

ライフサイクルと貧困

Recursive regression を用いた母子世帯所得の推定

稲葉 昭 英

1 ライフサイクルと貧困研究

ライフサイクルと貧困研究は本来、大きな関連を有している。すでに森岡清美による詳細なその紹介に見られるように(森岡, 1973), 20世紀初頭に Seebohn B. Rowntree (1901) が家族周期の展開の中で出現する貧困期の把握を目的として、イギリスのヨーク市の労働者世帯の調査を行い、そこからライフサイクル上の経済的な浮沈のパターンを明らかにした。この Rowntree の方法は後続の多くの研究を生み出し、ライフサイクルの概念と方法を多くの方面に普及させた。日本でも農村社会学の鈴木栄太郎(1940)や家庭経済学の中鉢正美ら(中鉢, 1976)がライフサイクルの概念を用いて貧困の周期的把握を試みている。

サイクルという用語から明らかなように、ライフサイクルは生活の周期性を前提にした概念である。貧困を生活周期の中で構造的に把握することは社会政策学や社会福祉学にとって大きな有用性をもつ。

周期性を前提とするライフサイクルに対して、周期性よりも多様性・非周期性を強調するのがライフコースの概念である。ライフコースとは基本的には誕生から死亡までの社会経験の軌跡であり、出来事の種類・順序や経験率、経験年齢の変化などに関心を寄せる傾向がある。ライフサイクルが安定的な構造に関心を持つものに対して、ライフコースは構造の変動に関心があるといつてよいだ

ろう。

近年、社会学内外で貧困に対する関心が高まっている。第2次産業の国外移転に伴う失業率の増加、経済のグローバル化への対応の結果としての非正規雇用の増加、といった歴史的な変化がわが国に改めて貧困の問題を引き起こした。けれども、一方で子どもの貧困、母子世帯の貧困など、かつてから存在した問題であるにもかかわらず近年になってようやく認識されるようになった貧困もある。

本研究は、貧困の把握のためにライフサイクルの概念を用いてこれを計量的に把握する方法を論じるものである。近年では貧困の測定には相対的貧困、すなわち可処分所得を世帯人数の平方根で割った「等価世帯所得」の中央値の2分の1を貧困線とし、それ以下の層を貧困層とする方法が用いられることが一般的である。本研究が対象とするのはマイクロデータからの貧困の把握であり、具体的には離別母子世帯の相対的貧困率および世帯所得のライフサイクル上の変化の把握を目的とする。この目的のために、本研究は recursive regression(再帰的回帰、逐次的回帰)とよばれる方法を用いることを提唱する。Recursive regression を用いることで、標本数が少ない年齢層の所得を推定することができる、また規定要因の変化など、貧困をめぐる構造の変化を敏感に把握することができる。

2 Recursive regression

Recursive regression はもともと探索的な回帰分析の方法としてさまざまな分野で利用されてきた。Recursive regression は逐次的に標本を増加または減少させ、その都度同じ回帰モデルを用いて推定を行う方法である。パラメータの推定は OLS でも GLS でもよく、標本の変化に伴うパラメータ推定値の変化が主要な考察の対象となる。ここで、標本の増加または減少は一定の規則に従って行われる必要がある。

Recursive regression が社会学系の研究において注目されるようになったのは、Larry J. Griffin と Larry Isaac が時系列分析への導入を提唱したことをきっかけとする (Griffin and Isaac, 1993)。一般的な時系列分析は、1年を1観察対象とし、 n 年を対象に主として回帰モデルによって分析をおこなう。時系列回帰モデルはすべての年次に対して同一のモデルを適用するが、当然のことながらそ

ここでは年次間に同じパターンが存在することを前提としているため、そのままでは年次間の変動を扱えないことになる。Recursive regression を適用する場合には古い年次からスタートして1年ずつ新しい年次を増やしていく forward 法と、新しい年次からスタートして1年ずつ過去の年次を増やしていく backward 法の2つがある。いずれの方法でも、回帰係数（厳密にはパラメータ推定値）の変化を把握することが重要なポイントになる。それは、その時点でパターンが変化することを意味するからである。

forward 法、backward 法どちらを選択するかは、スタート時点の構造の安定性をどちらがより仮定できるかに依存する。回帰係数に変化が見られた場合、その時点で構造に何らかの変化が生じたことを意味するため、そこから新しい段階となると判断される。厳密にはその前後で何通りかの区切り方を試してみる必要があるが、いずれにせよ、年次をこの情報をもとに分割し、分割された年次内で再度回帰モデルを適用する。こうすることで、時系列回帰を用いて変動を把握することが可能になる。このように、時系列分析において recursive regression のもつ方法論的な意味は非常に大きいといえる。

ここで、視点を変えてみよう。本来、recursive regression は構造が時間とともに漸次的に変化しているような対象に適している分析法だといえる。ということは、時間が逐次的に増加または減少している現象にはおしなべて適用可能だということになる。これまではその時間はもっぱら歴史的時間のみであったが、年齢に代表される個人時間、イベントからの経過時間などにも当然適用が可能なはずである。そこで、ここではライフサイクル上の経済的浮沈を把握するために、この手法を応用することを考える。

ライフサイクルの設定の仕方はいくつか想定しうるが、家族研究においては末子の年齢（末子の誕生からの時間）が代表的な時間の一つである。末子年齢はとくに乳幼児期の子どもの存在を確実に把握できるため、乳幼児の存在や育児を就労などに対する制約要因と考える立場に親和的である。

さて、ライフサイクル上の経済的浮沈のもっとも単純なとらえ方は、年齢もしくは末子年齢別にみた所得の平均値を用いる方法である。もちろん、これ自体貴重な情報ではあるけれども、この方法ではさまざまな要因が所得に及ぼす影響をモデル化することは困難である上に、通常のマクロデータでは特定の年齢や末子年齢に応じた十分な標本を確保すること自体が難しい。母子世帯や父子世帯など、特定の家族構造と貧困の関連を検討しようとする場合には後者の

問題はより深刻なものとなる。

これに対して recursive regression は標本数が限られたものであっても、回帰式によって所得の推定を行うことができる。さらに、独立変数を複数設定することで特定の条件が及ぼす効果、および所得の条件付き平均値の推定・外挿が可能になるという利点もある。

3 方法

3.1 データ

以下の分析では第3回全国家族調査 (NFRJ08) データを用いる。このデータは日本家族社会学会によって2009年1-2月に実施された調査であり、調査対象は2008年末において28-72歳の男女9,400人である(田中, 2009)。計画標本は住民基本台帳からの層化二段無作為抽出に基づく。調査方法は配票留置法であり、回収率は55.4%であった(稲葉, 2010)¹⁾。

なお、以降の分析では未子の年齢を基準にライフサイクルの設定を行うため、有子世帯のみが対象となる。また、就業が所得に及ぼす効果は男性と女性では全く異なることが予想されるため、対象は女性回答者に限定する。分析は未子年齢0-5歳の有子世帯についての分析から開始し、未子年齢の範囲を1歳ずつ増加させていく forward 法を使用する。また、recursive regression では線形回帰モデルを用いてパラメータを OLS または GLS で推定することが一般的であるが、理論上はモデルに制約はなく、ロジットなどのカテゴリカル変数を用いることもできる。

3.2 相対的貧困率の算出

相対的貧困率は所得から税金・社会保険料などを除いた可処分所得を世帯人数の平方根で割った「等価可処分所得」を求め、その中央値の2分の1の値を貧困線とし、これ以下の所得層を相対的貧困層とみなし、該当する世帯または世帯人員が全体に占めるその百分率を求めるものである。NFRJ08 データは2008年度の世帯の総所得を測定しているが、可処分所得まではわからない。この点で、以降の分析は相対的貧困率の正確な推定には限界を有している。

NFRJ08 が実施された2009年の貧困線は、厚生労働省による『国民生活基礎調査』に基づいて公表されており、等価所得の中央値が250万、貧困線は

125万、相対的貧困率は16.0%、子どもの相対的貧困率は15.7%、子どものいる世帯の相対的貧困率は14.6%である（厚生労働省，2011）。このため、本研究でも等価世帯所得について125万を貧困線とし、125万未満を貧困層とする。

とはいうものの、NFRJ08は28歳から72歳までの男女が対象であり、母集団の年齢層が異なること、回収標本の傾向からみて社会経済的地位の低い層が標本構成において過小な傾向がみられること、また把握される所得は可処分所得ではなく粗所得であることから、国民生活基礎調査による相対的貧困率の数字とは異なったものとなるだろう。

4 分析

4.1 貧困率の変化

最初に、末子年齢の変化による相対的貧困率の変化を推定する。推定には家族構造（ひとり親世帯）および女性の就労の効果を組み込んだモデルを適用する。モデル式は以下のような二項ロジットモデルである。

$$\log\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \varepsilon_i \quad [1]$$

ここで π は貧困世帯の出現確率、 $\pi/(1-\pi)$ は非貧困世帯を基準とした貧困世帯の出現のしやすさ、すなわち貧困リスクを示す。 X_1 は離別母子世帯、 X_2 は死別母子世帯、 X_3 は（末子から見た）母の就労に関するダミー変数である。離別母子、死別母子のパラメータ推定値（回帰係数）は二人親世帯をレファレンス・グループとしたときのそれぞれの効果を測定することになる。母子世帯の貧困はすでに周知の事実であるが（阿部，2009）、ライフサイクル上のその経済的浮沈は必ずしも明らかではない。なお、分析データにおいて離別母子世帯は総計で118名と比較的標本数を確保できたが、死別母子世帯は77名で、末子0-14歳の範囲では2名しか確保しえなかった（全体および離死別の標本数は表1参照）。このため、死別母子世帯は統制変数としてもっぱら使用し、実質的な分析は禁欲することにする。

また、母子世帯の経済状態は、就労によって貧困が緩和されるかどうか重要な焦点となる。日本の離別母子世帯の就労率の高さはよく知られているが、

社会イノベーション研究

表1 モデル1による貧困世帯リスクについてのパラメータ推計値
(二人親世帯を基準とするオッズ比)

末子年齢	n	n(離別母子)	Exp(β)		
			離別母子	死別母子	母就業
0 5	54	4	13.47		1.97
0 6	102	4	12.14		2.67
0 7	157	9	12.23		2.38
0 8	206	13	20.64		2.61
0 9	248	16	30.87		2.83
0 10	294	19	38.75		2.26
0 11	332	26	29.83		2.40
0 12	372	31	20.83		1.88
0 13	416	34	24.41	26.16	1.77
0 14	454	42	24.41	26.16	1.77
0 15	498	47	17.94	26.55	1.86
0 16	542	51	17.07	63.53	1.80
0 17	588	60	17.64	92.01	1.44
0 18	628	60	18.63	47.25	1.37
0 19	676	63	17.76	23.31	1.36
0 20	716	66	16.52	29.11	1.48
0 21	757	69	15.20	35.93	1.51
0 22	809	73	16.32	22.26	1.55
0 23	842	75	15.91	23.98	1.51
0 24	885	77	15.95	19.63	1.44
0 25	916	82	14.39	16.21	1.30
0 26	947	84	13.87	14.50	1.08
0 27	978	85	13.76	13.43	0.99
0 28	1024	86	13.00	15.09	1.00
0 29	1061	87	12.91	14.04	0.91
0 30	1084	90	12.52	13.34	0.83
0 31	1118	93	12.32	9.43	0.89
0 32	1144	95	11.31	8.20	0.86
0 33	1172	99	10.68	8.79	0.82
0 34	1194	100	10.65	9.42	0.82
0 35	1227	102	10.31	9.77	0.81
0 36	1262	106	9.72	8.49	0.72
0 37	1283	108	8.98	7.17	0.69
0 38	1316	109	8.95	6.96	0.51
0 39	1337	111	9.79	7.26	0.65
0 40	1365	113	8.96	6.93	0.62
0 41	1382	113	8.93	6.94	0.61
0 42	1412	114	8.76	6.82	0.63
0 50	1502	118	8.17	6.26	0.57

ライフサイクルと貧困

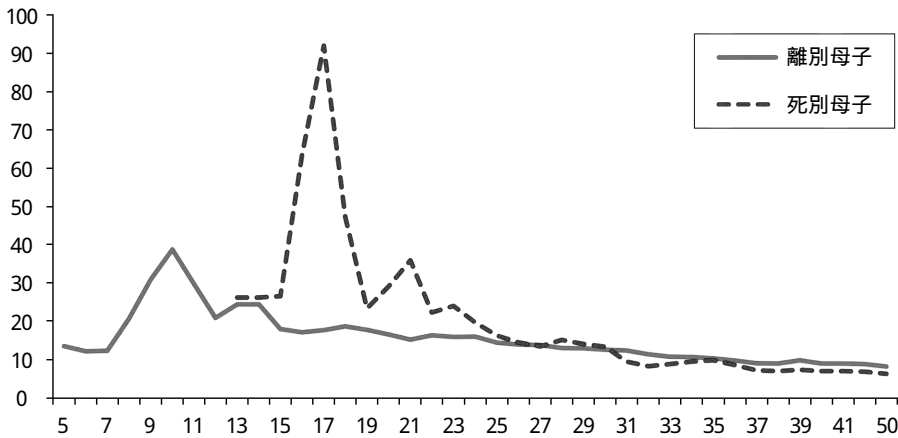


図1 未子年齢段階別にみた離別・死亡母子世帯の貧困リスク（オッズ比）の推定値

にもかかわらず貧困率が高いことも知られている（日本労働研究機構，2003）。まずは交互作用を含めない単純なモデルからライフサイクル上の変化を推定してみよう。

表1はこのモデルを適用して得られた独立変数の回帰係数についてのパラメータ推定値をオッズ比 ($\exp(\beta)$) の形で示したものである。たとえば，離別母子世帯の推定値は，レファレンスである二人親世帯に比して貧困世帯の出現率が何倍であるかを示している。表の「未子年齢」とは分析対象となった標本の未子年齢の範囲を示している。最初の未子年齢0-5歳から，標本は順次未子年齢を1歳ずつ増加させており，それぞれの標本に対して同一のモデルが適用されている。数字が記入されていない箇所は，当該の標本（死別母子世帯）が標本中に存在しないことを意味している。このように分析のたびに標本数が変わるため，パラメータ推定値の有意性検定はあまり意味を有さないため，有意水準表記などは省略している。表1で示された離別母子世帯，死別母子世帯のオッズ比の変化を図1に示す。

まず離別母子世帯のオッズ比についてみると，一貫して高いが，最初の変化は未子0-8歳で生じている。この時点で貧困リスクは大きく高まり，0-10歳でピークに達する。以降はややリスクは減少しつつも，0-15歳でオッズ比が20を下回り，減少が大きくなる。その後はゆるやかに漸減していき，0-25歳で15を下回る。次の大きな変化は0-35歳で，オッズ比は10を下回る。このように，離別母子世帯については未子0-7歳の乳幼児・育児期，未子8-15歳の義務教育期，16-24歳の青年期，25-35歳の脱青年期，36歳以降の中

年期，に段階を区分でき，8 - 15 歳に貧困リスクが大きくなる。

つぎに，死別母子世帯は標本数が少ないために参考程度の情報と見るべきだが，一般的に離別母子世帯よりもオッズ比の値が大きい。常識的には遺族年金など所得保障は死別母子世帯のほうが充実していると考えられるが，ここでの結果はそれに反している。結局，死別によっても急激な世帯収入の減少が生じており，子どもが在学中の期間は貧困リスクが高いようだ。

両者に比較すると母就労の効果はずっと小さく，最大でも末子0 - 9 歳時の2.83である。

この点は後の分析でも考察対象となるが，一般に離婚後の母子世帯はそれ以前の世帯と比して大幅な所得の低下を経験する。末子0 - 7 歳という就労がきわめて難しい時期に貧困リスクがそれ以降よりも小さい理由は，おそらくはこの時点で離婚できる女性は相対的に所得が高いか，経済的に安定している実家への同居が可能な者に限られる結果ではないかと思われる。子どもが小学校に入学以降，こうした条件にない者も自らの就労可能性を考慮して離婚を選択するようになると考えられる。

こうしたセレクション効果（未就学児を抱えた状態で離婚できるのは離婚後の経済的な安定があるもののみ）を仮定すると，母子世帯の貧困の問題が顕在化するのはいずれ子どもが小学校にあがってからの時期であるということになる。また，離別と死別にはどちらも貧困リスクが大きく，どちらも離別や死別に伴い急激な世帯所得の低下が発生し，それに対する社会手当や遺族年金などによる対応には限界があることが示唆された。

以上に示された末子年齢による差異に注目して標本を分割し，それぞれにモデル1を適用した結果が表2である。結果はこれまでの考察と一致したものとなっている。離別母子がもっとも高い貧困リスクを示すのは末子8 - 14 歳である。それ以前，それ以降も二人親世帯に対するオッズ比は高いが，末子小学生から中学卒業までのこの時期は突出している。ちなみに，相対的貧困率を算出すると末子年齢段階別に33.3%，44.9%，21.2%，6.2%，16.0%となる。

以上の傾向は死別母子世帯についても同様である。離別にせよ，死別にせよ，世帯所得が低い場合には子どもが（それが学生をしながらかどうかはわからないが）中卒後就労することで家計がそれ以前よりも幾分か安定している状況がうかがえる。こうして子どもたちに労働可能性が低い末子小学生から中学生の時期がもっとも貧困のリスクが高いことを確認できた。ちなみに8 - 15 歳の貧

ライフサイクルと貧困

表2 末子年齢段階別にみた貧困率に対する二項ロジットの推定結果

独立変数	Exp(β)				
	末子0-7歳	末子8-14歳	末子15-24歳	末子25-31歳	末子32-50歳
定数	.02***	.03***	.03***	.12***	.22***
離別母子	12.23***	39.19***	8.71***	2.77	1.26
死別母子		44.58*	18.03***	2.61	2.10
就業	2.38	0.89	1.03	0.20*	0.26**
Nagelkerke R ²	.102	.397	.185	.104	.085

*P < 0.5 **p < 0.1 ***p < 0.01

困は Rowntree (1901) が見出した結果と完全に重複する。また、これはしばしば森岡清美や鈴木栄太郎が言及する「長子の 15 は貧乏の峠、末子の 15 は栄華の峠」という農村直系制家族についての慣用語とも対応する。本研究は末子を扱っているが、離別母子世帯の場合は子ども数が少ないことが多く、末子 8 - 15 歳は長子 8 - 15 歳と大きく重複する。

これに比して就労の効果ははるかに小さい。皮肉なことに、貧困リスクが高い末子 0 - 7, 8 - 14, 15 - 24 の 3 時点では就業の効果は有意ではなく、就業が世帯の所得を改善しているとは言えないことがわかる。

4.2 世帯所得の変化

つぎに、ライフステージと世帯所得の変化について分析をおこなう。従属変数 Y は世帯所得であるがここではパラメータ推定値の解釈をしやすくするために等価所得ではなく、粗所得をもちいる。モデル式は以下である。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_1 X_3 + \varepsilon_i \quad [2]$$

ここで、 X_1 は離別母子世帯、 X_2 は死別母子世帯（レファレンスは二人親世帯）、 X_3 は母就労で先の式 [1] と同様に forward 法による recursive regression を適用する。ただし、ここでは離別母子世帯と母就労の交互作用項を投入している点が [1] のモデルとの違いである。交互作用項を投入する目的は、就労が離別母子世帯の所得に対して有する効果をより正確に理解するためである。なお、推定は OLS を用いる。この結果を表 3 に示す。

表 3 の定数は二人親世帯で母専業主婦の世帯の平均所得を示している。離別母子世帯の主効果はレファレンスである二人親世帯との条件付き平均値の差と

社会イノベーション研究

表3 世帯所得を従属変数とした重回帰分析の結果（非標準化偏回帰係数）

年齢	定数	離別母子	死別母子	母就業	離母×就業
0 5	609 .071	351 .571		48 .989	443 .511
0 6	611 .715	354 .251		65 .593	426 .907
0 7	623 .923	366 .423		55 .061	182 .439
0 8	637 .979	380 .479		32 .378	109 .668
0 9	644 .925	387 .425		39 .146	51 .568
0 10	657 .850	486 .184	250 .852	41 .297	110 .474
0 11	669 .951	495 .284	257 .397	25 .652	122 .464
0 12	665 .000	493 .333	253 .534	31 .466	150 .617
0 13	668 .638	496 .972	197 .773	29 .290	143 .876
0 14	671 .405	499 .738	212 .192	40 .787	111 .392
0 15	673 .614	432 .364	211 .411	37 .797	75 .139
0 16	677 .493	436 .243	315 .644	39 .727	66 .789
0 17	683 .801	447 .968	396 .119	43 .090	62 .003
0 18	690 .341	454 .507	417 .957	42 .021	63 .072
0 19	696 .748	460 .915	381 .451	37 .153	66 .926
0 20	704 .167	468 .334	413 .394	38 .402	73 .098
0 21	708 .857	473 .023	426 .526	38 .003	86 .322
0 22	717 .493	476 .243	408 .501	31 .899	85 .390
0 23	715 .756	462 .423	411 .761	43 .906	59 .655
0 24	716 .118	462 .784	356 .381	53 .268	54 .501
0 25	716 .137	462 .804	318 .964	57 .376	52 .373
0 26	715 .100	461 .767	330 .891	60 .359	66 .374
0 27	716 .223	462 .890	320 .845	59 .162	67 .175
0 28	715 .016	461 .683	330 .964	59 .660	64 .994
0 29	713 .704	460 .370	289 .419	61 .934	68 .771
0 30	708 .499	455 .166	294 .563	66 .097	69 .520
0 31	703 .604	450 .271	297 .156	70 .497	68 .074
0 32	705 .236	451 .903	289 .874	67 .865	75 .546
0 33	702 .111	349 .803	302 .017	69 .844	25 .408
0 34	705 .035	338 .606	309 .010	65 .809	35 .493
0 35	703 .070	344 .403	311 .332	68 .097	31 .706
0 36	698 .314	346 .439	304 .558	72 .530	35 .127
0 37	693 .333	341 .458	283 .210	75 .241	36 .518
0 38	689 .549	337 .674	271 .323	78 .583	39 .221
0 39	687 .377	368 .210	277 .037	80 .412	8 .342
0 40	680 .927	348 .677	279 .745	86 .913	27 .926
0 41	680 .363	348 .113	271 .595	87 .572	28 .585
0 42	681 .109	352 .775	269 .915	86 .756	23 .853
0 50	674 .888	346 .488	261 .289	93 .939	31 .103

なるため、その推定値の絶対値は実質的には二人親世帯の父の就労の効果を意味する。最初の大きな変化は前述の分析と同様に、9歳と10歳の間に示される。次の非連続性は子ども（末子）が就労可能になる14 - 15歳の間に示され

る。これ以降は32 - 33歳間に100万円近い差が示される。このように、離別母子世帯のライフステージは大きく3つに区分されるが、その内実は母就業および離別母子世帯と母就業の交互作用効果から明らかになる。

交互作用の最初の大きな非連続性は6 - 7歳間に現れる。6歳までは母子世帯で就労している場合の所得が400万円以上と非常に高いが、それ以降は200万円を下回る。これは、末子が未就学の状態で離婚する母親たちは、自身が稼得能力の高い者か、もしくは経済力のある実家に同居しながら就労していることを意味する。7歳以降の就業の効果の小ささは、専業主婦だった者や所得が低い者、同居可能な実家を持たない者などがこの時期から離婚を選択しだしていることを推察させる。次の非連続性は14 - 15歳間であり、15歳以降は就労の効果がより小さなものとなる。これは、子どもの就労が可能になったために低い所得の就労でも生活が成立することをおそらく意味している。そうであれば、離別母子世帯の子どもたちが中学卒業と同時に（高校に進学している場合を含めて）自ら就労することで家計を支えている姿が浮かび上がる。

続く32 - 33歳間の差異はかなり異質である。ここでは交互作用のパラメータ推定値が一挙にマイナスの値をとる。この時期の離別母子世帯での就労は、かえって所得を減じるということになるが、この背景には定年退職がこの時期発生することを想定せざるを得ない。末子の誕生が母32 - 33歳ころだと想定すると、末子32 - 33歳のこの時期が定年退職期にあたる。年金の受給資格などを有している場合は退職後も一定の所得が保障されるため、定年退職後の再就労の必要性は大きくはない。が、そうでない場合には何らかの形で就労を継続しなければならない。これ以降の離別母子世帯の母の就労は、そうした就労しなければならない状況の裏返しである可能性が高く、就業形態は非正規雇用を中心としたより周辺性の高いものであると考えられる。

死別母子世帯は死別母子世帯とはやや異なった結果が得られた。全般的に死別は離別よりもパラメータ推定値は小さな値を示し、離別が末子中高生のころに二人親世帯との所得格差が大きくなるのに対して、この傾向は弱い。ただし、標本数が少ないために、この知見には踏み込まないでおく。

母就労の効果は概して小さく、末子11 - 13歳の期間ではたかだか年額30万程度である。それ以前も以降も就労による所得の上昇効果は低く、離別母子世帯×母就労の交互作用を含めても、夫不在・死別の影響を相殺するには程遠い。これは、母親の就労が男性稼得者に比して非正規を中心とした周辺性の高いも

のであることを改めて示している。

4.3 世帯所得の推定

以上の結果から、母無職の離別母子世帯、母有職の離別母子世帯についての所得を推定できる。比較のために母無職の死別母子世帯および母無職の二人親世帯についても世帯所得の推定を行った。あわせて離別母子世帯における母の就労所得の推定も行った。この結果が表4である。浮沈をより分かりやすくするために、これをグラフ化したものが図2である。

注意が必要なのは、recursive regression を用いた推定であるために、世帯所得はある末子年齢に対応した推定値ではなく、末子0歳からその年齢までの世帯所得の推定値であるという点である。末子年齢に対応した世帯所得を算出する場合には各年齢ごとに一定の標本数を必要とするが、現実にはその確保は難しく、小標本法を用いざるを得ない。しかし、recursive regression を用いた場合にはそれ以前の標本を含めて推定がなされるため、推定自体は大標本法を用いることができる。ただ、その結果は所得の変化を見るために用いられるべきものであり、所得の変化を示す大まかな指標と考えるべきである。

さて、図3から明らかのように、全体の中でもっとも所得が低い状態を示すのが母無職の離別母子世帯である。とりわけ末子10-14歳の小学校高学年から中学生の時期にかけて、所得の低い状態が出現する。この時期の所得の低さは通塾や高校進学などと大きく関連することが予想され、問題性が大きいといえるだろう。全体の区分は0-9歳の低所得期、10-14歳の最低所得期、15-32歳の低所得安定期、33歳以降の安定期、の4段階におよそ区分できるようだ。二人親の母無職世帯と比較するとその差は大きく、300万円から400万円の差異が常に観察される。

離別母子世帯では無職に比して、就労している場合には末子未就学の時期を除けば所得の推定値は100万円ほど高い状態で推移していく。既述のように末子未就学で就労しているケースは非常に所得が高く（ただし本人の所得ではない可能性もある）、特殊な条件にあることが推察できる。しかし、末子7歳以降は大きな変化は見られない。

死別母子世帯は標本数が少ないために注意が必要だが、末子13歳以降は母就業の離別母子世帯と同じか、やや下回る水準で推移する。一部の時期を除けば、就業の有無にかかわらず離別母子世帯は二人親世帯との所得格差が大きく、

ライフサイクルと貧困

表4 回帰モデルによる世帯年収および就労所得の推計値(万円)

末子年齢	離別母子 無職	離別母子 母就業	死別母子 母無職	二人親母無職	離別母子世帯 の就労所得
0 5	257 500	750 000		609 071	492 500
0 6	257 464	749 964		611 715	492 500
0 7	257 500	495 000		623 923	237 500
0 8	257 500	399 546		637 979	142 046
0 9	257 500	348 214		644 925	90 714
0 10	171 666	323 437	908 702	657 850	151 771
0 11	174 667	322 783	927 348	669 951	148 116
0 12	171 667	353 750	918 534	665 000	182 083
0 13	171 666	344 832	470 865	668 638	173 166
0 14	171 667	323 846	459 213	671 405	152 179
0 15	241 250	354 186	462 203	673 614	112 936
0 16	241 250	347 766	361 849	677 493	106 516
0 17	235 833	340 926	287 682	683 801	105 093
0 18	235 834	340 927	272 384	690 341	105 093
0 19	235 833	339 912	315 297	696 748	104 079
0 20	235 833	347 333	290 773	704 167	111 500
0 21	235 834	360 159	282 331	708 857	124 325
0 22	241 250	358 539	308 992	717 493	117 289
0 23	253 333	356 894	303 995	715 756	103 561
0 24	253 334	361 103	359 737	716 118	107 769
0 25	253 333	363 082	397 173	716 137	109 749
0 26	253 333	380 066	384 209	715 100	126 733
0 27	253 333	379 670	395 378	716 223	126 337
0 28	253 333	377 987	384 052	715 016	124 654
0 29	253 334	384 039	424 285	713 704	130 705
0 30	253 333	388 950	413 936	708 499	135 617
0 31	253 333	391 904	406 448	703 604	138 571
0 32	253 333	396 744	415 362	705 236	143 411
0 33	352 308	396 744	400 094	702 111	44 436
0 34	366 429	396 745	396 025	705 035	30 316
0 35	358 667	395 058	391 738	703 070	36 391
0 36	351 875	389 278	393 756	698 314	37 403
0 37	351 875	390 598	410 123	693 333	38 723
0 38	351 875	391 237	418 226	689 549	39 362
0 39	319 167	391 237	410 340	687 377	72 070
0 40	332 250	391 237	401 182	680 927	58 987
0 41	332 250	391 237	408 768	680 363	58 987
0 42	328 334	391 237	411 194	681 109	62 903
0 50	328 400	391 236	413 599	674 888	62 836

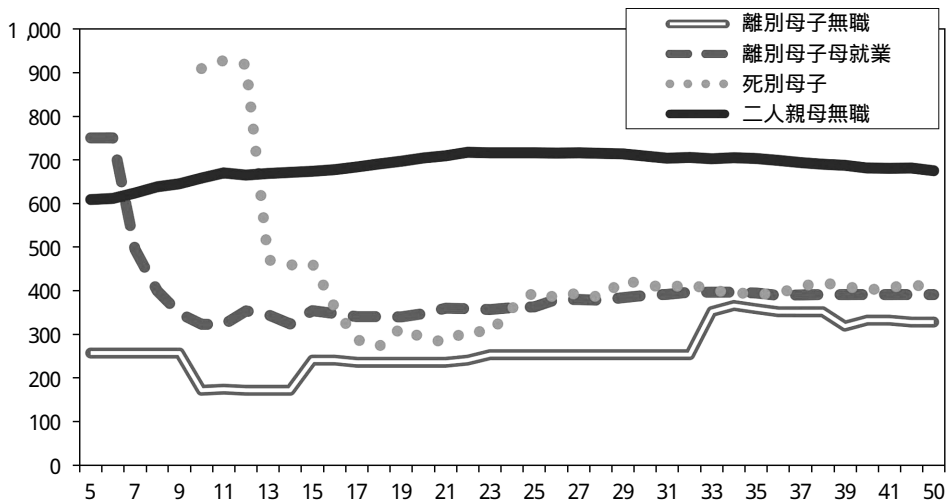


図2 末子年齢段階別にみた表2による世帯所得の推計結果

また死別母子世帯も格差自体は大きい。

式 [2] のモデルを、従属変数を等価世帯所得に変えて再推定し、結果を図示したものが図3である。図中には2009年当時の貧困線である125万円を引いている。まず目に付くのは、母無職の離別母子世帯において、末子10-14歳の時期に貧困線を下回っている状態が観察されることである。既述のように、乳幼児を抱えた時期よりもこの時期に離婚を選択する女性が出現しやすく、離別直後に貧困状態が出現しやすいことを意味している。この時期は子どもの教育やライフコースに与える影響も大きく、貧困の問題の解決がより求められる。また就労の効果は小さく、とくに末子成人以前の時期についてみればその効果は限定的なものでしかない。就労による自立を求めることは避けられないとしても、簡単ではないことが理解できる。

以上の結果をもとに、標本を末子0-9歳、10-14歳、15-32歳、33歳以上、の5群に区分してOLSによる重回帰分析を行った結果を表5に示す。結果はこれまでの考察と一致するが、特筆すべきは末子10-14歳で離別母子世帯のパラメータ推定値の絶対値が定数のそれと同じ値を示していることである。このことは母が就労していない場合、世帯所得の平均値は0円という推定になり、この時期の離別母子世帯の貧困の深刻さが際立っている。

4.4 母子世帯の母の就労所得

表4において母子世帯の母の就労所得の推定値を示したが、最後にこれを分

ライフサイクルと貧困

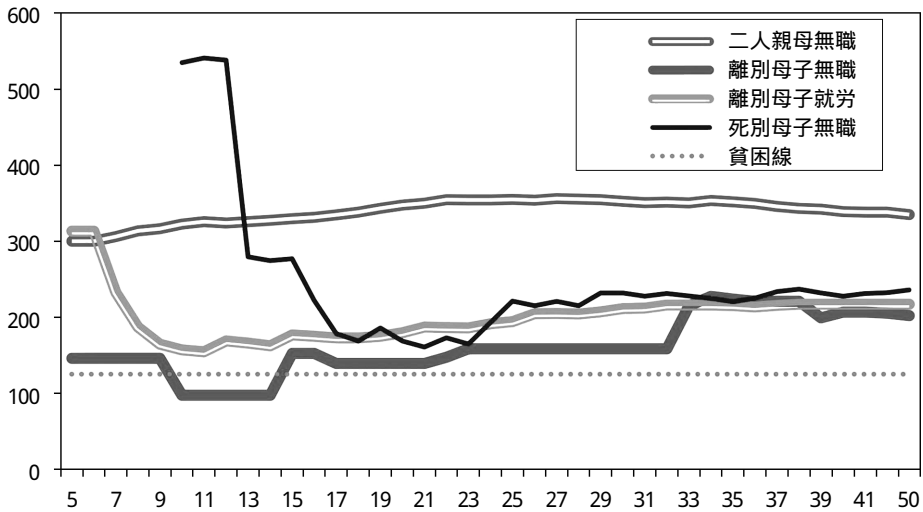


図3 末子年齢段階別に見た等価世帯所得の推計結果と貧困線

表5 末子年齢段階別重回帰分析 (OLS) の結果

独立変数	β			
	末子0 9歳	末子10 14歳	末子15 32歳	末子33歳以上
定数	644.925***	801.220***	758.208**	555.307***
離別無配偶	387.425	801.220*	464.047**	184.682
死別無配偶		255.752	350.934***	146.536*
母就労	39.146	45.468	80.518	153.475**
離別 × 母就労	51.568	355.668	82.549	200.329
R ²	.041	.190	.119	.093

析してみよう。就労所得は母就労の主効果と、離別母子世帯 × 母就労の交互作用の和である。図4は表4の結果を示したものであるが、社会保険料納付の際に3号被保険者(2号被保険者の被扶養配偶者)の対象となる所得境界値の130万円の金額も表示している。母子世帯の母の場合、夫が存在しないために3号被保険者の資格は有しないはずだが、この結果をみると130万円を上回っているのは末子7歳ころまでと10-15歳くらいの時期のみであり、あとは130万円近傍の値を示している。この数値は何を意味するのだろうか？就労所得はきわめて少額であることはこれまで述べてきたとおりだが、逆に就労の選択肢が年収130万円近傍のものが多いという結果ではないだろうか。

そうであるなら、従来、3号被保険者の制度が(その制度ゆえに非正規雇用が選択されるために)女性の正規雇用への就業を妨げていることが指摘されて

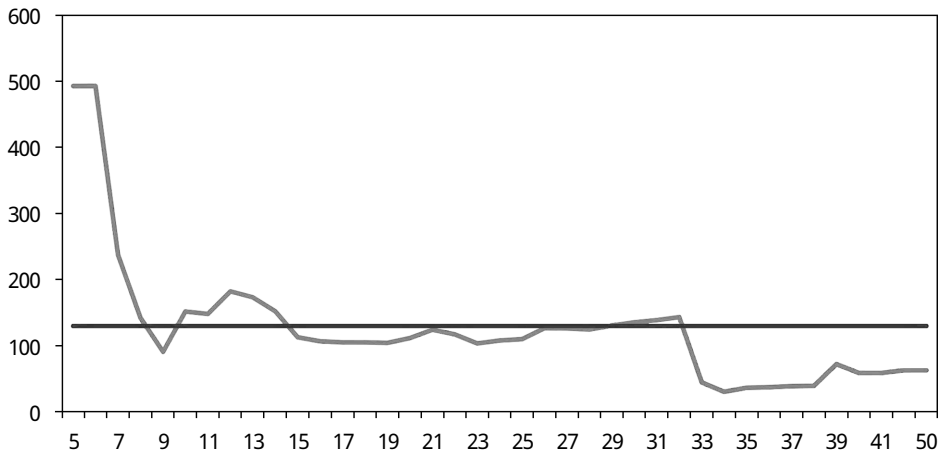


図4 末子年齢段階別にみた離別母子世帯の母の就労所得の推定値

きたが、この影響は母子世帯にも違った形で及んでいることになる。専業主婦が離婚を経て再就労することは簡単ではなく、そうした中で就労可能な仕事は専業主婦による就労を前提として用意された、年収130万円未満のものに限られてしまうのではないかと推察される。以上の結果はこうして再就労する女性の職業が二人親世帯を標準として形成されてしまい、離別した女性にとって就労による経済的自立が簡単ではないことを示唆している。

5 終わりに

以上、recursive regression を用いて、とくに母子世帯を対象にライフサイクル上の所得の浮沈を分析・考察した。

全体を通して、子どもの進学や進路決定に重要な小学校高学年から中学校の時期に母子世帯の貧困リスクは大きくなるようだ。その最大の原因は、それ以前は子どもがまだ幼少であり、母親自身の就労が困難であるために離婚自体が簡単ではないことにある。とくに未就学の子を抱えて離婚した場合には、自分の実家などに同居するなどの方法がとられていることが多く、そうでない場合には離婚する時期を遅らせるなどの対応がされているように推測される。

こうして、ある程度子どもが大きくなった時期に離婚が選択される。そのうえで母親は再就労を目指す、就業は簡単ではなく、標準的なものは専業主婦を前提とした非正規雇用であり、そのために年収が130万円程度にとどまるも

のが多いと考えられる。この点は3号被保険者制度の意図せざる逆効果が示された、といえるのかもしれない。

方法論的な側面では、recursive regression を用いることで時間的なパターンの変化をとらえる可能性を示すことができた。ただし、一般に回帰分析をこのように使用した場合、パラメータ推定値は末子年齢に対応した標本数の影響を受ける。時系列分析のように年次と1測定対象が対応している場合はこの問題が統制されているといえるが、本研究の場合にはこの問題を厳密にクリアしていない。厳密に対応するには、標本数のウェイトをかけるべきであるが、本研究に限って言えば末子年齢別の標本数自体の差異はそれほど大きくないため、結果に与えた影響はそれほど大きいとはいえない。逆に言えば、時間的な変化を追う場合に、時間単位に対応した標本数がそれほどばらつかない場合ならば、recursive regression は適用できると考えられる。

註

- 1) NFRJ08 データの利用にあたっては東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから個票データの提供を受けた。

文献

- 阿部 彩, 2008 『子どもの貧困 日本の不公平を考える』岩波書店。
- 中鉢正美編, 1976. 『高齢化社会の家族周期』至誠堂。
- Griffin, Larry J. and Larry W. Isaac, 1992. Recursive regression and the historical use of “time” in time-series analysis of historical process. *Historical Methods*, 25(4): 166-179.
- 稲葉昭英, 2010 「NFRJ08 のデータ特性：予備標本・回収率・有配偶率」『家族社会学研究』22 (2): 226-231 .
- 厚生労働省, 2011 「平成 22 年国民生活基礎調査の概況」。
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa10/2-7.html>
- 森岡清美, 1973 『家族周期論』培風館。
- 日本労働研究機構編, 2003. 『母子世帯の母への就業支援に関する研究』日本労働研究機構。
- Rowntree, Seebohn B., 1901. *Poverty: A study of town life*. Macmillan.
- 鈴木栄太郎, 1940 『日本農村社会学原理』日本評論社。
- 田中重人, 2009 「NFRJ08 標本抽出と調査実施」『家族社会学研究』21(2): 208-213 .

