
東北	986-8580	石巻市南境新水戸 1 石巻専修大学経営学部 (0225-22-7711)	深川通寛
関東	192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3424)	芳賀寛
関西	525-8577	草津市野路東 1-1-1 立命館大学経営学部 (077-561-4631)	田中力
九州	870-1192	大分市大字旦野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西村善博

編集委員

長澤克重 (関西) [長] 朝倉啓一郎 (関東) [副]
前田修也 (東北) 橋本貴彦 (関西)
山田満 (関東)

統計学 No.109

2015年9月30日 発行	発行所	経済統計学会 〒194-0298 東京都町田市相原町4342 法政大学日本統計研究所内 TEL 042(783)2325 FAX 042(783)2332 http://www.jsest.jp/
	発行人	代表者 菊地進
	発売所	音羽リスマチック株式会社 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 TEL/FAX 03(3945)3227 E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp 代表者 遠藤誠

STATISTICS

No. 109

2015 September

Articles

The Effectiveness of Capital accumulation in the Japanese Economy

..... Atsushi TAZOE (1)

Note

A Study on Several Important Factors Contributing Someone to be the Working
Poor in Japan using Employment Status Survey

..... Masatoshi MURAKAMI (13)

Foreign Statistical Affairs

IARIW 33rd General Conference

..... Noboru MITSUDO (24)

Activities of the Society

The 59th Session of the Society of Economic Statistics (27)

Selection Result of JSES Award 2015 (49)

Report on Statistics Tutorial Seminar in 2014, 2015 (51)

Prospects for the Contribution to the Statistics (56)

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS
