

低所得世帯とその属性について

坂口 尚文

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

政治的な課題としても、またメディアの関心事としても、所得格差の議論が近年、注目を集めてきている。特に昨今の議論の中で注目すべき現象の一つとして、一時点の所得格差だけでなく、格差の固定化を懸念する声が高まっていることがあげられる。

データを用いてこの固定化の傾向を示すには、所得をいくつかの分位に分けて、各分位に所属する世帯がその後どの分位にどの程度移動するかを追跡することにより固定化を計測する方法がある。このような方法を用いた先行研究としては、財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」(以下、家計研パネル調査)を用いた樋口他(2003)、太田・坂口(2004)などがあげられる。このような分析は直感的でわかりやすい長所がある半面、どのような属性をもつ世帯が所得階層間を頻繁に出入りしているのか、あるいは留まったままているのかが、依然、ブラックボックスになったままという問題が残っている。属性について何も情報を与えないことは、この分析方法の大きな欠点といえる。なぜならば、低所得状態にとどまる層に対する効率的、かつきめ細かい対策を検討する場合には、低所得層に陥りやすいのはどのような属性をもつ層なのか、あるいは低所得層から抜け出しにくいのはどういった属性をもつ層なのかといったことを的確に把握する必要があるからである。そこで本稿では、これらの問いに答えるべく、個人およびその世帯の属性と相

対的な所得状態の関係について、家計研パネル調査を用い、明らかにする。

本稿の構成は、以下の通りである。続く第2節では、これまでの先行研究と今回使用するモデルの解説を行う。以降、第3節では使用するデータの解説を、第4節では推計結果とその解釈を、第5節は本稿のまとめと課題について述べる。

2. 先行研究と使用するモデル

(1) 先行研究

日本では、個々の世帯レベルで、経時的に所得状態がどのように推移しているかといった、動学的な視点からの分析例は多くはない。その大きな理由の一つが、個人レベルでの動学分析を可能にするパネル調査が、長い間、実施されてこなかったことにある。

一方、比較的早い時期からパネル調査を実施してきた欧米では、動学的に分析した事例は数多く存在する。低所得層の分析については貧困の問題とリンクして記述されることが多い。Aassve et al. (2006)では、貧困に関する研究の分析手法を次の5つに大まかに分けている。それは(a) Components of varianceモデル(b)ハザード関数モデル(c)マルコフ推移モデル(d)動学的離散選択モデル(e)要因分解、である。各分析の簡単な説明は以下の通りである。

(a) Components of variance モデルは、個人の所得の変動を永続的な部分と一時的な部分に分解し、一時的なショックによらない個々の世帯所得

の分布上の位置を評価するものである。低所得層に関する実証分析では低所得状態に陥るかどうかがといった二値データに情報を集約してしまうことが多いが、この分析では実際の所得額の変動を描写できるという利点がある。ただ一方で、この分析では所得額そのものの変化しか捕捉できず、異時点間で異なるであろう各世帯の特性値や世帯構成の変化をモデルに組み込めないという欠点がある。

(b) ハザード関数モデルは、低所得状態にある世帯が貧困から抜け出すまでの期間を推定するモデルである。ただ、低所得に関する問題点の一つは、その世帯が一度は低所得状態を抜け出しても、程なくしてまた再び低所得状態に陥りやすいことにある。単純なハザード率モデルでは、低所得状態を抜け出すまでの期間に焦点をあてていたため、このような状態間の相互移動は考慮されていなかった。Stevens (1999) のモデルでは、この貧困および非貧困状態の継続期間、およびその状態間の出入りについて複数の方程式を用いることで、貧困状態への再度の出入りを含む複数期間に及ぶ状態のダイナミクスを記述している。

(c) マルコフ推移モデルは、来期の所得状態が今期の状態のみに依存する、異時点間の状態推移の関係に単純マルコフ性を仮定したモデルである。このような比較的、条件の強い単純マルコフ性の仮定を置くことにより、ある時点での個人の所得状態および異時点間での所得状態の推移に、年齢や学歴といった個人属性がどのような影響を与えているか具体的に推計することが可能となる。この分析の代表的な例はCappellari and Jenkins (2004) によるものである。ただし、1期前の状態に依存するといった単純マルコフ性の強い仮定は、共変量の2期、3期前の影響といった貧困のラグを伴う構造を表出できず、また逆に即時的な影響も考慮できないという制約がつきまとうことになる。

(d) 動学的離散選択モデルは、動学と離散選択の名前が示す通り、異時点間 (= 動学) の状態 (= 離散選択) 変化の推移に着目したものである。また離散選択であるため、その状態空間は有限個

の所得状態で構成される。これらの意味では、動学的離散選択モデルは上記のマルコフ推移モデルも包含している。

近年の動学的離散選択モデルで特筆すべき分析として、各状態間の依存性を考慮したBiewen (2004) のものがある。ある時期にいったん貧困状態に陥ってしまうと、その人の雇用状況や世帯形成にも少なからず影響が及ぶことになる。これらの間接的な影響を通じて、過去に貧困であったこと自体が、今現在、貧困であるか否かといった状態にも大きな影響を及ぼしていることが考えられる。Biewenのモデルでは、今期の貧困状態を、過去の貧困状態に依存する部分と個々人の属性の違いによって説明できる部分とに分け、より正確なパラメーターの値を推定しようとしている。

(e) 要因分解による手法は、貧困率の変化をいくつかの要因 (世帯構成および人口動態の変化、賃金構造の変化、労働力率、給付水準等の福祉政策の内容) に分け、それらが貧困率の変化にどの程度寄与しているかを評価するものである。さらには、他の条件を一定としたもとの、例えば給付水準を変化させたとき、それが貧困率にどの程度の効果を有するかといった政策的含意を導くことも可能である。直感的に把握できるものの、この手法ではその要素間自体の関係が不変であるといった強い前提が強いられる。世帯構成の変化は労働力率の変化に影響を与えるであろうし、労働力率の変化はまた賃金構造の変化にも影響を与えることにもなる。ただ要因分解による分析では、その算出方法上、分解した要因が互いに独立なものとして扱われることになる。

(2) 使用するモデル

どのような属性を持つ人が低所得状態に陥りやすいのか、あるいは低所得状態のままなのか。本稿ではこれらの問いに回答するために、所得状態のダイナミクスを記述する上記の既存モデルのうち、マルコフ推移モデルを用いて分析を行うことにする。確かに単純マルコフ推移モデルには上にあげた2期以前の状態をモデルに組み込めないといった欠点もある。ただ本稿の目的としては、

家計研パネル調査を用いた既存の階層間移動の分析について、どのような属性をもつ世帯が低所得層を出入りしているかを明らかにすることも含まれている。このとき、各年度の各所得分位を状態空間と捉えれば、各年別にみた世帯の階層間移動の図式は単純マルコフ過程の枠組みにそのままあてはまる。よって、所得の階層間移動を説明するにはマルコフ推移モデルが他の手法よりも自然であり、また直感的にも分かりやすいものになる。なお、今回使用するモデルの基本的な構造は Cappellari and Jenkins (2004) に倣っている。

さて、基本となる方程式は、任意の世帯が低所得状態に移行する確率に対して、年齢や学歴といった属性や世帯員の就業状態といった要因がどの程度の影響を与えているかを示すプロビット方程式である。今回の分析では、低所得状態を所得を5つの分位に分けたときの最下位分位（第Ⅰ分位）と設定する。よって、状態空間はその世帯所得が第Ⅰ分位に位置するか否かの2つの状態から構成される。また単純マルコフ性の仮定から、当期の所得状態に位置する確率、例えば低所得に位置する確率は、全確率の公式からその状態を前期の状態と条件付けた確率の総和になる。この性質から状態推移を表すプロビット方程式は、前期の状態（本稿の場合は低所得に位置したか、そうでなかったか）によって係数を変える方程式として記述する。

家計研パネル調査は対象数が3,000弱と大きな調査ではない。サブグループに分けてデータを作る場合、一定数のデータを確保ができないことがある。そのため、今回はある隣接2年度だけのデータを用いるのではなく、複数年度の2カ年データをプールして、それをあたかも同一時点での隣接2期間データとみなして扱う。

しかしながら、プーリングしたデータを用いる場合、異時点の同じ対象世帯のデータを同一の組上で扱うことになる。つまり、同一世帯ばかりが第Ⅰ分位に集まり、バイアスのかかった条件付き推移を算出してしまふ可能性を考慮しなければならない。推計したいものは、あくまで他の条件を一定としたもとでの、任意の世帯における状態推

移の状況である。

そこで基本となる状態推移式に加えて、前期の状態、すなわち状態推移の条件にあたる初期状態式を連立させ、両方程式の誤差項の相関を考慮することにより、プーリングしたデータの使用に伴う推計値のバイアス問題を回避する。

二本の方程式の具体的な記述は、おのおのの潜在変数に対して以下の通りに設定する。

初期状態式

$$p_{it-1}^* = \beta' x_{it-1} + \mu_i + \delta_{it-1}$$

$i=1, \dots, N$ は各世帯を示す添字であり、 x_{it-1} は説明変数ベクトル、および β はその係数のベクトルである。 μ_i は観測されない各世帯固有の効果で、 δ_{it-1} は（直交）ホワイトノイズである。この2つを足し合わせたものと誤差項 u_{it-1} として推計では扱う。また u は正規分布に従うものと仮定する。潜在変数 p_{it-1}^* が0を超えたとき、前期の状態は低所得状態であるとする。

状態推移式

$$p_{it}^* = [(P_{it-1})\gamma_1' + (1-P_{it-1})\gamma_2'] z_{it} + \tau_i + \zeta_{it}$$

初期状態式と同様、 $i=1, \dots, N$ は各世帯を示す添字であり、 z_{it} は説明変数ベクトル、および γ_1, γ_2 はその係数ベクトルである。今期の所得状態を前期の所得状態の条件付き確率として考えるため、前期の所得状態（低所得状態のとき $P_{it-1}=1$ ）で異なる係数を持たせるようにしている。 τ_i は観測されない各世帯固有の効果で、 ζ_{it} は（直交）ホワイトノイズである。この2つを足し合わせたものと誤差項 ε_{it} として推計では扱う。また ε は正規分布に従うものと仮定する。初期状態と同様、 p_{it}^* が0を超えたとき今期の所得状態は低所得状態であるものとする。

そして初期状態式の誤差項 u_{it-1} と状態推移の誤差項 ε_{it} の相関は、 $\delta_{it-1}, \zeta_{it}$ をホワイトノイズと仮定したため、両方程式での観測されない世帯固有の効果同士の相関にほかならない。この相関の値が高いほど、式の関係から、観測されない世帯

図表-1 記述統計量

	平均値	最小値	最大値	第1四分位	第3四分位
夫の年齢	40.5	27	60	37	44
世帯所得 (万円)	696.7	60	2,729	496	854
等価所得 (万円)	362.8	40	1,768	250	445
貯蓄 (万円)	430.4	0	6,000	50	500
子ども数	2	0	7	2	2
	割合	対象数 1,220			
夫自営業率	13%				
妻有職率	52%				
妻正規従業員	12%				
妻非正規従業員	32%				
妻自営業	9%				
子ども3人以上	23%				
東京23区および政令指定都市	25%				
町村	11%				

図表-2 分位間の移動数

前期	当期	
	第I分位	第I分位以外
第I分位	129	90
第I分位以外	83	918

固有の効果が前期の所得状態と推移確率に強い影響を与えていることになる。

なお、このような多方程式プロビットモデルから得られる尤度関数の積分値を、解析的に解くことはやや複雑であり、また従来の最尤法では推計値にバイアスが発生することが知られている。Cappellari and Jenkins (2004) による改良した最尤推定を用いた分析も存在するが、本稿では確率シミュレーションによるモンテカルロ積分、いわゆるマルコフ連鎖モンテカルロ法を用いて、解の算出にまつわる問題を回避することにする。そのため、推計は事後分布を最大化させるベイズ推定の枠組みで行われる。

3. 使用データ

今回の分析の焦点となる各世帯で見た所得分位間の移動は、世帯所得の水準決定、およびその変動の構造を、全体の所得分布との相対で評価しているにすぎない。そのため、人的資本理論等を背景に持つ素朴な賃金決定理論の類推を用いて、前

節で提示した階層の水準を決める初期状態の方程式とその推移方程式を構成することができる。そこで、今回の分析における主要な説明変数は、従来ながらの賃金関数の推計に依拠して、年齢およびその2乗、学歴、職種といったものを変数として取り入れる。これらの変数は世帯の主な稼得者であると予想される夫の

値を用いる。また分析の対象が世帯所得であることから、妻の就業状態についてもコントロール変数として組み込むことにする。詳しい説明を必要とする主要データの特長、および分析の対象期間については、以下に小節を設けて簡単な記述をしておく。また、使用するデータの記述統計量は図表-1に示している。さらに、全体としてどのくらい低所得層への流出入があるのか。基本的な情報として使用データから得られる状態推移の概要も図表-2に表記しておく。

なお、初期状態式および状態推移式とも1期の時間差がある以外、基本的には同じ説明変数を用いるが、初期状態式については子ども数（3人以上いるかどうかの2値データ）、貯蓄残高を別途加えている。子どもの数と世帯所得の関係については、家計研パネル調査を用いた岩田・濱本(2004)において、子ども数が3人以上いる世帯に貧困率が高いという結果が示されている。そのため有用なコントロール変数と判断して導入する。本分析では世帯人数の平方根で除した等価所得を用いているために、式へ組み込むことに推計上問題がないわけではない。ただ、世帯所得と子ども数の関係については、政策的含意も高いことから、今回あえて導入することにした。また、貯蓄残高については、これを今までの所得のストックの一部であるとみなし、2期以前の収入履歴の代理変数として扱う。

(1) 対象とするコーホートと調査年度

家計研パネル調査を用いた分析では、対象者の年齢をコーホートA（1959～1969年生まれ）、コーホートB（1970～1973年生まれ）、コーホートC（1974～1979年生まれ）の3つの年齢層で便宜的に区切ることが多い。これは調査の開始年度の違いに起因するものである。今回の分析では、所得の第I分位に出入りするサンプルに焦点をおくが、分位とはあくまでデータから構成される所得分布に依存して決まる相対的な概念である。家計研パネル調査では対象者である妻が20歳代から40歳代であるため、世帯の主な稼得者である夫もほぼそれに対応する年代となっている。20歳代から40歳代までの所得を比較すると、20歳代の対象の多くが所得分布の下位に集まることは避けられない。また後述するように、今回の分析では等価所得を使用する。通常ならば若い世代ほど単身世帯が多いために、そのことで所得の順位が相殺される可能性もあるが、既婚世帯という制約がつくために比較的若い層が下位に位置する状況に変わりはない。さらに、所得分布の裾が重ければ、年齢によらない一定数の当該対象を確保できるが、家計研パネル調査のサンプルサイズは対象者レベルで3,000未満であるため、分布の裾は大規模な横断面調査に比べれば軽いものである。このような年齢が相対所得の位置に与える強い影響を極力除外するために、今回は上記3つの年齢コーホートのうちコーホートAのみを用いる。

また、前述したように、今回は所得階層間の出入りについて単純マルコフ連鎖を仮定するため、分析を行うためには各対象につき連続2カ年のデータをそろえればよい。そのため、使用する連続2期間のデータがすべてそろった対象者について、そのデータをプーリングして分析を行う。もちろん、分析の期間が長いほうがデータ数は確保できる。ただし長期のデータを分析する場合は、サンプル脱落の影響が無視できなくなる。特に今回の場合は分位という相対概念を用いるために、高所得、あるいは低所得に偏った脱落が続いた場合は、推計値に大きな影響を与える。実際、坂本（2006）では家計研パネル調査では有配偶世帯の

場合、年収が高いほど脱落すると指摘されている。そこで今回の分析では全期間のデータを用いるのではなく、やや恣意的ではあるが、直近5カ年のデータを用いることにする。

なお、所得について家計研パネル調査では調査実施時の9月に、前年1年間の所得を尋ねている。そのため、同じ調査において年間所得と他の調査項目の間には1年のラグがある。所得は1カ年のスパンであり、他の調査項目の多くは9月の一時点であるという制約は残るものの、所得を他の調査項目に回帰させるにあたっては、やはり両者を年度の上で統一させたほうが自然である。よって本稿の執筆時では、家計研パネル調査は2005年まで調査が行われているが、今回、直近の5カ年を分析するにあたって、対象年は2004年から2000年までの5カ年となる。

(2) 世帯

夫婦2人、あるいはその子どもからなる世帯に対象を限定している。家計研パネル調査は女性を対象にした調査であるため、男性の単身世帯は含まれない。そのため、家計研パネル調査では無配偶の対象者の世帯所得を、有配偶の対象者と同じ所得分布の上で論じることはできない。よって、結婚および離婚による所得変化を今回の分析の枠組みの中では取り扱うことができない。また、親と同居している世帯を取り扱うことは可能であるものの、所得額の決定および変動の要素を多岐にわたらせることになり、過度にモデルを複雑化させてしまうため、今回は対象から除外することにした。

(3) 所得

所得の単位は1年間の税込み年収である。妻にも収入がある場合は、それを合算した世帯年収を用いる。所得の源泉は勤め先の年収ないし事業収入であり、財産収入、社会保障給付等は含めていない。なお分析では、夫が有職者である世帯に限定している。また、世帯人数の影響を調整するため、所得を世帯人数の平方根で除した値で評価している。推計では、モデルの節で言及したとお

図表-3 初期状態式の推計結果

説明変数	事後分布中央値	90%信用下限	90%信用上限
夫の年齢	0.00	-0.04	0.04
夫の年齢 ² 乗	0.00	0.00	0.00
学歴（高校卒を基準）			
中学	0.28	0.07	0.50*
専門・専修、短大・高専	0.25	0.06	0.43*
大学・大学院	-0.54	-0.70	-0.39*
自営業（夫）	-0.18	-0.39	0.01
妻の就業状況（無職を基準）			
自営業	-0.34	-0.58	-0.10*
常勤の職員・従業員	-0.55	-0.78	-0.33*
パート・アルバイト、嘱託・その他	-0.11	-0.26	0.03
都市規模（下記以外の市を基準）			
東京23区および政令指定都市	-0.22	-0.37	-0.07*
町村	-0.32	-0.54	-0.10*
貯蓄額（百万円）	-0.04	-0.06	-0.03*
子ども3人以上	0.33	0.18	0.47*
定数項	0.05	-0.60	0.72

年次ダミーあり

*は90%信用区間が0をまたがないもの

図表-4 学歴別の所得状態

最終学歴	対象数	第I分位	第I分位以外
中学	115	36%	64%
高校	445	16%	84%
専門・専修、短大・高専	170	30%	70%
専門・専修 （入学資格 要件なし、無回答）	25	44%	56%
専門・専修 （入学資格 高校卒）	120	32%	68%
短大・高専	25	8%	92%
大学・大学院	490	10%	90%

り、所得5分位の第I分位を低所得層と設定し、この層に含まれる場合を1、その他の分位に含まれる場合を0とする2値データに置き換える。各分位の設定は、調査年度ごとに使用サンプルのみで設定する。

4. 推計結果¹⁾

まず両方程式の推計結果を見る前に、得られた両方程式間の相関係数について言及しておく。相関係数の推計結果は、事後分布の中央値で0.61、90%信用区間が(0.53, 0.69)であった。両方程式間には正の相関があることが確認できる。この値は、方程式に表れる各種説明変数だけでは捉えき

れない個々の世帯の異質性の相関を意味していた。すなわち、説明変数で表される他の条件をコントロールした上でも、当初第I分位にいた世帯は、次の期もまた第I分位に位置しやすいことを意味している。特に、今回はプーリングしたデータを用いたため、その傾向が強く表れたものと思われる。この結果からは、所得階層間の移動について状態推移式のみ

の単一方程式で推計することは、推計値にバイアスを発生させることにつながるということが理解できる。

(1) 初期状態式

図表-3は初期状態式の推計結果を示したものである。係数の値が正に大きいほど、その属性を持つ対象が第I分位に位置している確率が高いことになる。逆に負に大きい場合は、位置する確率が低いことになる。

年齢については、係数の値がほぼ0であり、第I分位に位置する確率にほとんど影響を与えていない。同一世帯が重複して扱われるプーリングデータであること、また、第1四分位が36歳、第3四分位の間が43歳と対象者の年齢分布の幅が小さいことに起因しているものと思われる。

次に学歴²⁾についてみると、大学・大学院卒業の場合、係数が-0.54と高校卒に比べて第I分位に位置する確率が低くなる結果が得られている。また逆に、中学卒では0.28と確率が高くなっている。これらの結果は修めた学歴の高さに沿って、第I分位に位置する確率がより低くなることを示している。ただ、専門・専修、短大・高専卒に関しては、高校卒業よりも第I分位に位置している確率が高い結果となっている。なお、この結果を実数としてより具体的に把握するため、図

図表-5 状態推移式の推計結果 1期前が第I分位

説明変数	事後分布中央値	90%信用下限	90%信用上限
夫の年齢	0.01	-0.05	0.07
夫の年齢2乗	0.00	0.00	0.00
学歴(高校卒を基準)			
中学	0.52	0.08	0.98*
専門・専修、短大・高専	0.69	0.27	1.15*
大学・大学院	-0.20	-0.54	0.16
自営業(夫)	-0.51	-0.94	-0.08*
妻の就業状況(無職を基準)			
自営業	-0.64	-1.25	-0.05*
常勤の職員・従業員	-0.38	-0.92	0.14
パート・アルバイト、嘱託・その他	-0.31	-0.63	0.02
都市規模(下記以外の市を基準)			
東京23区および政令指定都市	-0.02	-0.42	0.38
町村	-0.05	-0.54	0.46
定数項	-0.02	-1.09	1.02

年次ダミーあり

*は90%信用区間が0をまたがないもの

表-4では学歴別の位置階層の割合を示している。図表-4を見ると、専門・専修、短大・高専卒の中でも特に高校卒業の要件を必要としない専門・専修学校のカテゴリーで第I分位に位置する割合が大きくなっている。逆に、短大・高専卒では第I分位に位置する割合は低い。

就業に関連する変数については以下のことが示されている。夫が自営業の場合、90%信用区間は0をまたいでいるものの、おおむね第I分位に位置する確率は低いと評価してよいようである。一方、妻の就業状況に目を向けると、妻が正規の従業員として就業している場合は、妻が無職である場合よりも第I分位に位置する確率が低いことがわかる。また妻が自営業に従事している場合も、係数の値は-0.34と第I分位に位置する確率を押し下げる効果があるようである。夫と妻、両方の所得が合わさるため、それだけ世帯所得の相対的な位置が高まることは容易に予想できる。ただし、妻がパート・アルバイト、嘱託・その他³⁾といった形態で就業している場合は、係数の90%信用区間が0をまたぎ、他の就業状態に比べて、その効果が若干弱いものとなっている。

貯蓄残高の係数は-0.04であり、90%の信用区間も0をまたいでいない。この結果からは、貯蓄残高の多い世帯ほど、第I分位に位置する確率は低

いことになる。

最後に、3人以上子どもがいる世帯については、その係数が0.33と他の係数と比較して大きなものになっている。すなわち、子どもが多い世帯ほど第I分位に位置しやすく、これは前述した岩田・濱本(2004)の結果と符合している。もちろん、等価所得で評価しているため子ども数が多いほど、その世帯所得は小さくなることには留意する必要がある。

(2) 状態推移式

この方程式では、前節で示したように、第I分位とその他の分位の2つの状態間の移動を、1期前の状態別に分けて係数を推定している。係数が正に大きいほど、前期の状態が第I分位だった場合は、引き続き第I分位とどまる確率が高いということであり、また前期の状態がそれ以外の分位であった場合は、第I分位に下がる確率が高いということである。推計結果は1期前が第I分位の場合は図表-5に、第I分位以外の場合は図表-6にそれぞれ示している。

まず、年齢に関しては、初期状態の推計値と同様、前期の状態がいずれの場合も、推移について大きな影響を与えていなかった。年齢幅が狭いこと、そして所得が分位という相対的な位置で評価されていることに起因していると考えられる。

夫の学歴については、初期状態のときと同様、中学、専門・専修、短大・高専の学歴で前期の状態にかかわらず係数が正になっている。これらの学歴では、高校卒に比べて第I分位に残留する確率も第I分位に下がる確率も高いということである。一方、大学・大学院卒業の場合は、中央値で評価した係数がいずれも負の値となっている。ただし、1期前が第I分位に位置していた場合は、

図表-6 状態推移式の推計結果 1期前が第I分位以外

説明変数	事後分布中央値	90%信用下限	90%信用上限
夫の年齢	0.01	-0.04	0.06
夫の年齢2乗	0.00	0.00	0.00
学歴(高校卒を基準)			
中学	0.40	0.14	0.66*
専門・専修、短大・高専	0.28	0.05	0.50*
大学・大学院	-0.81	-1.00	-0.63*
自営業(夫)ダミー	-0.13	-0.37	0.11
妻の就業状況(無職を基準)			
自営業	-0.50	-0.79	-0.21*
常勤の職員・従業員	-0.79	-1.06	-0.53*
パート・アルバイト、嘱託・その他	-0.16	-0.33	0.01
都市規模(下記以外の市を基準)			
東京23区および政令指定都市	-0.23	-0.40	-0.05*
町村	-0.22	-0.47	0.02
定数項	0.13	-0.87	1.19

年次ダミーあり

*は90%信用区間が0をまたがないもの

90%信用区間が0をまたいでおり、初期状態式のときほど高校卒との違いがはっきりと出ているわけではない。ただ、前期が他分位のときの係数が中央値で-0.81と高い値を示していることから、そもそもが大学・大学院卒の場合は第I分位になる確率自体がかなり低いといえる。

夫の職業が自営業である場合は、1期前が第I分位に属していた場合、今期は他の分位に移る確率が高い。これは自営業者の所得が雇用者のそれに比べて変動が高いことを反映しているものと考えられる。一方で、前期が他分位であった場合は、係数の信用区間は0をまたぐものの、中央値では-0.13であり、第I分位に下がる確率が雇用者に比べれば若干、低いようである。

妻の就業状況については、まず前期が第I分位であった場合は、中央値ですべて負値になっており、妻が無職の場合よりは第I分位から他分位へ上昇する確率が高い。ただ、90%信用区間はすべて0をまたいでおり、上方移動に対して強い効果が認められるわけではない。他方、前期が第I分位に位置しなかった場合、妻が自営業あるいは正規の従業員であれば安定した世帯所得の源泉が2つあるために、そのような世帯が第I分位に下がる確率はかなり低いといえる。パート等による就業形態においても、その効果は他の就業状態に比べ

て弱いものの、第I分位に下がりにくくする効果は有しているようである。

5. おわりに

今回の分析では、所得を5分位に分けたとき、第I分位に位置しやすくなる属性、ならびに、第I分位からの移動および残留に影響を与えている要因を明らかにした。主として、夫の学歴、妻の就業状態、子どもの数が、その世帯の所得分位

間の推移に影響を与えているようである。

- (1) 夫の学歴に関しては「高校卒」を基準としたとき、「大学・大学院卒業」の層で第I分位に位置しない、また下がらない確率が高く、逆に「中学卒」、「専門・専修、短大・高専卒」で第I分位に下がる確率、および第I分位に残留する確率が高くなっていった。
- (2) 妻の就業に関しては、妻が自営業、あるいは常勤の職員として働いている場合は無職の場合に比べて第I分位に下がる確率が低い。パート等による就業についても、その効果は上記2つに比べて弱いものの、無職の場合に比べれば下がりにくい結果となっている。また、妻が就業していた場合ある時期に第I分位に位置したとしても、次の期には他の階層に移りやすい傾向が概してあるといえる。
- (3) 子どもが3人以上いる場合は、第I分位に位置する確率が高い。必ずしも所得の高い層が多くの子どものをもうけているわけではないようである。

最後に、今回の分析の問題点を指摘して本稿を閉じることにする。今回の分析では所得分位という相対的な所得の概念を用いたが、低所得層の問題を論じるにおいて、より重要と考えられるのは、最低限の生活水準を維持するのに必要な絶対的な

所得水準である。実際、第 I 分位に位置する世帯の多くは生活に困窮するレベルにまではないと考えられる。さらに相対所得を用いたときの問題点は、分位間の移動の多さが流動性という側面をもつ一方、所得変動が大きいという不安定さをも表していることである。これは社会的にみて望ましいことではないのかもしれない。特に、1 ないし 2 年という短期の場合は所得変動の色彩が色濃く出る。

そのような問題を和らげるためにも、所得の絶対水準を用いた分析を並行して行う必要がある。ただ、家計研パネル調査では、1) サンプルの主体が女性である、2) 年齢幅に制限がある、3) サンプルサイズが比較的小さい、といった標本設計上の制約により、所得絶対水準の分析を行う上で一定の対象数を確保することが難しい。今後、日本においても他の様々なパネルデータが整備、拡充されるにつれ、絶対水準での所得ダイナミズムに焦点をあてた分析が行われることが期待される。

注

- 1) ベイズ推計の事前分布には以下のものを使用した。係数 β には $\beta \sim N(0, 0.01 \otimes I)$ 、分散共分散行列 Σ には、 $\Sigma \sim IW(5, 5 \otimes I)$ 。ここで、 I は単位行列、 N は正規分布、 IW は逆ウィッシュヤート分布を示している。また事後分布からのサンプリングでは、最初の 1,000 個を捨てて残り 10,000 個の標本を採用している。
- 2) 中退は卒業に含めない。
- 3) 家計研パネルでの正規の従業員、パート・アルバイト、嘱託・その他の定義は、すべて自己申告によるものである。

文献

岩田正美・濱本知寿香, 2004, 「デフレ不況下の「貧困の

経験」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 203-233.

太田清・坂口尚文, 2004, 「所得格差と階層の固定化」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 191-201.

坂本和靖, 2006, 「サンプル脱落に関する分析——「消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』No.551, 55-70.

樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖, 2003, 「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, 45-83.

Aassve, Arnstein, Simon Burgess, Matt Dickson and Carol Propper, 2006, *Modelling Poverty by not Modelling Poverty: An Application of a Simultaneous Hazards Approach to the UK*. CASE Discussion Paper No.106.

Biewen, Martin, 2004, *Measuring State Dependence in Individual Poverty Status: Are There Feedback Effects to Employment Decisions and Household Composition?* IZA Discussion Paper No.1138.

Cappellari, Lorenzo and Stephen P. Jenkins, 2004, *Modelling Low Pay Transition Probabilities, Accounting Panel Attrition, Non-Response and Initial Conditions*. ISER Working Paper No.2004-08.

Stevens, Ann Huff, 1999, "Climbing Out of Poverty, Falling Back In. Measuring the Persistence of Poverty Over Multiple Spells." *Journal of Human Resources*, 34 (3): 557-588.

さかぐち・なおふみ 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「所得格差と階層の固定化」(樋口美雄ほか編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 2004, 共著)。労働経済学専攻。