特集論文

# 所得流動性の再検証

坂口 尚文
（財団法人 家計経済研究所 研究員）

## 1. はじめに

所得格差を議論する際にパネルデータを用いることのアドバンテージは、格差の固定化を検証できることにある。同一個人、世帯の所得を異時点間にわたり追跡することで、観測される対象者の所得格差が一時的な現象であるのか、それとも長期にわたる現象なのかを検証することができる。格差の固定化は、その表裏一体の概念でもある所得の流動性についても表している。すなわち、格差が固定化していないならば、所得階層を移動する傾向が強いため、所得の流動性が高い社会ということになる。格差の非固定化や所得の流動性の高さは、所得格差を論じる際には一般的に望ましい状態であると捉えられている。個人がある年に低所得に位置していたとしても、次の年には所得が上昇する期待が高ければ、その低所得状態が一時的なものである可能性が高いと考えられるからである。

パネルデータを用いて所得の固定化を示す方法の一つとして、所得をいくつかの階層に分けて、当期にある階層に属する対象が、次の期にどの階層にどの程度移動するかを計測するものがある。直截的で分かりやすい手法であるため、「消費生活に関するパネル調査」（以下、JPSC）でも、この方法を用いた測定がなされてきた（樋口ほか 2003；太田・坂口 2004；浜田 2007；太田・坂口 2007）[1)]。

しかし、一方で所得の流動性が高い社会は、所得変動が大きい社会であるという事実も忘れてはならない。個々人の所得額の水準が頻繁に入れ替わっているということは、それだけ所得が変動する人が多いことを示しているからである。所得の流動性が高い状態では、所得順位の相対的な位置が上がった人がいれば、同等に所得の順位が下がった人もいなければならない。さらに、経済全体の所得総額が大きく変化していない社会での流動性の高さは、順位だけでなく、所得額自体の変動の大きさも意味している。全体のパイが一定であれば、誰かの所得上昇は、ほかの誰かの所得下落を意味しているからである。所得の流動性の高さは、将来の見通しがつかないなど所得格差とはまた違った観点から問題である。

おそらく流動性が高い社会を是とする発想の一部には、失業による所得逸失の議論や貧困状態に長期に滞留する層の問題が念頭にあると考えられる。ただ、失職からの速やかな所得の回復、貧困状態から抜けやすいかどうかは、それぞれ失業問題、貧困問題といった固有の問題であり、社会全体の所得格差や流動性の議論と同等に論じられるものではない。貧困や失業による所得の低下は、所得分布の位置的にも発生頻度的にも局所的な事象であり、それゆえ対象の異質性を考慮すべき問題でもある。労働者全体の所得の動きを表す指標を用いて論じることはミスリーディングな帰結をもたらしかねない。

さて、従来行われてきた流動性の議論を振り返ると、所得の流動性が上昇している、あるいは下降していると、その用語が安易に使われすぎてきたのではないかという疑念がわく。日本が経済の

低成長時代に入った近年、数年の単位で所得流動性が変化しているのだろうか。実際、JPSCを使って計測してきた筆者自身の立場から言えば、流動性を示す指標自体に問題があるのではないかと感じている。そこで本稿ではこれまで行われてきた所得流動性についての分析を再検証し、それに代わる手法を用いて流動性を測定し直すことを目的とする。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第2節では、これまで行われてきた流動性の計測の問題点を指摘する。第3節では従来のモデルの代替候補として今回使用する、隠れマルコフモデルと呼ばれるモデルの解説を行う。以降、第4節では使用するデータの解説を、第5節では推計結果のその解釈を、第6節では本稿のまとめと課題について述べる。

## 2. 分位による計測の問題点

従来の分位を用いた所得流動性の主な問題は、所得階層間の移動と実際の所得額の変化が密接にリンクしているかということである。端的にいえば、階層の分け方が適切なものであるかということになる。所得の分布はほぼ連続的なものである。所得階層に分けるということは、それを一定の値で切断していくわけであるから、境界値の前後の所得の値は、階層が異なるとはいえ、ほとんど違いがないことになる。それゆえ境界値前後に所得が位置している対象にとっては、ほとんど所得が変化しなくても階層間の移動が起きやすいことになる。５分位の階層で考えれば、最高所得と最低所得の境界値はそれぞれ上下80%点である。仮に所得分布が正規分布に従うとすれば、平均から２倍の標準偏差内の値であるから、最高（最低）所得階層の境界値の近辺でも一定の人数が凝集していることになる。階層の移動は、わずかな所得変動によってもカウントされる可能性がある。この動きは所得の流動性がイメージしているものとは異なるといえよう。

また、所得は連続的な分布であるといったものの、実際の調査ではある一定の値に固まって観測されることがある。JPSCでは前年の所得がいくらであるか、そのまま値を万円単位で記入することになっている。その際、値を正確に把握している人は少ないから、所得を丸めて（おそらく切り上げて）書く傾向があるだろう。実際、JPSCのデータでは50万円や100万円といった区切りのよい値に所得が集中している。丸めた結果、実際の所得増加よりも大きく所得を計上してしまう可能性がある。ただ、このこと自体は測定上の問題である。従来の分位を用いた計測法が問題となるのは、このような区切りのよい値が階層の境界値の近辺にある場合である。往々にして階層の境界値に位置する所得（例えば上から20番目の値など）はこの値になることがある。もちろん同一の所得のものは全員、同じ階層に入れなければならないから、境界値の順位がこの集中している所得の値になる場合、この所得前後の値の情報も用いて適切な境界値を再度設定し直すことになる[2)]。このとき、ほんの少しの順序の変動が起こっただけでも、次の年はこの所得グループが別の所得階層に位置している可能性がある。１年程度の推移をみるとき、ある一定の所得を持つ集団は、常識的には同じ所得階層と考えるべきである。本来ならば所得分布の密度の情報も用いて所得階層を設定すべきであるのに、順序だけから所得階層を設定するためこのようなことが起きるといえる。

なお、絶対的な所得額、あるいは平均値や中央値の何%といった基準で所得階層を区切る方法もある。これらの区切りを用いた場合でも、分位を同じ割合で分ける相対的な方法と同様の問題に直面する。こちらの場合はほとんど所得変化がない場合でも、その区切りを１円でも超えれば階層移動があったとみなされるためである。さらに、これらの方法にはもう一つの問題がある。それは移動率が前年の階層移動の影響を大きく受けることである。その範囲に残留した割合が小さければ、次の年の値がばらつくことが予想される。所得階層の分母が小さくなるためであり、その分、一人の対象の動きを大きく評価してしまう。逆に、残留した割合が大きかった場合は、移動を過小に評

**図表−1** マルコフモデルによる推移確率行列

| | | 前期の所得分位 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 第I分位 | 第II分位 | 第III分位 | 第IV分位 | 第V分位 |
| 当期の所得分位 | 第I分位 | 0.790<br>(0.016) | 0.162<br>(0.015) | 0.033<br>(0.007) | 0.011<br>(0.004) | 0.004<br>(0.002) |
| | 第II分位 | 0.169<br>(0.014) | 0.600<br>(0.019) | 0.190<br>(0.016) | 0.031<br>(0.007) | 0.011<br>(0.004) |
| | 第III分位 | 0.031<br>(0.007) | 0.192<br>(0.016) | 0.569<br>(0.020) | 0.183<br>(0.015) | 0.028<br>(0.006) |
| | 第IV分位 | 0.005<br>(0.003) | 0.033<br>(0.006) | 0.186<br>(0.015) | 0.631<br>(0.018) | 0.134<br>(0.013) |
| | 第V分位 | 0.006<br>(0.003) | 0.013<br>(0.004) | 0.022<br>(0.006) | 0.143<br>(0.013) | 0.822<br>(0.014) |

数値は事後平均、(　)内は事後標準偏差

価することになる。階層に属する人数を同一にするという制約をはずしたために、今期の移動率は前期の移動率の条件付きの確率となっている。パネルデータは、総じてクロスセクションデータに比べればサンプルの規模が小さい。分布の端に位置するような、全体の数%しかいない高低の所得層のサブグループを作るとこの傾向はさらに強まる。

以上をまとめると、これまでの推計で問題であった点は次の２点である。観測された所得がいずれかの所得階級に属しているとして確定的に扱わないといけないこと。所得分布の形状に応じた適切な階級分けが行われていないことである。これらの問題を解消する手法として隠れマルコフモデルの適用が考えられる。次節ではその隠れマルコフモデルについて簡単な説明を行う。

## 3. 隠れマルコフモデル

前節で示した分位による所得の移動は、典型的な状態遷移モデルである。各所得階層の集まりを状態空間として、その状態間での行き来の割合を図表−１で示されるような遷移確率行列で示している（図表−１の値については後述）。それぞれの所得階層に移動する確率は当期に位置している階層に依存しており、このようなモデルはマルコフモデルとよばれる。マルコフモデルにおいては、観測された値（＝所得）は必ずどれかの状態（=所得階級）に属さなければならない。行き先が決まらなければ遷移確率が計算できないからである。

ただ、所得のように連続的な分布を描くものに対して、すべての所得をいずれかの階層に振り分けなければならないという制約は強すぎるものである。ほとんど差異のない値を全く別の階級として扱わなければならないケースが生じるからである。このような、どちらの所得階層にも属しうるような値は半々に属するとして処理すればよいという考えが浮かぶ。つまり各階層に属する確率を２分の１として扱うわけである。個々の観測値がどの状態に属するかを確率的に評価するモデルが状態遷移モデルの一つとして構築されている。それは隠れマルコフモデルとよばれるモデルである。

この隠れマルコフモデルは経済学の分野ではマルコフスイッチングモデルとも呼ばれ、景気の良し悪しを評価するなど、状態遷移モデルになじみやすいファイナンスの分野では積極的に取り入れられている（例えば、大鋸 2005；里吉 2005）。また経済成長のモデルの検証についても取り入れられており、初期状態において所得水準が異なる国が、長期的には均衡所得水準に収束するかといった仮説検証にも用いられている（中妻 2005）。

以下に、今回使用する隠れマルコフモデルの説

明とその遷移確率を推計する式の提示を行う。ただし、隠れマルコフモデルは若干、複雑なモデルであるため、ここではモデルの概要のみの簡単な解説にとどめる[3)]。隠れマルコフモデルは（有限）混合分布モデルを用いて構築されることが多い。今回の分析もその混合分布を用いて行っているため、まずはその混合分布について説明しよう。$f$をパラメータ$\theta$を持つ連続な密度関数とすれば、その凸結合、すなわち

$$h(x)=\sum_k f\left(x,\theta_k\right)w_k,\quad w_k\geq 0,\sum w_k=1 \qquad (1)$$

も新しい密度を定める。$h$（$x$）のことを混合密度と呼ぶ（例えば、Feller 1966を参照）。この性質を用いて、逆に既知の分布、例えば正規分布から観測された分布を近似していくモデルを混合分布モデルとよぶ。実際の世界で観測される多くの事象は、その経験分布が複数の峰を持つ分布や外れ値を多く含んだ分布であることが多い。そのような関数形を特定できない分布であっても、正規分布のような既知の分布を適切な数だけ結合することで、理論上、近似できることを意味している。

所得の例に戻して説明を続けよう。全体の所得密度$h$（$x$）が２つの正規分布の混合で表され、それぞれの正規分布を平均値の高い順番に$f_1$、$f_2$とする。おおまかなイメージとしては、全体の所得分布の右側（高所得部）が$f_1$によって、左側（低所得部）が$f_2$によって表され、それらを重ね合わせていると考えればよいだろう。正規分布のようなオープンエンドの分布を組み合わせた場合、分布同士は必ず重なりを持つことになる。今ある所得$x_i$が観測され、その値が$f_1$の平均値よりもさらに高い所得であれば、１に近い確率で$f_1$から生成されたと考えられる。逆に$f_2$の平均値よりもさらに小さい値であれば、１に近い確率で$f_2$から生成されたと考えられる。このとき問題となるのは、それぞれの平均値の中間的な所得である。その場合、例えば$f_1$から0.6の確率で、$f_2$から0.4の確率で生成されたというように確定的ではないあいまいな評価がされることになる。この２つの正規分布はまさに２つの所得階層と考えることができる。

さて所得$x_i$が$f_1$から0.6の確率で生成されるということは、主体を所得$x_i$から混合する正規分布$f_1$の方に変えると、$f_1$が所得$x_i$を含んでいる確率が0.6と解釈できる。同様に別の所得$x'_i$についても$f_1$が含んでいる確率が0.3、$f_2$が含んでいる確率が0.7といったようにその所得額に応じて評価することができる。このようにすべての対象者の所得について$f_1$に含まれる確率を評価して、その値を足し合わせれば$f_1$に含まれる期待人数が得られる。期待人数を全体の対象数で割れば上式の$w_k$となる。この$w_k$は総和が１であることから、(1) 式より所得分布$h$（$x$）を構成する加重値（ウェイト）と考えることができる。全体の所得分布$h$（$x$）が右（高所得）の方に歪んでいれば、平均値の高い分布である$f_1$の加重が大きくなり、左に歪んでいれば平均値の低い$f_2$の加重が大きくなる。なお今までの説明では、所得$x_i$が各分布に含まれる確率や、それぞれの分布の平均値や加重値$w_k$について既知のように扱ったが、実際はこれらの値は最尤法などを用いてデータから最もフィットする値を推計することになる。

このように混合分布モデルを用いることで、ある対象の所得が属する所得階層を確率的に示すことができる。また所得分布の形状に応じて、所得階層を適切にグループ分けすることもできる。ただし、われわれの最終的な関心は、この所得階層間でどのような移動が起こっているかということにあった。このとき、所得階層の状態遷移を示す遷移確率は、各分布の加重の動きについて観察すればよいことになる。遷移確率とはある所得階級に属したものが、次の期にどこの所得階級へどのくらいの割合で移動したかを示したものにほかならない。上で述べたように加重値$w_k$はそれぞれ各所得分布における期待人数の構成比であった。加重値の変化は各所得分布の期待人数の大きさの変化を示していることになる。確定値の動きを計測していたマルコフモデルに対し、期待値の遷移確率を計測するモデルが隠れマルコフモデルである。

さて、今回の推計にあたっては所得の経験分布

を正規分布の混合から近似するモデルを設定する。今、関心がある値は遷移確率行列（$\pi$）、混合分布のパラメータ（$\theta$）、混合の加重値$w$である。混合する正規分布がそれぞれの所得階層を示すことになり、そのパラメータである平均と分散がそれぞれ各所得階層の位置と大きさを示すことになる。加重値はそれぞれの階層に属する対象の割合を示す。パラメータの推計には、最終的に次の同時分布（尤度）

$$p(D \mid \theta, Z) = \prod_{i=1}^{N} \left\{ w_{z_{i1},1} f_{z_{i1}}(x_{i1} \mid \theta_{z_{i1}}) \prod_{t=2}^{T} \pi_{z_{it}, z_{it-1}} f_{z_{it}}(x_{it} \mid \theta_{z_{it}}) \right\}$$
$$= \left\{ \prod_{i=1}^{N} w_{z_{i1},1} \prod_{t=2}^{T} \pi_{z_{it}, z_{it-1}} \right\} \prod_{t=1}^{T} \prod_{i=1}^{N} f_{z_{it}}(x_{it} \mid \theta_{z_{it}}) \quad (2)$$

を最大化させるものを選び出す。$x$は所得を示し、左辺のDは観測された$x$の集合である。パネルデータであるため個人$i$と時間$t$に対してそれぞれ添え字づけを行っている。$z_{it}$は所得$x_{it}$がどの所得分布から発生したかを示す潜在変数である。

なお、今回の推計では最尤法ではなく、ベイズ的なアプローチをとっている。各パラメータについて事前分布を設定し、MCMC法を用いてその事後分布を最大化するパラメータの値を推定した。パラメータ$\theta$の事前分布には、初年度の平均[4] $\mu_1$については正規分布$N(\mu_0, 10^{-5})$、2期以降は$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, 10^{-5})$、各分散$\sigma^2$についてはその逆数がガンマ分布$Ga$（0.001, 0.001）に従うものと仮定している。パネルデータによる推計の場合は各パラメータの分布の情報をクロスセクションデータの情報から導出することもできるが、ここでは上記のように無情報事前分布に従わせている。また推移確率行列$\pi$の各列の値についてはディリクレ分布$D_M$（$1/M$, …, $1/M$）に従わせている。2,000回の乱数発生後、2万回の試行結果を保存し、分析に用いた。

## 4. 使用するデータ

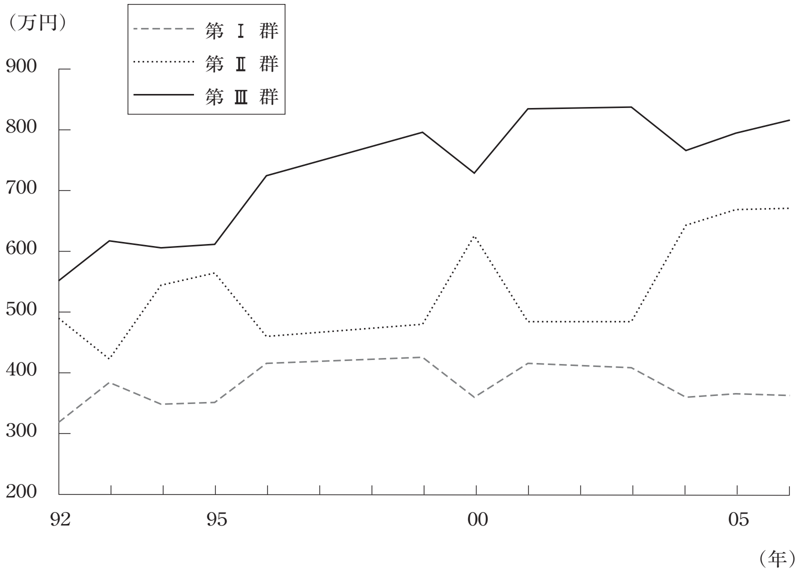
分析の対象とするのは男性の雇用所得、税引き前の年収である。その中で第１回調査から第15回調査までの15回分、夫の雇用所得の情報が得られるデータ、242件を使用した。また０円のデータも除外している。JPSCの調査期間は1993年から2007年のデータであるが、年間所得については前年の値を尋ねているため、1992年から2006年までの値となる。なお、年間所得であるため、雇用所得の変動のうち大部を占めるボーナスの値は捕捉できる。

対象の年齢は、JPSCの初回からの回答者（1959～1969年生まれのコーホートＡと呼ばれる対象）の夫のものであるから、ほぼコーホートＡに対応する年齢となる。調査開始時点の平均年齢が32.7歳であり、構成比は20代の割合が全体の23%、30～34歳の割合が46%、35～39歳の割合が24%、40歳以上が７%となっている。学歴構成は、中卒（高校中退を含む）が６%、高卒が42%、専門・専修学校卒が８%、短大・高専が２%、大学・大学院卒が42%となっている。

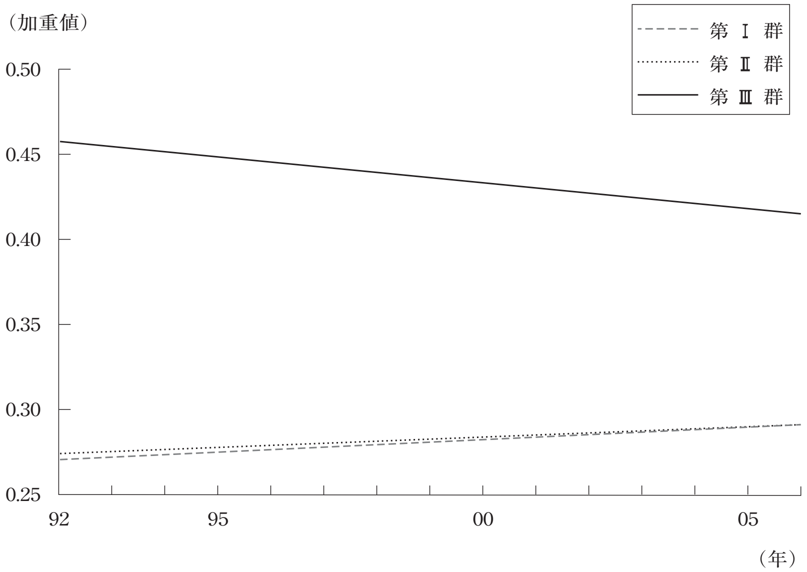
今回のデータに関して、次の３点から男性雇用所得の代表性を有しているかについて、若干の留保がある。１点目は15年間という長期にわたる回答だけを対象にしたため、パネル調査特有のバイアスが少なからずかかっていることである。回答者が調査から脱落することに起因する問題である。坂本（2006）によれば、有配偶世帯については、夫年収が高い世帯で脱落の傾向が高いことが指摘されている。

２点目と３点目はJPSC特有の問題である。JPSCは女性を対象とした調査である。そのため、有配偶男性の値しか得ることができない。通常、有配偶の男性は単身の男性よりも、所得が多くかつ安定した職についている割合が総じて高いと考えられる。またJPSCでは調査に無職と回答した者の割合がかなり低い。今回分析に用いる242件の対象を15年の延べで見た場合、無職と回答しているケースは全体の0.5%程度である。調査開始からの数年間は無職と回答したケースはほとんどなく、近年になり毎年、１、２件の頻度で無職の回答が発生している。ただ、回答に無職と答えた状態は９月末時点のみのものであるため、ほかの月に無職であったケースがほかにも含まれている可能性

**図表−2** 所得階級の平均所得（名目値）の推移




**図表−3** 所得階級の加重値の推移




て従来のマルコフモデルによる遷移確率を推計したのが図表−1である。所得の低いほうから第I分位→第V分位となっている。マルコフモデルは各年でぶれが大きいため、当てはめた年次の推移確率が15カ年の動きに、最もフィットするような値を提示している。各所得階層に属する割合は等分とその事前分布がわかっていることから、ベイズ的アプローチによるMCMC法を用いて推定した。図表−1の値を先行研究と比較すると、所得の低い第I分位に留まる確率に関して、自営業者を含めた樋口ほか（2003）の値は60％から70％台である。雇用者より所得の変動が高いと考えられる自営業を含めていないことから、やはり図表−1の結果は高くなっている。本稿と同じく夫の雇用所得者を対象にした浜田（2007）太田・坂口（2007）では、第I分位に留まる値が70〜80％で推移している。これらの値は同等か図表−1の方が若干高い値となっている。

はある。今回の分析では年間所得を用いているため、9月以外のほかの月に無職の状態を経験した場合も、その間の所得の落ち込みは捕捉できていることになる。

なお、先行研究とのデータの上での比較、また後に推計する隠れマルコフモデルの値との比較をする上での参考値として、これらのデータを用い

これらの先行研究では、対象者の年齢が上がるにつれて同一階層に留まる率が高くなる加齢効果を指摘している。図表−1の値がやや高く出ているのは、調査の回数がさらに重なったことにより、その加齢効果がより強く出ているものと考えられる。

なお、今回扱う混合分布の推計は外れ値の影響

**図表–4** 隠れマルコフモデルによる推移確率行列

| | | 前期の階級 | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 第 I 群 | 第 II 群 | 第 III 群 |
| 当期の階級 | 第 I 群 | $\pi_{11}$ | $\pi_{12}$ | $\pi_{13}$ |
| | | 0.978 | 0.022 | 0.003 |
| | | (0.008) | (0.008) | (0.002) |
| | 第 II 群 | $\pi_{21}$ | $\pi_{22}$ | $\pi_{23}$ |
| | | 0.021 | 0.967 | 0.012 |
| | | (0.008) | (0.009) | (0.005) |
| | 第 III 群 | $\pi_{31}$ | $\pi_{32}$ | $\pi_{33}$ |
| | | 0.001 | 0.011 | 0.985 |
| | | (0.001) | (0.006) | (0.005) |

数値は事後平均値、(　)内は事後標準偏差

**図表–5** 所得階級間移動の非対称性

| | $\pi_{21} < \pi_{12}$ | $\pi_{32} < \pi_{23}$ | $\pi_{31} < \pi_{13}$ |
|---|---|---|---|
| 事後確率 | 0.53 | 0.51 | 0.93 |

を受けやすいため、外れ値に対しては一定の処理を施している[5]。また、実際の推計は対数値を使って行った。

## 5. 推計結果

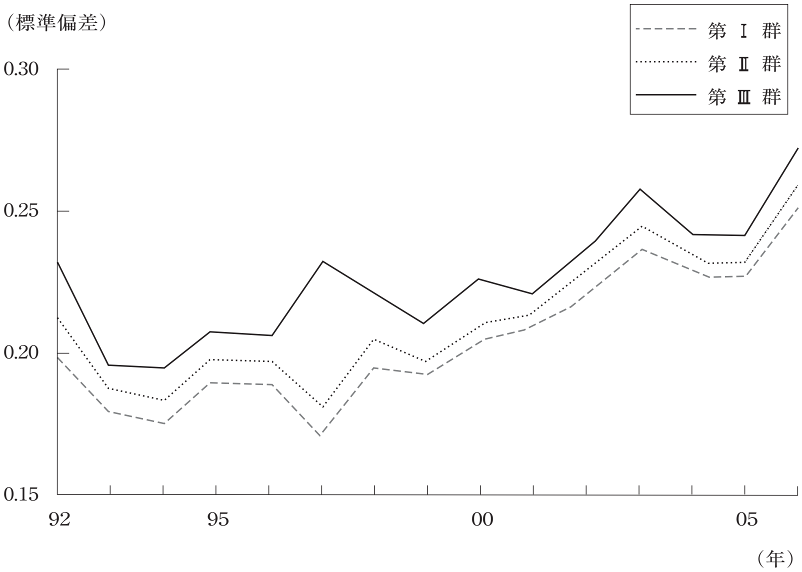
全体の所得分布が３つの所得分布から混合されたと仮定して推計を行った。分布数を３つに設定したのは、平均値のぶれなど、推計結果が最も安定していた事後的な要因による。これらの分布を、平均所得の低い順番に第I群、第II群、第III群と名づけて以後使用する。まず、それぞれの所得分布の事後平均値（名目値）を示したものが図表–２である。調査期間中、所得の低い第I群は300万～400万円の間を推移している。第II群の平均値はぶれが大きいものの400万～600万円の間を推移している。第II群の平均値が安定していない理由としては、もともとの所得分布の山が各年でぶれてしまうことと[6]、その動きに対して過剰に反応する混合分布を用いた推計に起因するものと考えられる。所得の高い第III群は500万円台から始まり、その後800万円台にまで上昇している。

それぞれの群の構成比である加重値の割合は、図表–３に示した。加重の割合は第I群と第II群がそれぞれ３割弱、最も所得の高い第III群が４割強となっている。15年間での加重値の推移をみると、第I群と第II群で若干の上昇、第III群ではわずかに下がっているものの、全体としてあまり大きな変化はみられない。所得の密度、すなわち類似所得の発生頻度といった全体の所得分布の情報を取り込んだ混合分布のモデルを仮定すると、このように各階層の加重値に差異ができる。このことから、全体の所得分布を同一人数の区切りで切断する方法は、一つの分位の中に異なる所得分布の情報を混在させている、あるいは同じ所得分布を分割していた可能性が強いことを示唆している。

この３つの所得階層の移動を示す推移確率は、図表–４に示した。どの所得分布でも例外なく、同一階層にとどまっている割合が高い。その値はいずれも96～98％台と非常に高い値になっている。雇用所得に関しては１年という単位では階層間の移動がほとんど起こらないことを示している。この結果は、同じ対象を用いて推定した図表–１の結果と比べてみると、極めて高い値であることがわかる[7]。つまり、既存のマルコフモデルによる推移確率行列の推計が示しているように、所得順位の変動自体は毎年、少なからず発生している。しかし、その所得額の変化は異なる分布から発生したと断じられるほど大きくはない。調査期間中、１年の単位で所得が大幅に上昇する事象は、各所得分布で２～３％程度しか起こっていないということになる。

次に所得分布の移動を示す非対角要素に目を向

**図表－6** 所得階級の標準偏差（対数値）の推移




である。各所得分布の年平均名目成長率は、第I群で1.1%、第II群で2.1%、第III群で2.6%と、所得の高い分布ほど成長率が大きい。調査開始時、30代前半時点での所得水準の差がそのまま40代以降も引き継がれ、またその差自体が大きく開いている。30代を境にジニ係数が上昇すること自体は、世帯を対象にした大規模クロスセクションデータである「全国消費実態調査」でもすでに知られている（総務省、2006）。実際、今回の対象者の所得を使って、ジニ係数を計測すると、1992年に0.18であったものが2006年には0.25まで上昇している。

けると、移動する場合は隣接所得分布に移る傾向が高い。第I群から第III群、第III群から第I群と階層を一跨ぎした移動確率はほぼ０という結果になっている。移動に関して、全体的に所得の高い階層への移動と低い階層への移動のどちらが大きかった事後確率を計算したものが図表－５である。図表の見方であるが、例えば$\pi_{21}<\pi_{12}$は「第I群から第II群への移動確率」が「第II群から第I群への移動確率」より事後的に大きかった確率を示している。$\pi_{21}>\pi_{12}$と$\pi_{32}<\pi_{23}$の値から隣接分布に関しては、上下にほぼ同じ確率で移動していることがわかる。ゆえに所得の低い第I群と所得の高い第III群の構成割合が増えるような二極分化の傾向はみられない。ただし、第I群と第III群の行き来に関しては、$\pi_{31}<\pi_{13}$の値から第III群から第I群へはその逆の移動に比べてほとんど起こらない結果が得られている。つまり、最も高い所得分布に位置している場合、１年という単位では最も低い所得分布までは下落しないということであり、それだけ第III群に属する対象の所得が安定していることも示している。

さて、再び図表－２に戻り、この図表から得られるもう一つ重要な結果について言及しておこう。それは所得の伸びに階層間で違いがみられること

むしろ、パネルデータを使った今回の結果が示す新たな知見は、所得上昇のトラックに乗れる条件は30代の所得水準ですでに決まっているということである。隠れマルコフの推移確率から得られる所得分布間の移動の少なさがこの結果を確証づけている。

所得が上昇している第III群に属する対象は大学・大学院卒の者が多い。15年の調査期間を通じて全て、第III群に属していた者（事後の期待値で評価）のうち、大学・大学院卒者の占める割合は76%である。大学・大学院卒者が全体に占める割合42%に比してかなり大きい。今回は所得の情報だけを用いて階層を分けたが、結果的に所得の高い第III群に大卒の割合が多いことは、賃金の決定には学歴等の人的資本が寄与していることをそのまま反映したものとも考えられる。これまでのクロスセクションデータから得られている、観測される要因（年齢、勤続年数、学歴等）の賃金への寄与度を示した賃金関数からの帰結が、同一個人の所得成長にもほぼそのまま当てはまる可能性がある。つまり所得分布間の流動性がほとんどない

結果からは、賃金関数が示すベースラインに沿って多くの人の所得は伸びていることを示唆している。坂口（2006）では、世帯所得を等分に５つの階級に分け、最低分位に位置する確率や最低分位に流入する確率に寄与している対象者の属性を調べたが、高学歴であることは最低分位に陥る確率を下げており、属性により所得階層が分断されていることが示唆されている。

最後に、図表-６は各所得分布間の標準偏差を示したものである。近年の調査になるほど、すなわち対象者の年齢が高くなるにつれ、同じ所得分布内でも所得の散らばりが大きくなり始めていることになる。これまで多くの文献で指摘されているように、産業や企業規模、職種によって賃金の伸びのさらなる差異化を反映している可能性がある。いわゆる、同一学歴、同一年齢間のグループ内賃金格差[8]と呼ばれるものである。加えて、30代は企業内でも昇進の差がつき始める時期といわれている（小池 1999）。職位による所得の格差もグループ内の分散に寄与している可能性がある。

## 6. まとめと今後の課題

本稿では、これまで行われてきた所得の流動性の計測について再検討した。個人の位置する所得階層を確率的に評価する隠れマルコフモデルの枠組みを用いた場合、雇用所得者の所得が１年という単位ではほとんど入れ替わらない結果が得られ、従来のマルコフモデル（所得分位による階層間移動）の推移確率行列を用いた、所得の固定化・流動性の測定は過大な値を示している可能性を指摘した。マルコフモデルで示されてきた隣接した所得階層への移動は、必ずしも所得の大幅な上昇の帰結ではないということである。所得分布の移動がほとんど起こらないという結果からは、一時点、同一年代間の所得格差が以前にも増して重要な意味を持つことにもなる。一時点の格差がそのまま蓄積されていくためである。逆に、格差の解消を所得の流動性に求める議論は適切なものではないと言える。

ただし、今回のモデルにも流動性を計測する上での課題がまだいくつか残されている。主なものに留まるが最後に２点だけ指摘しておく。一点目は推移確率の年次変化をモデルに組み込む必要があるということである。今回の推計は１年単位での遷移確率を求め、その値が15年を通じて一定という強い制約を置いている。加齢に伴い所得格差が広がっていることから、所得分布を移動する確率はさらに低くなるものと考えられる。実際、従来のマルコフモデルでも年齢が上がるほど移動が起こりにくくなるということが確認されている（太田・坂口 2007）。遷移確率の推定に年齢を説明変数としたロジットモデルの枠組みを組み入れ、どの年代で所得階層の入れ替わりがほとんどなくなるのか、より詳細に検討する余地が残されている。

もう一点は、適切な所得分布数の選択である。これは年齢効果と関連するが、経年ごとにグループ内格差がひろがり、所得階層のさらなる分化も予想される。時点ごとに所得階層を設定しなおすモデリングも、個人の所得成長を記述するには有効な手法であると考えられる。

### 注

1）所得の固定化、流動性に関する分析は　を階層移動を用いたもの以外にもある。浜田（2007）では準ジニ係数を用いて、太田・坂口（2007）はRigidity Indexを用いてそれぞれ所得の固定化について分析している。
2）各種統計パッケージによる分位の分け方については、Hyndman and Fan（1996）を参照。
3）詳細な説明は、Cape et al.（2005）、Fruhwirth-Schnatter（2006）等を参照してほしい。また推計式は中妻（2005）に表れている式とほぼ同等のものであるため、そちらを参照してほしい。
4）混合分布モデルでは、特定の分布にのみ値が集中してしまう問題が発生することが知られている。実際に今回の分析でもそのような傾向がみられた。そこで、Mengersen and Robert（1996）によって提唱されたパラメータ変換を行い、各期の平均と分散については一定の制約を課している。
5）中央値絶対偏差推定量（MAD）を用いて、平均±２×MADの範囲の外に位置する値は、それぞれ平均±２×MADで置き換えている。
6）回答者が所得を区切りのいい数字に丸めてしまうことも要因の一つと考えられる。
7）ちなみに、同一階層にとどまる確率が0.98であっても、15年の累積をもってすれば0.74（0.98の15乗）となるので、移動がまったく起こってない結果ではない。ただ

し、この15乗する計算が成立するには、移動が個々人に等確率で起こるという前提が必要であるため、各階層の３割近くが実際に入れ替わることはない。

8）日本におけるグループ内賃金格差については、例えば大竹（2005）による包括的なサーベイを参照。

## 文献

大鋸崇，2005,「動学的分布混合モデルを用いた構造変化の分析」和合肇編『ベイズ計量経済分析』東洋経済新報社，329-354.

太田清・坂口尚文，2004,「所得格差とその固定化」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.

────，2007,「所得階層・格差は固定化してきているか」『季刊 家計経済研究』75: 71-82.

大竹文雄，2003,「所得格差の拡大はあったか」樋口美雄・財務省総合研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本経済評論社，3-19.

────，2005,『日本の所得格差』日本経済新聞社.

小池和男，1999,『仕事の経済学（第2版）』東洋経済新報社.

坂口尚文，2006,「低所得世帯とその属性について」『季刊 家計経済研究』72: 49-57.

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』551: 55-70.

里吉清隆，2005,「マルコフスイッチングモデルを含む確率的ボラティリティ変動モデル」和合肇編『ベイズ計量経済分析』東洋経済新報社，355-379.

総務省統計局，2006,『平成16年全国消費実態調査報告』.

中妻照雄，2005,「経済成長の収束仮説：隠れマルコフモデルによる検証」和合肇編『ベイズ計量経済分析』東洋経済新報社，175-212.

浜田浩児，2007,「所得格差の固定性の計測」『季刊 家計経済研究』73: 86-94.

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,「パネルデータにみる所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省総合研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本経済評論社，45-83.

Cape, Olivier, Moulines, Eric and Ryden, Tobias, 2005, *Inference in Hidden Markov Models,* New York: Springer.

Feller, William, 1966, *An Introduction To Probability Theory And Its Applications,* New York: John Willey & Sons.（=1970，国沢清典監訳『確率論とその応用』紀伊国屋書店．）

Fruhwirth-Schnatter, Sylvia, 2006, *Finite Mixture and Markov Switching Models,* New York: Springer.

Hyndman, R. J. and Fan, Y., 1996, “Sample Quantiles in Statistical Packages,” *American Statistician,* 50: 361-365.

Mengersen, K. and Robert, C. P., 1996, “Testing for Mixtures: An Bayesian Entropic Approach,” J. O. Berger, J. M. Bernardo, A. P. David, D. V. Lindley and A. F. M. Smith eds., *Bayesian Statistics 5,* Oxford: Oxford University Press, 255-276.

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「低所得世帯とその属性について」（『季刊家計経済研究』72, 2006）。労働経済学専攻。