

所得分極度と中間層の変動

吉 岡 慎 一

はじめに

1. 分極測度
 2. 分極度とジニ係数の変動
 3. 混合分布モデルと中間層の測定
- おわりに

は じ め に

分極化に関する研究が、この20年以上に亘って経済学や社会科学のその他の分野において注目されている。社会対立、政治闘争、経済成長、所得分配の動向などの分析において、その概念が重要になっているからである。分極化とは、あるものの分配におけるある部分集団の出現と消滅に関連しており、特に Foster and Wolfson (1992, [2010]) および Wolfson (1994) により提示された所得分配の2極化の概念は、所得中間層の縮小に関係している。さらに、Esteban and Ray (1994, 1999) および Zhang and Kanbur (2001) は多極化の概念を提示、展開している。

1980年代から先進諸国における所得中間層の衰退が指摘され出し¹⁾、各国における中間層の衰退は家計の所得分布の分極化に対応している²⁾。そこで、小論の目的は我が国の1980年代半ばから約30年間における所得分極度と中間層と

1) Thurow (1984).

2) Thurow (1984), Foster and Wolfson (1992), Esteban and Ray (1994), Pressman (2006), Chakravarty (2009).

の関連とその変動を明らかにすることである。そこで第1節において、不平等測度と Wolfson 2 極度や Esteban and Ray 多極度との関連の解説が行なわれ、第2節において、我が国の所得データを用いてジニ係数、頑健歪度および種々の分極度の変動が解明され、それらとの関連で所得中間層の世帯比の変動やその他の所得階層の世帯比の変動が検討される。さらに第3節において、所得データから5-母数の対数正規一般化パレート (LNGP) 分布と5-母数の混合正規 (NM) 分布のそれぞれの母数を推定し、さらにそれらの母数を利用し、所得中間層等のいくつかの計測が試みられる。LNGP 分布モデルが採用されるのは、対数正規分布が分布の中央部以下に対し適合度が比較的良く、パレート分布が分布の上部に上手く適合するからである。さらに、中間層の規模を把握する従来の方法は絶対概念を用いる方法と相対概念を用いる方法の2つであるが、このモデルの母数の1つの閾値を用いて上部層率が推定され、貧困層率と上部層率の残余部分としての中間層率が得られるからである。NM 分布モデルは、単純な2コンポーネント型であっても母数が5つ必要だが、LNGP 分布モデルよりも推定が容易で、形状に柔軟性がある³⁾。混合正規モデルの第1構成部の母数と第2構成部の母数を用いて下部層線と富裕層線が決められ、この下部層線と富裕層線との間としての中間層が計測される。

1. 分 極 測 度

1.1 不平等性と分極性

分布の不平等性と分極性とは異なる概念であり、この点について Zhang and Kanbur (2001) や Chakravarty et al. (2011) において詳しく論じられている。ジニ係数のような不平等の標準測度は、ある母集団における所得の個人間差異の要約指標であり、本質的に分布の散布度を測るものである。この測度は大域平均からの偏差を強調し、局所平均へのクラスタリングは無視される。しかし、分極性においては分布のある部分へのクラスタリングが強調され、「中間層の

3) McLachlan and Peel (2000).

縮小」のような多くの現象は分極性によって記述される。だが、分極性の概念は、不平等性の概念において本質的ないわゆるピグー・ドルトンの移転原理に反することがある⁴⁾。つまり、不平等度と分極度とが同一方向へ変動することもある、逆方向へ変動することもある。

1.2 2極化測度

Wolfson (1994) はいわゆるローレンツ曲線とそれに付随するジニ係数 G を用いて、次のような2極化測度 P_w を提案している。

$$P_w = \frac{\mu}{m} \left[\frac{1}{2} - L\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{G}{2} \right].$$

ここに μ と m はそれぞれ当該所得分布の平均値と中央値であり、 $L(1/2)$ は中央値に対するローレンツ曲線の縦座標値である。母集団を中央値より上の上部層と下の下部層へ二分し、 $T = 1/2 - L(1/2)$ とおくと、これは母集団の1/2の下部層の所得シェアと所得シェア0.5との差だから、これが大きいほど、つまり下部層の所得シェアが小さいほど、2極度は大きくなる。

$$P_{sw} = 4P_w = \frac{2\mu}{m} [2T - G].$$

とおくと、

$$0 \leq P_{sw} \leq 1.$$

となる。このように、標準化 (Wolfson) 2極度とも呼ばれる P_{sw} はジニ係数が小さいほど、また平均値が中央値より大きいほど大きくなる。平均値が中央値より大きいほど、分布全体のある種の歪度が大きくなると解釈できる。

1.3 古典的歪度と頑健歪度

平均値/中央値はある種の歪度であり、それと比較されるものに古典的歪度と頑健歪度とがある。頑健歪度の1つに Brys et al. (2004) が提示した対偏差

4) Zhang and Kanbur (2001, p.87).

の中央値（medcouple）があり，所得分布の研究に利用されている⁵⁾。ある分布の非対称性は歪度で測ることができ，通常の対称分布の歪度はゼロであり，右に歪んだ非対称分布の歪度は正となる。1変量のデータ $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ の古典的歪度 sk は次のように書ける。

$$sk(X) = \frac{m_3(X)}{m_2(X)^{\frac{3}{2}}}.$$

ここに， m_3 と m_2 はデータ X の3次モーメントと2次モーメントである。しかし，この古典的歪度がデータの外れ値の影響を受けやすいことは，よく知られている。

さて，データは次のように昇順に並べられているとする。

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n.$$

m_n をデータ X の中央値とすると，medcouple（MC）は次のように定義される。

$$MC = \text{med}_{x_i \leq m_n \leq x_j} h(x_i, x_j).$$

ここに，すべての $x_i \neq x_j$ について，カーネル関数 h は次式で与えられる。

$$h(x_i, x_j) = \frac{(x_j - m_n) - (m_n - x_i)}{x_j - x_i}.$$

明らかに，

$$-1 < h(x_i, x_j) < 1.$$

したがって，

$$-1 < MC < 1.$$

となる。

5) 対偏差の中央値と古典的歪度の計測は吉岡（2014）を参照のこと。

$$x_j - m_n > m_n - x_i.$$

ならば、 $MC > 0$ となり、逆の不等号が成り立つなら、 $MC < 0$ となる。そして分布が対称の場合、上式において等号が成り立つから、 $MC = 0$ となる。対偏差の中央値（MC）は、ある分布においてその分布の中央値を挟んでその両側から任意の2点を採ったとき、それぞれの点の中央値からの偏差の差を2点間の距離で除して標準化した値の中央値だから、データの外れ値の影響を受けにくい。

1.4 多極化測度

分極化の概念において本質的な特性が2つあり、それは一体感（identification）と疎外感（alienation）とである。ある部分集団に属す個々人の所得に差がないほど一体感が高まり、部分集団間で所得の不平等が上昇するほど疎外感が高まる。Esteban and Ray（1994）はこの2つの側面を直接的に取り入れ、いくつかの公理から次のような多極化測度 P_{ER} を導出している。

$$P_{ER} = A \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \Pi_i^{1+\alpha} \Pi_j |y_i - y_j|.$$

ここに $y_{i(j)}$ はグループ $i(j)$ の所得、 $\Pi_{i(j)}$ はグループ $i(j)$ の人口シェア、 k はグループ数である。さらに A は総人口による規準化スカラーである。 $\alpha \in [0, 1.6]$ は分極化感応母数であり、 $\alpha = 0$ のときこの測度は絶対型ジニ係数⁶⁾に一致し、 α 値が大きくなるにつれて、分極化に重くウェイト付けされた分極測度になる。応用上厄介なのは、グループ数が事前に仮定されている、つまり分極数が外生的に与えられる点である。

6) 絶対的不平等度の計測については、吉岡（2007）を参照のこと。

2. 分極度とジニ係数の変動

我が国における所得分配の不平等度の時系列変動は、『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の17から25所得階層データを利用して1970年代中期から2010年頃までについて、吉岡（2007, 2014）において明らかにされているので、小論でも同じデータが利用される⁷⁾。『国民生活基礎調査』の25所得階層データが、その階層数の多さから豊富な分布情報を含有しているにもかかわらず所得分配の実証研究においてほとんど利用されないのは、最低階層以下と最高階層以上が打ち切りになっており、さらに各所得階層の代表値としての平均値が公表されないからである。ここでは、総世帯所得の各所得階層の代表値として中央値が採用される⁸⁾。表2-1は上記の集計度数データを利用して、Wolfson 2 極度とジニ係数などを計測した結果である。

表2-1を利用して作成された図2-1によると、1985-2014年間における Wolfson 2 極度は持続的に上昇しており、このことは中間層の縮小を間接的に示している。この期間にジニ係数も上昇しているから、これを相殺する要因として2つ考えられる。1つは母集団の1/2の下部層の所得シェアと所得シェア0.5との所得ギャップ T の変動であり、もう1つはある種の歪度である平均値/中央値の変動である。この2極度の上昇傾向は、ギャップ T の大きな上昇、つまり母集団の1/2の下部層の所得シェアの大きな低下によるが、ジニ係数も上昇しているから、下部層の所得シェアの低下はかなり大きい⁹⁾。1970年代中期から2010年頃まで約35年間上昇傾向にあったジニ係数¹⁰⁾は2014年頃も上昇しているようである。表2-2はある種の歪度である平均値/中央値と頑健歪度（MC）の計測結果であり、この表を利用して作成された図2-2はある種の歪度である平均値/中央値の上昇傾向と頑健歪度（MC）の上昇傾向を示している。Wolfson 2 極度

7) ジニ係数値は、吉岡（2007）では所得の相対分布から、吉岡（2014）では度数分布からそれぞれ計測されているが、両者によるジニ係数の変動はほとんど変わらない。

8) 小論で採用される総世帯所得は公表集計データであるから、等価所得に変換できる家計情報がそれからは得られない。

9) 言い換えると、母集団の1/2の上部層の所得シェアの上昇はかなり大きいといえる。

10) 吉岡（2014）。

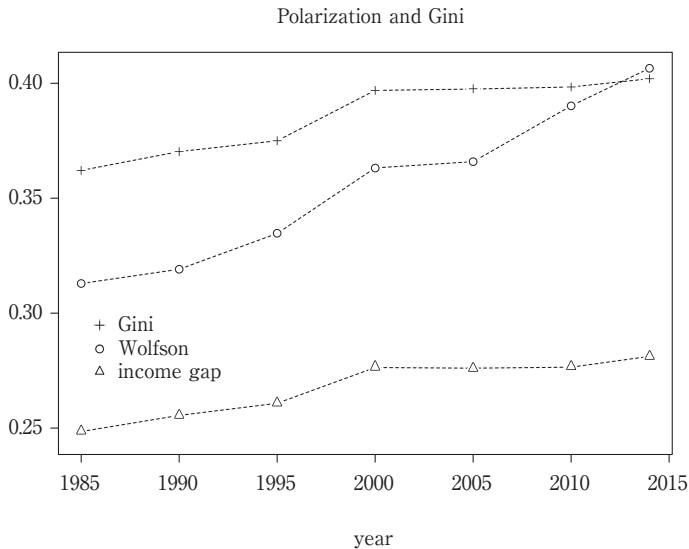
表2-1 Wolfson 2 極度とジニ係数

	Wolfson	標準化 2 極度	Gini	T
1985	0.0782	0.3129	0.3621	0.2487
1990	0.0798	0.3191	0.3703	0.2555
1995	0.0837	0.3347	0.3750	0.2608
2000	0.0908	0.3631	0.3969	0.2764
2005	0.0915	0.3659	0.3976	0.2760
2010	0.0976	0.3902	0.3984	0.2766
2014	0.1016	0.4065	0.4020	0.2812

(資料) 厚生労働省『国民生活基礎調査』各年版の度数分布により計測。

(注) T：人口の1/2の下部層の所得シェアと0.5との差。

図2-1 標準化 Wolfson 2 極度とジニ係数の変動



(資料) 表2-1により作成。

(注) income gap：人口の1/2の下部層の所得シェアと0.5との差。

の持続的な上昇は2種類の歪度の上昇傾向による。平均値と中央値の変動を示す図2-3によると、両者共に1980年代半ばから1990年代半ば頃まで上昇傾向にあり、その後は低下傾向にあるが、1985-2014年間、平均値と中央値の乖離幅が拡大しているのである。

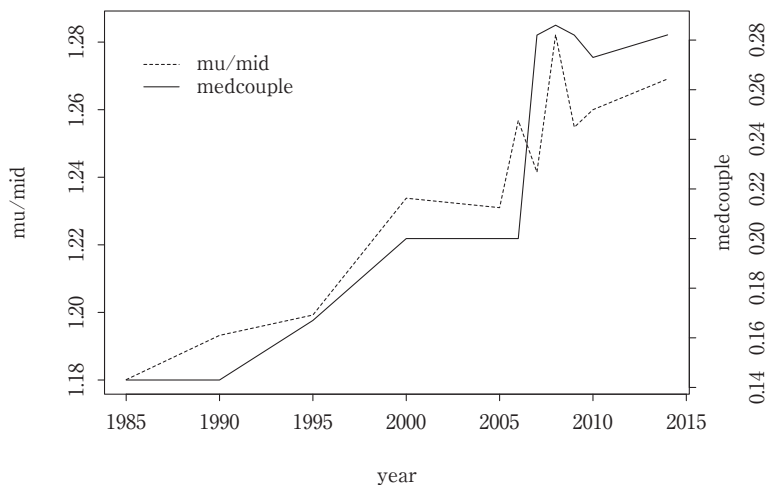
表2-2 平均値/中央値と頑健歪度

	平均値/中央値	頑健歪度
1985	1.180	0.143
1990	1.193	0.143
1995	1.199	0.167
2000	1.234	0.200
2005	1.231	0.200
2006	1.257	0.200
2007	1.242	0.282
2008	1.282	0.286
2009	1.255	0.282
2010	1.260	0.273
2014	1.269	0.282

(資料) 表2-1に同じ。

図2-2 平均値/中央値と頑健歪度の変動

mean/median and medcouple

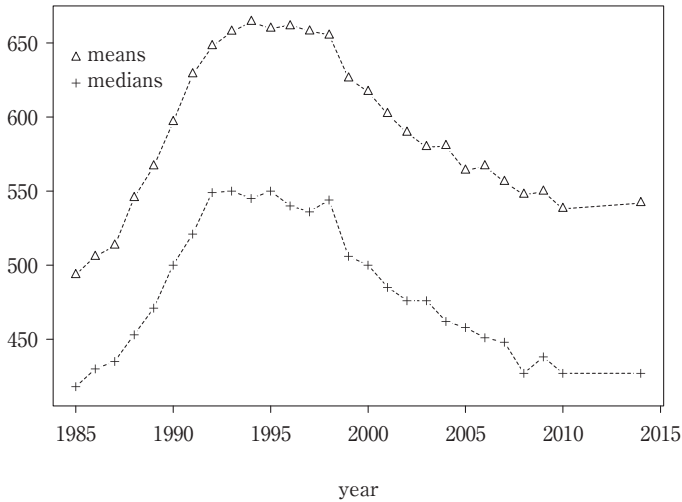


(資料) 表2-2により作成。

表2-3は Esteban and Ray (1994) 多極度の計測結果であり，母数 a のこの測度を $ER(a)$ と書くことにする。 $ER(0.25, 1.0, 1.5)$ は1990年代半ば頃まで上昇し，それ以降2010年頃まで低下している（図2-4）。これは我が国における絶対的不平等の変動に似ている。 $ER(0)$ が絶対型ジニ係数を表すから，これや

図2-3 平均値と中央値の変動

Means and Medians



(資料) 厚生労働省『国民生活基礎調査』各年版により作成。

表2-3 Esteban and Ray 多極度

母数 a	0.25	1.0	1.5
1985	159.7	16.59	3.96
1990	196.0	18.38	3.96
1995	220.5	20.60	4.36
2000	216.4	20.11	4.27
2005	199.8	19.15	4.21
2010	191.0	18.81	4.25
2014	194.5	19.33	4.40

(資料) 表2-1に同じ。

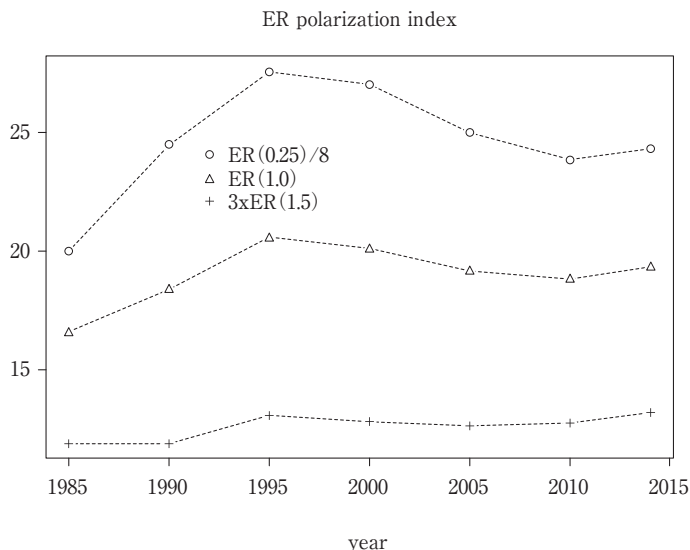
(注) 総人口による正規化が行われている。

ER(0.25)が絶対的不平等の変動に似ていることは当然である。絶対的不平等の変動は平均値の変動に類似してくるものだからである (図2-3)¹¹⁾。

小論で利用される所得データは集計データなので、グループ数として階層数

11) 絶対的不平等測度として物価調整済み Kolm 測度及び分散が利用された吉岡 (2007) 及び吉岡 (2010) を参照のこと。

図2-4 Esteban and Ray 多極度の変動



(資料) 表2-3により作成。

(注) 1枚の図に収めるためにER値は縮小または拡大されている。

25が採用されている。このグループ数が多いのでこの多極度の変動と中間層の変動との関連を解釈することは容易ではない。そこで、この25グループのデータを3つの所得階層グループにまとめ、それぞれの世帯比を示したのが表2-4である。階層数と各階層の適切な境界値とが与えられると各階層の中央値が決定される¹²⁾。各階層グループの中央値は各年で共通であり、中央値が500万円の下及び中間層には貧困層及び中間層が含まれ、上部層の中央値は1500万円、最上部層の中央値は2500万円以上である。この表2-4を利用し Esteban and Ray 3 極度を計測した結果が表2-5である。どの母数の3 極化度によっても、その

12) 所得に基づき中間層を把握する方法はいくつかあるが、Thurow (1984)、白波瀬 (2011)、厚生労働省 (2012)、Chauvel (2013)、Vanneman and Dubey (2013)、篠崎 (2015) などのように所得中央値のある割合で中間層の両端の境界線を決めることが多く、Atkinson and Brandolini (2013) においては、下部境界として所得中央値の75%が、上部境界として中央値の125%、150%、167%、200%および300%がそれぞれ用いられている。

表2-4 所得階層の世帯比

所得階層	下及び中間層	上部層	最上部層
中央値	500万円	1500万円	2500万円以上
1985	0.9309	0.0613	0.0078
1990	0.8684	0.1166	0.0150
1995	0.8200	0.1609	0.0192
2000	0.8415	0.1402	0.0182
2005	0.8718	0.1158	0.0124
2010	0.8833	0.1068	0.0099
2014	0.8783	0.1121	0.0095

(資料) 表2-1に同じ。

表2-5 Esteban and Ray 3 極度

母数 a	0.01	0.25	1.0	1.5
1985	141.8	103.4	70.2	65.2
1990	254.6	192.8	123.0	107.2
1995	328.7	253.7	156.3	130.1
2000	298.5	228.3	142.6	121.2
2005	244.5	185.8	118.9	103.8
2010	222.7	168.8	109.2	96.2
2014	229.5	174.8	112.6	98.6

(資料) 表2-4により計測。

変動は先の多極度と同じであり、1980年代半ばから1990年代半ばまで上昇し、それ以降2000年代は低下している。1985-1995年間ににおける3極化度の上昇時に、80%から90%を占める下部層及び中間層の世帯比が低下する一方で、上部層と最上部層のそれぞれの世帯比が上昇している。下部層のほとんどが貧困層であり、その貧困層率はこの間に上昇しているから（後出表3-2）、中間層の世帯比の低下が際立つのである。1990年代半ばから2000年代末における3極化度の低下時に、下部層及び中間層の世帯比が上昇する一方で、上部層と最上部層のそれぞれの世帯比が低下している。下部層のほとんどが貧困層であり、その貧困層率はこの間に上昇しているから（後出表3-2）、下部層及び中間層の世帯比の上昇のほとんどは貧困層率の上昇による。

3つの所得階層グループでは、ER(1.5)でも分極化を上手く捉えられないかも知れないから、表2-6のように5つの所得グループを想定し、上と同じよう

表2-6 所得階層の中央値と世帯比

	中下層	中間層	上下層	上層	最上層
境界値	500万円	1000	1500	2000	
中央値	250万円	750	1250	1750	2250
1985	0.6044	0.3265	0.0509	0.0104	0.0078
1990	0.4905	0.3779	0.0953	0.0213	0.0150
1995	0.4391	0.3808	0.1285	0.0324	0.0192
2000	0.4989	0.3426	0.1111	0.0291	0.0182
2005	0.5412	0.3307	0.0890	0.0268	0.0124
2010	0.5721	0.3112	0.0859	0.0208	0.0095
2014	0.5692	0.3091	0.0916	0.0206	0.0099

(資料) 表2-1に同じ。

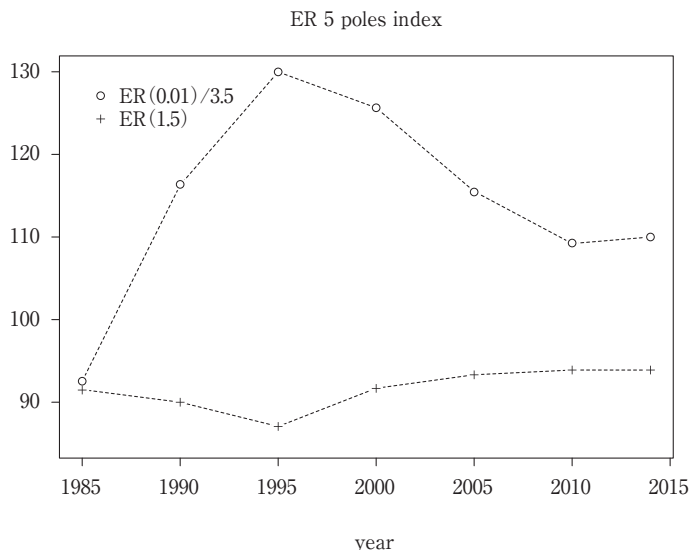
表2-7 Esteban and Ray 5 極度

母数 a	0.01	0.25	1.0	1.5
1985	324.6	244.2	129.2	91.5
1990	407.9	297.4	138.7	90.0
1995	454.8	326.1	141.0	87.0
2000	439.6	316.7	142.9	91.7
2005	403.9	294.0	139.8	93.3
2010	382.0	280.2	137.3	93.9
2014	385.2	282.6	137.7	93.8

(資料) 表2-6により計測。

にそれぞれの中央値と世帯比から Esteban and Ray 5 極度を計測した結果が表 2-7である。絶対型ジニ係数，したがって平均値の変動に大きく左右される ER (0.01,0.25,1.0) 5 極度の変動は，先に明らかにされた25極度や3極度の変動傾向とほぼ同じである。しかし，分極度の特徴をより鮮明に示す ER(1.5)分極度の変動は，1980年代半ばから2000年代末にかけて ER(0.01)分極度と逆の変動を示している（図2-5）。1985-1995年間ににおける ER(1.5)分極度の低下は，中下層の世帯比の低下による階層比率の平準化が一因である。この時期に中下層に属す中間層の低下の可能性がある。また，1995-2010年間ににおける ER(1.5)分極度の上昇は，中下層の世帯比の上昇による階層比率の非平準化が一因である。この時期に中下層に属す下層，つまり貧困層の上昇の可能性がある。以上のように，所得グループ数，グループ分けの仕方，採用される母数値などに

図2-5 Esteban and Ray 5 極度の変動



(資料) 表2-7により作成。

(注) 図2-4の(注)に同じ。

よって、分極度の変動が異なることがある¹³⁾。また、所得階層数と階層分けの仕方によって、中間層の定義やその変動が異なる場合がある。表2-6のように5階層に分類されたとき、この定義による中間層は狭く、その比率は約30%から40%だから、40%から60%を占める中下層に上記以外の中間層が含まれていると考えるなら、広義の中間層は1985-2014年間に低下傾向にあるといえる。

3. 混合分布モデルと中間層の測定

3.1 対数正規一般化パレートモデル (LNGP)

日本の所得分配に混合分布モデルの1つである対数正規一般化パレート分布を想定することによって中間層の測定が行われる¹⁴⁾。LNGP 分布はデータ集合

13) 小論で採用されたデータで所得分極度を調べるためには、グループ数5と母数値1.5が採用されることが適切だと暫定的にいえる。

表3-1 対数正規一般化パレート分布の推定

母数	対数平均	対数標準偏差	閾値	規模	形状
1985	5.9626	0.7761	875	375.66	0.0814
1990	6.1246	0.7881	1050	630.48	-0.2308
1995	6.2140	0.8076	1350	1397.14	-1.2145
2000	6.1143	0.8846	1150	842.10	-0.5022
2005	6.0349	0.8576	1050	678.42	-0.3074
2010	6.0028	0.8746	1050	251.15	0.3420
2014	6.0083	0.8798	1050	370.80	0.0466

(資料) 表2-1に同じ。

表3-2 貧困層率・中間層率・上部層率 (LNGP)

	貧困層率	中間層率	上部層率
1985	0.1859	0.6661	0.1480
1990	0.1896	0.6648	0.1456
1995	0.1954	0.6955	0.1091
2000	0.2167	0.6376	0.1457
2005	0.2095	0.6493	0.1412
2010	0.2140	0.6483	0.1377
2014	0.2154	0.6440	0.1406

(資料) 表3-1により作成。

のある閾値以下の部分に対数正規 (LN) 分布を、その閾値以上の部分に一般化パレート (GP) 分布をそれぞれ想定し、この両者を接合するモデルであり、この分布には対数平均、対数標準偏差、閾値、規模および形状の5つの母数がある¹⁵⁾。表3-1は最尤法による LNGP 分布の推定結果である。推定された LNGP 分布の中央値の1/2を貧困線と仮定すると、その分布から貧困層率 (相対貧困率) が導出されるので、推定閾値以上の母集団の比率を上部層率 (相対富裕率) とし、吉岡 (2017) と同じように、中間層を貧困層と上部層の残余部分と定義すると表3-2の実証結果が得られる。この表3-2によると、1985-2014年間に中間層は縮小しており¹⁶⁾、これは主として貧困層の拡大によるといえる。し

14) 極値混合モデルの展開は Behens et al. (2004) を参照のこと。

15) LNGP の分布関数等の概説やその計測例は吉岡 (2017) を参照のこと。

16) 白波瀬 (2011) や篠崎 (2015) における実証結果とほぼ同じである。

かし、この分布モデルを利用する3階層化においては上部層率が10%から15%と相対的に高く、このことが中間層の変動に影響することがある¹⁷⁾。

3.2 混合正規モデル (NM)

有用な混合分布モデル¹⁸⁾として、混合正規モデルがある。このモデルの母数の意味は分かり易く、その母数を用いて中間層の種々の測定を試みることができる。2つの正規構成部の混合を次のように書く、

$$f(x) = pf_1(x) + (1-p)f_2(x),$$

ここに、

$$f_i(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2}\right\}, i=1,2,$$

p は、 $0 \leq p \leq 1$ を満たす混合比率であり、 μ_i は平均値、 σ_i^2 は分散である。構成部が有限個ならば母数を推定できるが、2つの場合であっても5つの母数を推定する必要がある。Eisenberger (1964), Schilling et al. (2002) などによると、 σ_1 と σ_2 との関数 $S(\sigma_1, \sigma_2)$ と平均差 $(\mu_2 - \mu_1)$ とを比較することによって、混合正規分布の単峰性や双峰性の判断基準が提案されている。ここでは中間層の変動との関係で簡単化のために、次式のような2つの構成分布の中心間の距離としての平均差 $(\mu_2 - \mu_1)$ の変動を調べることにする。

$$dm = (\mu_2 - \mu_1) / \mu.$$

ここに、 μ は全データの平均値である。表3-3は混合正規分布の推定結果であり、表3-4は相対平均差 dm と Wolfson 2 極度の変動の実証結果である。Wolfson 2 極度は1985-2014年間上昇傾向を示しており、相対平均差は1995-2014年間はほぼ同じ上昇傾向であり、この間の中間層の縮小が窺われる。

以下では混合正規分布の推定結果を利用して、中間層等の計測が行われる。混合正規モデルの第1構成部の平均値を下部層線、第2構成部の平均値の2倍

17) 1990年代半ば頃、上部層の縮小により中間層が一時的に拡大したことがある。

18) McLachlan and Peel (2000).

表3-3 混合正規分布の推定

1985	混合比	平均値	標準偏差	AIC
構成要素 1	0.855	404.51	215.57	142210.8
構成要素 2	0.145	993.14	558.13	
1990	混合比	平均値	標準偏差	AIC
構成要素 1	0.740	431.33	229.66	141832.3
構成要素 2	0.260	1031.81	486.60	
1995	混合比	平均値	標準偏差	AIC
構成要素 1	0.606	430.15	225.22	128087.9
構成要素 2	0.394	959.30	525.12	
2000	混合比	平均値	標準偏差	AIC
構成要素 1	0.697	423.13	236.49	148161.2
構成要素 2	0.303	1031.07	547.08	
2005	混合比	平均値	標準偏差	AIC
構成要素 1	0.726	390.95	222.95	91223.3
構成要素 2	0.274	1009.84	526.30	
2010	混合比	平均値	標準偏差	AIC
構成要素 1	0.742	378.30	216.74	104171.6
構成要素 2	0.258	999.38	538.04	
2014	混合比	平均値	標準偏差	AIC
構成要素 1	0.671	350.11	195.02	97784.9
構成要素 2	0.329	934.07	534.95	

(資料) 表2-1に同じ。

表3-4 相対平均差と2極度

	相対平均差	Wolfson
1985	1.197	0.0782
1990	1.009	0.0798
1995	0.806	0.0837
2000	0.995	0.0908
2005	1.100	0.0915
2010	1.160	0.0976
2014	1.085	0.1016

(資料) 表3-3により作成。

(注) Wolfson 分極度は表2-1から再掲。

表3-5 下部層率・中間層率・富裕層率(1)

	下部層率	中間層率	富裕層率
1985	0.4501	0.5430	0.0069
1990	0.3988	0.5964	0.0048
1995	0.3647	0.6196	0.0157
2000	0.3905	0.6013	0.0082
2005	0.3970	0.5938	0.0092
2010	0.4029	0.5896	0.0075
2014	0.3824	0.6029	0.0147

(資料) 表3-3により生起された混合正規乱数から計測。

表3-6 下部層率・中間層率・富裕層率(2)

	下部層率	中間層率	富裕層率
1985	0.4667	0.5255	0.0078
1990	0.4348	0.5502	0.0150
1995	0.3897	0.5918	0.0192
2000	0.3942	0.5876	0.0182
2005	0.4326	0.5550	0.0124
2010	0.4639	0.5261	0.0099
2014	0.4114	0.5790	0.0095

(資料) 表2-1と同じ資料と表3-3により計測。

を富裕層線とそれぞれするとき、この下部層線と富裕層線との間が中間層となる。ここに採用されたデータでは第1構成部の平均値はデータ全体の中央値より小さく、第2構成部の平均値は推定されたLNGP分布の閾値に近い値である。表3-5は混合正規分布の推定結果を利用して、各年毎に1万個の混合正規乱数を生成し、下部層率、中間層率および富裕層率を計測した結果である。表3-6は表3-3の推定母数と標本データから中間層等を計測した結果であり、表3-7は表3-3の推定母数を利用して作成された混合正規分布関数から下部層率、中間層率および富裕層率を計測した結果である。1985-2014年間、表3-5、表3-6および表3-7のどの表の下層率の変動も同一であり、中間層率の変動も同一である。特に、どの表によっても1990年代中期頃から2000年代末は中間層が縮小しており、それに下部層の拡大が対応している。富裕層率の変動は他の2つの層の変動にほとんど影響を与えてない。ここでの分類の定義による中間層率は50%から60%と低く、下部層率が40%から45%と他の分類の場合に比べ高いか

表3-7 下部層率・中間層率・富裕層率(3)

	下部層率	中間層率	富裕層率
1985	0.4486	0.5459	0.0054
1990	0.3982	0.5974	0.0044
1995	0.3648	0.6219	0.0133
2000	0.3889	0.6021	0.0090
2005	0.3958	0.5966	0.0075
2010	0.4030	0.5888	0.0082
2014	0.3807	0.6060	0.0133

(資料) 表3-3により作成された混合正規分布関数から計測。

ら、この下部層に上記以外の中間層が含まれていると考えることができるなら、広義の中間層は1985-1995年間にも縮小しているといえよう。

お わ り に

我が国の所得データを用いて、Wolfson 2 極度や Esteban and Ray 多極度と中間層との関連とそれらの変動について以下のような実証結果が得られた。

- 1) 1985-2014年間における Wolfson 2 極度は持続的に上昇しており、このことは中間層の縮小を間接的に示している。この2極度の上昇傾向は母集団の1/2の下部層の所得シェアの大きな低下によるものであり、さらにこの2極度の持続的な上昇には2種類の歪度の上昇傾向が伴っている。この2極度と逆の変動をする可能性があるジニ係数もこの期間に上昇傾向にある。
- 2) Esteban and Ray 25極度および3極度は1980年代半ばから1990年代半ばまで上昇し、それ以降2000年代は低下している。1985-1995年間における3極度の上昇時に、80%から90%を占める下部層及び中間層の世帯比が低下する一方で、上部層と最上部層のそれぞれの世帯比が上昇している。下部層のほとんどが貧困層であり、その貧困層率はこの間に上昇しているから、中間層の世帯比の低下が際立っている。1990年代半ばから2000年代末における3極度の低下時に、下部層及び中間層の世帯比が上昇しているが、下部層のほとんどが貧困層であり、その貧困層率はこの間に上昇しているから、下部層及び中間層の世帯比の上昇のほとんどは貧困層率の上昇による。

3) Esteban and Ray 5 極度の計測結果は母数値によって異なるので、母数 a のこの測度を $ER(a)$ と書くことにする。絶対型ジニ係数、したがって平均値の変動に大きく左右される $ER(0.01, 0.25, 1.0)$ 5 極度の変動は、25 極度や 3 極度の変動傾向とはほぼ同じである。しかし、分極度の特徴をより鮮明に示す $ER(1.5)$ 5 極度の変動は、1980 年代半ばから 2000 年代末にかけて $ER(0.01)$ 5 極度と逆の変動を示している。1985-1995 年間における $ER(1.5)$ 分極度の低下は、中下層の世帯比の低下による階層比率の平準化が一因であり、1995-2010 年間における $ER(1.5)$ 分極度の上昇は、中下層の世帯比の上昇による階層比率の非平準化が一因である。以上のように、所得グループ数、グループ分けの仕方、採用される母数値などによって、分極度の変動が異なることがある。したがって、所得分極度の変動と中間層等の変動との関連は間接的なものであり、例えば Wolfson 2 極度の上昇と中間層の縮小とは間接的に関連しているし、Esteban and Ray 5 極度の低下は貧困層の上昇と中間層の低下を示唆しているといえる。

対数正規一般化パレート分布と混合正規分布の推定された母数を利用し、所得中間層等のいくつかの計測が試みられ次のような実証結果が得られた。

- 1) 対数正規一般化パレート分布モデルにおいて、貧困層、中間層および上部層に 3 階層化された場合、1985-2014 年間に中間層は縮小しており、これは主として貧困層の拡大によるといえる。
- 2) 混合正規モデルの第 1 構成部の平均値を下部層線、第 2 構成部の平均値の 2 倍を富裕層線とそれぞれし、下部層、中間層および富裕層に 3 階層化された場合、1990 年代中期頃から 2000 年代末は中間層が縮小しており、それに下部層の拡大が対応している。下部層に中間層の一部が含まれていると考えることができるなら、広義の中間層は 1985-1995 年間にも縮小しているといえる。

小論においては、所得中間層の規模の定義が多く提案され、1985-2014 年間における我が国の中間層率の変動がそれぞれの定義ごとに明らかにされた。

Pressman (2015) は LIS データを用いて、所得中央値の 67% から 200% を持つ世帯の比率で定義された中間層率の国際比較を行い、先進諸国は中間層の規模

で3クラスタに分類され、中間層率が多くの諸国で過去数十年間低下しているが、フランス（上昇）やイタリアおよびノルウェー（不変）のような例外があることなど興味深い結果を提示しているので、我が国が含まれた国際比較は興味ある課題となろう。

参 考 文 献

- Atkinson, A. and Brandolini, A. (2013). On the Identification of the Middle Class, in *Income Inequality : Economic Disparities and The Middle Class in Affluent Countries*. Ed. by J. C. Gornick and M. Jantti, CA : Stanford University Press.
- Behrens, C. N., H. F. Lopes, and Gamerman, D. (2004). Bayesian Analysis of Extreme Events with Threshold Estimation, *Statistical Modelling*, 4, 227-244.
- Brys, G., M. Hubert, and Struyf, A. (2004). A Robust Measure of Skewness, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 13, 996-1017.
- Chakravarty, S. R. (2009). *Inequality, Polarization and Poverty*, New York : Springer Verlag.
- Chakravarty, S. R., N. Chattopadhyay, and Maharaj, B. (2011). Inequality and Polarization : An axiomatic approach, in *Measurement of Individual Well-Being and Group Inequalities : Essays in Honor of Z. M. Berrebi*. Ed. by J. Deutsch and J. Silber, London : Routledge.
- Chauvel, L. (2013). Welfare Regimes, Cohorts, and the Middle Class, in *Income Inequality : Economic Disparities and The Middle Class in Affluent Countries*. Ed. by J. C. Gornick and M. Jantti, CA : Stanford University Press.
- Eisenberger, I. (1964). Genesis of Bimodal Distributions, *Technometrics*, 6, 357-363.
- Esteban, J. M. and Ray, D. (1994). On the Measurement of Polarization, *Econometrica*, 62, 819-851.
- Esteban, J. M. and Ray, D. (1999). Conflict and Distribution, *Journal of Economic Theory*, 87, 379-415.
- Foster, J. E. and Wolfson, M. C. (1992) [2010]. Polarization and the Decline of the Middle Class : Canada and the U. S., *The Journal of Economic Inequality*, 8, 247-273.
- 厚生労働省 (2012). 『平成24年度 労働経済白書』
- McLachlan, G. and Peel, D. (2000). *Finite Mixture Models*, New York : Wiley.
- Pressman, S. (2006). The Decline of the Middle Class : An international perspective, *LIS Working Paper*, No. 280.
- Pressman, S. (2015). Defining and Measuring the Middle Class, *AIER, Working Paper*, 007.
- Schilling, M. F., A. E. Watkins, and Watkins, W. (2002). Is Human Height Bimodal?, *The American Statistician*, 56, 223-229.
- 篠崎武久 (2015). 所得の観点から見た中間層の把握の方法について『人文社会科学研究』(早稲田大学), no. 55, 199-216.
- 白波瀬佐和子 (2011). 経済教室 縮む中間層 (上) 現役世代の再分配強化を『日本経済新聞』2011年10月24日付.
- Thurow, L. C. (1984). The Disappearance of the Middle Class, *The New York Times*, February 5, E2.
- Vanneman, R. and Dubey, A. (2013). Horizontal and Vertical Inequalities in India, in *Income Inequality : Economic Disparities and The Middle Class in Affluent Countries*. Ed. by J. C. Gornick and M. Jantti, CA : Stanford University Press.

- Wolfson, M. (1994). When Inequalities Diverge, *American Economic Review*, 84, 353-358.
- 吉岡慎一 (2007). 日本における所得分配の絶対的及び相対的不平等の計測：一般化ローレンツ曲線と基数型測度『西南学院大学経済学論集』42 (1・2), 127-150.
- 吉岡慎一 (2010). 貧困の絶対測度と相対測度の計測 — Kolm-Zheng 型と FGT 型 —『西南学院大学経済学論集』44 (2・3), 115-140.
- 吉岡慎一 (2014). 貧困及び不平等測度の要因分解と世帯構成の変化『西南学院大学経済学論集』48 (3・4), 251-274.
- 吉岡慎一 (2017). 非対称分布モデルと日本の所得分配：中間層の測定『西南学院大学経済学論集』51 (3), 59-73.
- Zhang, X. and Kanbur, R. (2001). What Difference do Polarization Measures make? An application to China, *Journal of Development Studies*, 37, 85-98.