

職歴・ライフコースが貧困リスクに及ぼす影響

——性別による違いに注目して

森山 智彦

(同志社大学助教)

目次

- I 問題意識・先行研究
- II 理論的枠組み
- III 方法
- IV 学歴・職歴・婚姻状況が貧困に及ぼす影響の男女による違い
- V 未成年の子供を持つ女性の就業が貧困に与える影響
- VI まとめ

I 問題意識・先行研究

日本の相対的貧困率¹⁾が90年代以降上昇し、OECD加盟国の中でも高水準であること (Förster, and Mira d'Ercole 2005) や、2000年代前半にかけて低所得者層が厚みを増していること (小塩・浦川 2008) を背景に、わが国でも貧困研究が蓄積されてきている。例えば、橋本・浦川 (2006) は、『所得再分配調査』(1996年, 1999年, 2002年) を用いて、家族構成と貧困の関係を分析し、母子世帯や単身高齢者世帯、勤労世代を世帯主とする単身世帯が貧困に陥りやすいことを確認している。また、JGSS データ (2000~2006年) を分析した西村 (2010) によると、世帯主が中卒・高卒、非正規雇用者、ブルーカラー雇用者、自営業者の世帯は貧困率が高い。同様の傾向は、パネル調査でも確認されている (石井・山田 2007)。また、世帯主か否かにかかわらず個人に注目した研究として、1992年, 1997年, 2002年の『就業構造基本調査』を分析した橋本 (2008) によれば、女性や中卒・高卒者、無配偶者、30歳代と70歳以上、

労働者階級と旧中間階級は貧困リスクが高い。

このように、既存研究の多くは、世帯構成や世帯主の属性と貧困の関連を明らかにしてきたが、どのような過程を経て貧困に陥ったのかを明らかにする試みは、ほとんどなされていない。唯一、渡邊 (2011) は、貧困に至るプロセスに焦点を当て、男性は現職や転職経験が、女性は家族構成が貧困を大きく左右するとしているものの、学歴や職歴と貧困の関連は、未だ十分な研究蓄積がない。さらに、貧困は世帯を単位として考えられることが多いため、世帯主のみが研究の対象となりがちであり、その他の家族構成員がどのようなライフコースを辿り貧困に至ったかは、ほとんど研究の俎上に載せられていない。

そこで本稿では、個人の学歴や職歴、結婚・出産等の仕事以外のライフイベントが、貧困に対してどう影響しているのか、さらに貧困に至るまでのプロセスが性別によってどう違うのかを明らかにする。特に就労状況や家族構成が複雑に影響する女性のライフコースと貧困の関係は、未解明な部分も多い。その中でも、育児期の女性の就労と貧困の関連を検討することは、昨今注目されている子供の貧困研究にも貢献するものと考えられる。子供期、育児期は高齢期と並び貧困リスクの高い時期とされ (B. S. Rowntree のライフサイクル仮説)、子供期の貧困は、成長後の所得や学力、健康に長期的な影響を及ぼす (阿部 2008) ことから、非常に問題視されている。当該分野の研究において、社会保障の点に焦点を当てた研究は数多くなされている (田中・四方 2010 など) のに対し、

女性の就業に焦点を当てた研究はあまりない。例外として、阿部(2008)は、二人親世帯で二人が就業している世帯と、一人しか就業していない世帯との貧困率に大きな違いがないことから、日本では母親の就業が貧困の抑制に効果的でないと解釈しているが、母親の就業形態は考慮されていない。さらに、政策的観点から見ても、社会保障制度や税制上の扶養控除といった所得再分配制度による貧困への対応も当然重要であるが、女性の就労促進による貧困リスクの抑制も同時に検討されるべき課題と言えよう。よって本稿では、育児期における女性の就労と貧困の関係についても明らかにしたい。

構成は次の通りである。IIでは、学歴や職歴、ライフイベントと貧困の関係について理論的に検討する。IIIでは、分析に使用するデータと変数の説明を行う。IVでは、貧困の既定要因について男女別に多変量解析を行い、結果を考察する。Vでは、未成年の子供を持つ世帯の母親の就労状況と末子年齢が貧困にどのように影響するかを分析、検討する。最後にVIで研究結果をまとめ、課題を述べる。

II 理論的枠組み

ある社会における所得分布は、その社会の機会構造に規定される(Esping-Andersen 2007)。よって、社会の中で相対的に貧困状態に陥るかかどうかは、社会全体の機会構造の中で、自身がどの階層的地位に置かれているか、また置かれてきたかに規定される。

本稿では、教育、職業における階層的地位の変遷と相対的貧困の関連を検討するために、地位達成過程モデルの枠組みを用いる。このモデルでは、階層的地位を表す主な変数として、本人の学歴、初職、現職等を用い、時間的に先行する変数が後続する変数に影響するという仮定を置いている(Blau and Duncan 1967)。ただし、本人の学歴や職歴のみを説明変数とするこの仮定は、男性に偏った視点であり、結婚・出産などのライフコース上の要因が考慮されていない(今田 1990)。女性の場合、貧困に陥るかかどうかは、男性以上に家族

構成が重要な意味を持つ(Bane and Ellwood 1986)ことから、男女で異なる枠組みを想定する必要がある。

1 男性の学歴・職歴移動パターンと貧困

男性は、現職の階層的地位が稼得収入に直結するため、これが貧困を規定することは自明である。また、現職に至るまでの過程について、ある時点での変数とその時点より一つ前の変数に規定されるという単純な地位達成過程モデルに基づけば、学歴が初職を規定し、転職経験がある者は現職の一つ前の職が現職を、転職経験がない者は初職が現職を規定する。このとき、教育から職業への移行パターンや職歴上の移動パターンは、人的資本論や労働市場の二重構造論によって説明される。一般的に、教育段階での人的資本の蓄積が多いほど、初職で相対的に優位な階層的地位に位置することができ、初職で形成される人的資本は次職(転職経験がない者は現職)の階層的地位を規定する。また、職種等によって蓄積される人的資本が異なるため、転職に伴う人的資本の損失により多大な機会コストを要することが見込まれる場合、人々はそのような行動を選択したと見込まれる。さらに、労働市場の二重構造論に従い、市場が中核部と周辺部の二つに分断されている場合、双方間の移動は低水準に抑えられる。もしくは、移動があるとしても、それは高位(中核部)から低位(周辺部)への移動が主であり、それに比べて逆方向への移動は難しい。したがって、学歴や初職の階層的地位は、現職の階層的地位を媒介して所得を規定し、現職で優位な地位に置かれている人ほど貧困に陥るリスクは小さくなる。

ただし、濱中・荻谷(2000)によれば、日本的雇用慣行下では、二重構造のために上位階層への移動が極めて制限されており、地位達成のメインルート(内部労働市場)からの離脱が、その後の地位達成に持続的な負の影響を及ぼす。このように、労働市場が「分断」されている場合、現職の階層的地位を考慮してもなお学歴や初職、離職経験といった現職に至るまでの職歴が貧困に影響すると予想される。

2 女性の学歴・職歴移動パターン、及び婚姻状況・出産と貧困

一方、女性について、高学歴化や労働市場での台頭によりライフコースが多様化したことを鑑みると、単純に夫の階層的地位が妻の階層的地位を代替するというモデル (Featherman and Hauser 1976) は現実を反映していない。かと言って、女性のみ学歴や職業上の階層的地位を分析すれば、女性の地位達成をうまく説明できるとは言えず、ライフコース上の要因は、依然として女性の地位達成において重要な意味を持つ。つまり、女性の貧困メカニズムを検討する上で重要なのは、未婚者と既婚者、さらには既婚者の中で結婚後も働いている人とそうでない人を考慮しながら、どの時点での階層的地位が貧困に対して決定的な意味を持つのかを明らかにすることである。

では、女性の学歴や職歴は貧困にどう影響しているのだろうか。仮に Blau and Kahn (2003) が述べるように、女性の労働市場での台頭が進み、雇用面における男女間の平等効果が生まれているとすれば、地位達成の因果構造に関しても男女差は薄れるため、男性の地位達成過程と貧困の関連が、働き続けている女性にもそのままあてはまる。すなわち、未婚者については、本人の学歴や職歴が貧困を規定するだろう。

これに対して、既婚女性の地位達成を考えるには、婚姻後の労働市場定着性を考慮する必要がある。田中 (1996) によれば、女性が結婚、出産後も労働市場に残るか否かは、将来的な職業達成の機会がどれほど見込まれるかに左右される (達成機会仮説)。この可能性が大きければ女性は労働市場に残るが、反対に、ある時点で職業上の地位の上昇が頭打ちになる場合は、継続就業で期待される地位よりも、結婚して配偶者と地位を共有した方が自身の地位達成にとって有利である。このとき、女性の貧困の規定要因として意味を持つのは、配偶者の階層的地位である。さらに、階層的同類婚 (白波瀬 2005) の点から、優位な地位に位置する女性ほど、貧困リスクの低い男性と結婚する確率が高いことが予測される。だとすれば、既婚女性の貧困を規定するのは結婚に至るまでの階

層的地位であり、学歴や初職時の階層的地位が、現在のそれよりも重要な意味を持つだろう。

一方で、既婚女性の就業参加を決定する要因として、夫の経済状況を強調する立場もある (ダグラス・有沢の法則)。ただし、近年の研究では、この法則の効果が限定的であり、妻の就業に対する夫の収入効果が低下していることが確認されている (安部・大石 2006)。さらに、出産等で仕事を中断した女性の再就職の決定や非正規労働の選択に有力な影響を及ぼす要因として、その時々我的生活実態に関連する子供の年齢や人数などが挙げられる (奥津 2009)。これらを踏まえると、配偶者の階層的地位のみならず、女性自身の現職の地位も、貧困を左右すると考えられ、両者の関連は、子供の年齢等によって変化することが想定される。以上の理論的予測を念頭に置きながら、分析を進めていこう。

III 方法

本稿では、1995年と2005年の『社会階層と社会移動調査 (SSM調査)』を合わせたデータを用いる²⁾。本調査は初職から現職までの職歴や配偶者の職業等を非常に詳細に尋ねているため、本稿の理論的枠組みに沿った分析が可能となる。また既存研究から、勤労層と高齢層、就学層とでは貧困に至るメカニズムが大きく異なると予想されるため、分析対象者は満20歳から59歳の男女に限定し、かつ一度も働いたことがない学生を除外している。さらに学歴や職歴、家族構成、世帯収入に関する変数において欠損値のあるデータを除いたものを分析対象とする。対象者数は、男性が2053名、女性が3046名である。

次に、使用する変数について説明する。被説明変数は、世帯所得から算出した「相対的貧困=1」のダミー変数を用いる。SSM調査では、対象者の過去1年間の税込み年間世帯収入 (臨時収入や副収入も含めたすべての収入) を、1995年は100万円~200万円区切りの17カテゴリー、2005年は25万円~100万円区切りの30カテゴリーで尋ねている³⁾。この各カテゴリーの中央値を採り、連続変量とした上で、家族構成員の違いによる支

出の多寡を調整するために、家族構成人数の平方根で除した調整済み世帯収入を算出する。ここで算出した値の分布全体の中央値にあたる収入額を確認すると、1995年は353.55万円、2005年は325万円である。これらの値の50%を貧困基準とし、この基準以下である場合を「1」、基準以上である場合を「0」としている⁴⁾。

一方、説明変数には学歴や職業上の階層的地位、家族構成を表す変数等を用いる。学歴は、「初等教育」「中等教育」「高等教育」の3つに区分する⁵⁾。職業上の階層的地位に関する変数は、初職、現職ともにSSM職業8分類（「専門」「管理」「大企業ホワイトカラー（大W）」「中小企業ホワイトカラー（中小W）」「自営」「大企業ブルーカラー（大B）」「中小企業ブルーカラー（中小B）」「農業」）に「非正規」と「無職」を加えた10分類を採用する。ただし、女性のみ「既婚無職」と「未婚無職」を区別する。また、男性の分析では、離職経験の有無と失業経験の有無を用いる。前者は一度でも離職した経験がある場合を「1」とし、後者は職歴上で一度でも失業を経験したことがある場合を「1」とするダミー変数である。一方、女性の分析では、配偶者の階層的地位を用いる。分類は初職や現職と同じである。その他には、家族構成を表す変数として、配偶者の有無（配偶者あり=1）、子供や父母と同居している場合をそれぞれ「1」とするダミー変数⁶⁾、子供の人数、末子年齢を用い、年齢、調査年ダミー（2005年調査=1）も統制変数として用いる。

表1は、以上の変数の記述統計量を男女別に示したものである⁷⁾。

IV 学歴・職歴・婚姻状況が貧困に及ぼす影響の男女による違い

1 分析モデル

学歴、職歴、婚姻状況と貧困の因果構造を明らかにするために、本節では階層的重回帰分析（二項ロジスティック回帰分析）を男女別に行う。IIの枠組みに従い、説明変数は男女共に3段階に分けて投入する。ただし、理論的予測から、男性の場

合は労働市場からの分断が、女性の場合は婚姻状況が貧困に大きく影響すると予想されるため、3段階目の分析では男女で異なる説明変数を投入する。

モデル1では、主な説明変数として、学歴と初職の階層的地位を投入し、統制変数として、調査年ダミー、年齢、配偶者の有無、子供との同居、父母との同居を用いる。モデル2では、モデル1の変数に加えて現職の階層的地位を投入し、モデル1で確認される学歴や初職の効果が残存するか否かに注目する。モデル3の男性の分析では、職歴上の労働市場からの分断の有無を判別するため、離職経験の有無と失業経験の有無を追加する。ここでは、現職の状況を統制してもなお、離職や失業経験が貧困に対して持続的な負の効果を持つかを検討する。一方、女性の分析では、配偶者の階層を表す変数を追加する。ここでは、配偶者の階層的地位が貧困に及ぼす影響を確認するだけでなく、本人の階層的地位の効果が残るか否かを検証する。

2 男性の貧困を規定する要因

表2は、男性の貧困の規定要因を分析した結果を示している。まず、モデル2、3の結果から、年齢が高いほど貧困率は有意に低い。また、配偶者の有無はモデル1以外で有意な影響を及ぼしておらず、同様に子供との同居や父母との同居も、貧困に有意な影響を与えていない。男性にとって家族構成は貧困を左右する要因ではない。

次に、学歴と貧困の関連を見ると（モデル1）、中等教育卒業者に比べて、高等教育卒業者の貧困率は有意に低い。しかし、モデル2でこの効果は消失している。すなわち、学歴は現職の階層的地位を媒介して、貧困に影響している。

職業と貧困の関連を見ると、初職に関して、中小Bに比べ、専門職、大W、大Bの貧困率が有意に低い（モデル1）。しかし、モデル2で現職の階層的地位を投入すると、モデル1で見られた影響はほぼ消え、現職が貧困を強く規定している。具体的には、中小Bに比べて、大Wや大Bの貧困率は1%水準で、中小Wの貧困率は10%水準で有意に低いものに対して、非正規や無職の男性の

表 1 記述統計量

	男性		女性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
相対的貧困	0.09	0.293	0.13	0.338
調査年	0.61	0.487	0.44	0.496
年齢	43.66	9.964	42.88	10.158
学歴				
初等教育	0.12	0.326	0.14	0.343
中等教育	0.54	0.498	0.61	0.488
高等教育	0.34	0.473	0.25	0.435
配偶者あり	0.79	0.407	0.84	0.365
子供との同居	0.66	0.473	0.73	0.445
子供の人数	1.55	1.143	1.79	1.047
末子年齢	13.44	8.813	14.91	9.673
父母との同居	0.34	0.475	0.27	0.446
初職階層				
専門	0.13	0.338	0.16	0.364
大 W	0.17	0.377	0.21	0.404
中小 W	0.12	0.330	0.26	0.440
自営	0.05	0.217	0.03	0.168
大 B	0.17	0.374	0.08	0.270
中小 B	0.26	0.436	0.14	0.346
農業	0.04	0.194	0.01	0.121
非正規	0.06	0.237	0.10	0.302
無職	—	—	0.01	0.108
現職階層				
専門	0.13	0.341	0.09	0.291
管理	0.07	0.254	—	—
大 W	0.17	0.372	0.05	0.208
中小 W	0.10	0.305	0.07	0.260
自営	0.18	0.384	0.11	0.313
大 B	0.11	0.313	0.02	0.128
中小 B	0.21	0.405	0.06	0.233
農業	0.03	0.176	0.03	0.164
非正規	0.04	0.194	0.26	0.439
無職	0.03	0.167	—	—
未婚無職	—	—	0.02	0.131
既婚無職	—	—	0.30	0.458
離職経験あり	0.64	0.479	—	—
失業経験あり	0.11	0.312	—	—
配偶者階層	—	—		
専門	—	—	0.10	0.304
管理	—	—	0.05	0.214
大 W	—	—	0.14	0.349
中小 W	—	—	0.10	0.299
自営	—	—	0.14	0.349
大 B	—	—	0.08	0.278
中小 B	—	—	0.18	0.384
農業	—	—	0.03	0.168
非正規	—	—	0.02	0.142
無職	—	—	0.04	0.201
サンプル数	2053		3046	

注：子どもの人数のサンプル数は、男性 1911、女性 3045、末子年齢のサンプル数は、男性 1531、女性 2561 である。

貧困率は 0.1% 水準で高い。最後に、モデル 3 で職歴上の離職経験の有無と失業経験の有無を説明変数に投入すると、後者のみが 0.1% 水準で貧困

率を高めている。本稿と同データを用いた渡邊 (2011) では、転職経験の有無が貧困リスクを高めるという結果が得られていたが、ここでの分析

表2 男性の貧困の規定要因 (二項ロジスティック回帰分析)

	モデル1		モデル2		モデル3	
	B	exp(B)	B	exp(B)	B	exp(B)
調査年	0.553	1.738 **	0.445	1.560 *	0.333	1.395 +
年齢	-0.007	0.993	-0.026	0.975 **	-0.032	0.968 **
学歴〈中等教育〉						
初等教育	0.264	1.302	0.274	1.315	0.316	1.372
高等教育	-0.467	0.627 *	-0.359	0.698	-0.350	0.705
配偶者あり	-0.487	0.614 +	-0.089	0.915	0.013	1.013
子供との同居	0.006	1.006	0.318	1.374	0.356	1.428
父母との同居	0.161	1.175	0.128	1.137	0.178	1.195
初職階層〈中小B〉						
専門	-1.225	0.294 **	-0.845	0.429 +	-0.763	0.466
大W	-1.386	0.250 ***	-0.523	0.593	-0.644	0.525
中小W	-0.007	0.993	0.134	1.144	0.149	1.160
自营	0.303	1.354	0.321	1.378	0.514	1.672
大B	-0.490	0.612 *	-0.085	0.919	-0.110	0.896
農業	-0.033	0.967	-0.217	0.805	-0.136	0.873
非正規	0.341	1.406	-0.052	0.949	-0.099	0.906
現職階層〈中小B〉						
専門			-0.779	0.459	-0.750	0.472
管理			-1.209	0.299	-1.187	0.305
大W			-2.109	0.121 **	-1.921	0.146 **
中小W			-0.758	0.468 +	-0.668	0.513 +
自营			-0.049	0.953	0.014	1.014
大B			-1.472	0.229 **	-1.308	0.270 **
農業			0.205	1.228	0.294	1.342
非正規			1.281	3.600 ***	1.134	3.108 ***
無職			2.614	13.653 ***	1.758	5.801 ***
離職経験あり					0.232	1.261
失業経験あり					1.120	3.064 ***
定数	-1.961	0.141 ***	-2.428	0.088 ***	-2.874	0.056 ***
サンプル数	2053		2053		2053	
-2 Log Likelihood	1188.767		1039.876		1017.118	
χ^2	95.663***		244.555***		267.312***	
Nagelkerke Pseudo R ²	0.098		0.241		0.263	

注：有意水準：***は0.1%、**は1%、*は5%、+は10%水準で有意であることを示す。〈 〉内はリファレンス・グループを示す。

結果は、転職経験ではなく、職歴の中で一度でも失業に陥ることが貧困リスクを高め、現職の状況を考慮してもなお、その効果が持続することを意味している⁸⁾。

さらに、初職で専門職に就いた場合、10%水準ではあるが、現職の階層的地位を統制しても、貧困に持続的な負の効果を及ぼしている(モデル2)。しかしこの効果は、モデル3で消失している。すなわち、初職専門職が貧困リスクを抑制する効果は、現職だけでなく失業経験の有無を媒介している。なお、表には示していないが、離職経験の有無別に同様の分析を行うと、離職経験のない専門職の貧困リスクは中小Bに比べて低いが、

離職経験者では、初職、現職ともに統計的に有意な結果は得られなかった。したがって、専門職全体で見た場合、初職でこの階層に位置した人々は、離職や失業のリスクが低いため、貧困に陥る可能性は少ないが、一度職を離れると中小Bと同水準の貧困リスクを抱えることになると推察される。

以上より、男性の貧困メカニズムを地位達成の観点から考察すると、男性の貧困を決定するのは、ほぼ現職での階層的地位であり、学歴や初職は現職を媒介して貧困を規定している。ただし、職歴の中で一度でも失業を経験することは、その後のキャリアの中で継続的に負の効果を及ぼす。

このことから、貧困に関しては、内部労働市場からの離脱ではなく、労働市場からの離脱が決定的な意味を持つと言えよう。加えて、初職（専門職）は現職のみならず、失業に陥る確率も規定しており、これを介して、貧困に影響を与えている。

3 女性の貧困を規定する要因

次に、女性の貧困の規定要因を検証する（表3）。まず、調査年に関してすべてのモデルで有意な効果が見られ、1995年から2005年にかけて女性の貧困率が上昇している。また、年齢が高いほど貧困率は低い。家族構成に関して、先行研究の

表3 女性の貧困の規定要因（二項ロジスティック回帰分析）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	B	exp(B)	B	exp(B)	B	exp(B)
調査年	0.544	1.723 ***	0.585	1.795 ***	0.452	1.572 ***
年齢	-0.011	0.989 +	-0.013	0.987 *	-0.028	0.973 ***
学歴〈中等教育〉						
初等教育	0.721	2.056 ***	0.665	1.944 ***	0.482	1.620 **
高等教育	-0.773	0.462 ***	-0.768	0.464 ***	-0.640	0.527 ***
配偶者あり	-1.334	0.263 ***	-1.718	0.179 ***	-1.575	0.207 ***
子供との同居	0.370	1.448 *	0.318	1.375 *	0.534	1.705 **
父母との同居	-0.380	0.684 *	-0.310	0.733 *	-0.382	0.683 **
初職階層〈中小B〉						
専門	-0.550	0.577 *	-0.204	0.816	0.012	1.012
大W	-0.869	0.419 ***	-0.819	0.441 ***	-0.468	0.626 *
中小W	-0.500	0.606 *	-0.507	0.602 *	-0.406	0.666 *
自营	-0.771	0.463 +	-0.734	0.480	-0.610	0.543
大B	-0.350	0.705	-0.278	0.757	-0.202	0.817
農業	0.088	1.092	-0.063	0.939	-0.039	0.961
非正規	-0.269	0.764	-0.370	0.691 +	-0.342	0.710
無職	0.434	1.543	-0.194	0.824	-0.117	0.890
現職階層〈中小B〉						
専門			-0.994	0.370 +	-1.074	0.342 *
大W			-0.834	0.434	-0.993	0.370 +
中小W			-0.328	0.720	-0.397	0.672
自营			0.305	1.357	0.191	1.210
大B			-0.653	0.520	-0.753	0.471
農業			0.821	2.272 +	0.540	1.716
非正規			0.394	1.483	0.426	1.530
未婚無職			1.498	4.473 ***	1.650	5.207 ***
既婚無職			1.041	2.831 ***	1.257	3.514 ***
配偶者階層〈中小B〉						
専門					-1.232	0.292 ***
管理					-0.654	0.520
大W					-2.541	0.079 ***
中小W					-0.875	0.417 ***
自营					0.059	1.060
大B					-1.309	0.270 ***
農業					0.647	1.909 +
非正規					0.684	1.981 *
無職					1.412	4.102 ***
定数	-0.825	0.438 ***	-1.000	0.368 ***	-1.120	0.326 ***
サンプル数	3046		3046		3046	
-2 Log Likelihood	2152.314		2052.683		1889.438	
χ^2	216.791***		316.42214***		479.667***	
Nagelkerke Pseudo R ²	0.127		0.183		0.270	

注：有意水準：***は0.1%、**は1%、*は5%、+は10%水準で有意であることを示す。〈 〉内はワラルレンス・グループを示す。

知見と同様、すべてのモデルにおいて、配偶者の有無は0.1%水準で有意な負の値を示している。また、子供との同居は概ね5%水準で有意に貧困率を高めている。その一方、父母と同居している女性の貧困率は、同居していない女性よりも、5%水準で有意に低い。男性とは異なり、女性は両親と同居することで貧困に陥るリスクを回避している。さらに、予測通り、配偶者の職業上の階層（モデル3）が、貧困を大きく規定している。専門職や大W、中小W、大Bの夫を持つ女性の貧困率は低く、無職や非正規労働者の夫を持つ女性の貧困率は高い。

学歴はすべてのモデルにおいて強く貧困を規定しており、中等教育卒業者に比べて、初等教育卒業者の貧困率は高く、高等教育卒業者の貧困率は低い。この学歴効果は、男性と違い、現職や配偶者の階層的地位を統制しても残存していることから、女性が貧困に陥るかどうかは、教育段階の機会構造の影響を男性以上に受けていることが示唆される。

次に、職歴と貧困の関係を見ると、初職大Wや大Bの女性の貧困率は有意に低い（モデル1）。これらの効果は、モデル2、3で現職の地位や配偶者の地位を投入しても、依然として5%水準で残存している⁹⁾。この結果を解釈するために、階層的同類婚の面から、既婚女性の学歴や初職と配偶者の階層的地位との関係性を確認すると、高等教育卒業者の3割強が専門職、3割弱がホワイトカラー職の男性と結婚しているのに比べ、初等教育者卒業者や中等教育卒業者の配偶者の3割前後が中小Bであった。つまり、学歴が高い女性ほど貧困リスクの低い男性と結婚する確率が高く、その効果が持続的に作用していると解釈できる。しかし、初職と配偶者の階層的地位との間に、学歴ほどの目立った傾向は見られなかった。したがって、貧困リスクの低い男性と結婚し、階層を共有することで期待される達成機会は、例えば同じ職場で働いているなど、女性の初職の地位以外の要因に規定されているのかもしれない。

その他、未婚無職女性のみならず既婚無職女性の貧困率が0.1%水準で有意に高い点は興味深い（モデル2、3）。世帯収入が少なければ妻は就労を

選択するはずなので、この結果は働きたくても働けない既婚無職女性が一定数存在することを示唆している。その理由として、出産や育児によるキャリア中断の直接的影響や結婚・出産ペナルティ（川口 2005）の影響が考えられるが、それを検証するのは本稿の範疇を超えており、今後の分析課題としたい。

以上より、女性が貧困に至るプロセスを地位達成の点からみると、婚姻状況や配偶者の階層的地位が大きく貧困を規定しているに加えて、男性とは異なり、学歴や初職が貧困を直接規定している。すなわち、男性よりも早い段階で機会構造上の分断があり、その段階でどの階層的地位に位置するかが、その後の貧困リスクに持続的な影響を及ぼしている。

V 未成年の子供を持つ女性の就業が貧困に与える影響

以上の分析から、女性の就業が貧困の回避に一定の効果を持つことが示されたと言えよう。では、貧困リスクが高いとされ、また女性の就業状況も変化しやすい育児期において、女性の就業と貧困はどのように関連しているのだろうか。

分析に入る前に、対象となるサンプルについて言及しておきたい。同居している子供の収入の有無によって、子供が家計を支える担い手となるか、それとも負担となるかの違いが生じる。この違いによるサンプルセレクションバイアスの可能性を考慮し、就労している可能性が低い未成年の子供を持つ女性を対象を絞る。また、母子世帯は二親世帯と比べて著しく貧困率、就業率ともに高いため¹⁰⁾、母子世帯を分析に含めることによって結果に偏りが生じる可能性がある。よって、未成年の子供を持つ二親世帯の女性（N=1578）に限定し、母親の就業状況が貧困リスクの抑制に効果的か否かを検証する。

分析では、子供の年齢による貧困率と母親の就業状況に焦点を当てたい。子供の年齢による貧困リスクに注目することで、育児手当や扶養控除の年齢制限を設けることに対する意義が検討できる。同時に、子供の年齢は母親の就業決定を大き

く左右するため、女性の就労による貧困抑制効果が、その時々我的生活実態に応じて変化するかを分析できる。子供の年齢として、本稿では末子年齢を用いる。ただし、末子が小さい世帯では、将来的にもう1人、2人と産む可能性があるため、末子年齢の低い層には、若年者が過度に集中している可能性があり、この偏りに留意して分析結果を解釈する必要がある。

まず、末子年齢を5歳ごとに区分し、母親の従業上の地位を「正規・役員」「非正規」「自営」「無職」に区別した上で、各カテゴリーの貧困率を見ると(図1)、末子が4歳以下の世帯において、女性の従業上の地位による貧困率に大きな違いがある。一方、末子が5歳以上の世帯では、母親の従業上の地位による貧困率の差が縮小し、末子年齢が上がっても、その差はほぼ横ばいで推移している。この結果を説明する要因として、家計の主な担い手である夫の年齢効果や子供が小さいために妻が働けないことの影響、あるいは子供が小さいにもかかわらず母親が非正規として働かざるを得ないほど家計状況が逼迫しており、夫の収入の低さを妻の働きによって十分に補足できていないことなどが考えられる。

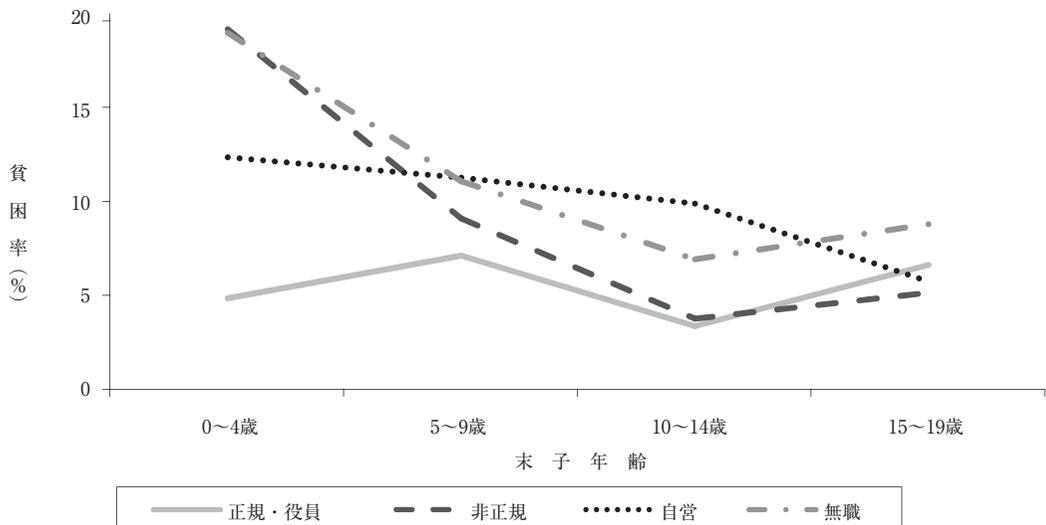
次に、夫の就業状況や個人属性を統制した上で、末子年齢と妻の就業状況が貧困にどう影響し

ているかを、二項ロジスティック回帰分析によって推定する。推定は、末子年齢と統制変数のみを投入したモデル1、末子年齢と女性の従業上の地位との交差項を加えたモデル2の二つを行う。末子年齢は、「0~4歳」「5~9歳」「10歳以上」の3カテゴリーに、母親の従業上の地位は上記の4カテゴリーに区分した。特に注目したいのは、モデル2の交差項の効果である。これが統計的に有意な係数ならば、特定の年齢層の子供を持つ世帯において、女性の就業が貧困の抑制に効果的であることを表す。同時に、モデル2の末子年齢の主効果が有意な値を示す場合は、子供の年齢による貧困率の違いに関して、母親の就業状況だけでは説明できない要因があることを表す。なお、統制変数には、「調査年」「年齢」「学歴」「親との同居の有無」「配偶者の従業上の地位」「子供の人数」を用い、多重共線性を考慮しつつ、推定を行った。

推定結果は表4の通りである。モデル1において、両親の就業状況や母の個人属性、子供の人数を統制しても、末子年齢が低いほど貧困率は高い。これは、阿部(2008)と同様の結果であり、親の年齢や就業状況にかかわらず、子供の年齢が低いときに貧困に陥りやすいことを意味する。

次に、モデル2で母親の就業状況と末子年齢との交差項の効果を見ると、4歳以下の子供を持つ

図1 末子年齢別、母親の従業上の地位別、貧困率



注：対象サンプルを未成年の子供を持つ二親世帯の女性 (N=1578) のみに限定している。

表4 末子年齢、母親の就業状況と貧困の関係（二項ロジスティック回帰分析）

	モデル1		モデル2	
	B	exp(B)	B	exp(B)
調査年	0.295	1.343	0.309	1.362
年齢	-0.022	0.978	-0.021	0.979
学歴〈中等教育〉				
初等教育	1.132	3.102 ***	1.099	3.003 ***
高等教育	-0.93	0.395 ***	-0.923	0.397 ***
父母との同居	0.028	1.029	0.01	1.01
現職従業上の地位〈無職〉				
正規・役員	-0.998	0.369 ***	-0.494	0.61
非正規	-0.523	0.593 *	-0.725	0.484 +
自営	-0.404	0.668	-0.265	0.767
配偶者従業上の地位〈正規・役員〉				
自営	0.735	2.085 **	0.699	2.012 **
非正規	1.904	6.712 ***	1.916	6.792 ***
無職	3.411	30.302 ***	3.567	35.412 ***
子供の人数	0.148	1.16	0.136	1.146
末子年齢〈10歳以上〉				
0~4歳	1.067	2.906 **	1.175	3.238 **
5~9歳	0.693	1.999 *	0.732	2.079 +
正規×末子0~4歳			-1.352	0.259 *
正規×末子5~9歳			-0.267	0.766
非正規×末子0~4歳			0.546	1.727
非正規×末子5~9歳			0.177	1.194
自営×末子0~4歳			-0.289	0.749
自営×末子5~9歳			-0.076	0.927
定数	-1.875	0.153 *	-1.979	0.138 *
サンプル数	1578		1578	
-2 Log Likelihood	888.901		881.723	
χ^2	137.94		145.117	
Nagelkerke Pseudo R ²	0.175		0.184	

注：1）有意水準：***は0.1%、**は1%、*は5%、+は10%水準で有意であることを示す。〈 〉内はリファレンス・グループを示す。

2）対象サンプルを未成年の子どもを持つ二親世帯の女性のみ限定している。

世帯において、母親が正規労働者として就業している場合は、無職に比べ、5%水準で有意に貧困率が低い。また、非正規との交差項は、統計的に有意ではないものの正の値を示していることから、4歳以下の子供を持つ世帯の母親が正規労働者か、それとも非正規労働者や無職かによって、貧困リスクが大きく異なっている。また、表には示していないが、同一の企業で継続的に働いている正規労働者の女性（N=43）の貧困率は4.7%、転職を経験した正規労働者の女性（N=40）の貧困率は2.5%と、両者にはほぼ差がない。すなわち、同一企業での継続就業だけでなく、転職も含めた正規労働者へのスムーズな移行が、貧困回避に向けた母親の就労支援政策として有効だろう。

一方で、末子年齢が5歳以上の世帯では、母親

の地位と貧困率に有意な関連性は確認されない。母親の就業効果が、子供が小さいときの一時的なものであるならば、それほど問題視することではないのかもしれないが、本稿で用いているのはクロスセクションデータであるため、子供の年齢が低いときの母親の就業状況と貧困の関係が、年齢による効果なのか世代による効果なのかは判別できない。現在貧困ラインよりも下に位置する若年層が、一時的に貧困状態に陥っているだけなのか、それとも将来的にも貧困状態が持続するのかを検証するためには、パネルデータを用いる必要がある。この点は今後の課題としたい。

また、モデル2では、母の就業と末子年齢の交差項を投入してもなお、末子年齢の主効果が残存している。つまり、子供の年齢による貧困率の違

いには、両親の就業状況だけでは説明されない要因が存在することを示唆している。このことから、子供の年齢に応じた社会保障や税控除等の政策によって、貧困に対応する必要があると言えよう。

VI ま と め

本稿では、性別による貧困メカニズムの違いを明らかにするために、男女の学歴や職歴、婚姻状況、並びに子供の年齢や育児期の母親の就労状況が貧困に及ぼす影響を検討した。主な結果は次の通りである。

第一に、男性の貧困を規定するのは、ほぼ現職での階層的地位であり、学歴や初職は現職を媒介して貧困を規定している。ただし、一度でも失業を経験することは、貧困リスクに持続的な負の効果をもたらす。初職で専門職に就くことは、現職だけでなく失業リスクも規定し、これを介して、貧困リスクを低減させる。第二に、女性の貧困を規定する大きな要因は婚姻状況や配偶者の階層的地位だが、結婚に至るまでの教育や初職段階での階層的地位が、その後の貧困率に継続的な影響を及ぼしている。高学歴者や初職でホワイトカラー職に就いた女性の貧困率は、現職や配偶者の階層的地位を考慮してもなお低い。また、既婚未婚を問わず、無職女性の貧困率は有意に高い。特に既婚無職者（専業主婦）は、かつては豊かな家庭の象徴的存在と見られていたが、もはや妻が働かないことが貧困リスクを高めている。第三に、4歳以下の子供を持つ女性の貧困率が高いのと同時に、このような世帯では、母親が正規労働者として就業することが、貧困リスクを低減している。

第一と第二の結果から、地位達成過程モデルに関して、次のようなインプリケーションが導かれる。貧困へと至るプロセスは、男性に関しては、概ね「低学歴→初職低階層→現職低階層→貧困」という単純なルートが描けるが、女性はそのようなルートは描けず、むしろ教育段階や初職といったライフコースの初期段階における階層的地位が後々まで持続的に影響する。これは、いったん貧困に陥った場合、女性の方が男性よりも、その状

況から抜け出しにくいことを示唆している。

また、第三の結果からは、子供を持つ世帯に向けた政策的含意を示すことができる。母子世帯に対する貧困対策が急務なのは間違いないが、加えて二親世帯への対策も無視できない。二親世帯においてまず重要なのは、父親が正規労働者として働くことだが、男性の失業リスクが高まりかつ将来的な収入の増加が昔ほど見込めない昨今において、世帯収入に占める女性の働きのウェイトは確実に高まっている。したがって、子を持つ家庭のリスク回避を図るには、同一企業で継続的に働くにしても、転職するにしても、女性が正規労働者として働けるような就労支援政策を展開すべきである。それと同時に、両親の就業状況を考慮してもなお、子供の年齢が低い世帯の貧困率が高いことから、低年齢、特に4歳以下の子供を持つ世帯への社会保障や扶養控除を充実させるべきである。

最後に今後の研究課題の1つめとして、本稿で用いた相対的貧困基準だけでなく生活保護基準や消費水準、相対的剝奪指標など他の基準も用いた多角的な分析によって、結果の頑健性を確認する必要がある。第二に、既婚無職女性が貧困に陥っているにもかかわらず働かないのはなぜかを明らかにするため、子供の年齢に加えて、夫の収入を考慮し、十分な家計収入があるため働かないのか、それとも働きたいのに働けないのかを区別することで、さらなる女性への就労支援の方向性を検討したい。

謝辞：SSM調査データの使用にあたり、2005年SSM調査研究会の許可を得ました。本論文を日本労使関係研究協会「2011年労働政策研究会議」において発表した際は、大竹文雄先生（大阪大学）、小杉礼子先生（（独）労働政策研究・研修機構）をはじめ、多くの参加者から貴重なコメントを頂きました。また、佐藤嘉倫先生（東北大学）を中心とする「移動・レジーム研究会」参加者からも有益なコメントを頂戴しました。ここに記して、感謝の意を表します。

- 1) 相対的貧困は「人が社会の規範的な生活をおくるために必要な最低限の生活費」を基準とし、「人が生きていくための最低限の生活費」を基準とする絶対的貧困と区別される（阿部2006a）。また、相対的貧困基準として、世帯所得分布全体の中央値の50%を採用する方法が研究上しばしば用いられる。
- 2) 男性の分析では、職歴データが揃っている2005年調査と1995年調査の半分（A票）を用いている。
- 3) SSM調査では、労働所得だけでなく不労所得も含めた世

帯収入額を尋ねている。不労所得も含めて貧困を議論するのは、『国民生活基礎調査』や『所得再分配調査』を用いた既存研究と同様だが、本来なら労働所得と不労所得を区別して分析、考察するのが望ましい。この点は、SSM 調査データを使用することの限界点でもある。

なお、世帯収入が非常に高額（1995 年は 2300 万円以上、2005 年は 2050 万円以上）のサンプルについては、回答された数値をそのまま用いている。

- 4) 貧困基準の算出には、よりデータ数が多い『国民生活基礎調査』や『所得再分配調査』を用いるのが望ましい。しかし、公表されているマクロデータでは、就労層に限定し、世帯人数で調整した貧困ラインが算出できず、所得の定義も SSM 調査とは異なるため、本稿では SSM 調査データから貧困基準を算出した。なお、相澤・三輪（2008）は、SSM 調査データの世帯所得の妥当性を検討するために、ジニ係数について『家計調査』や『国民生活基礎調査』と世帯所得の平均値や中央値について『全国消費実態調査』と比較している。その結果、官庁統計データから算出された各数値と SSM データの数値との間に大きな隔りはないことが明らかになっている。また、世帯所得と相対的剝奪の関係を分析した阿部（2006b）によると、相対的剝奪のリスクが急増する世帯年収の閾値は 400 万円～500 万円である。本稿のデータにおいて、貧困基準を下回るサンプルのうち、世帯人数で調整する前の世帯収入が 400 万円を超えているのはわずか 2.6% であることから、ある程度の妥当性は確保できているものと考えられる。
- 5) 「初等教育」には旧制尋常小学校、旧制高等小学校、新制中学校、「中等教育」には、旧制中学校・高等女学校、実業学校、師範学校、新制高校、「高等教育」には、旧制高校・専門学校・高等師範学校、旧制大学、新制短大・高専、新制大学、新制大学院が含まれる。
- 6) 「父母との同居の有無」に関して、本人の父母と同居していないが配偶者の父母と同居している場合も、同居しているものとみなし、リコードを行っている。
- 7) なお、初職「管理」、男性の初職「無職」、女性の現職「管理」はデータ数が極めて少なく、安定した分析結果が得られなかったため、すべての分析から除外している。
- 8) モデル 2、モデル 3 では、多重共線性が生じている可能性がある。そこで VIF を確認すると、すべての変数について、3 未満の数値だった。
- 9) なお、既婚女性と未婚女性がデータに混在しているために、分析結果に偏りが生じている可能性を考慮し、対象を既婚者に限定して同様の分析を行ったところ、表 3 のモデル 3 と同じ結果が確認された。
- 10) この点は非常に多くの先行研究で指摘されてきたが、あらためて本データで確認すると、未成年の子供を持つ母子世帯の貧困率は 59.8%、母親の就業率は 92.7% であるのに対し、二親世帯の貧困率は 10.0%、母親の就業率は 62.1% となっている。加えて、母子世帯の貧困率、就業率は子供の年齢に関わらず一定であるのに対し、二親世帯の貧困率、就業率は子供の年齢によって、大きく変化している。

参考文献

相澤真一・三輪哲（2008）「2005 年 SSM データにおける経済的不平等指標の基礎的検討——世帯収入を中心に」三輪哲・小林大祐（編）『2005 年 SSM 調査シリーズ 1 2005 年 SSM 日本調査の基礎分析——構造・趨勢・方法』2005 年 SSM 調査研究会, pp.95-109.

阿部彩（2006a）「貧困の現状とその要因——1980～2000 年代の貧困率上昇の要因分析」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編著『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp.111-137.

——（2006b）「相対的剝奪の実態と分析——日本のマイクロデータを用いた実証研究」社会政策学会編『社会政策学会誌』第 16 号, pp.251-275.

——（2008）『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波書店.

安部由紀子・大石亜希子（2006）「妻の所得が世帯所得に及ぼす影響」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp.185-209.

石井加代子・山田篤祐（2007）「貧困の動態分析——KHPS に基づく 3 年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜（編）『日本の家計行動のダイナミズム [Ⅲ] 経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, pp.101-129.

今田幸子（1990）「地位達成過程——閉ざされた階層空間」岡本英雄・直井道子（編）『現代日本の階層構造 4 女性と社会階層』東京大学出版会, pp.39-62.

奥津真里（2009）「主婦の再就職と働き方の選択——結婚・育児等によるリタイアと職業復帰」『日本労働研究雑誌』No.586, pp.68-77.

小塩隆士・浦川邦夫（2008）「2000 年代前半の貧困化傾向と再分配政策」『季刊社会保障研究』44(3), pp.278-290.

川口章（2005）「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』No.535, pp.42-55.

白波瀬佐和子（2005）『少子高齢社会のみえない格差——ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.

橘木俊昭・浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』東京大学出版会.
田中重人（1996）「職業構造と女性の労働市場定着性——結婚・出産退職傾向のコーホート分析」『ソシオロジ』41(1), pp.69-85.

田中聡一郎・四方理人（2010）「給付つき税額控除と子ども手当の貧困削減効果——マイクロ・シミュレーションによる分析」『貧困研究』5, pp.99-109.

西村幸満（2010）「世帯収入による貧困測定を試み——1999～2005 年の貧困率と世帯主の特徴との関連について」『季刊社会保障研究』46(2), pp.127-138.

橋本健二（2008）「現代日本の階級構造——階級間格差の拡大と階級所属の固定化」高田洋（編）『2005 年 SSM 調査シリーズ 2 階層・階級構造と地位達成』2005 年 SSM 調査研究会, pp.47-65.

濱中義隆・荻谷剛彦（2000）「教育と職業のリンケージ——労働市場の分節化と学歴の効用」近藤博之（編）『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, pp.79-103.

渡邊勉（2011）「貧困と職業キャリア」佐藤嘉倫（編）『現代日本の階層状況の解明——マイクロ・マクロ連結からのアプローチ 第一分冊 社会階層・社会移動』『現代日本の階層状況の解明——マイクロ・マクロ連結からのアプローチ』研究会, pp.223-242.

Bane, M. J. and D. T. Ellwood. (1986) "Slipping into and out of poverty: The Dynamics of spells." *Journal of Human Resources*, 21(1), pp.1-23.

Blau, F. and L. Kahn. (2003) "Understanding international differences in the gender pay gap." *Journal of Labor Economics*, 21(1), pp.106-144.

Blau, P. M. and O. D. Duncan. (1967) *The American Occupational Structure*, New York: Wiley.

- Esping-Andersen, G. (2007) "Sociological Explanations of Changing Income Distributions." *American Behavioral Scientist*, 50(5), pp.639-658.
- Featherman D. L. and R. M. Hauser (1976) "Sexual Inequalities and Socioeconomic Achievement in the U. S., 1962-1973" *American Sociological Review*, 41(3), pp.462-483.
- Förster, M. and M. Mira d'Ercole. (2005) "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s." *OECD Social, Employment and Migration Working*

Papers, No.22.

もりやま・ともひこ 同志社大学社会学部産業関係学科助教。最近の論文に「複合的なキャリア教育の有効性——普通高校を例として」『社会政策』第3巻第3号（2012年）。労働社会学専攻。