

所得分布の国際比較（解題と翻訳）

林 英 機

（新潟大学教授）

1984年において、所得分布の国際比較について2つの注目すべき研究が発表された。

その一つはILOによるJ. Lecaillon, F. Paukert, C. Morrison and D. Germidis, *Income distribution and economic development* (ILO, Geneva) であり、もう一つはここで紹介するILOと世界銀行の共同作業によるW. van Ginneken and J.G. Park eds., *Generating internationally comparable income distribution estimates* (ILO, Geneva) である。

所得分布の国際比較はこれまでも多くの人々によって試みられてきた。所得分布の国際比較についてのこれまでの研究の簡単なサーヴェイは上記の2つの論文でも行なわれているが、比較的初期のものとしてはAdelmanとMorrisの研究（注）がよく知られている。その後においても、ILO、世界銀行、国連等において各国の所得分布データが収集されてきた。しかし、これらの分布データの多くは所得概念、所得受取り単位、カヴァレッジなどを異にしており、また、各国を代表する分布としての信頼性に欠けるものも少なくない。従って、国際比較可能な所得分布統計の作成においては、

信頼性を欠くデータを用いて多数の国をカバーするよりも、数が限られていても信頼性の高い国のデータを収集加工する方がよりよい結果をもたらすであろう。上記の2つの研究はデータを精選することにより、国際比較可能な所得分布統計の作成を大きく前進させた。

（注）I. Adelman and C.F. Morris, *Economic growth and social equity in developing countries* (Stanford, California, Stanford University Press, 1973), 村松安子訳「経済成長と社会的公正」東洋経済新報社, 昭和53年

この小論及び抄訳は、上記のうちのILO-World Bankの研究を紹介しようとするものであるが、その前にもう一つのLecaillon et al.の研究に簡単に触れておくことにしよう。この研究は（a）経済発展の過程における各国の所得分布の動向を検討し、所得分布改善の条件を明らかにすること、（b）所得分布の変化をもたらす要因及び所得不平等をもたらす要因を明らかにすること、（c）政府が用いることができる再分配政策の効果を明らかにすること、を目的として、アフリカ、アジア、ラテンアメリカの中進国及び開発途上国39カ国の所得分布を作成している。これらの

国は全国全世帯をカバーする家計調査を直接利用することができるか、家計調査、賃金統計、各種センサス、国民経済計算など多数のデータを利用して齊合的に経済全体の分布をカバーすることができる国であり、例えば都市のみを対象とする家計調査のような不完全なデータしかもたない国は対象とされていない。所得受取り単位としては、主として、世帯 (household) と就業者 (economically active person) の2つの分布が作成されている。これらの分布を用いてKuznetsの逆U字曲線仮説の検討をはじめとする様々な分析が行なわれている。

van GinnekenとParkの編集によるILO-World Bankの研究では、いくつかの先進国をも含む23カ国の所得分布統計が作成されている。これらの結果の概要を解説したこの研究の第I章を以下に訳出するが、それに先立ち、いくつかの関連事項についての解説を付しておきたい。

I 所得概念と所得受取り単位

所得分布統計の国際比較可能性を妨げるものは、まず、第一に、各国の分布統計における所得概念、所得受取り単位、カヴァレッジ等の相違であることは先に指摘した通りであり、これらの統一をいかに図るかということが国際比較可能性を高める所以である。

ILO-World Bankの研究が採用する所得概念は、国連の所得分布統計ガイドライン(注)における基本概念の一つであ

る総合家計利用可能所得 (total available household income) である。国連ガイドラインには、これに関連する所得概念として第一次所得 (primary income)、総合家計所得 (total household income) があり、また、SNAには周知の家計可処分所得 (disposable household income) がある。これらの諸概念の詳細な定義はガイドラインやSNAに記されているが、大まかな内容は次の通りである。第一次所得は雇用者所得と粗企業所得からなり、粗企業所得は固定資本減耗を含む。総合家計所得とは第一次所得に受取り財産所得、経常移転及びその他の給付の受取りを加算したものである。総合家計利用可能所得は総合家計所得より直接税、社会保障負担、年金基金負担を控除したものであり、家計が経常的支出と粗貯蓄に充てることのできる所得であるとされている。ここで、経常的支出とは最終消費支出のほかに消費者負債利子やその他の経常移転を含んでおり、粗貯蓄には固定資本減耗が含まれている。これに対して、家計可処分所得は家計が最終消費支出と貯蓄 (固定資本減耗を含まない) に充てることのできる所得であることは周知の通りである。かくして、総合家計所得や総合家計利用可能所得は従来の個人所得や家計可処分所得とはかなり異なる概念であることに注意する必要がある。(しかし、ILO-World Bankの論文では、後に見るように、自営所得は純概念で測定されており、この研究における家計利用可能所得には固定資本減耗は含まれていないように思われる。)

このような厳密な家計利用可能所得による分布を作成することがどこまで可能であったかということには、実際問題として、疑問である。事実、ILO-Work Bank論文の第I章の表1及び2をみてわかるように、多くの国で、分布は課税前、及び、帰属家賃を含まない形で推計されており、このような概念統一がいかに困難であることを示している。

所得受取り単位 (recipient unit) としては、世帯 (household) と個人 (person) のほかに等価所得単位 (equivalence unit) とよばれるものが採用されている。世帯当り分布は23カ国、1人当り分布は14カ国、等価所得単位当り分布は6カ国について推計が行なわれている。

(注) United Nations: *Provisional guide-lines in statistics of the distribution of income, consumption and accumulation of households*, Studies in Methods, Series M, No.61 (New York, 1977). 経済企画庁経済研究所国民所得部訳, 国民経済計算No.47, 昭和55年3月。

II 国民経済計算との調整

所得分布についての基本的な統計は家計調査であるが、家計調査に基づいて推計された全人口的な集計的所得は国民経済計算における所得よりも一般に過小となることはよく知られている。例えば、イギリスについての家計調査による集計的所得推計値と国民経済計算の計数を所得タイプ別に比較した結果は表1のようになる。

<表1> 1979年イギリスにおける集計的家計所得と国民経済計算における家計所得 (100万ポンド)

	国民経済計算	1979年家計調査	[(2)/(1)] × 100
	(1)	(2)	(3)
賃金及び俸給	98511	93016	94.4
純自営所得	12848	6438	50.1
投資所得	5577	3568	64.0
職域年金所得	4744	3395	71.6
政府給付	20066	16935	84.4
その他の所得(帰属家賃を含む)	10736	7453	69.2
総所得	152509	130805	85.8
直接税及び国民保険負担	26455	22359	84.5
退職年金料及びその他の保険料	5834	4513	77.4
家計利用可能所得	120220	103933	86.5

(出所) W. van Ginneken and J. B. Park eds., op.cit.

国民経済計算は多数の統計を用いた斉合的で信頼性の高い推計であり、比較可能性も大きいと考えられるので、その計数への適切な調整は所得分布統計の正確性と比較可能性を高めるであろう。

この研究における国民経済計算の計数への標準的な修正方法は、所得タイプ別に集計的家計所得と国民経済計算における所得との差を修正するという Altimir の方法（ILO-World Bank の第 I 章第 2 節の最後のパラグラフで解説されている）であり、9 カ国の計数がこの方法によって修正されている。しかし、第 I 章表 1 及び 2 に示されているように、多くの開発途上国についてはデータ不足のために十分な修正が行われていない。

より進んだ修正方法の例として、社会会計行列 (social accounting matrix, SAM) や複合ファイル (merge file) を用いる方法があげられている。SAM を用いた例としては西ドイツ、ケニア、ザンビアが示されているが、後者の 2 国の実際の推計はかなり粗雑で信頼性に乏しい (ILO-World Bank の第 II 章第 6 節、第 10 節及び第 23 節)。複合ファイルの利用可能性としては西ドイツの例が示されている (第 II 章第 6 節)。

III 等価所得規模と等価所得単位

ILO-World Bank の所得分布推計においては、所得単位として世帯当り及び 1 人当りのほかに equivalence unit といわれる単位が使用されている。この equivalence unit 当り所得分布推計のために必要とされ

るものが equivalence scale といわれるものである。(ILO-World Bank 論文ではこれは equivalent scale と記されているが、これについての他の文献では equivalence scale と記されているので、ここではこのように訂正しておく。)

所得分布の推計、消費関数や需要関数の推定において世帯当りデータや世帯員 1 人当りデータを用いることには問題があるといわれている。即ち、世帯規模や世帯構成が異なる場合、それは世帯の必要所得額や必要消費量の大きさに影響を与えるからである。例えば、子供は大人に比べると同一の経済的厚生水準を達成するためにはより少ない所得しか必要としないと一般に考えられる。

かくして、例えば、Nicholson (注 1) は規模や状況を異にする世帯が同じ生活水準を享受するために必要とする相対的所得規模を equivalence scale と定義している。或いは、Muellbauer (注 2) は equivalence scale とは 2 つの異なるタイプの家計が同じ生活水準を達成するために必要とする相対的所得額を計算するための家計予算デフレーターである、と述べている。

equivalence scale は所得分布や貧困の研究、公平な所得税制度の研究、世帯の規模や構成を考慮に入れた需要関数や消費関数の研究において欧米ではかなりの文献と推計例がある。しかし、日本においては、寡聞にしてこの種の研究がどの程度あるかを知らない。かくして、この equivalence scale という用語にもまだ必ずしも定訳はないように思われる。そこで、ここでは上

<表2> 等価所得規模 (equivalence scale) の推計例 (2成人標準世帯=2.00)

世帯のタイプ	等価所得規模 (引用文献は下記参照)								
	(1) DA	(2) GA	(3) F**	(4) F'	(5) F	(6) S	(7) E	(8) E	(9) E
単身成人	—	—	1.05	1.08	1.20	1.39	—	—	1.28
成人2人	2.00*	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00
成人2人, 子供1人	2.75*	2.60 ¹	2.84 ²	2.62	2.73 ³	2.55*	2.50	2.24	2.26
成人2人, 子供2人	3.39*	2.99 ¹	3.42 ²	3.10	3.33 ³	3.03*	2.80	—	2.50
成人2人, 子供3人	3.93*	3.40 ¹	3.89 ²	3.50	3.87 ³	3.45*	—	—	2.72
成人2人, 子供4人	4.41*	3.82 ¹	4.26 ²	3.87	4.40 ³	3.85*	—	—	2.94
成人3人	2.75*	—	3.05	—	—	2.55*	—	—	2.59
成人3人, 子供1人	3.39*	—	3.89 ²	—	—	3.03*	—	—	—
成人3人, 子供2人	3.93*	—	4.47 ²	—	—	3.45*	—	—	—
成人4人	3.39*	—	4.00	—	—	3.03*	—	—	3.11

(出所) J. L. Nicholson : op. cit.

* 世帯員数のみ (成人及び子供の別は不明)。

** 子供の年齢値を補間した成人換算量, 単身成人=男子, 成人2人=男子及び女子。

1. 子供の年齢, 性別, 順序: 男子13歳, 女子8歳, 子供6歳, 子供4歳。

2. 上記と同じと仮定。

3. 子供: 6~15歳の子供。

所得規模測定のベース

DA: 必要栄養量

S: 貯蓄

GA: 全般的必需量 (必需予算)

E: 支出総額

F: 食料支出

(引用文献)

[1] Rose D. Friedman, "Poverty Definition and Perspectives", *American Enterprise Institute for Public Policy Research*, Feb. 1965. —異なる規模の家計が必要栄養量を達成する所得水準 (1962年価格表示による1955年) (必要栄養量=家族の75%がNational Research Councilの勧告する量の2/3を満たすこと)。

[2] Lelia M. Easson and Enda C. Wentworth, "Techniques for Estimating Cost of Living at WPA Maintenance Level of Families of Different Composition", *Social Security Bulletin*, March 1947. —1941 セントルイスの WPA Maintenance Budgetの費用からの所得規模。

[3] Bureau van Statistiek, Amsterdam 1917.
—1950年代までのオランダの殆んどの研究におい

て支出の食料消費のために使用されていた。係数は男子1.00, 女子0.90, 子供は0歳から14歳まで順次0.15から0.90までである。

[4] J.L. Nicholson: *Redistribution of Income in the U.K. in 1959, 1957 and 1953*, Bowes & Bowes, 1965, vii —食料に支出される純家計所得の割合 (各世帯タイプについてこの比率が同じである所得水準) による。

[5] U.S. Bureau of Labor Statistics, *Survey of Consumer Expenditure, 1960-1961, Revised Equivalence Scale*. —(所得に対する食料費の) Engel 曲線関係式を用いて, 異なる世帯タイプについて弾性値を推計し, さらに同じ (食料支出/所得) 比率に基づく所得規模を推計する。

- [6] U.S. Bureau of Labor Statistics, "Worker's Budgets in the U.S., City Families and Single Persons, 1946, 1947", *Bulletin 927 (1948)*. Amount of Saving 1935-36, 1941, 1944 - .
 - 世帯規模の貯蓄率による所得規模。
- [7] J.L. Nicholson: "Variations in Working Class Family Expenditure", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, Vol. CXII, Part IV, 1949. - 成人の衣料支出から求められた生活水準。(〔8〕におけると同様に) 所得規模ではなくて、所得格差の推計である。
- [8] J.S. Cramer, *Empirical Econometrics*, North-Holland Publishing Co. Amsterdam, London, 1969. - アルコール飲料に適用されている

Nicholson〔7〕の方法を用いて求められた夫婦に対する子供の所得規模の推計。F. S.

Forsythが1960年において行なった1953-54年MOL家計支出調査によるEngel曲線の推定から求められている。

- [9] 未公表データ。(サンプル数が十分である所得階層における)異なる世帯タイプ別消費支出総額と純家計所得の関係から求められた所得規模。U.K. Family Expenditure Survey 1959-65の年次データが用いられている。

記のような用語の定義から、その訳語として「等価所得規模」ということばを仮りにあてることにした。

equivalence scaleはある標準世帯(例えば、子供のない夫婦)を基準とした相対的必要所得額の指数として表わすことができる。従って、equivalence unit(等価所得単位)当り家計所得とは世帯当り所得をequivalence scaleによってデフレートすることによって得られるものと考えられる。equivalence scaleの世帯規模別増加率は上記のような理由から世帯規模そのものの増加率よりも小さい。従って、世帯規模が大きくなるにつれて、equivalence unit当り家計所得は1人当り所得よりも大きくなるであろう。

equivalence unitはequivalence adult(成人換算量と訳すべきか)という概念と同義であると考えられる。equivalence unitには、当初、この「成人換算量」という用語をあてることを考えたが、この論文の第II章第6節西ドイツの小節の表題にequivalence adultという用語がequivalence unitと全く同義

に用いられている。従って、ここではequivalence unitに対して「等価所得単位」という仮訳語をあてることにした。また、この用語はconsumer unit(消費者単位と訳すべきか)や国連の分布統計ガイドラインで用いられるstandard consumption unit(標準消費単位と訳すべきか)という用語とも同じ内容をもつものと考えられる。なお、国連ガイドラインではstandard consumption unitの作成は困難であるとして提案の対象とはなっていない。

equivalence scaleの推計方法には様々なものが提案されており、そのいくつかの推計例はNicholson(注3)がそのサーヴェイ論文に掲げているので、表2として再掲しておく。より最近の推計例としては、Seneca and Taussig(注4)、Muellbauer(注5)、Lazear and Michael(注6)などがある。

このILO-World Bankの論文でvan Ginnekenが選んだ方法は食料支出関数を用いるものであり、その概要は本文第I章第4節に示す通りである。この方法を選ん

だ理由はできるだけ多数の国で入手可能なデータを利用できることであるとされている。例えば、西ドイツの食料支出関数の推定と equivalence scale の推定の例は次のようである。

$$\log F = 1.995 + 0.611 \log Y + 0.246 \log N \quad R^2 = 0.99$$

(0.008) (0.009)

$$e = \frac{0.246}{1 - 0.611} = 0.632$$

ここで F = 世帯当り食料支出

Y = 家計利用可能所得

N = 世帯規模

e = 等価規模の経済要素

かくして、equivalence scale は

$$\log Y = 0.632 \log N$$

によって求められ、次のような結果が得られる。

世帯規模	等価所得規模	Beckerman 推計	
1	100	100	単身成人
2	155	161	夫婦
3	200	197	夫婦+子供1人
4	240	231	夫婦+子供2人
5	277	266	夫婦+子供3人
6	310	319	夫婦+子供4人以上

この推定結果は参考として掲げられている Beckerman の推計に極めて近いとされている。

equivalence scale の推計が可能な国は少なく、この論文では5カ国の推計が行なわれているにすぎない（フランスについては表3の注を参照）。表3は等価所得単当たり分布を世帯当り及び1人当り所得分布を比較したものであり、等価所得単位による分布は1人当り分布よりもさらにより公

平なものとして表わされている。この結果は興味深い、equivalence scale の測定についてはなお多くの研究の累積が必要であると思われることが差し当りの感想である。

(注1) J.L. Nicholson: "An appraisal of different methods of estimating equivalence scales and their results", *Review of Income and Wealth*, Mar. 1976, pp. 1-11.

(注2) J. Muellbauer: "Testing the Barten model of household consumption effects and the cost of children", *Economic Journal*, Sept. 1977, pp. 460-487.

(注3) Nicholson, op. cit.

(注4) J.J. Seneca and M.K. Tanssig, "Family equivalence scales and personal income tax exemptions for children", *Review of Economics and Statistics*, Aug. 1971.

(注5) Muellbauer, op. cit.

(注6) E.P. Lazear and R.T. Michael, "Family size and the distribution of real per capita income", *American Economic Review*, Mar. 1980.

IV I L O - World Bank 推計と比較可能なその他の国についての所得分布の推計

I L O - World Bank 推計と比較可能な所得分布の推計は、その他のいくつかの国についても存在する。I L O - World Bank 論文はこのような推計を付録として掲げているので、ここではそれを表4として再掲しておく。これらの所得分布推計の特徴は、その原データが国民経済計算に対して、全面的或いは部分的に、修正されていること、及び、その所得概念が、この論文で採用されている家計利用可能所得に近いものである、ということである。これらの推計の多くは世界銀行において行なわれたものである。

〈表3〉 所得測定方法別10分位別所得分布の比較

		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	ジニ係数
デンマーク (1976)	世帯当り	2.9	4.5	5.6	7.0	8.5	9.8	11.3	12.9	15.1	22.4	0.30
	1人当り	4.0	5.5	6.4	7.3	8.2	9.0	10.4	12.2	14.7	22.3	0.27
	等価所得 単位当り	4.4	6.0	6.7	7.4	8.5	9.4	10.6	12.0	14.2	20.8	0.24
西ドイツ (1974)	世帯当り	2.9	4.0	5.0	6.0	7.1	8.3	9.0	12.0	16.0	28.8	0.37
	1人当り	3.6	4.8	5.7	6.7	7.4	8.7	9.9	11.6	14.8	26.8	0.32
	等価所得 単位当り	3.7	5.0	5.9	6.7	7.6	8.7	10.0	11.8	14.5	26.0	0.31
アイル ランド (1973)	世帯当り	2.5	4.7	5.3	7.8	8.2	8.4	10.4	13.3	14.3	25.1	0.32
	1人当り	3.5	5.5	6.2	6.5	8.1	9.4	10.2	10.9	14.8	24.9	0.29
	等価所得 単位当り	4.0	5.8	6.6	7.6	8.0	8.4	9.9	12.2	14.4	23.1	0.27
メキシコ (1968)	世帯当り	0.7	2.0	2.8	3.6	4.5	5.7	7.5	10.6	15.9	46.7	0.56
	1人当り	0.7	1.9	2.6	3.5	4.4	5.7	7.4	9.9	15.5	48.5	0.58
	等価所得 単位当り	0.7	2.0	2.8	3.6	4.5	5.8	7.8	10.3	15.6	46.9	0.56
イギリス (1979)	世帯当り	2.8	4.5	5.5	6.9	8.2	9.5	10.9	12.5	15.5	23.8	0.32
	1人当り	3.9	5.6	6.3	7.2	8.0	9.1	10.5	12.0	14.8	22.6	0.27
	等価所得 単位当り	4.2	5.7	6.5	7.2	8.1	9.1	10.5	12.1	14.5	22.0	0.26
フランス (1975)	世帯当り	1.8	3.5	4.9	6.2	7.4	8.6	10.0	11.8	15.3	30.5	0.39
	1人当り	3.2	4.7	5.3	6.0	6.9	8.2	9.5	11.9	16.0	28.2	0.35
	等価所得 単位当り	3.4	5.0	5.7	6.4	7.2	8.2	9.6	11.6	15.9	26.9	0.33

出所：W. Van Ginneken and J. - B. Park eds., op. cit.

(注) フランスの推計はこの論文で用いられている食料支出関数による方法ではなくて、世帯主1, 14歳以上0.7, 14歳以下0.5として消費単位を計算することによって求められたものである。

V. Lecaillon et al. による所得分布推計

先に紹介した Lecaillon et al. による ILOの研究(注)は中進国及び開発途上国

39カ国の所得分布の推計を行っており、それらの国は ILO-World Bank 推計の国とダブっているものもある。これらの推計における所得概念は第一次所得であり、所得受取り単位は世帯、個人、及び就業者

<表4> 世帯別修正家計所得の分布(%)

(所得概念は家計利用可能所得に近い)

10分位	アルゼ ¹⁾ ンチン	ブラジル ²⁾	チリ ¹⁾	コスタ ¹⁾ リカ	ホンデュ ²⁾ ラス	韓国 ³⁾	ペルー ¹⁾	スリランカ ⁴⁾	ヴェネ ¹⁾ ズエラ	アメリカ ⁵⁾
(世帯)	(1970)	(1972)	(1968)	(1971)	(1967)	(1976)	(1972)	(1968-70)	(1970)	(1971)
I	1.5	0.6	1.5	0.9	0.7	1.8	0.7	3.1	1.0	1.6
II	2.9	1.4	2.9	2.4	1.6	3.9	1.2	4.4	2.0	3.4
III	4.3	2.1	3.9	3.7	2.2	5.0	1.9	5.4	3.1	4.7
IV	5.4	2.9	5.1	5.0	2.8	6.2	3.2	6.3	4.2	6.1
V	6.3	4.0	6.2	6.1	3.5	7.1	4.6	7.3	5.6	7.5
VI	7.8	5.4	7.6	7.2	4.5	8.3	6.4	8.4	7.3	8.9
VII	10.3	7.1	9.5	8.8	6.4	9.9	8.9	9.8	9.8	10.0
VIII	11.2	9.9	11.9	11.1	10.5	12.5	12.1	11.9	13.0	12.6
IX	15.1	16.0	16.6	15.3	17.8	17.8	18.1	15.1	18.3	15.6
X	35.2	50.6	34.8	39.5	50.0	27.5	43.9	28.3	35.7	29.0
ジニ係数	0.44	0.61	0.45	0.49	0.61	0.38	0.57	0.35	0.49	0.39

出所: W. van Ginneken and J.-B. Park eds., op. cit.

注 1) Ahlurvalia.による世界銀行内部推計。

2) Altimir. による世界銀行内部推計。

3) H. Choo and D. Kim: *Probable size distribution of income in Korea: Over time and by sectors* (Seoul, Korean Development Institute, 1978; mimeographed).

4) P. Vissaria: *Poverty and living standards in Asia: An overview of the main results and lessons of selected household surveys* (Washington, DC, World Bank, 1980; LSMS working paper No. 2), Table 5, p. 184.

5) D.B. Radner and J.C. Hinrichs: "Size distribution of income - 1964, 1970, 1971", in *Survey of Current Business* (Washington, DC, United States Department of Commerce), Oct. 1974, pp. 19-31.

である。国民経済計算との調整は必要に応じて行なわれている。表5及び表6はこれらの推計による世帯及び就業者による分布のジニ係数を示したものである。

(注) J. Lecaillon et al., op. cit.

VI 日本を含む所得分布の国際比較について

ILO-World Bankの研究は各国別の推計方法には精粗はあるものの、国際比較可能な所得分布統計の作成の一つの大きな前進として評価されてよい。しかし、日本の研究者にとっての不満はこの中に日本の所得分布が含まれていないことであろう。日本を含む所得分布の国際比較の研究とし

海外文献紹介

<表5> 世帯当り所得分布によるジニ係数

国	年次	ジニ係数	国	年次	ジニ係数	国	年次	ジニ係数
[アフリカ]			[アジア]			[ラテンアメリカ]		
ベニソ	1959	0.414	ホンコン	1971	0.434	アルゼンチン	1961	0.425
チャド	1958	0.347	インド	1964-65	0.428	ブラジル	1960	0.500
コンゴ	1958	0.447	イラン	1971	0.561		1970	0.540
ガボン	1968	0.584	韓国	1970	0.351	チリ	1968	0.503
アイボリーコースト	1970	0.487	レバノン	1960	0.521	コロンビア	1974	0.520
ケニア	1969	0.574	マレーシア	1970	0.520	コスタリカ	1971	0.466
マラウイ	1969	0.452	フィリピン	1971	0.490	エクアドル	1970	0.595
セネガル	1970	0.513	スリランカ	1963	0.486	エルサルヴァドル	1961	0.502
南アフリカ	1965	0.563		1973	0.375	ホンデュラス	1967-68	0.612
スワジランド	1974	0.637	タイ	1969	0.504	メキシコ	1969	0.567
タンザニア	1968	0.509	トルコ	1968	0.549	パナマ	1970	0.528
トーゴ	1957	0.338				ペルー	1961	0.561
チュニジア	1970	0.455				プエルトリコ	1963	0.463
ザンビア	1970	0.618				ウルグアイ	1967	0.449
ジンバブエ	1969	0.629				ヴェネズエラ	1962	0.531
							1976	0.510

(出所) J. Lecaillon et al. op. cit.

<表6> 就業者当り所得分布によるジニ係数

国	年次	ジニ係数	国	年次	ジニ係数	国	年次	ジニ係数
[アフリカ]			[アジア]			[ラテンアメリカ]		
ベニソ	1959	0.444	ホンコン	1971	0.464	アルゼンチン	1961	0.478
チャド	1958	0.377	インド	1961-64	0.441	ブラジル	1960	0.520
コンゴ	1958	0.477	イラン	1971	0.591		1970	0.560
ガボン	1968	0.614	韓国	1970	0.400	チリ	1968	0.533
アイボリーコースト	1970	0.517	レバノン	1960	0.551	コロンビア	1964	0.572
ケニア	1969	0.604	マレーシア	1970	0.550	コスタリカ	1971	0.496
マラウイ	1969	0.482	フィリピン	1971	0.520	エクアドル	1970	0.625
セネガル	1970	0.549	スリランカ	1963	0.522	エルサルヴァドル	1961	0.532
南アフリカ	1965	0.593		1973	0.432	ホンデュラス	1967-68	0.642
スワジランド	1974	0.667	タイ	1969	0.534	メキシコ	1969	0.597
タンザニア	1968	0.523	トルコ	1968	0.579	パナマ	1970	0.558
トーゴ	1957	0.368				ペルー	1961	0.591
チュニジア	1970	0.485				プエルトリコ	1963	0.493
ザンビア	1970	0.648				ウルグアイ	1967	0.479
ジンバブエ	1969	0.623				ヴェネズエラ	1962	0.561
							1976	0.540

(出所) J. Lecaillon et al. op. cit.

〈表7〉 課税前所得の世帯当り10分位階級別分布 (%)

		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	ジニ係数
オーストラリア	1966-67	2.1	4.5	6.2	7.3	8.3	9.5	10.9	12.5	15.1	23.8	0.313
カナダ	1969	1.2	3.1	4.6	6.3	7.9	9.4	11.1	13.1	16.2	27.1	0.382
フランス	1970	1.5	2.8	4.2	5.7	7.1	8.7	10.4	12.6	16.0	31.0	0.416
西ドイツ	1973	2.5	3.4	4.5	5.6	6.8	8.3	9.9	12.2	15.7	31.1	0.396
日本	1969	2.9	4.7	5.8	6.8	7.7	8.6	9.7	11.3	13.9	28.6	0.335
オランダ	1967	2.3	3.6	4.9	6.0	7.3	8.5	9.9	11.7	14.7	31.1	0.385
ノルウェイ	1970	1.7	3.2	4.9	6.7	8.2	9.8	11.3	13.3	16.4	24.5	0.354
スウェーデン	1972	2.0	4.0	5.3	6.1	7.9	9.5	11.2	13.1	16.1	24.4	0.346
イギリス	1973	2.1	3.3	5.1	6.9	8.3	9.8	11.2	13.0	15.6	24.7	0.344
アメリカ	1972	1.2	2.6	4.2	5.8	7.5	9.3	11.1	13.4	16.4	28.4	0.404

(出所) M. Sawyer: *Income distribution in OECD countries*, Occasional Studies, OECD Economic Outlook (Paris, July 1976).

では、やや古くなるが、Sawyer (注1) によるOECD諸国を対象とするものがある。以下では、まず、この研究を検討することにしよう。

Sawyerの研究における所得概念は課税前所得は総合家計所得、課税後所得は家計利用可能所得にそれぞれ近いものとは考えられるが、貨幣的所得を中心とし、帰属家賃やその他現物所得、或いは、各種の移転などを含めようとするような意図的な試みは行なわれていない。Sawyerの場合も基本データは家計調査であるが、日本の例にもみられるように、それは必ずしも全世界をカバーしていない場合もあり、また、全人口推計値や国民経済計算への調整も行なわれていない。(なお、Sawyerは付録においていくつかの国について所得分布データと国民経済計算との斉合性のチェックを

行なっているが、積極的な調整の試みは行なっていない。)

従って、この研究はILO-World Bank及びILO (J. Lecaillon et al.) の研究に比較すれば、概念的及び方法論的にはやや相違があり、必ずしも直接的に比較可能であるとはいえないかもしれないが、これらの研究に共通に含まれる国を通じて、日本の所得分布の相対的位置づけを知る手掛りを得ることはできるであろう。

Sawyerは課税前及び課税後の10分位階級別世帯当り所得分布、10分位別1人当り所得分布、世帯主の年齢が25歳から54歳までの世帯の10分位所得分布、各国の分布データより得られる世帯規模別分布の大まかな平均値に世帯規模を標準化した標準世帯による10分位別所得分布の推計結果を示している。ここでは、表7、8及び9として、

海外文献紹介

<表8> 課税後所得の世帯当り10分位階級別分布 (%) とジニ係数

		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	ジニ係数
オーストラリア	1966-67	2.1	4.5	6.2	7.3	8.3	9.5	10.9	12.5	15.1	23.7	0.312
カナダ	1969	1.5	3.5	5.1	6.7	8.2	9.7	11.2	13.1	15.9	25.1	0.354
フランス	1970	1.4	2.9	4.2	5.6	7.4	8.9	9.7	13.0	16.5	30.4	0.414
西ドイツ	1973	2.8	3.7	4.6	5.7	6.8	8.2	9.8	12.1	15.8	30.3	0.383
イタリア	1969	1.7	3.4	4.7	5.8	7.0	9.2	9.8	11.9	15.6	30.9	0.398
日本	1969	3.0	4.9	6.1	7.0	7.9	8.9	9.9	11.3	13.8	27.2	0.316
オランダ	1967	2.6	3.9	5.2	6.4	7.6	8.8	10.3	12.4	15.2	27.7	0.354
ノルウェイ	1970	2.3	4.0	5.6	7.3	8.6	10.2	11.7	13.0	15.1	22.2	0.307
スペイン	1973-74	2.1	3.9	5.3	6.5	7.8	9.1	10.6	12.5	15.6	26.7	0.355
スウェーデン	1972	2.2	4.4	5.9	7.2	8.5	10.0	11.5	13.3	15.7	21.3	0.302
イギリス	1973	2.5	3.8	5.5	7.1	8.5	9.9	11.1	12.8	15.2	23.5	0.318
アメリカ	1972	1.5	3.0	4.5	6.2	7.8	9.5	11.3	13.4	16.3	26.6	0.381

(出所) M. Sawyer : op. cit.

<表9> 標準世帯規模による課税後所得の10分位階級分布 (%) とジニ係数

		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	ジニ係数
オーストラリア	1966-67	1.6	3.2	5.3	6.9	8.3	9.5	11.1	13.0	15.7	25.2	0.354
カナダ	1972	1.6	3.6	5.2	6.8	8.3	9.7	11.2	13.0	15.8	24.7	0.348
フランス	1970	1.4	2.8	4.2	5.5	7.4	8.8	9.7	13.1	16.6	30.5	0.417
西ドイツ	1973	2.8	3.7	4.6	5.7	6.7	8.2	9.8	12.1	15.7	30.6	0.386
日本	1969	2.7	4.4	5.7	6.7	7.8	9.0	10.1	11.6	14.1	27.8	0.336
オランダ	1967	3.2	5.9	6.8	7.7	8.3	9.2	10.4	12.1	14.5	21.8	0.264
ノルウェイ	1960	2.4	4.2	5.7	7.3	8.7	10.2	11.7	13.0	15.0	21.9	0.301
スペイン	1971	1.5	2.7	4.4	5.8	7.8	9.0	11.0	13.0	16.5	28.5	0.397
スウェーデン	1972	2.6	4.7	6.3	7.8	9.0	10.0	11.6	13.1	16.4	18.6	0.271
イギリス	1973	2.4	3.7	5.3	6.9	8.5	9.9	11.1	12.9	15.4	23.9	0.327
アメリカ	1972	1.7	3.2	4.6	6.3	7.9	9.6	11.4	13.2	16.0	26.1	0.369

(出所) M. Sawyer : op. cit. 世帯規模の分布を全ての国について次のように仮定している。

単身世帯	23%
2人世帯	28%
3人世帯	17%
4人世帯	16%
5人以上世帯	16%

<表10> 日本の世帯グループ別ジニ係数の推移

				非 単 身 世 帯				
	全世帯	単身世帯	非単身世帯	常用勤労者	日雇勤労者	農 業	非農業 個人業主	無 業
1962	0.3759	0.4215	0.3629	0.3244	0.2931	0.3192	0.3855	0.4275
1963	0.3607	0.4155	0.3461	0.3116	0.2816	0.3023	0.3818	0.3699
1964	0.3528	0.3672	0.3402	0.3027	0.2598	0.3187	0.3950	0.3661
1965	0.3441	0.4113	0.3276	0.2988	0.2765	0.2917	0.3971	0.4057
1966	—	—	—	—	—	—	—	—
1967	0.3523	0.3541	0.3307	0.2961	0.2590	0.2949	0.4374	0.4131
1968	0.3488	0.4591	0.3257	0.2961	0.2973	0.2925	0.3977	0.3561
1969	0.3539	0.4046	0.3319	0.3043	0.2682	0.2844	0.4915	0.3903
1970	0.3553	0.3733	0.3284	0.2934	0.2530	0.2938	0.4467	0.4155
1971	0.3521	0.3987	0.3301	0.2986	0.2570	0.3081	0.4328	0.4012
1972	0.3570	0.4304	0.3388	0.3022	0.2586	0.3197	0.4215	0.3826
1973	0.3496	0.4760	0.3287	0.2936	0.3271	0.3126	0.4073	0.4210
1974	0.3443	0.3651	0.3268	0.2890	0.4683	0.3041	0.4505	0.4172

(出所) 溝口敏行, 高山憲之, 寺崎康博「戦後日本の所得分布(II)」, 経済研究, 1978年1月。原データは厚生省「国民生活実態調査」。

<表11> 日本の国民所得ベース全世帯所得分布の推移

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	ジニ係数
昭和31年	1.9	3.1	4.2	6.1	7.6	9.0	10.6	12.7	15.9	28.9	0.39085
34年	1.6	3.2	4.5	5.8	7.0	8.3	10.1	12.4	15.6	31.5	0.41456
37年	1.6	3.2	4.6	5.9	7.0	8.2	9.9	12.1	15.8	31.7	0.41536
40年	1.8	3.6	4.8	5.6	7.0	8.3	9.9	12.0	15.5	31.4	0.40664
43年	1.2	3.5	4.9	6.0	7.2	8.5	10.2	12.0	14.6	31.9	0.40816
46年	1.1	3.3	4.7	5.8	6.8	8.3	9.8	11.6	15.1	33.5	0.42272
49年	1.0	3.5	5.1	6.3	7.4	8.6	10.1	12.1	15.1	30.8	0.40192
52年	1.5	3.1	5.2	6.5	7.6	8.8	10.3	12.4	15.7	28.9	0.39208

(出所) 石崎唯雄「日本の所得と富の分配」, 東洋経済新報社, 昭和58年。
基礎データは「就業構造基本調査」。

課税前及び課税後の世帯当り所得分布、及び、標準世帯による所得分布の推計結果を再掲する。これらの結果によると、日本の所得分布は公平な方に属するように思われる。

しかし、ここでSawyerの使用している日本の資料が「全国消費実態調査」であることに注意する必要がある。この調査は農家を除外しており、また、9～11月というボーナス期を含まない期間が対象となっている。さらに、石崎（注2）によれば、単身者のカヴァレッジが低く、財産所得の申告率が低いとされている。このことの帰結は、日本の不平等度は過小に示されているということになる。従って、Sawyerの推計は全世帯をカヴァーした所得分布に置きかえてやる必要があるように思われる。

日本の全世帯所得分布の推計は溝口等（注3）によって行なわれている。溝口は全世帯分布の資料として厚生省の「国民生活実態調査」を用いる。この調査の所得概念は課税前家計所得であると思われる。溝口は所得階級別分布の詳細を示しておらず、それから計算されたジニ係数の推移のみを示している。この推移は表10のとおりである。表10から得られる1969年の全世帯分布のジニ係数は0.3539であり、表7におけるSawyerの推計値0.335をこれと置換えると、日本の所得分布はOECD諸国の中で中位程度のものとなる。

石崎（注4）は、「就業構造基本調査」を基本とし、さらに、総額を国民所得ベースに修正した分布を推計している。この分

布の推移は表11に示すとおりである。石崎はこの分布をSawyerによるOECD諸国の推計と比較しているが、この推計はILO-World Bankの推計と比較さるべきものであろう。

石崎の昭和52年（1977年）についてのジニ係数の推計値は0.392である。この値をILO-World Bankの推計と比較すると、日本の不平等度はフランス（0.39）及び西ドイツ（0.37）とはほぼ同程度である。しかし、石崎の所得概念は家計利用可能所得ではなくて、総合家計所得に近いと思われる。従って、それを家計利用可能所得に修正するならば、不平等度は2%ポイント程度下がり、0.37程度になるのではないかと思われる。この値はスウェーデン（0.30）やイギリス（0.32）に比べれば大きく、従って、Sawyerの研究が示唆するほど日本の所得分布は平等ではないという結論が導かれる。

（注1）M. Sawyer, *Income distribution in OECD countries*, Occasional Studies, OECD Economic Outlook (Paris, July 1976).

（注2）石崎唯雄, 「日本の所得と富の分配」, 東洋経済新報社, 昭和58年。

（注3）溝口敏行, 高山憲之, 寺崎康博, 「戦後日本の所得分布（II）」, 経済研究, 1978年1月。

（注4）石崎, 前掲書。

Ⅶ ILO-World Bank推計の評価と日本における今後の課題

所得分布統計の国際比較可能性を高める方策は,

- ①信頼性の高い全国全世帯をカバーするデータを使用すること、
 - ②所得概念及び所得受取り単位の統一を図ること、
- であるが、さらに

③国民経済計算との調整を図ること、
によって、さらに高度な比較可能性が達成されるものと思われる。ILO-World Bankの研究はこれらの点で、所得分布統計の比較可能性を大きく前進させたものと思われる。

さらに、ILO-World Bankの研究がその所得概念として国連所得分布統計ガイドラインを使用していることは、国民経済計算への調整と併せて、国民経済計算ベース所得分布統計作成への途を開いたものと評価できる。

日本の所得分布に関する統計は、一見して、極めて豊富に存在しているように思われるが、それらはいずれも所得概念やカヴァレッジを異にしており、その意味で、包括的かつ統一的な所得概念による全世帯所得分布の推計のためにはかなり扱いが困難なものが多い。しかし、このような包括的な分布の推計の試みもすでにいくつか存在している。また、かつて、国連所得分布統計ガイドラインに基づく国民経済計算ベース所得分布統計の推計が試みられたこともあった。

(注) ILOと世界銀行によるこれらの研究を契機として、日本においても所得分布統計の一層の前進が望まれるところである。特に、国連ガイドラインに沿った分布統計は作成可能性の検討の域を越えて、試算の方向へと進むべきであろう。

(注) 経済企画庁経済研究所国民所得部、
「所得分配統計に関する試算」、国民経済計算第21号、昭和44年2月、同、「所得分配統計に関する試算(解説、推計方法編)」(内部資料)、昭和42年10月。

「国際比較可能な所得分布統計の推計」 (翻訳)

W. van Ginneken and J.-B. Park
eds. (ILO, Geneva)

この論文は推計方法と推計結果の概要を記す第I章と、対象23カ国別の推計方法と推計結果を記す23節からなる第II章から構成されている。第II章は各国の所得分布統計の現状を知る上で興味深いのが、長文に及ぶため割愛し、第I章のみの仮訳を示すことにした。

第I章 推計方法と結果

所得分布の問題は先の国連開発の10年の重要な課題の一つであった。経済成長の成果が必ずしも社会の全てのグループに等しく行き渡るわけではなく、また、開発途上国の一部では貧困者の絶対数すら減少していないという事実からすれば、これは当然の事である。かくして、国際比較可能な所得分布データを作成しようとする様々な試みが行なわれるようになった。しかし、このような試みの多くはその基礎データの弱さを批判されてきた(注1)。この論文は、所得分布の国際比較可能性を改善するための新しい試みである。この研究はILOと

世界銀行の共同作業として行なわれた。ここに示す結果は今後さらに改善が行なわれるべきものである。

所得分布データの収集はAdelmanとMorris(注2)によって着手された。AdelmanとMorrisは所得概念や所得単位の異なる43の開発途上国の分布を収集した。Paukertは2人の研究を補完し、56カ国の先進国及び開発途上国について、より優れた国際比較可能性をもつ分布を作成した。Paukertは所得概念としては第一次所得(primary income)、所得単位としては世帯(household)或いは家族(family)を用いている。S. Jainはこの収集をさらに拡大し、先進国及び開発途上国の両者について83の分布データ(1国について2つ以上のものを含む)を収集している。M. Sawyer(注5)はOECD12カ国の世帯当り及び1人当りの課税前及び課税後の国際比較可能な所得分布データを作成した。P. Visaria(注6)はアジア6カ国(或いは6地域)の分布データを検討し、特に、各種の所得単位(世帯、世帯員或いはその他の単位)の選択が所得分布と貧困の分析に与える影響についての実験を行なった。O. Altimir(注7)はラテンアメリカ7カ国の比較可能な所得分布データを作成した。Altimirは様々な資料から得られる所得と国民経済計算との差を調整するために、後に紹介するような方法を一貫して適用している。Altimirは所得単位としては世帯を採用し、所得概念としては総合家計所得(total household income)(第一次所得、受取り財産所得、経常移転及び社会保障給付マイナス社会保

障雇用主負担を含む)を採用している。C. Morrison(注8)は約40カ国の開発途上国の所得分布データを作成した。Morrisonの所得概念は第一次所得であり、所得単位としては世帯、世帯員或いは所得稼得者が使用されている。所得データの一部については国民経済計算との差の調整が行なわれている。最後に、国連統計局(注9)が所得分布データの新たな編集を行なっている。これによると、60カ国の各章別に、概念、標本設計、標本誤差、作表の状態についての情報とともに、実際の結果の一部が示されている。

この論文では、原則として、共通の所得概念と所得単位による(第1節参照)、23カ国の所得分布の推計を行なった。さらに、必要な場合には、各種の調査から得た原データと人口の推計や国民経済計算との一致を図るための調整を行なっている(第2節参照)。主な推計結果は第3節に示される。所得分布は世帯当り及び(うち14カ国については)1人当りで示される。若干の国については、等価所得単位(equivalence unit)当り分布の推計も行なった(第4節)。第5節では、グループ化されたデータによる順位づけの問題を検討する。最後の第6節では、今後の研究のための若干の提言を行なう。

1. 所得概念、所得単位及び受取り単位

このプロジェクトにおいて採用する所得概念は、国連のProvisional guide lines

(注10) が定義する総合家計利用可能所得 (total available household income) である。これに含まれる所得は、現金及び現物による賃金及び俸給 (雇用者及び雇用主の両者による社会保障負担及び民間保険負担を除く)、純自営所得 (自己生産物の消費を含む)、個人財産所得及び個人投資所得 (持家の帰属家賃を含む)、社会保障及び民間 (保険) 移転、から個人所得税及び個人財産税を除いたものである。この種の定義のものは、いわゆる総厚生 (total welfare) の一部分、即ち“総厚生のうち、市場で一般に販売されるような類いの財貨サービスに帰せしめ得るような部分” (注11) をカバーするにすぎないものである。従って、政府サービスや子供をもつことなどから得ることができる厚生はこのような定義には含まれない。

このような所得概念に対応する所得単位は明らかに世帯 (household) である。この論文で用いる世帯の概念は1980年の世界人口センサス計画における次のような定義にできる限り近いものとする。

世帯とは (a) 単身世帯 (...), 或いは (b) 複数者世帯、即ち、食料やその他の生活必需品を共同使用する2人以上のグループ、からなる。

これまでの殆どの研究では、家計所得の世帯別分布が対象となっている。世帯は生産及び消費の決定の基本単位ではあるが、適切な所得受取り単位 (recipient unit) といえるかどうかは疑問である。例えば、第一次所得の分布を分析する場合には、所得稼得者単位或いは納税者単位の方がより適切であろう。分析目的次第では、例えば、

世帯の稼得能力をみる場合には、世帯を使うことも許される。しかし、家計利用可能所得 (即ち、課税及び移転後所得) の場合には、世帯を受取り単位とすることに全く問題がないとはいえない。世帯の規模や構成が異なれば、同じ水準の経済的厚生を得るために必要となる利用可能所得の大きさも異なってくるからである。

かくして、最近では、1人当り家計所得別による個人 (person) の分布を用いることを提唱する人々が多くなっている。例えば、DanzigerとTaussig (注13) は、個人は世帯よりもより適切な所得受取り単位である、と述べている。このことはSen (注14) も認めており、社会的厚生観点からすれば、各個人の厚生は同等に取扱われるべきであり、従って、一貧困の分析のためには (注15) -、個人の方が適切な単位である、と述べている。

(年齢及び性を異にする人々が必要とする相対的所得額を示す) 等価所得規模 (equivalence scale) を求めることができるならば、等価所得単位 (equivalence unit) 当り家計所得は世帯当り所得や1人当り所得よりも明らかにより優れた経済的厚生の指標である。従って、結論としては、等価所得単位当り家計所得別の個人分布が経済的厚生の分布をみるための最もよい方法である、ということになる。この論文では、5つの国について第3節で述べる方法を用いて、等価所得規模の推計を行なった。しかし、等価所得単位当り家計所得別の個人分布には、それがいわゆる“集計基準” (aggregation criterion) を満たさないとい

う小さな問題がある。

世帯当り所得別の世帯分布や1人当り家計所得別の個人の分布の場合には、集計された所得はその分布の母集団の所得総額に等しくなる。集計基準を満すもう一つの分布は等価所得単位当り家計所得別による等価所得単位の分布である。しかし、等価所得単位の数は正しい厚生単位であるとはいえないので、ここではこの分布を適切なものとは考えない。Sen（注16）が指摘するように、この単位を用いる場合、3つの2人世帯の経済的厚生が2つの3人世帯よりも大きなウェイトを得る、ということになり得るからである（注17）。

受取り単位（ウェイトづけ基準）と所得の測定方法（順位づけ基準）の9つの可能な組合せを図1に示す。9つの分布のうち、6番目の分布が最適、1番目と5番目が準最適であると考えられるが、他の分布は重要ではない。

1人当り家計所得別個人分布（即ち、5）は上記の最適分布（即ち、6）にかなり近

図1. 受取り単位と所得の測定方法の組合せ

所得の測定方法 受取り単位	世帯当り	1人当り	等価所得単位
	家計所得	家計所得	当り家計所得
世帯	①	2	3
個人	4	⑤	⑥
等価単位	7	8	9

いと考えられる。この理由は、両者の受取り単位（個人）が同じであり、さらに、第4節で示すように、等価規模の経済要素はゼロよりも1の方に近いからである。

2. 国民経済計算及び人口推計値との調整

この研究では所得分布データは、殆どの場合、家計調査から採られたものであり、従って、それらは標本調査によるものである。かくして、所得や世帯のデータの質はこのような調査のサンプリング誤差とサンプリング以外の誤差に依存している。所得や人口のデータをいかに修正すべきかということについての理論は実際には存在しない。従って、この論文のアプローチも便宜的なものとなる。ここでは基本的に二つの事実についての修正が必要である。その一つは、多くの調査において、小世帯の代表性が過小になる一方で、大世帯の代表性が過大になる傾向がある、ということである。このために、1人当り及び等価所得単位当りの分布に偏りが生ずる。世帯規模分布の確かな推計がある場合には、この偏りの修正は比較的簡単である。多くのケーススタディにおいても、このような修正が——一般に人口センサスデータに基づいて——行なわれている。第二の基本的事実、家計調査によって測定される集計的所得が国民経済計算の所得に比べて15~30%過小推計である、ということである。国民経済計算データは、複数のデータソースを組合せて使用し、かつ、何重もの相互チェックを経

ているので、一般に、集計的家計所得の推計値よりも正確であると考えられる。しかし、いくつかの国では、このような所得調査や支出調査の結果が国民経済計算総額を作成するために用いられている。

このような不突合については多くの理由がある。Altimir (注18) は、ラテンアメリカのデータを徹底して調査した結果、次のように結論している。“所得の過小推計そのものに比べれば、標本の構成や所得に関する質問への回答における偏りは不突合の原因としては重要なものではない。” Altimir (注19) はさらに次のような結果を見出している。“財産所得（特に家賃）の推計値は家計調査によるものの方が大きい。国民経済計算はこの項目を過小評価する傾向がある。家計調査の賃金及び俸給の数字は、殆んどどのケースにおいて、国民経済計算の総額と一致している……。家計調査データによる企業家所得 (entrepreneurial income) はこれに対応するマクロ経済的推計値を一般に25~50%下まわっている。”

かくして、所得の不平等、とりわけ、高所得階級が受取る所得についてのより現実に即した姿を示そうとするならば、家計調査データの修正が必要となる。利潤と資本所得の修正は測定された不平等をより大きくする傾向がある。

このような修正の方法は多くの人々によって提案されている。OjhaとBhatt (注20) , 及び、Ranadive (注21) は支出の分布をベースとし、これに支出階級別の貯蓄率を推計するという方法を提案している。その根拠は、現物支出を小売価格で正しく評価

することができ、また、支出は一般に恒常所得とより密接な関係があると考えられるので、支出の方が経済的厚生（特に低所得グループのそれ）をより正確に表わす、ということである。このアプローチはこの論文のいくつかのケーススタディ（例えば、エジプト、イランイスラム共和国、タンザニア、ユーゴスラヴィア）において用いられている。de Navarreteはメキシコについて同じような方法を提示しているが、より高い所得グループの所得については若干異なる修正方法を用いている。即ち、所得の測定値が支出の測定値を上まわるような全ての所得階級については、国民経済計算に一致するように所得を比例的に増分する。支出の測定値が所得の測定値を上まわる所得階級については、所得の代りに支出を用いる (注23)。この方法はフィリピンとトリニダドトバゴについて部分的に用いられている。Altimirは家計所得分布の原データを所得タイプ別に修正することを提案している。即ち、Altimirは賃金及び俸給、自営所得、財産所得及び移転について個別に国民経済計算との差の修正を行なう。この方法はデンマーク、フィージー、フランス、アイルランド、メキシコ、スペイン、スウェーデン、イギリスなどの多くの国について用いられた。上記のような三つの修正方法は所得の不平等度の推計結果を一般により大きくするが、他方、貧困度の推計結果を小さくもする。

しかし、原理的には、修正をなし得る問題点の数には制限はない。社会会計行列 (social accounting matrix) (注24) が

利用できる場合には、人口推計値、租税及び社会保障調査のデータ、人口センサスや工業センサスのような、各種のデータソースと家計調査データとの調整が図られている（注25）。この種の修正は西ドイツ、ケニア、ザンビアについて行なわれている。最も進んだ修正方法はいわゆる複合ファイル（merge file）（注26）であり、これによると、各種データソースを用いて、世帯グループ別ではなくて、個々のサンプル世帯別の所得の修正値を得ることができる。統計的な偏りのない所得分布の推計が可能であるのは、個々の世帯別の情報が利用可能である場合のみである（第5節参照）。

インド、ネパール、フィリピン、シェラレオネ、スーダン、トリニダトトバゴのような国については、十分なデータが利用可能でなく、上記の方法のどれか一つを一貫して適用することはできなかった。このため、上記の修正方法のどれか一つを用いてはいるが、原データの修正は部分的なものに留まっている。表1及び2では、このような国をアステリスクで示している。

Altimirの方法は9カ国のケーススタディで用いられているが、あまりよく知られていないので、ここではその修正方法をやや詳しく述べておくことにする。家計調査による集計的推計値とそれに対応する国民経済計算の計数を比較すると、一般に、純自営所得及び資本所得の過小推計が最も大きい。Altimir（注27）が提案する修正方法は次のようなものである。家計調査による集計的推計値が対応する国民経済計算の計数よりも小さいようなタイプの所得につい

ては、家計調査による所得を比例的に修正することによって国民経済計算に対する過小推計分を調整する。家計調査による計数の方が大きい場合には、家計調査データをそのまま用いる。このような例は賃金及び俸給やとりわけ帰属家賃の場合に生ずる（実際にはしばしば生ずる）。賃金及び俸給や移転所得については、一般に家計調査で十分に把握されているので、比例的修正を行なっても殆んど影響がないようである。純自営所得の場合には、その過小推計は、それについての記憶の曖昧さ（この所得は一般に1年単位で測定される）や課税を逃れるための何がしかの故意の過小報告の結果であって、従って、先の比例的修正の仮定は妥当である。資本所得の場合には、国民経済計算と集計的家計調査データとの差は家計利用可能所得分布の最高5分位——家計利用可能所得の限られた部分——に全面的に配分する。資本（或いは投資）所得をこのように別扱いする理由は、この所得の過小推計は最高所得グループの意図的な過小報告によるものであり、より低い所得階級にはそのようなものはない、と考えられるからである。しかし、世帯の最高5分位としたことはやや恣意的である。より適切な方法は、このような所得の過小推計の原因は最も富裕な第一次所得稼得者にあると考えて、このような人々がどれくらい過小報告しているかを各国別に検討することであろう。しかし、このような修正を行なうためのデータは利用可能ではない。

3. 推計結果

表1はこの研究の主な結果、即ち、23の先進及び開発途上国の（より高度に）国際比較可能な家計所得分布データを示す。この表は世帯別10分位とこの10分位分布から計算したジニ係数を示している。一部の国については、“利用可能所得”の厳密な概念を適用することができず、その代わりに“課税前家計所得”或いは帰属家賃を含まない利用可能所得を用いている。直接税が含まれていたり、或いは、帰属家賃が含まれていないとしても、所得分布には大きな影響はないものと思われる。特に、開発途上国においては、個人所得税は所得総額の小さな割合を占めるにすぎない。さらに、帰属家賃は、一般に、全ての所得階級において所得の一定割合である。表2は1人当り分布を示しており、この分布は14カ国について推計されている。この表の分布は家計利用可能所得と世帯規模によって世帯をクロス分類した表から計算されている、ということに注意すべきである。このクロス分類表の各セルには若干異なる所得をもつ世帯がグループ化されているので、測定された所得不平等度はその“真の”値よりもやや低い。また、このために、この不平等測定値は各セル内の不平等度をとらえていない。しかし、第5節で示すように、このような乖離は非常に小さい。

表1と表2を比較すると、1人当り分布は（ケニアとメキシコを除いて）一般に世帯当り分布よりもいく分より平等であることがわかる。次の節で示すように、このことはこの2つの国のいわゆる“規模の経済”要素の値が相対的に低いということによっ

て説明することができる。

4. 等価所得規模の推計方法

5つのケーススタディ（デンマーク、西ドイツ、アイルランド、メキシコ、イギリス）においては、等価所得単位（equivalence unit）当り家計利用可能所得別の個人分布の推計を試みている。等価所得規模（equivalence scale）を推計する方法には様々なものがあるが（注28）、ここでは、先進国及び開発途上国の両者において、最も利用可能であるデータセットに適用できるような簡単な方法を採用した。

等価所得規模に関する文献をみると、殆どの研究者が家計消費における等価所得規模と規模の経済とをはっきりと区別している。等価所得規模とは年齢及び性別を異にする個人の相対的必要度をいう。一般に、成年男子は（例えば、衣食住に対する）その必要を満たすためには、例えば10歳の子供よりも多くの所得を必要とすると考えられる。もう1つの別の概念は家計消費における規模の経済（economies of scale）とよばれる。このような規模の経済は、例えば、住宅やアパートを借りる場合に発生する。ある住宅に住む人数が多いほど、1人当りの住宅費は小さくなるであろう。

このような2つの効果を個別に推定するための計量経済学的方法も存在する（注29）。しかし、このためには、個々の世帯についての大量の情報、例えば、その年齢及び性別構成のみならず、多数の品目別に細分された家計支出データをも必要とすることに

表1. 修正済世帯当り利用可能所得による10分位別階級別分布(%)とジニ係数

国	年	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	ジニ係数	標準所得概念からの乖離
バングラデシュ	1973-74	2.7	4.1	5.1	6.3	7.6	8.5	10.2	13.3	14.8	27.4	0.35	課税前
デンマーク	1976	2.9	4.5	5.6	7.0	8.5	9.8	11.3	12.9	15.1	22.4	0.30	帰属家賃を含まない
エジプト	1974	2.1	3.7	4.9	5.8	6.8	7.9	9.5	11.3	14.9	33.2	0.40	
フィジー	1977	1.1	2.6	4.0	4.8	6.0	7.4	9.4	11.5	15.5	37.8	0.47	課税前
フランス	1975	1.8	3.5	4.9	6.2	7.4	8.6	10.0	11.8	15.3	30.5	0.39	帰属家賃を含まない
西ドイツ	1974	2.9	4.0	5.0	6.0	7.1	8.3	9.9	12.0	16.0	28.8	0.37	帰属家賃を含まない
インド*	1975-76	2.5	3.4	4.5	5.8	6.4	7.5	9.0	11.5	15.8	33.6	0.42	課税前
イラン	1973-74	1.4	2.4	3.3	4.2	5.6	6.5	8.3	10.9	15.8	41.7	0.52	
アイルランド	1973	2.5	4.7	5.3	7.8	8.2	8.4	10.4	13.3	14.3	25.1	0.32	帰属家賃を含まない
ケニア	1976	0.9	1.8	2.6	3.7	4.9	6.6	8.9	10.3	14.6	45.8	0.59	
メキシコ	1968	0.7	2.0	2.8	3.6	4.5	5.7	7.5	10.6	15.9	46.7	0.56	
ネパール*	1976-77	1.8	2.8	3.4	4.6	5.2	6.5	7.5	9.0	12.7	46.5	0.53	課税前
パナマ	1970	0.7	1.3	2.0	3.2	4.7	6.3	8.4	11.6	17.6	44.2	0.57	課税前
フィリピン*	1970-71	1.9	3.2	4.1	4.9	5.8	7.0	8.5	10.5	15.3	38.8	0.46	課税前
シェラレオネ	1967-69	2.0	3.6	4.5	5.1	5.8	6.9	8.8	10.8	14.7	37.8	0.44	課税前
スペイン	1973-74	1.9	3.8	5.1	6.5	6.9	8.9	10.2	12.7	16.0	28.0	0.37	
スーダン*	1967-68	1.2	2.8	4.0	5.0	6.5	8.5	10.0	12.5	14.9	34.6	0.44	課税前
スウェーデン	1979	2.6	4.6	6.1	6.7	7.5	9.9	11.8	13.6	16.0	21.2	0.30	
タンザニア	1969	2.1	3.7	4.9	5.3	6.4	7.5	8.9	10.8	14.8	35.6	0.42	
トリニダトトバゴ*	1975-76	1.6	2.6	3.8	5.3	6.5	7.4	9.5	13.3	18.2	31.8	0.45	
イギリス	1979	2.8	4.5	5.5	6.9	8.2	9.5	10.9	12.5	15.5	23.8	0.32	
ユーゴスラビア	1978	2.4	4.2	5.4	6.7	8.2	9.4	11.6	13.4	15.8	22.9	0.33	課税前
ザンビア	1976	1.0	2.4	2.9	4.5	5.2	6.0	7.6	9.3	14.8	46.3	0.56	

* 国民経済計算への修正が完全でない。

なる。このような情報はこの論文でとり上げた国々においては一般的に利用可能なものではない。

かくして、ここではいわゆる“規模の経済要素 (economies of scale factor) の推定を行なうことにする。これは以下に示

すような両対数食料支出関数から容易に求めることができる(注30)。しかし、この要素は家計消費の規模の経済効果だけでなく、等価所得規模の効果をも含んでいる。即ち、この要素は2つの効果の結合的インパクトを測定しているが、それらは分離さ

れていない。後に西ドイツについての節でみるように、規模の経済要素による方法はその他のOECD諸国で見出されたものと非常によく似た等価所得規模をもたらす。

両対数食料支出関数のスペシフィケーションは次の通りである。

$$\log F = a + b \log Y + c \log N \quad (1)$$

ここで F = 世帯当り食料支出

Y = 家計利用可能所得

N = 世帯規模

世帯の生活水準がその食料費比率 (F/Y) と逆の関係にあるとすると、等価規模の経済要素 (equivalent economies of scale factor) e を次のように数学的に求めることができる。即ち、

d (F/Y) = 0 の場合、

$$e = \partial \log Y / \partial \log N \text{ は } c / (1-b) \text{ に等しい。}$$

食料支出関数を次のように再定式化することにより、規模要素 t を直接推定し、t から e を求めることもできる。

$$\log (F/N) = a + b \log (Y/N) - t \log N \quad (2)$$

t = 1 - b - c であり、食料支出の場合には 0 < b < 1 であるので、次のように e を求めることができる。

$$e = 1 - \frac{t}{1-b} \quad (3)$$

さらに、t の各々のケースについて規模の経済の大きさを次のように知ることができる。

t > 0 ならば、e < 1 であり、規模の経済がある；

表2. 修正済1人当り利用可能所得による10分位別階級別分布 (%) とジニ係数

国	年	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	ジニ係数	標準所得概念からの乖離
バングラデシュ	1973-74	3.6	5.2	6.4	7.2	8.5	9.4	10.2	11.7	14.4	23.4	0.28	課税前
デンマーク	1976	4.0	5.5	6.4	7.3	8.2	9.0	10.4	12.2	14.7	22.3	0.27	帰属家賃を含まない
エジプト	1974-75	2.8	4.8	5.1	5.9	6.7	7.5	9.4	10.7	13.9	33.3	0.38	
フィジー	1977	1.4	2.8	3.9	5.4	6.0	7.3	8.8	11.1	15.3	38.0	0.46	課税前
フランス	1975	3.2	4.7	5.3	6.0	6.9	8.2	9.5	11.9	16.0	28.2	0.35	帰属家賃を含まない
西ドイツ	1974	3.6	4.8	5.7	6.7	7.4	8.7	9.9	11.6	14.8	26.8	0.32	帰属家賃を含まない
インド*	1975-76											0.38	課税前
イラン	1973-74	2.3	3.3	4.1	4.9	5.8	6.9	8.3	10.8	14.9	38.8	0.47	
アイルランド	1973	3.5	5.5	6.2	6.5	8.1	9.4	10.2	10.9	14.8	24.9	0.29	帰属家賃を含まない
ケニア	1976	0.8	1.7	2.6	3.6	4.8	6.4	8.7	10.1	16.4	45.0	0.59	
メキシコ	1968	0.7	1.9	2.6	3.5	4.4	5.7	7.4	9.9	15.5	48.5	0.58	
スペイン	1973-74	2.6	4.6	5.5	6.2	7.6	9.1	10.5	12.2	15.4	26.4	0.34	
スウェーデン	1979	3.5	6.0	7.1	8.3	9.1	10.1	11.4	12.4	13.5	18.5	0.22	
イギリス	1979	3.9	5.6	6.3	7.2	8.0	9.1	10.5	12.0	14.8	22.6	0.27	

* 国民経済計算への修正が完全ではない。

$t = 0$ ならば, $e = 1$ であり, 規模の経済がない;

$t < 0$ ならば, $e > 1$ であり, 規模の不経済がある。

かくして, t が有意にゼロと異なる場合には, 規模の経済要素 e も有意にゼロと異なるということになる。

$\log Y$ と $\log N$ の間には共線性(collinearity)があり, $\log(Y/N)$ と $\log N$ の間にはおそらくさらに大きな共線性があると思われるので, 一般的に言って, 関数(1)及び(2)の推定には問題がある。結果的には, 方程式(1)から求めた e の推定値をここでは用いることにするが, 方程式(2)による推定値も全般的にそれほど大きな差はない。さらに, 方程式(1)及び(2)の所得変数としては常に修正済み家計利用可能所得を用いているということも注意さるべきである。

規模の経済要素は一般にゼロと1の間にある。その値が1の場合, 1人当り家計所得分布は“最適”分布となる。その値がゼロとあるならば, 世帯当り所得分布が最適である。

各国の規模の経済要素の実際値はメキシコの0.563からイギリスの0.866までの範囲に及ぶ。この意味するところは, 1人当り分布はメキシコにおけるよりもイギリスにおいてより“最適分布”に近そうである, ということである。1人当り分布と世帯当り分布のどちらの方が等価所得単位当り家計利用可能所得別の個人分布により近いかということは, これらの数字から推測することはできない。この問題は第5節でもう一度取上げることにする。

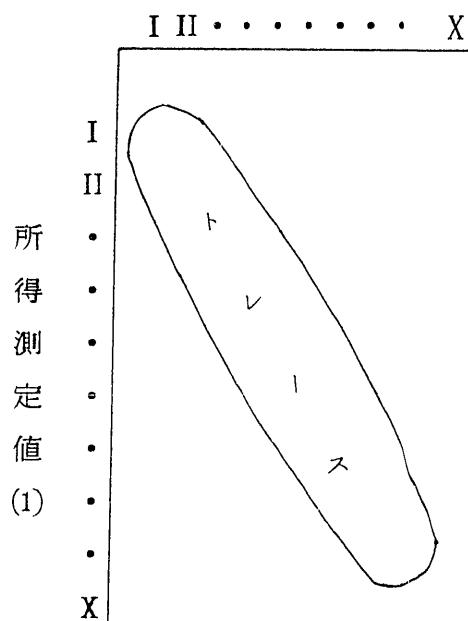
5. 推移行列とグループ化されたデータによる統計的偏り

(a) 推移行列

第1節では, 世帯よりも個人の方がより適切な受取り単位である, と述べた。前節では, 1人当り所得による分布よりも世帯当り所得の分布の方が等価所得単位当り所得別の個人分布による不平等度により近い不平等度の測定値をもたらすことがあり得る, ということを示した。ここでは, 必要なデータが利用できる国について推移行列(transition matrix)を作成することによって, どちらの分布を次善のものとみなすことができるかを検討する。

推移行列は2つの所得測定値について10分位別に順位づけられた個人(或いは世帯)(注31)のクロス分布として定義される。ここでは3つの所得測定値(即ち, 世帯当り, 1人当り及び等価所得単位当りの家計

所得測定値(2)



利用可能所得)を検討するので、各データセット(原データ及び修正済データ)についてそれぞれ3つの推移行列が存在する。

ここでの主たる関心は、所得の測定方法を変えても、各個人がなお当初の10分位に留まっているかどうかを知ることである。これを知るための便利な方法は行列の対角要素の和〔“トレース”(trace)〕を求めることであり、これによって同じ10分位に留まる各個人のパーセンテージをみることが出来る(表3参照)。このトレースは単純化された順位相関係数とみることもできる。

表3はグループ化されたデータによって作成されたものであるが(注32)、この表は、1人当り家計利用可能所得と等価所得単位当り家計利用可能所得の組合せによる推移行列においてトレースが最も大きい、ということを示している。従って、少くとも表3に掲げた国については、1人当り分布は“次善”分布である、といってもよい。

表3の最後の列は規模の経済要素を示している。この最後の列を先の6つの列と比較すると、(例えばイギリスのそれのような)大きな値の規模の経済要素は、それぞれ、列(1)、(2)、(4)、(5)と列(3)、(6)との間の大きな差と対応しており、また、その反対のこともいえる(例えばメキシコの数値をみよ)、ということがわかる。換言すれば、規模の経済要素の値が大きいことは、1人当り分布が“最適”分布に近い(即ち、規模の経済性がない)、ということの意味する。メキシコ(注33)のような中進国や開発途上国では、消費支出における規模の経済性がより大きい、ということはある程度である。この論文でとり上げた国については、0.5よりも小さい規模の経済要素(e)は見られなかった。e=0(規模の経済最大)という極端な場合には、“最適”分布は世帯別分布と一致する。各国について得られた数字は妥当なものであるように思われる。例えば、西ドイツについて計算された規模

表3 個人10分位別推移行列の対角要素の和(“トレース”)(%)と規模の経済要素

所得概念*	原 デ ー タ			修 正 済 デ ー タ			規 模 の 経 済 要 素 (7)
	I/II (1)	I/III (2)	II/III (3)	I/II (4)	I/III (5)	II/III (6)	
デンマーク(1976)	12.3	15.3	37.4	14.6	15.6	35.4	0.664
フランス(1975)	23.6	27.9	69.0	23.6	33.2	66.5	—
西ドイツ(1974)	—	—	—	17.0	23.8	41.0	0.632
メキシコ(1968)	34.3	52.0	54.6	41.4	54.8	62.5	0.563
イギリス(1979)	14.0	18.0	60.6	13.6	17.0	69.3	0.866

* 家計利用可能所得：I—世帯当り；II—1人当り；III—等価所得単位当り。

(注) “トレース”の計算は家計利用可能所得と世帯規模とをクロス分類した表(80~100セル)

(即ち、グループ化されたデータ)に基づいて行なわれている。

の経済要素は先進市場経済諸国についてのOECDによる測定に著しく類似した等価所得規模をもたらす、ということは先に述べた。

(b) グループ化されたデータによる統計的偏り

第3節において、グループ化されたデータ（我々の場合には、家計所得と世帯規模によって世帯や個人をクロス分類した表）によって測定される不平等度と個々の世帯の観測値に基づいて測定される不平等度には大きな差があるかもしれない、と述べた。幸い、1968年のメキシコの家計調査の個別世帯の観測結果を利用することができたので、このような2つのデータセットがもたらす結果の相違を分析することが可能となった。ここでは、2つのタイプの統計的偏りの検討を行なう。最初のものは1人当り所得分布と等価所得単位当り所得分布に係わるものであり、第二のものは所得の修正に係わるものである。

最初のタイプの統計的偏りはグループ化されたデータに基づいて1人当り所得分布や等価所得単位当り所得分布を求める場合に生ずる。しかし、このような分布を個別世帯データに基づく分布と比較すると、その差は非常に小さいことがわかる。個別世帯データによって計算したジニ係数は、1人当り分布の場合には0.540であり（これに対してグループ化されたデータでは0.535である）、等価所得単位当り分布の場合には0.521）これに対してグループ化され

たデータでは0.518）である。

二番目のタイプの統計的偏りは、国民経済計算との差について所得を修正する際に、修正済み所得によって所得受取り者の順位づけをやり直すことができない場合に生ずる。この統計的偏りは、最近幾分異なる観点から、Pyatt, Chen 及び Fei（注34）によって検討されている。修正済み所得(Y_i^*)を未修正所得(Y_i)と修正要素(u_i)の合計として、即ち、 $Y_i^* = Y_i + u_i$ と定義すると、修正済み所得の順位 $r(Y_i^*)$ と未修正所得の順位 $r(Y_i)$ が等しいかどうか、或いは、 $r(u_i) = r(Y_i)$ であるかどうか、ということがここでの問題である。

殆んどどのケースでは、観測された所得に比例的な修正が行なわれる。従って、

$$Y_{ik}^* = (1 + C_k) Y_{ik}$$

ここで k は所得のタイプを表わす。

かくして、問題は次のようになる。即ち、どのような条件の下で、 $r(u_i) = r(Y_i)$ となるか。3つの特殊なケースがある。第一に、 $u_i = 0$ の場合、換言すれば、修正が行なわれない場合。第二に、 $u_i = C Y_i$ 、即ち、各要素所得に同じ修正が行なわれる場合。そして第三に $r(Y_{ik}) = r(Y_i)$ 、即ち、各要素所得の順位づけが所得総額の順位づけと同じである場合。

メキシコの場合には、（10分位をみると）賃金及び俸給と自営所得については上記の三番目の条件がほぼ満たされる。この2つの所得源は家計所得の約3/4を占める。資本所得の過小推計は世帯の最高5分位に配分されるので、これが順位を乱すことはない。最後に、移転所得の順位は家計所得

表4. 1968年のメキシコデータによる国民経済計算との未修正所得と修正済み所得の10分位階級別分布とジニ係数

順位基準	未修正所得			修正済み所得		
	I	II	III	I	II	III
所得概念*						
受取り単位	世帯 (1)	個人 (2)	個人 (3)	世帯 (4)	個人 (5)	個人 (6)
I	0.8	0.8	0.9	0.7	0.7	0.7
II	2.2	2.0	2.3	2.0	1.9	2.0
III	2.9	2.9	3.0	2.8	2.6	2.8
IV	3.8	3.6	3.9	3.6	3.5	3.6
V	4.7	4.5	4.7	4.5	4.4	4.5
VI	5.9	5.9	6.0	5.7	5.7	5.9
VII	7.4	7.6	7.5	7.5	7.4	7.8
VIII	10.6	9.7	10.4	10.6	9.9	10.3
IX	16.1	16.1	15.7	15.9	15.5	15.7
X	45.5	47.0	45.5	46.7	48.5	46.7
ジニ係数	0.55	0.56	0.54	0.56	0.58	0.56

* I : 世帯当り家計利用可能所得

II : 1人当り家計利用可能所得

III : 等価所得単位当り家計利用可能所得

総額のそれと殆んど反対であるので、順位が乱れる可能性がある。しかし、移転所得は家計所得の5%を占めるにすぎないので、大きな影響があるとは考えられない(表4参照)。

このような修正が受取り単位の順位づけに影響を与えるかどうかをみるために、他の多くの国(デンマーク、スペイン、スウェーデン、イギリス)についてもチェックを行なった。ここでの結論は、一般に家計利用可能所得の80~90%が賃金及び俸給であり、このタイプの所得の修正は小さいので、おそらくそのようなことはない、ということ

である。自営所得と資本所得の修正は一般に大きい、その修正額は一般に家計利用可能所得の規模とともに大きくなる。かくして、順位には影響はない(スウェーデンは例外であり、この国では低所得年金生活者にも資本所得が集中している)。移転所得、所得税、社会保障負担についての修正は順位を変え得るが、平均家計利用可能所得におけるそれらのシェアは一般に30%よりも大きくはない。

消費と貯蓄とを個別に修正した国には順位づけの問題はないと考えられる(エジプト、イランイスラム共和国、タンザニアの

推計を参照)。貯蓄は家計所得とともに（そして家計支出とともに）累進的に増加するからである。ケニアやザンビアのケースでも順位の問題は生じないと思われる。これらの国では、修正後の分布は対数正規分布に基づいて推定されている。修正が部分的にしか行なわれていない国（インドやトリニダドトバゴ）や所得の過小報告の割合が大きく、30%以上もある国（アイルランド、メキシコ、フィリピン、スペイン、スーダン、タンザニア、トリニダドトバゴ）の推計には問題があるかもしれない。

6. 今後の研究

ここで示す23カ国の新しい所得分布の推計値はこれまでに作成されたものよりもいくぶん分齊合性に優れたものである。しかし、これらも完全な推計には程遠いものであり、多くの点で改善されなければならない。

よい調査に基づく所得分布の推計は信頼度が高く、さらに、調査の所得や所得単位の問題が同じであれば比較可能性が高まるということは自明である。世界銀行では、生活水準測定研究（Living Standard Measurement Study, LSMS）プロジェクトが概念の問題に深く係わりをもっている。このプロジェクトは、問題の核心と政策介入の影響を受ける生活水準の主要要素の時間的変化の記述を可能にするような基本的概念の体系化に専念している。比較可能な所得分布の最大の情報源は国連の家計調査改善計画（National Household Survey Capacity Program）であり、これには I

LOも積極的に関係している。

基礎的な家計調査データの質が向上するにつれて、国民経済計算や人口データとの調整の必要性は小さくなる。賃金及び俸給や政府移転は一般に家計調査によってよく捉えられているが、自営所得や資本所得はそうではない。最高所得階級の資本所得の推計は特に困難である。多くの国がすでにいわゆる社会会計行列（social accounting matrices, SAMs）の作成に着手している。SAMでは国民経済計算に伝統的に含まれている情報と所得階級や社会経済グループについての詳しい情報との結合が図られている。SAMの作成のためには、租税及び社会保障データ、家計調査、国民経済計算、各種センサスのようなあらゆる種類のデータが用いられる。

最も進んだ修正方法はいわゆる複合ファイルであり（第2節を参照）、これは各個別世帯ごとの修正済所得やその他のデータを含んでいる。統計的偏りのない所得分布推計を可能ならしめるものはこの種の情報のみである。しかし、第5節で示したように、十分に詳細なクロス分類が利用可能であれば、このような統計的偏りは一般に小さい。

（注）

- (1) 例えば D. McGranahan: *International comparability of statistics on income distribution* (Geneva, United Nations Research Institute for Social Development, 1979) を参照。
- (2) I. Adelman and C.F. Morris: *Economic growth and social equity in developing countries* (Stanford, California, Stanford University Press, 1973).
- (3) F. Paukert: "Income distribution at different levels of development: A survey of evidence", in *International Labour Review* (Geneva, ILO), Aug.-Sept. 1973, pp. 97-125.

- (4) S. Jain: *Size distribution of income: A compilation of data* (Washington, DC, World Bank, 1975).
- (5) M. Sawyer: *Income distribution in OECD countries*, Occasional Studies, OECD Economic Outlook (Paris, July 1976).
- (6) P. Visaria: *Poverty and living standards in Asia: An overview of the main results and lessons of selected household surveys*, Living Standard Measurement Study Working Paper No. 2 (Washington, DC, World Bank, 1980; mimeographed).
- (7) O. Altimir and J.V. Sourrouille: *Measuring level of living in Latin America: An overview of main problems*, Living Standard Measurement Study Working Paper No. 3 (Washington, DC, World Bank, 1980; mimeographed).
- (8) J. Lecaillon, F. Paukert, C. Morrison and D. Germidis: *Income distribution and economic development: An analytical survey* (Geneva, ILO, 1984).
- (9) United Nations Statistical Office: *An survey of national sources of income distribution statistics* (New York, 1981).
- (10) United Nations: *Provisional guide-lines in statistics of the distribution of income, consumption and accumulation of households*, Studies in Methods, Series M, No. 61 (New York, 1977). さらに ILO: *International recommendations on labour statistics* (Geneva, 1975) をも参照せよ。
- (11) H. Lydall: *Effects of alternative measurement techniques on the estimation of the equality of income* (Geneva, ILO, 1981; mimeographed World Employment Program research working paper; restricted), p. 11.
- (12) United Nations: *Draft principles and recommendations for population and housing censuses* (New York, 1978; document E/CN.3/515/Add. 2), paras. 73-74.
- (13) S. Danziger and M.K. Taussig: "Income unit and the anatomy of income distribution", in *Review of Income and Wealth* (New Haven, Connecticut), Dec. 1979, pp. 365-375.
- (14) A.K. Sen: *Three notes on the concepts of poverty* (Geneva, ILO, 1978; mimeographed World Employment Programme research working paper; restricted), p. 17.
- (15) この原則の適用については, W. van Ginneken: "Some methods of poverty analysis: An application to Iranian data 1975- 1976". in *World Development* (Oxford, Pergamon Press), Sept. 1980, pp. 639-646 を参照のこと。
- (16) Sen, op. cit.
- (17) 実際には家計内での配分の理論が必要であることが, Deatonと Muellbauerによって指摘されている。等価所得単位の推計においては, 家計利用可能所得は各々の世帯員が代表する等価相当値に比例して支出される, と仮定されている。多くの開発途上国では, 女子や子供はその等価所得単位以下のものしか受取っていないという事実を考えると, この仮定は現実的ではないかもしれない。A. Deaton and J. Muellbauer: *Economics and consumer behavior* (Cambridge, Cambridge University Press, 1980), p. 227をみよ。
- (18) O. Altimir: *Income distribution estimates from household surveys and population censuses in Latin America: An assessment of reliability* (Washington, DC, World Bank, Development Research Center, 1977; mimeographed).
- (19) *ibid.*, p. 95.
- (20) P.D. Ojha and V.V. Bhatt: "Pattern of income distribution in India: 1953-55 to 1963-65", in *Sankhya* (Calcutta), Vol. 36, Series C, 1974, pp. 163-166.
- (21) K.R. Ranadive: *Distribution of income trends since planning*, paper presented at the ISI seminar on income distribution (Calcutta, 1973).
- (22) I. de Navarrette: "La distribución del ingreso en México: tendencias y perspectivas", in *El perfil de México en 1980* (Mexico, DF, 3rd ed., 1971), Vol. 1, pp. 15-62.
- (23) W. van Ginneken: *Socio-economic groups and income distribution in Mexico* (London, Croom Helm, 1980). をも参照。
- (24) 例えば G. Pyatt and E. Thorbecke: *Planning techniques for a better future* (Geneva, ILO, 1976) をみよ。
- (25) このよい例は Deutsches Institute für Wirtschaftsforschung による所得分布の推計である。G. Göseke and K.D. Bedau: *Verteilung und Schichtung der Einkommen der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1950 bis 1975* (Distribution and Classification of private household incomes in the Federal Republic of Germany, 1950-1975) (Berlin, DIW, 1974) をみよ。
- (26) K. Kortmann: "Die Generierung einer geschlossenen Mikrodatabasis für die Bundesrepublik Deutschland" (The generation of a closed microdata file for the Federal Republic of Germany), in H.-J. Krupp and W. Glatzer eds.: *Umverteilung in Sozialstaat* (Redistribution in the welfare state) (Frankfurt, 1978),

- pp. 193-236. アメリカの複合ファイルについては, J.A. Pechman and B.A. Okner: *Who bears the tax burden?* (Washington, DC, the Brookings Institution, 1974), Appendix A.をみよ。このファイルは定期的に更新されており, 利用可能な最新のデータは1975年のものである。
- (27) O. Altimir: *Income distribution estimates...*,
op. cit.,
- (28) 例えば T. Goedhart, V. Halberstadt, A. Kapteyn and B. van Praag: "The poverty line: Concept and measurement", in *Journal of Human Resources* (Madison, Wisconsin, University of Wisconsin Press), Fall 1977, pp. 503-520, 及び J.L. Nicholson: "Appraisal of different methods of estimating equivalence scale and their results", in *Review of Income and Wealth* (New Haven, Connecticut), Mar. 1976, pp. 1-11 をみよ。
- (29) 例えば Y.S. Cramer: *Empirical econometrics* (Amsterdam, North-Holland Publishing Co., 1969) をみよ。
- (30) 食料シェアによる等価所得規模の最近のより精緻な推計方法は A. Deaton and J. Muellbauer, op. cit., pp. 205-212 に示されている。DeatonとMuellbauerは食料のシェアを支出総額の対数の関数とみなすことを提案する。これには, 全ての品目への支出の合計が支出総額となり, かつ, 等価所得規模が支出総額の関数となるという利点がある。この方法はスリランカのデータに適用された。A. Deaton: *Three essays on a Sri Lanka house-hold survey*, Living Standards Measurement Study Working Paper No. 11 (Washington, DC, World Bank; mimeographed) をみよ。
- (31) 全般的に個人についての行列に極めて類似しているので, ここでは世帯についての推移行列は示さない。
- (32) W. van Ginneken: *Comparable income distribution data for Mexico (1968), United Kingdom (1979) and the Federal Republic of Germany (1974)* (Geneva, ILO, 1981; mimeographed World Employment Programme research working paper; restricted), p. 48. また W. van Ginneken: "Generating internationally comparable income distribution data: Evidence from the Federal Republic of Germany (1974), Mexico (1968) and the United Kingdom (1974)", in *Review of Income and Wealth*, Dec. 1982, pp. 365-379 をも参照せよ。
- (33) メキシコについては, 個別世帯のデータによる推移行列をも計算した。これによって計算された"トレース"は表3に示したものと大きく違わない(差は2%ポイント以下である)。
- (34) G. Pyatt, C. Chen and J. Fei: "The distribution of income by factor components", in *Quarterly Journal of Economics* (New York, John Wiley), Nov., 1980, pp. 451-473.