

- Executive Stock Options,' working paper, Duke University.
- [14] Glaser, M. and M. Weber (2003) 'Overconfidence and Trading Volume,' working paper, The University of Mannheim.
- [15] Goel, A. M. and A. V. Thaker (2002) 'Do Overconfident Managers Make Better Leaders?' mimeo, New York University.
- [16] Hendel, I. and A. Nevo (2002) 'Sales and Consumer Inventory,' mimeo, The University of Wisconsin, Madison.
- [17] Kahneman, D. (2003) 'Maps of Bounded Rationality: Psychology of Behavioral Economics,' *American Economic Review*, 93, 1449-1475.
- [18] Kahneman, D. and A. Tversky (1979) 'Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,' *Econometrica*, 47, 263-91.
- [19] Kyle, A. S. and A. Wang (1997) 'Speculation Duopoly with Agreement to Disagree: Can Overconfidence Survive the Market Test?' *Journal of Finance*, 5, 2073-2090.
- [20] Landrier, A. and D. Thesmer (2003) 'Financial Contracting with Optimistic Entrepreneurs: Theory and Evidence,' mimeo, Chicago University.
- [21] Malmendier, U. and G. Tate (2002) 'Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction,' mimeo, Stanford University.
- [22] Malmendier, U. and G. Tate (2003) 'CEO Overconfidence and Corporate Investment,' mimeo, Stanford University.
- [23] Mathews, T. (2003) "'May I Please Pay a Higher Price?': Sustaining Non-Simultaneous Exchange through Free Disposal of Bargaining Advantage,' mimeo, California State University, Northridge.
- [24] Montgomery, A. L. (2003) 'Implementing Pricing Decision Support Systems for Retail Managers,' mimeo, Carnegie Mellon University.
- [25] Nöth, M. and M. Weber (2003) 'Information Aggregation with Random Ordering: Cascade and Overconfidence,' *Economic Journal*, 113, 166-189.
- [26] Rajiv, S., S. Dutta and S. K. Dhar (2002) 'Asymmetric Store Positioning and Promotional Advertising Strategies: Theory and Evidence,' *Marketing Science*, 21, 74-96.
- [27] Scheinkman, J. A. and W. Xiong (2003) 'Overconfidence and Speculative Bubbles,' *Journal of Political Economy*, 111, 1183-1219.
- [28] Souleles, N. S. (2001) 'Consumer Sentiment: Its Rationality and Usefulness in Forecasting Expenditure—Evidence from the Michigan Micro Data,' working paper, The University of Pennsylvania.
- [29] Sudhir, K. (2001) 'Structural Analysis of Manufacturer Pricing in the Presence of a Strategic Retailer,' *Marketing Science*, 20, 244-264.
- [30] van den Steen, E. (2002) 'Organizational Belief and Managerial Vision,' mimeo, MIT.
- [31] Wang, F. A. (2001) 'Overconfidence, Investor Sentiment, and Evolution,' *Journal of Financial Intermediation*, 10, 138-170.
- [32] Weinberg, B. A. (2002) 'A Model of Overconfidence,' mimeo, Ohio State University.
- [33] 上田隆穂編 (2003) 『ケースで学ぶ価格戦略・入門』有斐閣。
- [34] 木戸茂 (2004) 『広告マネジメント』朝倉書店。
- [35] 仲澤幸壽 (1995) 「取引費用、販売促進活動と経済変動」『西南学院大学経済学論集』30-1, 1-27.
- [36] 仲澤幸壽 (2004) 「経営者心理と販売戦略: 過剰需要期待分析序論」『西南学院大学経済学論集』39-1, 145-192.

日本における所得再分配と所得移動度¹⁾

吉 岡 慎 一

1. はじめに

我が国における1980年代以降の所得分配の不平等化が橘木 (1998) において主張されてから、この問題提起に関する様々な論争が盛んである。所得分配の研究においてどのような所得概念を採用するのかは分析目的によるが、所得分配の不平等性を解明する場合は、実収入を用いるのが望ましい。そこで、拙稿 (1989, 1995) において、橘木 (1998) が主として利用した『所得再分配調査』(厚生省) を補完する資料として『国民生活実態調査』/『国民生活基礎調査』(厚生省) を利用し、実収入分配の80年代の不平等化を明らかにした。さらに、小論においては『所得再分配調査』を採用し、当初所得 (再分配前所得) および再分配 (後) 所得の80年代初頭から21世紀初頭までの不平等化傾向が明らかにされるので、とくべつこの論争を整理するつもりはここではない。ここでの主眼は政府による所得再分配を分析することなので、当初所得 (再分配前所得) と再分配 (後) 所得とが所得概念として採用される。

社会保障の機能の1つである所得再分配を評価する場合、再分配によって不平等がどのように変動したのか、またどのような社会保障項目/要因がこの不平等の変動に深く関わっているのかなどを計測するのが伝統的な方法である。そこで、第2節において、再分配による不平等の変動を説明する要因とその寄与度を調べるために、不平等測度の所得源泉別分解法が応用される。さらに第3節において、再分配による不平等の全体的な改善度と所得階層間の移動度と

1) 小論の作成過程における数値計算等には R 言語・環境が利用された。

の関連についてが解明される。そこでは、所得階層間の移動状況を記録した行列データがある場合には、推移行列を推定した後にそれから移動度が計測され、分配のベクトルデータしかない場合には、それから直接的に移動度が計測される。

Fields=Ok (1996, 1999) が移動性の観点から2つの分配ベクトル間の移動性の要約尺度を絶対型と相対型の2種類提案して以降、多くの移動尺度が提案されている²⁾。ほとんどの移動性尺度が、2つのベクトル間の距離的なものを測定しているとするなら、多数ある距離測度のなかから分析目的に応じた測度を選択することができる。小論では再分配による移動性を測るという目的から、Fields と Ok とによる2種類の尺度のバリエーションが用いられる。

2. 再分配による不平等の変動

2.1 再分配による不平等の改善度の変動

小論が分析のために採用する『所得再分配調査』³⁾においては、当初所得と再分配後の所得⁴⁾との基本構造は次のようになっている。

$$\text{再分配（後）所得} = \text{当初所得} - \text{総拠出} + \text{総給付} \quad (2.1)$$

$$\text{総拠出} = \text{直接税} + \text{社会保険料}$$

$$\text{総給付} = \text{社会保障現金給付} + \text{社会保障現物給付（医療費）}$$

「所得再分配効果」として定期的に公表されているのは、当初所得の分配のジニ係数から再分配後のジニ係数への変動を相対化した「改善度」とよばれる指標である。当初所得および再分配所得のジニ係数と税・社会保障による不平等度の全体としての改善度の変動を示す図2-1（上部）によると、

1. 当初所得の不平等度と再分配所得の不平等度との時系列変動は、この40年間ほぼ同一である。とくに、両者のジニ係数は70年代初頭と80年代初頭

2) 例えば、Checchi=Dardanoni (2003) は Fields と Ok とによる2種類の尺度以外に、8種類の尺度を提示し、各々の計測を行っている。

3) 厚生省大臣官房企画室（1978年版）/ 厚生労働省政策統括官付政策評価官室（2002年版）

4) 所得の値は調査時期の前年1月1日から前年12月31日までの状況に関するものである。

を底に最近の20年間以上上昇し続けている。

2. 税・社会保障による全体的な改善度の変動傾向も所得不平等の傾向とほぼ同一である。つまり、この40年間については、所得不平等が高いほど全体的な不平等の改善度も高いといえるが、当初所得の分配の不平等の上昇傾向のほうが再分配所得の不平等の上昇傾向よりも強いために改善度に上昇傾向が生じているにすぎない。

税・社会保障による不平等度の全改善度、社会保障による改善度および税金による改善度の変動については、次のようにいえるだろう（図2-1下部）。

1. 税・社会保障による不平等度の全改善度の変動傾向と社会保障による改善度の傾向は、この40年間ほぼ同一である。とくに、80年代初頭における前者の10%、後者の5%から、最近の20年以上上昇し続け、2002年調査では前者は約24%、後者は21%にまで上昇している。
2. これにたいし、直接税による改善度は80年代初頭の5.4%から低下傾向にあり、とくに、1989年の消費税の導入以降この傾向は著しく、2002年調査では1%にも満たない。

しかし、直接税は日本経済の時期によってはかなりの再分配効果がある。そこで、再分配要因としての社会保障項目をさらに細分することによって、個々の社会保障項目の再分配効果と直接税の再分配効果との比較を次に試みる⁵⁾。

また、再分配による全体的な改善度と所得階層間の移動度との関連については、第3節において解明される。

2.2 再分配要因の寄与度

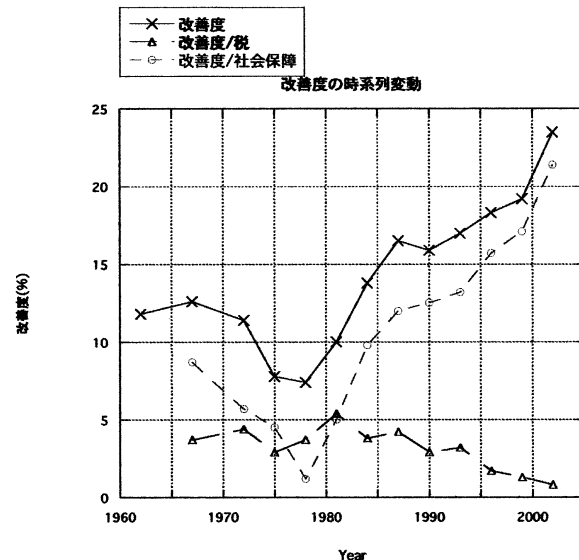
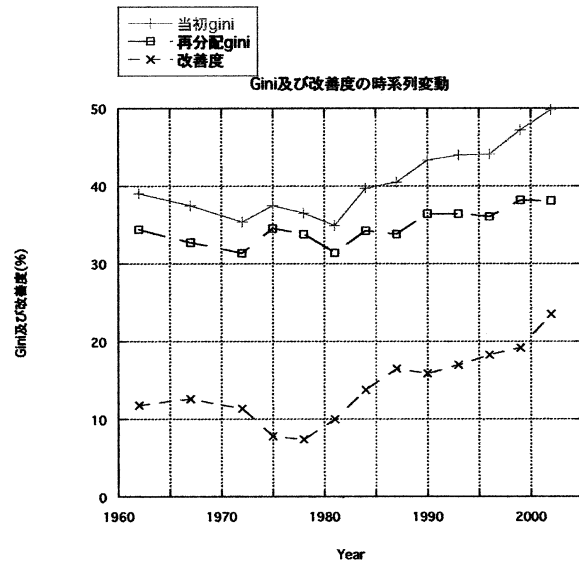
再分配による不平等の低下を説明する要因とその寄与度を調べるために、Shorrocks (82) が一般的に提示した不平等測度の所得源泉別分解法を応用する。

- 1) 所得構成要素による分解原理

個人 i の所得を $y_i (i=1, \dots, n)$ 、その分配ベクトルを $Y=(y_1, \dots, y_n)$ と各々する

5) 1980年代に関するクロスセクション分析については拙稿（1990）を参照。

図2-1 Gini係数及び改善度の時系列変動



(資料)『所得再分配調査』各年版により作成。

とき、不平等測度 $I(Y)$ は次の仮定(1)を満たすものとする。

仮定(1)

1. $I(Y)$ は連続で対称。
2. $Y = \mu e$ ならば、そしてそのときに限り、
 $I(Y) = 0$.

ここに、 μ は Y の平均所得、 $e = (1, \dots, 1)$ である。

次に、個人 i の所得構成要素 k からの所得を y_i^k ($k = 1, \dots, K$)、要素 k に関する分配ベクトルを $Y^k = (y_1^k, \dots, y_n^k)$ と各々するとき、

$$y_i = \sum_k y_i^k, \quad i = 1, \dots, n.$$

ならば、総所得の不平等度に対する要素 k の寄与度は、

$$S_k(Y^1, \dots, Y^K; K).$$

で表されるとする。このときこの寄与度は以下の仮定(2)~(4)を満たすとする。

仮定(2)

$S_k(Y^1, \dots, Y^K; K)$ は連続であり、構成要素は対称に取り扱われる。

仮定(3)

任意の構成要素の寄与度は分解の水準とは独立である。

$$S_1(Y^1, \dots, Y^K; K) = S_1(Y^1, Y - Y^1; 2) = S(Y^1, Y).$$

仮定(2)から、

$$S_k(Y^1, \dots, Y^K; K) = S(Y^k, Y).$$

をえる。

仮定(4)

寄与度の合計は全体の不平等度に一致する。

$$\sum_k S_k(Y^1, \dots, Y^K; K) = \sum_k S(Y^k, Y) = I(Y). \tag{2.2}$$

そこで、次の定理がえられている。

定理 (Shorrocks 1982)

仮定(2)、(3)および(4)が満たされれば、次式が成り立つ。

$$S(Y^k, Y) = a(Y)Y^k = \sum_i^n a_i(Y)y_i^k. \tag{2.3}$$

ここに、

$$I(Y) = a(Y)Y = \sum_i^n a_i(Y)y_i. \tag{2.4}$$

である。

(2.3) 式は不平等測度が所得の加重和で表されるならば、構成要素 k の分解上の寄与度にも同一の加重が適用されることを意味している。このような厳しい仮定を認めるならば不平等度の加法分解ができるのだから、(2.2) 式を擬似分解と呼ぶことにする。

2) 再分配要因の寄与度

総所得の不平等度の所得源泉別の加法分解は、よく知られたいくつかの不平等測度で試みられているが⁶⁾、上に列挙した諸仮定を受け入れるならば測度の選択とは独立だから、小論においては Theil (1967) 測度を採用する。Theil 測度を $T(Y)$ とするとき、擬似分解は次のように書ける。

$$T(Y) = \frac{1}{n\mu} \sum_i^n y_i \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right) \\ = \sum_k^K \frac{1}{n\mu} \sum_i^n y_i^k \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right). \tag{2.5}$$

(2.5) 式は Shorrocks (1982, p.199) のいう「自然な」要因分解の1つであり⁷⁾、これを

$$T(Y) = \sum_k^K T^*(Y^k). \tag{2.6}$$

と書き、この (2.6) 式に (2.1) 式を適用した場合、 $T^*(Y^k)$ を再分配要因 k の擬似 Theil と呼ぶことにする。

さて、当初所得の不平等度を擬似 Theil により要因別に分解した結果が表

6) 例えば、理論については、Rao (1969), Fei et al.(1978) などの研究があり、実証に関しては、高山 (1980), 跡田・橋木 (1985), 橋木・八木 (1994) などの研究がある。

7) (2.4) 式の中の係数 $a_i(Y)$ は一意的には決定されない。

表 2-1 当初所得の不平等 (Theil 測度) の要因分解

	当初所得	再分配所得	税金	社会保険料	現金給付	現物給付
1978	0.2242	0.1602	0.0352	0.0059	0.0118	0.0111
1981	0.2149	0.1254	0.0445	0.0159	0.0186	0.0104
1984	0.2579	0.1550	0.0518	0.0075	0.0306	0.0130
1987	0.2476	0.1418	0.0487	0.0109	0.0319	0.0143
1990	0.2834	0.1702	0.0448	0.0102	0.0421	0.0162
1993	0.2785	0.1601	0.0451	0.0132	0.0434	0.0166
1996	0.2619	0.1489	0.0377	0.0116	0.0465	0.0172
1999	0.2907	0.1628	0.0355	0.0169	0.0547	0.0207
2002	0.2874	0.1555	0.0349	0.0182	0.0581	0.0208

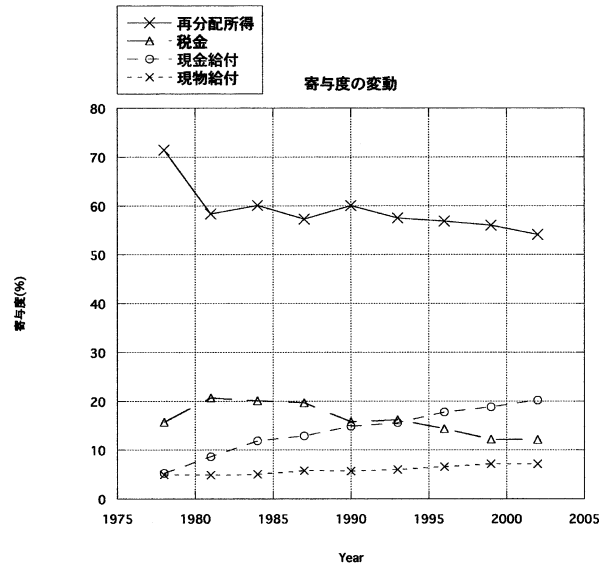
(資料)『所得再分配調査』各年版により計測。

2-1 だが、この表は、当初所得の不平等度に各々の再分配要因等の不平等度がどの程度占めているのかを示していると解釈することができるので、当初所得の不平等度がどの年度においても、再分配所得の不平等度以外では、税金、社会保険料、現金給付および現物給付の4つの再分配要因の不平等度によって、説明されると読みとることができる。

この表 2-1 を用いて、当初所得の不平等度から再分配所得の不平等度への低下に、各々の再分配要因が相対的にどの程度寄与しているのかを仮想的に明らかにしたのが図 2-2 であり、さらに1978年から2002年調査にかけてのその変動が示されている⁸⁾。この不平等の改善に貢献した最大の要因は、70年代から90年代初頭までは、税金 (16%~21%) であり、それ以降21世紀初頭までは現金給付 (15%~20%) で、そのほとんどが年金給付である。ジニ係数の改善度の場合に明らかにされたように、このことは90年代初頭までは直接税の再分配効果がかかなり効いていたことと、90年代以降の人口の高齢化に伴い、年金制度が急速に成熟化していることとに対応している。また、現物給付の寄与度の変動はおだやかだが (5%~7%)、70年代後期から20年以上にわたって不平等の改善に一定の貢献をしている⁹⁾。

8) 図2-1における公表 Gini 係数の場合の改善度に当たるものが、ここでは相当に大きく推定されている。その理由として次の3つが考えられる。1) 公表 Gini 係数は個票データから計測されている。2) 小論の Theil 測度は集計データから計測されている。3) 加法分解式を利用するために擬似 Theil が利用されている (7)参照)。したがって、各年度の各々の数値よりもそれらの変動傾向のほうにおおきな意味がある。

図 2-2 再分配要因の寄与度の変動



(資料) 表 2-1 により作成。

先の図 2-1 によると、ジニ係数の全改善度は70年代後期から一貫して上昇しており、このことは図 2-2 における Theil 測度による再分配所得の寄与度の70年代後期からの低下傾向に対応している¹⁰⁾。つまり、各要因の寄与度の合計の残余は、当初所得の不平等度に対する再分配所得の不平等度の構成割合と解釈することができるから、この構成割合の低下は、ここでも不平等の改善度の上昇を意味している。しかしながら、当初所得の分配の不平等の上昇傾向のほうが再分配所得の不平等の上昇傾向よりも強いために不平等の改善度の上昇傾向が生じているにすぎないのである。そこで次の興味は、この改善度と再分配による所得階層間の移動性との関係である。

3. 再分配による所得階層間の移動性

3.1 推移行列の利用

所得再分配の状況を明らかにした行列形式のデータは、我が国では80年代以降には公表されてないが、70年代については『所得再分配調査報告』（厚生省大臣官房企画室）において公表されている。そこで、80年代以降との比較の出発点として1978年調査についての再分配行列の横断面分析を試みるができるが、それを行う前にその分配ベクトルの特徴を明らかにしておく。

1) 当初所得の分配と再分配所得の分配の比較

当初所得の分配から再分配所得の分配への変動を基本統計量でみると、平均所得（年額）が328万円から317万円へと減少するが¹¹⁾、不偏分散も変動係数も各々、56189→34132, 0.7226→0.5832と低下している¹²⁾。この不平等の低下は2つの分配の度数分布の階段プロット（図 3-1）を比較してもわかる。当初所得の分配は年収0 近くから、1200万円くらいまでの広がりがあるが、再分配所得の分配においては、その範囲が100万円くらいから1000万円くらいに縮小している。しかし、推移行列からえられるほどの情報が度数分布には含まれてないから、その型自体にはおおきな変化はみられない¹³⁾。

2) 分配上の変換と推移行列

個人 i の所得を $x_i (i=1, \dots, n)$ 、その分配ベクトルを $X = (x_1, \dots, x_n)$ と各々するとき、ある一定期間で個人所得 x_i が y_i に変動したと仮定する。このとき、 X は $Y = (y_1, \dots, y_n)$ へ「変換された」といい、この分配上の変換を $X \rightarrow Y$ と書く¹⁴⁾。Solow (1951) および Champernowne (1953) が所得移動性の研究に推移行列を利用して以来、この分野の研究は分配ベクトルよりも推移行列を多用してい

11) 『再分配調査』によると、平均所得がこのように減少するのは1993年調査までで、1996年調査から2002年調査までは増加している。

12) 公表ジニ係数の改善度の7.4%に比べて、不偏分散の低下率39.3%、変動係数の低下率19.3%と不平等測度によって、その改善度は異なる。もちろん、前者は絶対型測度であり後者は相対型測度だから、このような大きな違いがでる。

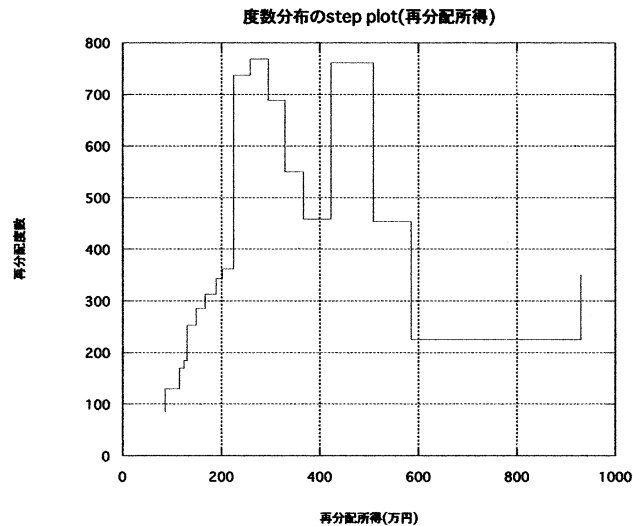
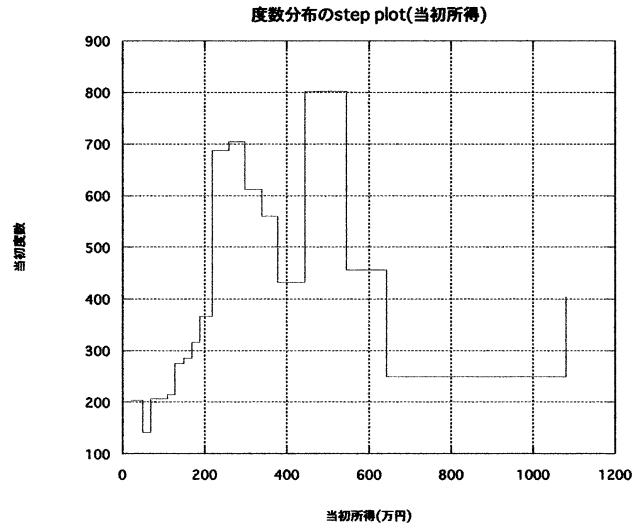
13) しかし、付図1及び付図2のヒストグラムでみると、密度型には若干変化がみられる。

14) この概念は、Cowell (1985) において「分配上の変化」:「旧」分配ベクトルの「新」分配ベクトルへの変換として、所得移動性と関連づけられて展開されている。

9) 拙稿 (1988, 1989) で明らかにされたように、社会保険の制度によっては保険料にいくぶん逆進性をもつ制度が分立しているから、社会保険料の影響はほとんどないといえる。

10) ジニ係数の改善度と時との相関係数が0.958と大きいから、ジニ係数の改善度は上昇傾向にあるといえる。

図 3-1 度数分布の step plot の比較



(資料)『所得再分配調査』1978年版により作成。

る¹⁵⁾。そこで、所得階層数を m とするとき、変換 $X \rightarrow Y$ に対応する推移行列を、

$$P(X, Y) = [p_{rs}(X, Y)] \in R_+^{m \times m}$$

と書く。ここに、 $p_{rs}(X, Y)$ は、分配 X のときに階層 r にいた個人が、分配 Y の階層 s へ推移する確率である。つまり、

$$\sum_s^m p_{rs}(X, Y) = 1 \text{ for all } r.$$

が成り立っている。

分配上の変換のうちの移動局面が、このような推移行列によって適切に要約される。推移行列は移動性の確率モデルに無理なく関連づけられるから、所得階層間の推移を統べるプロセスがマルコフ連鎖モデルに従うと想定できるならば、システムの動学構造が推移行列によって規定される。

3) 推移行列の推定と分析

さて、1978年調査においては階層 r から階層 s へ推移した世帯数がデータとして12地域ブロック別に与えられており、このデータ、

$$N_{rs}(b), \quad b = 1, \dots, 12.$$

から、推移行列の各要素を推定することができる¹⁶⁾。

そこで、 18×18 再分配行列の隣接階層を統合し 9×9 推移行列を推定した結果が表 3-1 である¹⁷⁾。この表は左側の当初所得階層から上側の再分配所得階層への世帯の推移確率を表している。どの所得階層も再分配によって同一階層に留まる確率がかなり高く (52% - 69%)、移動性はそれほど高くないと予想される。だから不平等の改善に対応する全体的な上方シフト傾向がみられるか

15) 例えば、Prais (1955), Shorrocks (1976, 1978), Atkinson et al. (1992) などを参照。

16) 最尤推定値 (Anderson=Goodman (1957))。

17) 所得階層数は分配の集約形式を特徴づける要素の1つだが、20年以上のスパンで見ると、この階層数が安定的な時期もあれば、そうでない時期もあり、1978年調査の階層数は18、1981年は17、それ以降の80年代、90年代は16であったが、2002年調査ではいきなり21となった。

表 3-1 所得階層間の推移行列 (9×9)

当初所得階層	再分配所得階層								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0.5378	0.2180	0.1105	0.0407	0.0320	0.0320	0.0058	0.0145	0.0087
2	0.0752	0.5437	0.2063	0.0583	0.0558	0.0146	0.0146	0.0146	0.0170
3	0.0000	0.1084	0.6115	0.1370	0.0859	0.0348	0.0061	0.0143	0.0020
4	0.0000	0.0017	0.1864	0.5241	0.1814	0.0732	0.0150	0.0100	0.0083
5	0.0000	0.0009	0.0028	0.2194	0.5859	0.1425	0.0304	0.0104	0.0076
6	0.0000	0.0000	0.0008	0.0030	0.2226	0.6535	0.0790	0.0296	0.0114
7	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0040	0.3579	0.5323	0.0877	0.0181
8	0.0000	0.0000	0.0000	0.0008	0.0000	0.0103	0.2576	0.6797	0.0517
9	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3052	0.6948

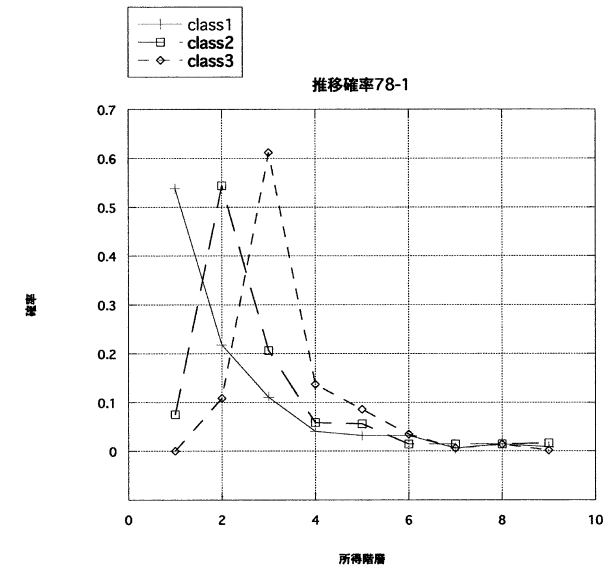
(資料) 『所得再分配調査』1978年版により推定。

どうかは、ここでは判断しにくい。推移パターンは、低所得階層、中所得階層および高所得階層の3グループに分けられる。図3-2, 3-3および3-4は、再分配によって世帯が各々の所得階層から横軸に目盛られた各々の所得階層へ推移する確率を示している。どのグループにおいても所得階層が上昇するにつれて同一階層に留まる確率が高くなる。低所得階層、中所得階層および高所得階層の各々の確率のピークは、当然各々の図の中の左側、中央および右側に出現している。

そこで、この3つの階層に対応するように推移行列をまとめた結果が表3-2である。3×3推移行列によると推移に関する先ほどの傾向はより鮮明になる。同一所得階層以外に推移する確率が約10%から約20%と低く、したがって、移動性も低いといえる。また、全体的なシフト傾向は中所得層に集まる傾向のようである。このことは次のように、2種類の分配ベクトルと推移行列に固有の定常分布¹⁸⁾を比較することによって確認される。

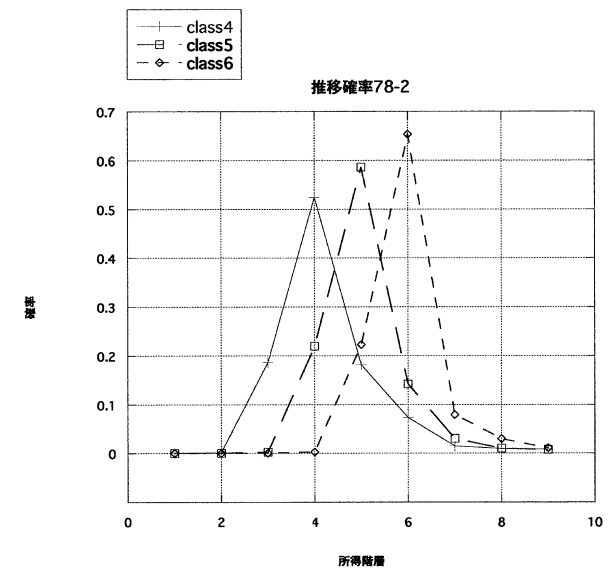
18) 推移確率が1次のマルコフ連鎖モデルに従うと想定する。

図 3-2 低所得層の推移確率



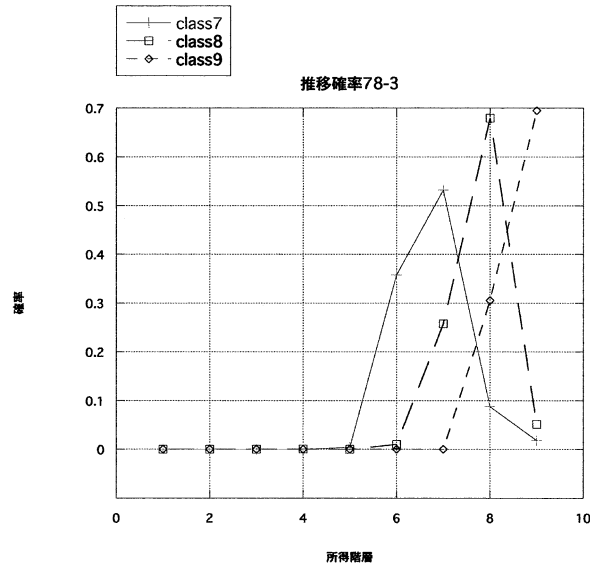
(資料) 表 3-1 により作成。

図 3-3 中所得層の推移確率



(資料) 図 3-2 に同じ。

図3-4 高所得層の推移確率



(資料) 図3-2に同じ。

表3-2 所得階層間の推移行列 (3×3)

当初所得階層	再分配所得階層		
	低所得層	中所得層	高所得層
低所得層	0.7952	0.1727	0.0321
中所得層	0.0397	0.8832	0.0771
高所得層	0.0000	0.1285	0.8715

(資料) 表3-1により作成。

定常分布との比較

	低所得層	中所得層	高所得層
(1) 当初分布	0.1749	0.4173	0.4078
(2) 再分配後分布	0.1557	0.4512	0.3931
(3) 定常分布	0.1052	0.5428	0.3520
(3)/(2)	0.6757	1.2030	0.8954

再分配により低所得層および高所得層の相対度数が低下し、中所得層の相対度数が上昇している¹⁹⁾。再分配分布から定常分布への変換では、この傾向はさらに強まるようである²⁰⁾。

4) 推移行列からの移動度の計測

次に、推移行列の移動性を要約する指標の計測を試みる。マルコフ連鎖モデルに限定しても、所得階層間の移動性の測度は多数ある²¹⁾。ここではこの研究分野でよく用いられる Shorrocks (1978) の移動測度 M_s を採用する。階層数 m の推移行列を P とするとき、この移動測度は、

$$M_s = \frac{m - \text{trace}(P)}{m - 1}$$

と定義される。この測度はある状態に滞在する平均時間²²⁾の調和平均の逆数を状態数 m で規準化したものだから、この値が大きければ大きいほど、滞在時間がそれだけ短く、したがって移動度はそれだけ高くなる。対角要素が最大値をとる通常えられる行列については、

$$0 \leq M_s \leq 1$$

がみとされる²³⁾。

所得階層間の推移を表す確率行列が推定できる行列データは、80年代および90年代以降には公表されていない²⁴⁾。そこで、1978年調査の推移行列の移動度

19) このことは9×9推移行列に対応する2種類の分配ベクトルの比較でも観察される。すなわち、第1及び第2所得階層と第8及び第9所得階層とにおける相対度数の低下とその残りの諸階層の相対度数の上昇とが観察され、このことは再分配による不平等の若干の低下に関連している。

20) 定常分布は極限分布とよばれる場合があるように、それが存在するなら理論的には無限回の推移後に到達する分布だが、ここでの事例では約90回の推移で定常分布にほぼ収束する。また、小数点以下5桁までの精度で妥協するならば、65回の推移で定常分布にほぼ収束するといえる。

21) 代表的な研究に、Prais (1955), Theil (1972), Bartholomew (1973), Shorrocks (1978), Sommer=Conlisk (1978), Conlisk (1985) などがある。

22) Prais (1955) はある状態に滞在する平均時間とその標準偏差を与えている。

23) よく知られた Bartholomew (1973) 測度は、定常分布が存在する必要があるうえに、一般的にこの規準化をみとさない。

表 3-3 推移行列の移動度の比較実験

順位	Shorrocks 移動度	順位	Shorrocks 移動度
1	0.2251	9	0.6194
2	0.4999	10	0.6358
3	0.5022	11	0.6469
4	0.5123	12	0.6500
5	0.5367	13	0.6648
6	0.5688	14	0.6882
7	0.5861	15	0.7020
8	0.6032	16	0.7690

(注) 順位 1. 再分配調査 (78年) 及び 12. Atkinson et al.(92) の推移行列以外についての移動度は、一様乱数から生成された推移行列から計算。

の高低の目安をえるために200個の一様乱数から 3×3 推移行列を14個生成し²⁵⁾, Atkinson et al.(1992, p.16) における仮説例としての所得階層間の 3×3 推移行列をも含め、それらの移動度を低いほうから順に並べた結果が表 3-3 である。9×9 推移行列 (表 3-1) から計測した Shorrocks の移動度でも、0.4546なので、また所得再分配によって当初所得の分配がおおきく変わらないことから予想されるように、70年代末における再分配による階層間の移動度はかなり低いといえる。

3.2 分配ベクトルの利用

1) 移動性分析の枠組み

80年代、90年代以降の所得移動性の時系列分析を試みるために、ここでは分配ベクトルの移動尺度の計測を行う。そのためには所得移動性の概念には多様な側面があることを理解する必要がある。たとえば、その本質は個人間における所得の位置の変化経路の面であったり、個人の所得シェアの時間経路であったりするが、時間幅は抽象的に捉えて相当の長時間が採られることもあれば、瞬間が採用されることもある。しかし、所得水準の変動そのものが本質だとする見解もあり、そのなかで個々人の所得のプラス方向への変動とマイナス方向

24) 分配ベクトルからの推移行列の推定法については、例えば、Lee et al.(1970), Kalbfleisch=Lawless (1984) などがあり、実際の計測例については拙稿 (1980) を参照。

25) 条件「行列の各々の行の中で対角要素が最大値をとる」が付された。

への変動とが、その方向に無関係に処理されるという意味での対称性を強調する Fields=Ok 型の対称移動尺度の研究の進展がめざましい。そこでここでは、再分配による所得移動性を測るという目的から Fields=Ok 型の計算方式の絶対型 (Fields=Ok, 1996) と相対型 (Fields=Ok, 1999) を利用し、Fields=Ok 移動尺度²⁶⁾のバリエーションを数種類計測する。

Fields=Ok 尺度は、先の分配上の変換 X→Y において、

$$\text{絶対型: } Ma = \frac{1}{n} \sum_i^n |x_i - y_i|.$$

$$\text{相対型: } Mr = \frac{1}{n} \sum_i^n \left| \log \left(\frac{x_i}{y_i} \right) \right|.$$

と、簡明な形式なのでそのバリエーションは多数作成できる。そこで、Fields と Ok が所得水準の変動を重視するのにたいし、ここでは再分配に係わる相対量の移動度と絶対量の移動度を 2つの方式で計算する。具体的には世帯に関する移動度と所得に関する移動度の計測を試みるが、とくに前者は推移行列に内在する移動性に関連している。

2) 移動度の計測と分析

さて、表 3-4 は所得階層別の世帯数と世帯シェアについて、上の 2つの計算式を適用した結果であり²⁷⁾, 表 3-5 は所得階層別の平均所得、総所得および所得シェアについて、上の 2つの計算式を適用した結果である。先の推移行列の移動性の分析から、最近の四半世紀において1978年調査の移動度がかなり低いことが予想されたように、分配ベクトルの変換性を表す移動度/変動度によると、世帯要因でみても所得要因でみても、ここで採用した10種類 (実質 9種類) の移動尺度すべてが70年代末における移動度が一番低いことを示している。各変動要因については次のようにいえるだろう。

26) Cowell (1985) は分配上の変化の測度の族を公理論的に導出しており、Fields=Ok 尺度はこの族に属している。

27) 当初所得の総世帯数と再分配後の所得の総世帯数とが同一だから、世帯数の相対変動度と世帯シェアの相対変動度とは同一である。しかし、総当初所得 (平均当初所得) と総再分配所得 (平均再分配所得) とは同一ではない。

表 3-4 所得階層間移動度 (世帯)

	世帯数 絶対変動 MFa	相対変動 MFr	世帯シェア 絶対変動 Mfa
1978	35.5850	0.1269	0.0050
1981	85.6800	0.3356	0.0119
1984	93.1450	0.2648	0.0130
1987	119.5869	0.3328	0.0157
1990	130.1832	0.2477	0.0147
1993	153.3636	0.3164	0.0174
1996	154.8880	0.3615	0.0190
1999	166.2128	0.3600	0.0208
2002	144.8370	0.3744	0.0190

(資料) 表 2-1 に同じ。

表 3-5 所得階層間移動度 (所得)

	平均所得		総所得		所得シェア	
	絶対変動 Mxa	相対変動 Mxr	絶対変動 MXa	相対変動 MXr	絶対変動 Msa	相対変動 Msr
1978	31.977	0.2190	17594	0.2021	0.0074	0.2176
1981	78.495	0.3260	41207	0.3490	0.0139	0.3550
1984	70.069	0.3370	42718	0.3225	0.0138	0.3274
1987	70.769	0.3810	53438	0.3648	0.0152	0.3748
1990	64.700	0.3868	63951	0.4238	0.0139	0.4264
1993	76.788	0.4434	85338	0.4611	0.0164	0.4746
1996	81.319	0.4731	80732	0.4959	0.0163	0.4841
1999	90.719	0.4987	81038	0.5469	0.0169	0.5132
2002	72.443	0.3929	57045	0.4384	0.0135	0.3662

(資料) 表 2-1 に同じ。

A. 世帯要因

1. 世帯変動度はこの25年間上昇傾向にある (1990年および2002年調査を除く)。
2. とくに、世帯シェアでも世帯数でも、その絶対変動度と時との相関係数は約90%である。
3. また、その相対変動度と時との相関係数でも72%ある。

B. 所得要因

1. 所得変動度にもこの25年間に上昇傾向がみとめられる。
2. 所得水準でも所得シェアでも、その相対変動度と時との相関係数は73%以上であり、とくに所得水準の相対変動度と時との相関係数は83%以上

表 3-6 移動度とジニ係数の改善度との相関係数

移動尺度	積率相関係数	95%信頼区間
世帯シェア 絶対変動 Mfa	0.9123	(0.6299, 0.9817)
世帯数 絶対変動 MFa	0.8819	(0.5258, 0.9750)
相対変動 MFr	0.7520	(0.1755, 0.9444)
平均所得 絶対変動 Mxa	0.6245	(-0.0678, 0.9108)
相対変動 Mxr	0.7824	(0.2462, 0.9519)
総所得 絶対変動 MXa	0.7228	(0.1128, 0.9371)
相対変動 MXr	0.7994	(0.2885, 0.9560)
所得シェア 絶対変動 Msa	0.6546	(-0.0168, 0.9191)
相対変動 Msr	0.6565	(-0.0135, 0.9197)

(資料) 図 2-1, 表 3-4 及び表 3-5 から計算。

である。

3. 3種類の絶対変動度と時との相関係数でも63%以上である。

次に、所得再分配がもたらす不平等性の改善度と所得階層間の移動性とがどのような関係にあるのかについて検討する。ここまでの分析から、再分配によるジニ係数の改善度は時間的に上昇傾向にあること、さらに再分配による移動度/変動度にも上昇傾向がみとめられることがわかった。したがって、ここでの分析対象期間に限られるかもしれないが、我が国において再分配がもたらす移動度とジニ係数で測った不平等性の改善度との間に正の相関関係が成り立つことが予想されるので、このことを以下で確認する。

表 3-6 は、所得再分配に起因する移動度とジニ係数の改善度との相関係数等を示しているが、この表から次のようにいえるだろう。

A. 世帯要因

1. ジニ係数の改善度と世帯変動との相関関係は強い。
2. とくに、世帯シェアでも世帯数でも、その絶対変動度とジニ係数の改善度との相関係数は約90%である。
3. また、その相対変動度とジニ係数の改善度との相関係数でも75%以上である。

表 3-7 ジニ係数と時との相関係数

1962-2002	積率相関係数	95%信頼区間
ジニ係数		
当初所得	0.8278	(0.5089, 0.9469)
再分配所得	0.7523	(0.3438, 0.9214)
1981-2002	積率相関係数	95%信頼区間
ジニ係数		
当初所得	0.9687	(0.8320, 0.9945)
再分配所得	0.9283	(0.6467, 0.9872)

(資料) 図 2-1 から計算。

B. 所得要因

1. ジニ係数の改善度と所得変動との相関関係も比較的強い。
2. とくに、所得階層別の総所得でも平均所得でも、その相対変動度とジニ係数の改善度との相関係数は約80%である。
3. 3種類の絶対変動度のうち、階層別総所得とジニ係数の改善度との相関係数は70%以上であり、また所得シェアと後者との相関係数でも65%以上である。

このように移動度の上昇傾向とジニ係数の改善度の上昇傾向とが平行に観察されるが、第2節の観察結果によると、当初所得および再分配所得の、とくに80年代以降の不平等化が著しかった。さらに、ジニ係数と時との相関係数等を示す表3-7によると、当初所得の不平等化傾向のほうが、再分配所得の不平等化よりも強い。したがって、我が国の70年代末から21世紀の初頭においては、当初所得の分配の不平等度が高いほど、それを改善する方向へ再分配による移動度は高まるが、この改善傾向が弱いために再分配後の所得分配の不平等度は上昇傾向にある。つまり、再分配による移動度とジニ係数の改善度とは密接な関係にあるが、再分配による移動度と当初所得のジニ係数との相関係数等を示す表3-8によると、両者は因果関係にあるとみてもいいだろう。

3) 近年の所得分配の不平等化の原因

厚労省(2002年版『所得再分配調査』)が挙げる近年の当初所得分配の不平等化の原因は、人口の高齢化による高齢者世帯の増加や、単独世帯の増加など世帯の小規模化である。最近の所得分配の年齢階層別のジニ係数と世帯類型別

表 3-8 移動度と当初所得のジニ係数との相関係数

移動尺度	積率相関係数	95%信頼区間
世帯シェア		
絶対変動 Mfa	0.8309	(0.3721, 0.9634)
世帯数		
絶対変動 Mfa	0.8334	(0.3791, 0.9640)
相対変動 MFr	0.5640	(-0.1601, 0.8934)
平均所得		
絶対変動 Mxa	0.4782	(-0.2724, 0.8670)
相対変動 Mxr	0.7344	(0.1372, 0.9400)
総所得		
絶対変動 MXa	0.7000	(0.0670, 0.9312)
相対変動 MXr	0.7757	(0.2302, 0.9503)
所得シェア		
絶対変動 Msa	0.5095	(-0.2337, 0.8769)
相対変動 Msr	0.6236	(-0.0691, 0.9106)

(資料) 表 3-6 に同じ。

のジニ係数は、上の資料に公表されており、それによると、

- a. 年齢階層別の当初所得のジニ係数は30歳代半ばから世帯主の年齢と共に上昇し、60歳をすぎると急激に上昇する²⁸⁾、
- b. 高齢者世帯の当初所得のジニ係数は0.8264と、一般世帯の0.4123にくらべて著しく大きい、ということがわかる。

当初所得には公的年金を主とした社会保障給付が算入されていないために、無所得や低所得の退職者が中心の高齢者世帯と有所得の就業者世帯との所得較差が大きい。このことと a. および b. の要因により、高齢者世帯の急増が当初所得分配の不平等化の主因の1つといえよう。たしかに表3-9によると、全世帯に対する高齢者世帯の割合も、65歳以上の者のいる世帯の割合も、最近の約10年間は上昇傾向にある。しかし、長期的にみれば単独世帯の割合の上昇傾向や平均世帯人員数の低下傾向が観察されるだろうが、ここで取り上げた資料によっては最近の約10年では観察されない。橋木(2004 第4章)は所得分配の不平等化の原因をいくつか論じており、ここでの論議に直接関連しているのは、「高齢化の進展によって、高齢者間の貧富の格差がますます顕在化した」こと

28) 『所得再分配調査』(2002年版)に付随する第4表から推計・作成された付図3を参照。

表 3-9 全世帯にたいする各世帯の割合 (%) 等

	1) 単独世帯	2) 高齢者世帯	3) 65歳以上の者のいる世帯	平均世帯人員
1995	22.6	10.8	31.1	2.91
1996	23.5	11.1	31.0	2.85
1997	25.0	11.5	31.5	2.79
1998	23.9	12.6	33.3	2.81
1999	23.6	12.9	33.1	2.79
2000	24.1	13.7	34.4	2.76
2001	24.1	14.6	35.8	2.75
2002	23.5	15.6	36.6	2.74
2003	23.3	15.8	37.7	2.76

(資料)『国民生活基礎調査』(厚労省)各年版により作成。

(注) 1), 2) 及び 3) には重複がある。

であり、その他に仮説的な理由として、1) 能力・実績主義による賃金格差の拡大、2) 利子、配当等の金融資産の有無による資産所得の格差の影響、3) 自営業者、個人業主間の所得格差の拡大、4) 不況がもたらす失業率の上昇による低所得者の激増、生活保護世帯の激増、低賃金労働者の増加などを挙げている。再分配所得の不平等化の原因としては、直接税のなかでもとりわけ所得税の累進度の政策的な低下はよく知られている²⁹⁾。また、当初所得分配の不平等化の主因の1つである、高齢化の進展による高齢者世帯の増加に対応して、もともと弱い累進性しかなかった公的年金給付の世帯所得に占めるウエイトが高まっていることも指摘できよう。

4. おわりに

我が国の所得分配を再分配の視点から分析する従来までの研究のほとんどが、データの制約もあってせいぜい4時点ないし5時点の横断面分析であったのにたいし、小論では、60年代初期あるいは70年代末から2002年調査までの時系列分析が試みられた。そしてまず、我が国の当初所得の分配および再分配所得の

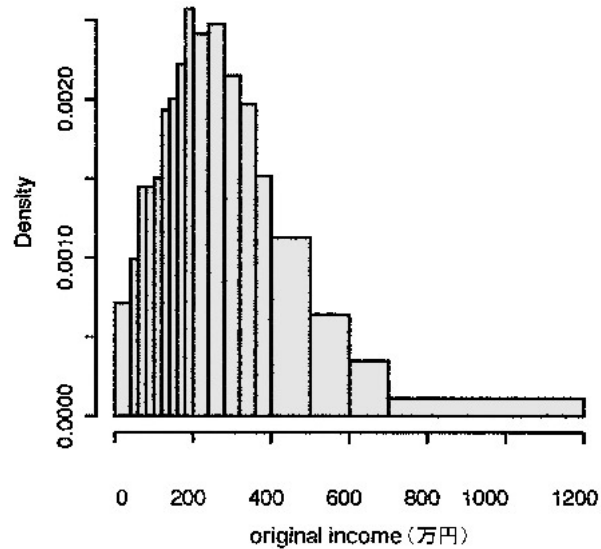
分配の80年代初頭から21世紀初頭にかけての不平等化傾向を確認し、税および社会保障による全体的な不平等の改善度の上昇傾向を明らかにしたが、当初所得の分配の不平等の上昇傾向のほうが再分配所得の不平等の上昇傾向よりも強いために不平等の改善度の上昇傾向が生じているにすぎない。

さらに、分配ベクトルから直接的に計測された再分配による所得階層間の移動度と再分配による不平等の改善度とは正の相関関係が強いことが実証されたが、当初所得の分配の不平等度が高いほど再分配による移動度も高く、不平等に上昇傾向があるから再分配による移動度にも上昇傾向があるのである。このように不平等性と移動性に密接な関係があるのなら、Shorrocks (1978a) が提示するように、2つの分配ベクトル間の移動度を不平等測度で表す方法も考えられる。

そして、不平等度の要因分解法により、当初所得の不平等度から再分配所得の不平等度への低下に貢献した最大の要因は、70年代から90年代初頭までは、税金であり、それ以降21世紀初頭までは現金給付でそのほとんどが年金給付であることが解明された。最後に、これに関連して近年の所得分配の不平等化の原因が簡単に論じられたが、今後ここでの仮説的な論議を実証的に検討する必要がある。

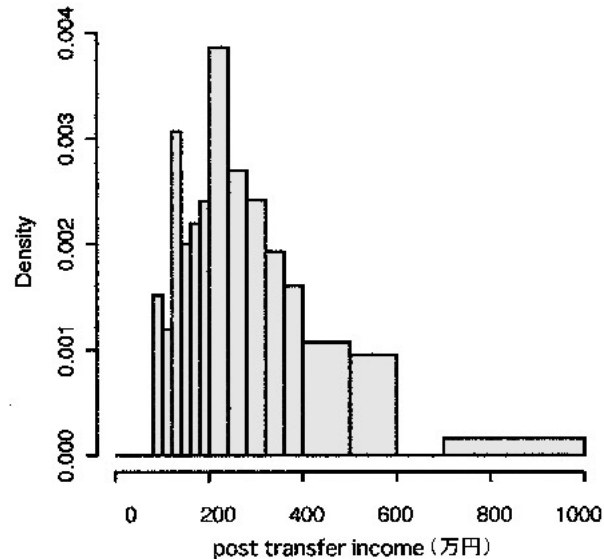
29) 拙稿 (1989) 及び橋本 (2004 第4章) を参照。

付図1 当初所得のヒストグラム



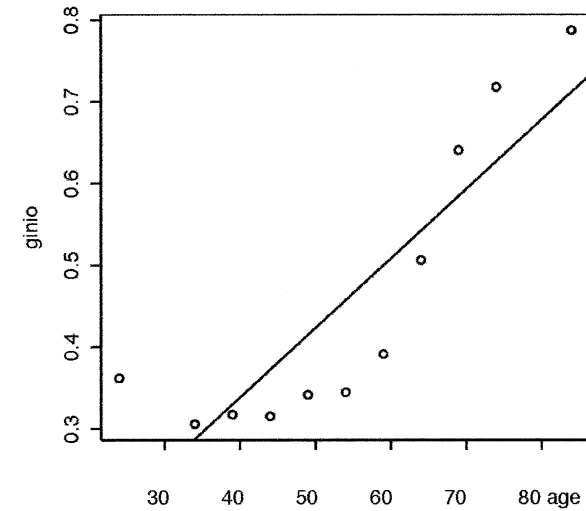
(資料)『所得再分配調査』1978年版により作成。

付図2 再分配所得のヒストグラム



(資料)『所得再分配調査』1978年版により作成。

付図3 当初所得のジニ係数と世帯主年齢との線型回帰



(資料)『所得再分配調査』2002年版により推定。

- (注) 1. ginio: 当初所得のジニ係数
- 2. $ginio = -0.001135 + 0.008485age$
t 値: (-0.012) (5.263) 決定係数: 0.7547

参考文献

Amiel, Y. and J. Bishop (eds.) (2003). *Inequality, Welfare and Poverty. Research on Economic Inequality, vol.9*, Greenwich, Conn.: JAI Press.

Anderson, T. W. and L. A. Goodman (1957). Statistical Inference about Markov Chains. *Annals of Mathematical Statistics*, 28, 89-110.

Atkinson, A. B., F. Bourguignon, and C. Morrisson (1992). *Empirical Studies of Earnings Mobility*. Chur, Switzerland: Harwood.

跡田直澄・橋本俊詔 (1985). 所得源泉別にみた所得分配の不平等『季刊社会保障研究』20(4).

Bartholomew, D. J. (1973). *Stochastic Models for Social Process*. 2nd edition, London: John Wiley and Sons.

Champernowne, D. G. (1953). A Model of Income Distribution. *Economic Journal*, 63, 318-351.

Cecchi, D. and V. Dardanoni (2003). Mobility Comparisons. in Y. Amiel and J. Bishop (eds.) (2003), ch.7.

Conlisk, J. (1985). Comparative Statics for Markov Chains. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 9, 139-151.

Cowell, F. (1985). Measures of Distributional Change: An Axiomatic Approach, *Review of Economic Studies*, 52, 135-151.

- Fei, J., G. Ranis, and S. Kuo (1978). Growth and Family Distribution of Income by Factor Components, *Quarterly Journal of Economics*, 92, 17-53.
- Fields, G. and E. Ok (1996). The Meaning and Measurement of Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 71, 349-377.
- Fields, G. and E. Ok (1999). Measuring Movement of Incomes. *Economica*, 66, 455-471.
- 石川経夫編 (1994). 『日本の所得と富の分配』東京大学出版会.
- Kalbfleisch, J.D. and J.F. Lawless (1984). Least-Squares Estimation of Transition Probabilities from Aggregate Data. *Canadian Journal of Statistics* 12, 169-182.
- Lee, T.C., G.C. Judge, and A. Zellner (1970). *Estimating the Parameters of the Markov Model from Aggregate Time Series Data*. Amsterdam: North-Holland.
- Prais, S.J. (1955). Measuring Social Mobility. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Part I*, 188, 56-66.
- Rao, V. (1969). Two Decomposition of Concentration Ratio. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 132, 418-425.
- Shorrocks, A. F. (1976). Income Mobility and the Markov Assumption. *Economic Journal*, 86, 566-578.
- Shorrocks, A. F. (1978). The Measurement of Mobility. *Econometrica*, 46, 1013-1024.
- Shorrocks, A. F. (1978a). Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 19, 376-393.
- Shorrocks, A. F. (1982). Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50, 193-211.
- Solow, R. (1951). Some Long-Run Aspects of the Distribution of Wage Incomes. *Econometrica*, 19, 333-334.
- Sommers, P. M. and J. Conlisk (1978). Eigenvalue Immobility Measures for Markov Chains. *Journal of Mathematical Sociology*, 6, 253-276.
- 橋本俊詔 (1998). 『日本の所得格差』岩波書店.
- 橋本俊詔 (2004). 『家計からみる日本経済』岩波書店.
- 橋本俊詔・八木 匡 (1994). 所得分配の現状と最近の推移 石川経夫編 (1994) 第1章.
- 高山憲之 (1980). 『不平等の経済分析』東洋経済新報社 第1章.
- Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North Holland.
- Theil, H. (1972). *Statistical Decomposition Analysis*. Amsterdam: North Holland.
- 吉岡慎一 (1980). 所得階層間の推移確率の推定『一橋研究』4(4).
- (1988). 社会保障制度と再分配構造『西南学院大学経済学論集』23(1).
- (1989). イギリスと日本における所得分配と社会保障『西南学院大学経済学論集』24(2).
- (1990). 社会厚生と所得再分配『西南学院大学経済学論集』25(3).
- (1995). アメリカと日本における所得分配の変動『西南学院大学経済学論集』30(3).

児島縫製業産地研究 第一次予備調査トリップレポート*

実施期間 2004年7月28日～31日

山 村 英 司

下記の日程で、主に児島産地関係者の諸氏より、児島縫製業の歴史的変遷および現況に関する聞き取り調査を行った。あわせて調査地における、資料収集を実施した。

- 7月28日 広島県アパレル工業組合専務理事 佐藤 八郎 氏
(於 広島県アパレル工業組合)
- 7月29日 岡山県アパレル工業組合専務理事・
元セロリー株式会社営業部責任者 本山 俊明 氏
(於 岡山県アパレル工業組合)
- 7月30日 株式会社ベティスミス社長・
ジーンズメーカー協議会副理事長 大島 邦雄 氏
ジーンズミュージアム名誉館長・
元 Big John 営業部責任者 柏野 静夫 氏
(於 株式会社ベティスミス社長室)
- 7月31日 岡山県アパレル工業組合専務理事 本山 俊明 氏
(於 岡山県アパレル工業組合)

* 今回の予備調査にあたり、広島県アパレル工業組合専務理事の佐藤八郎氏には岡山県アパレル工業組合の紹介、岡山県アパレル工業組合専務理事の本山俊明氏には児島産地の概要説明、および児島における調査全般の調整に関し全面的な協力を得た。さらにベティスミス社長大島邦雄氏、ジーンズミュージアム名誉館長の柏野静夫氏には、児島産地、日本におけるジーンズ産業の発展について貴重な御教示いただいた。ここに、謝意を申し上げる次第である。なお本レポートにおける事実関係の誤りなどがあるとすれば、その責任は全て筆者にある。