

経済発展と所得分布

——東および東南アジアの事例——

いけもと ゆき お
池 本 幸 生

はじめに

I 経済発展と所得分布の不平等

II 絶対的貧困化

III ローレンツ曲線の「歪み」

おわりに

補 論

はじめに

経済発展と所得分布の不平等度の関係に関する研究は1940年から50年代にかけてのコーリー・クラーク (Colin Clark) やサイモン・クズネツ (Simon Kuznets) の研究に始まる(注1)。彼らは経済発展の初期の段階では所得分布は不平等化するが、やがては平等化に転じるという関係を見出した。この関係は「クズネツの逆U字仮説」と呼ばれている。「逆U字」とは縦軸に不平等度、横軸に経済発展度を示す指標をとったグラフ上に描かれる軌跡による。

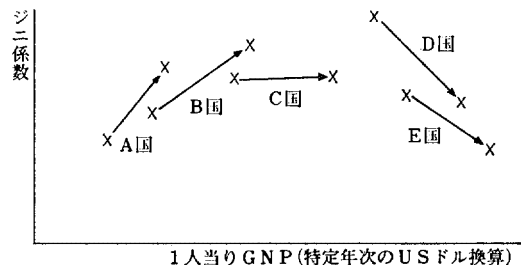
クズネツ仮説の検証は世界各国の所得分布データが揃うようになった1970年頃から始まる。ポーカート (F. Paukert), アールワリア (M. S. Ahluwalia)(注2)等はこれらの結果を用いて、クズネツ仮説を支持する結果を得ている。しかし、これらの研究は、溝口・寺崎が指摘するように国によって等質ではないデータを用いるという難点を持っている(注3)。「したがって、たとえ国家間に逆U字仮説が成立しているとしても、統計の性格差

から生じる乱れによって、不明確な結果しか得られないおそれは充分ある」(注4)。

この難点を克服するために溝口・寺崎が提案した方法は、各国の異時点間比較と国際比較とを組み合わせることである(注5)。第1図に示されたように、いくつかの国の異時点間の変化を組み合わせて逆U字のカーブを見出そうというわけである。本稿で試みたのはこのようなアプローチである。対象としたのは東および東南アジア諸国のうち、時系列的に比較可能なデータの揃った日本、韓国、台湾、マレーシアおよびタイの5カ国である。

本稿は所得分布と経済発展の関係を三つの観点から検討することを目的としている。ひとつはクズネツの逆U字仮説で知られる所得分布の不平等

第1図 国別の時系列変化による分析の仮説例



(出所) 溝口敏行・寺崎康博「経済発展と所得分配——東および東南アジア諸国の経験を中心として——」(荒憲治郎編『戦後経済政策論の争点』勁草書房 1980年) 394ページ。

等度と1人当りGNPの関係であり、もうひとつは絶対的貧困化の問題であり、三つ目は「中所得層」のシェアの変化に関するものである。

本稿の構成は次のとおりである。まず第I節の1ではサンプル数は小さくなるが国別にクズネッツ仮説の検証を行なう。被説明変数にジニ係数、説明変数に1人当りGNPとその二乗をとった回帰分析を行なったところ、一部の国については農業のGDPに占めるシェアを加えなければならなかったが、いずれの国も逆U字型となった。第I節の2では溝口・寺崎の方法で、これらの国々を合わせてクズネッツ仮説の検証を行なう。国際比較を行なう場合には通貨単位が異なるため、それを統一する必要があるが、ここでは公的な為替レートを用いた。そして国別の場合と同様の回帰分析を行なったところ、農業のGDPに占めるシェアを説明変数に加えた場合にのみ、クズネッツ仮説は支持された。第I節の3では、2と同様の分析を公的な為替レートではなく、購買力平価を用いて行なう。購買力平価は、クレイヴィス(I. B. Kravis)=ヘストン(A. Heston)=サマース(R. Summers)^(注6)の推計を用いたが、彼らは台湾については触れていないので、その分析から台湾を除外した。結果は第I節の2と同様であるが、回帰分析の点からは決定係数も高く、またt値の有意水準も上がっている。第II節は、クズネッツ仮説の検証に当たって論争が行なわれてきた絶対的貧困化について取り上げる。絶対的貧困化の検証についてはいろいろな方法が用いられてきたが、本稿では所得の低い方から10~20%層の実質所得の変化で調べることにした。その結果、東南アジアの国々については低所得層の実質所得が低下していることが明らかになった。最後に第III節は、経済発展とともに「中所得層」の所得シェアが上昇

するというクズネッツの指摘を取り上げる^(注7)。本稿ではカクワニ(N. C. Kakwani)にならって、ローレンツ曲線の「歪み」を計測することにより、これを行なう^(注8)。データの制約から対象は、1957年と70年のマレーシアと69年、75年、81年のタイに限られる。必ずしも、すべての場合について成立するわけではないが、ローレンツ曲線の「歪み」が「中所得層」の所得シェアを増大させる形で変化していることが示される。補論Iは本稿で用いたデータに関する説明であり、補論IIはローレンツ曲線の「歪み」の測定についてである。

(注1) Clark, C., *The Conditions of Economic Progress*, ロンドン, Macmillan, 1940年/Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, 第45巻第1号, 1955年3月。

その後の研究のサーベイとしては、溝口敏行・寺崎康博「経済発展と所得分配——東および東南アジア諸国の経験を中心として——」(荒憲治郎他編『戦後経済政策論の争点』勁草書房 1980年), およびその引用文献を参照されたい。

(注2) Paukert, F., "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence," *International Labour Review*, 第108巻第2, 3号, 1973年8, 9月/Ahluwalia, M. S., "Inequality, Poverty and Development," *Journal of Development Economics*, 第3巻第4号, 1976年12月。

(注3) 溝口・寺崎 前掲論文。

(注4) 同上論文 393ページ。

(注5) アールワリア等の研究では、ある国について2時点以上のデータが得られる場合にも特定の国にウェイトがかかりすぎないようにするために1時点のみを選択している。

(注6) Kravis, I. B.; A. Heston; R. Summers, *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Product*, ボルチモア, Johns Hopkins University Press, 1982年。

(注7) Kuznets, 前掲論文。

(注8) Kakwani, N. C., *Income Inequality and*

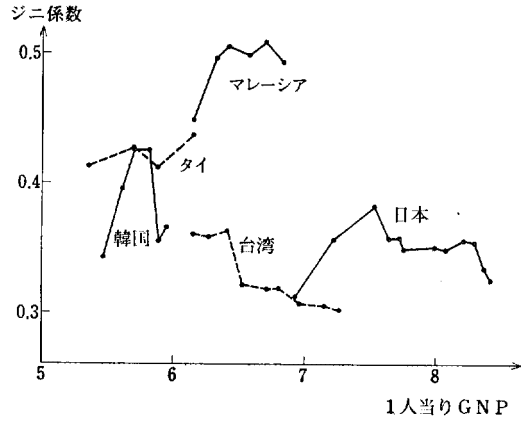
Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications, ニューヨーク, Oxford University Press, 1980年。

I 経済発展と所得分布の不平等

1. 国別分析

第1表は各国のジニ係数と1人当りGNPを示しており、第2図はそれを図に表わしたものである。ただし第2図では1人当りGNPをUSドルに変換し、さらに自然対数をとっている。第2図から、国によって最高のジニ係数を示す1人当りGNPの水準は異なるが、日本、韓国、マレーシアなどは逆U字型を示していることがわかる。また、マレーシアの場合には、不平等度が十分に低下しておらず、逆U字型の左半分のみが現われ

第2図 ジニ係数と1人当りGNP



(出所) 第1表と同じ。

(注) 横軸は1人当りGNPをUSドルに為替レートで変換して、自然対数をとっている。

た段階である。

サンプルは少ないが、国別に逆U字型の回帰分

第1表 ジニ係数と1人当りGNP

	日本		韓国		台湾		タイ		マレーシア	
	ジニ係数	1人当りGNP 1975年価格 (1,000円)	ジニ係数	1人当りGNP 1975年価格 (1,000ウォン)	ジニ係数	1人当りGNP 1975年価格 (1,000NTドル)	ジニ係数	1人当りGNP 1975年価格 (バーツ)	ジニ係数	1人当りGNP 1975年価格 (Mドル)
1956	0.313	306.5							0.449	1,130
1957										
1958										
1959	0.357	404.8								
1960										
1961										
1962	0.382	551.3					0.413	4,334		
1963	0.357	617.9								
1964	0.358	677.6			0.360	17.9				
1965	0.348	706.4	0.343	115.0	0.358	20.1				
1966										
1967	0.351	878.4	0.396	131.7					0.498	1,348
1968	0.349	953.0	0.425	145.1	0.362	23.0				
1969	0.357	1,096.4	0.425	163.4			0.426	6,133		
1970	0.355	1,184.6	0.355	173.5	0.321	26.1			0.505	1,477
1971	0.369	1,181.7	0.365	186.8						
1972	0.334	1,271.2			0.318	31.7				
1973	0.325	1,333.7							0.498	1,736
1974					0.319	34.4				
1975							0.412	7,214		
1976					0.307	40.2			0.509	1,955
1977										
1978					0.306	48.5				
1979									0.493	2,242
1980					0.303	54.3	0.437	9,530		

(出所) 補論Iの各文献から作成。

析を行なった。回帰式は次のとおりである。

$$Gini=c+\alpha PCY+\beta PCY^2$$

ここで PCY は 1 人当り GNP を示す。クズネット曲線が逆U字型になるのは α が正、 β が負の時である。なぜクズネット曲線を 2 次曲線とするかについては批判もあるが^(注1)、ここではアールワリアに従った^(注2)。実際には、アールワリアは 1 人当り GNP の対数をとっており、本稿でもそれを試みたが、よい結果は得られなかった。また、アールワリアは説明変数として、農業の GDP や雇用に占めるシェア、識字率、都市人口の比率、人口増加率などを加えており、本稿でも同様の変数を説明変数に加えて回帰分析を行なったところ、農業の GDP に占めるシェアのみが有効であった。

結果は第 2 表に示されている。 α 、 β の符号条件の合わなかったタイについては除外してある。日本、韓国およびマレーシアについては α 、 β の推計値が 5 ~ 10% の水準で有意である。ただし、 R^2 は日本の場合、0.264 と高くない。台湾については、GDP に占める農業のシェアを入れた場合にのみ α が正、 β が負となった。しかし、その場合でも α と β の t 値は高くない。農業シェアの係数

0.0159 は農業シェアが 1% 下がるごとにジニ係数も 0.0159 下がることを意味している。第 2 表中の「転換点」はジニ係数が最大となる 1 人当り GNP の水準を示しており、説明変数に農業シェアを含む場合はそれを一定にした時の値である。台湾の値が 2405.3 US\$ (対数をとると 7.79, NTドルでは 9 万 1401) と非常に高く、いまだ「転換点」を越えていない結果となっている。これは説明変数に農業シェアを加えたことにより「転換点」を右方向にシフトさせたためと考えられる^(注3)。

サンプル数が少ないという難点はあるものの、国別にはある程度、逆U字型が確認された。次には、これら全体から逆U字型が見出されるか検討する。

2. 為替レートによる国際比較

第 2 図からもわかるように為替レートで変換した場合には、第 1 図に示したような逆U字型とはなっていない。実際、各国のデータをプールして、前項と同様の回帰分析を行なっても、農業シェアを説明変数に加えられない限り有意な結果は得られなかった。さらに東アジア諸国(日本、台湾、韓国)を 1 とし、その他を 0 とするダミー変数を説明変数に加え回帰分析を行なった。第 3 表

第 2 表 各国のクズネット曲線

	説明変数				R^2 [F 値]	転換点 1975年価格 (USドル)
	c 定数	α 1人当り GNP	β (1人当り GNP) ²	GDP に占 める農業の シェア		
日本	0.2817*** (9.095)	0.0586** (2.428)	-0.0105** (-2.499)	—	0.2640 [3.153*]	2,790.5
韓国	-0.8313 (-1.854)	7.9925* (2.726)	-12.785* (-2.725)	—	0.5210 [3.719]	312.5
マレーシア	0.1264 (1.155)	1.0198** (3.164)	-0.6747* (-2.957)	—	0.7051 [6.977*]	755.7
台湾	-0.1629 (-0.506)	0.3175 (0.754)	-0.0660 (-0.384)	0.0159** (2.702)	0.8872 [29.854***]	2,405.3

(出所) 筆者作成。

(注) 回帰分析に用いたデータの単位は、1 人当り GNP は 1975 年価格の US ドルで表わされ、単位は 1,000 である。GDP に占める農業のシェアの単位は % である。

* 10% 水準で有意。 ** 5% 水準で有意。 *** 1% 水準で有意。 かつこ内は t 値。

第3表 為替レートによる国際比較

	説明変数					R ² [F値]	転換点 1975年価格 (USドル)
	定数 ^c	α 1人当りGNP	β (1人当り GNP) ²	GDPに占める農業の シェア	東アジア・ ダミー		
①式	0.0789 (1.160)	0.1173*** (2.828)	-0.0173** (-2.303)	0.0100*** (5.479)	—	0.5319 [16.152***]	3,390.2
②式	0.1890*** (2.892)	0.0945** (2.616)	-0.0136** (-2.082)	0.0078*** (4.681)	-0.0610*** (-3.761)	0.6546 [19.955***]	3,474.3

(出所) 筆者作成。

(注) 東アジア・ダミーは、日本、韓国、台湾を1、その他を0とする。
その他については第2表の(注)と同じ。

はその結果である。

東アジア・ダミーを加えない場合には α が1
倍、 β が5倍水準で有意であり、加えた場合には
 α 、 β ともに5倍水準で有意となる。農業シェア
については、いずれも1倍水準で有意であるが、
東アジア・ダミーを加えた時には推計値は0.0100
から0.0078へと低下する。東アジア・ダミーは
-0.0610であり、他の条件が等しければ、東ア
ジア諸国は東南アジア諸国に比べてジニ係数が約
0.06低いことを示している(注4)。

「転換点」については約3400USドルとなり、こ
れは国別で見た日本の「転換点」より高いことにな
る。この理由としては、本節(注3)で述べた
ように農業シェアを説明変数に含んでいることが
挙げられる。

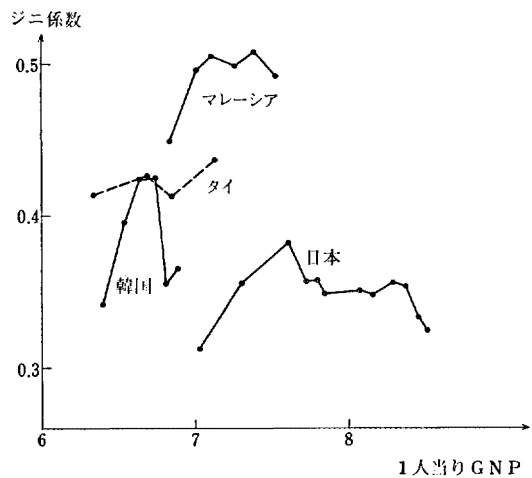
本項の分析では為替レートを用いた場合にも逆
U字型を見出すことができた。しかし、国際比較
に為替レートを用いることに対しては批判的な意
見も少なくない。たとえばアールワリアは「為替
レートは必ずしも購買力平価を反映しないため
に、GNPをUSドルに変換する際に為替レート
を用いることは明らかに誤差を持ち込むことにな
る」としている(注5)。そこで次に同様の分析を購
買力平価を用いて行なうことにする。

3. 購買力平価による国際比較

購買力平価はクレイヴィス等の推計を用い
た(注6)。購買力平価で表わされる単位を以下では
アールワリア等になってICPドルと呼ぶことに
する(注7)。クレイヴィス等の研究では台湾が報告
されていないため、ここでは除外した。

第3図は第2図をICPドルを使って書き直した
ものである。これらの図を比べると明らかなよう
に、ICPドルで表わした場合、各国の曲線は全体
として1人当りGNPの狭い範囲に集まってくる
ことがわかる。これは先進国に比べて途上国の方

第3図 ジニ係数と1人当りGNP



(出所) 第1表と同じ。

(注) 横軸は1人当りGNPをICPドルに変換して
自然対数をとっている。

第4表 購買力平価による国際比較

	説明変数					R ² [F値]	転換点 1975年価格 (ICPドル)	
	定 ^c 数	α 1人当り GNP	β (1人当り GNP) ²	GDPに占 める農業の シェア	東アジア ・ダミー			
1人当り GNP を対 数変換	①式	-0.0379 (-0.361)	0.1847*** (3.777)	-0.0260*** (-3.674)	0.0102*** (4.466)	—	0.5275 [11.418***]	3,551.9
	②式	0.2584** (2.517)	0.0892** (2.102)	-0.0134** (-2.220)	0.0042* (1.902)	-0.0765*** (-4.501)	0.7331 [20.227***]	3,328.4
	③式	0.0998* (1.969)	0.2107*** (6.123)	-0.0704*** (-4.349)	0.0115*** (6.414)	—	0.7061 [23.428***]	4,465.8
	④式	0.2661*** (3.935)	0.1288*** (3.306)	-0.0478*** (-3.085)	0.0065*** (2.980)	-0.0558*** (-3.202)	0.7855 [26.639***]	3,846.9

(出所) 筆者作成。

(注) 第2, 3表の(注)を参照。

が、為替レートを用いると GNP を過小評価するという傾向があるためである(注8)。

回帰分析の結果は第4表に示されている。第3表と比べると①式のβの有意水準が上昇しているのを除くとα, βの有意水準に変化はない(注9)。また転換点や、農業シェアの係数などについても大きな差はない。為替レートの場合と購買力平価の場合との大きな違いは、後者の場合には1人当り GNP を対数変換した式でも有意な結果が得られたことである。しかも、対数変換したものではダミー変数を除いて、すべてのt値の絶対値が上昇しており、また、決定係数も上昇している。

前項の結果でも本項の結果でも、所得分布の不平等度は1人当り GNP の上昇につれて逆U字型に変化するものの、それは農業の GNP に占めるシェアによって影響されることが示された。本節の結果では農業のシェアが1%下がると、ジニ係数が0.0042~0.0115下がることを示している。もし、農業のシェアの低下が所得分布の不平等度を下げると因果関係があるならば(注10)、不平等化は経済発展のある水準までは避けられないものではなく、農業のシェアを低下させることによって「現実の転換点」を早めることが可能と

なる(注11)。

(注1) たとえば, Anand, S.; S. Kanbur, "Inequality and Development: A Reconsideration," H. P. Nissen 編, *Towards Income Distribution Policies: From Income Distribution Research to Income Distribution Policy in LDC's*, ティルバーク, European Association of Development Research and Training Institutes, 1984年を参照されたい。

(注2) Ahluwalia, 前掲論文。

(注3) いま, 農業シェア(A)と1人当り GNP (Y) の関係が次のように近似されるとする。

$$A = -aY + b, \quad a, b > 0 \quad (1)$$

クズネッツ曲線に農業シェアを含める場合には,

$$Gini = -\alpha Y^2 + \beta Y + A + c, \quad \alpha, \beta > 0 \quad (2)$$

となり, (1)式を代入して

$$\begin{aligned} Gini &= -\alpha Y^2 + \beta Y - aY + b + c \\ &= -\alpha Y^2 + (\beta - a)Y + b + c \end{aligned} \quad (3)$$

となる。(3)式は農業シェアを直接含まない場合のクズネッツ曲線である。(2), (3)式よりそれぞれの転換点は次のようになる。

$$Y_1 = \beta / 2\alpha \quad (4)$$

$$Y_2 = (\beta - a) / 2\alpha \quad (5)$$

Y₁は(2)式, Y₂は(3)式に対応している。これから

$$Y_1 > Y_2$$

となることがわかる。

(注4) この点はオーシマ(H. T. Oshima)の指摘と一致する。Oshima, H. T., "Income Inequality and Economic Growth: The Postwar Experience

of Asian Countries," *Malayan Economic Review*, 第15巻第2号, 1970年10月を参照されたい。

(注5) Ahluwalia, 前掲論文, 313ページ, 注8。アールワリアはこの論文では購買力平価を用いていないが, 後の論文ではそれを用いている。Ahluwalia, M.S.; N.G. Carter; H.B. Chenery, "Growth and Poverty in Developing Countries," *Journal of Development Economics*, 第6巻第3号, 1979年9月。

(注6) Kravis 他, 前掲書。

(注7) Ahluwalia 他, 前掲論文。ICPとはクレイヴィス等のプロジェクト名である "International Comparison Project" による。

(注8) 為替レートで評価された GNP の ICPドルで表わされた GNP に対する比率は, 日本: 0.91, マレーシア: 0.51, 韓国: 0.39, タイ: 0.37となっている。

(注9) ここでは台湾が除かれているが, 為替レートのケースで台湾を除いても, 変わりはない。

(注10) 所得分布の不平等度の変化を説明する要因としては, いくつか溝口・寺崎 前掲論文に挙げられている。

(注11) ここで言う「現実の転換点」とは, 本節(注3)の(5)式の \bar{Y}_2 を指している。

II 絶対的貧困化

エーデルマン(I. Adelman) = モリス (C. T. Morris) は, 発展途上国では相対的不平等のみならず, 低所得層の絶対的貧困化も生じているとした(注1)。これに対し, アールワリアはクズネツツ仮説の検証に用いた各国1時点のデータの国際比較によって絶対的貧困化は起こっていないとした。本節では韓国, マレーシア, タイの時系列データを用いてそれを検討する。

第5表は下から5番目までの十分位の実質世帯所得(1975年価格, ICPドル)を示したものである。まず, 韓国で実質所得が低下しているのは, 1969年と71年の第1十分位, 69年の第3十分位, 68年と70年の第4十分位および70年の第5十分位であ

第5表 低所得層の実質所得

(単位: ICPドル, 1975年価格)

		十分位				
		第1	第2	第3	第4	第5
韓国	1965	649.6	701.3	1,189.9	1,283.4	1,396.6
	1967	783.2	1,081.4	1,283.2	1,804.4	1,979.1
	1968	861.3	1,197.0	1,637.8	1,787.0	1,599.9
	1969	802.0	1,449.6	1,611.5	2,085.9	2,364.5
	1970	908.0	1,452.9	1,726.9	1,956.3	2,284.4
	1971	901.3	1,522.8	1,933.4	2,278.7	2,620.3
マレーシア	1957	504.3	1,190.5	1,486.5	1,782.6	2,174.3
	1967	366.1	896.2	1,217.9	1,553.3	1,848.7
	1970	355.2	894.3	1,262.1	1,659.4	2,030.0
	1973	409.9	1,029.5	1,454.1	1,910.8	2,441.5
	1976	419.5	1,070.8	1,545.8	2,067.4	2,684.1
	1979	536.9	1,357.6	1,933.3	2,558.9	3,290.0
タイ	1962	675.9	728.6	747.9	761.9	826.9
	1969	423.5	988.1	1,259.3	1,523.9	1,807.9
	1975	426.6	1,011.8	1,320.2	1,628.2	1,964.6
	1981	394.8	949.4	1,263.0	1,581.9	1,935.6

(出所) 補論Iの各文献から作成。

(注) 第*i*十分位 ($i=1, 2, \dots, 5$) は, 世帯所得の低い方から $10(i-1)\%$ から $10i\%$ までの世帯をさす。

る。このうち最も下落率が大きいのは1969年の第1十分位と70年の第4十分位であり, 約7%低下している。

マレーシアは1957年から67年にかけて五つの十分位すべてで低下している。その低下率の最も高いのは第1十分位の27.4%であり, 最も低いところでも13%に達している。1957年の水準に戻るのは73年頃からであるが, それでも第1十分位ははまだ19%程度低い。第1十分位が1957年の水準を回復するのは79年になってからである。

タイについては1962年から81年にかけて第1十分位の所得が低下傾向にあり, 81年には62年の約6割にまでなっている。それ以外の階層で所得が低下するのは1975年から81年にかけてで, この時期にはどの階層も実質所得の低下を経験したことになる。

韓国については実質所得の低下した階層も少なく, またその低下率も低いため, 絶対的貧困化が

起こっていたとは言い難い。しかし、マレーシア、タイについては、その低下率も大きく、またその期間も長いことから、絶対的貧困化が起きていると結論してよいだろう。

(注1) Adelman, I; C. T. Morris, *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*, スタンフォード, Stanford University Press, 1973年。

III ローレンツ曲線の「歪み」

経済発展と所得分布の関係で、不平等度の他に問題となるのはローレンツ曲線の「歪み」である。この概念はカクワニによってクズネッツの「中所得層」に関する指摘を検証するために導入された(注1)。クズネッツの指摘とは、発展途上国では高所得層への所得の集中率が先進国よりも高く、また低所得層の所得シェアも発展途上国の方が高い、というものである。このことは逆に言えば、発展途上国では「中所得層」の所得シェアが低く、発展とともにそれが増加するということである。

この変化をカクワニはローレンツ曲線の「歪み」によって計測できることを示した。この「歪み」はローレンツ曲線のある関数で表わした時の係数の比によって示され、本稿ではこの比のことを「歪み」指数と呼ぶ(注2)。この指数が大きければ大きいほど「中所得層」の所得シェアが小さいことを示す。つまり、もしクズネッツの指摘が正しければ、経済発展が進むにつれて、「歪み」指数は小さくなる。

ローレンツ曲線の「歪み」を計測するためには、所得階層分類の細かいデータが必要であり、データの制約から本節の対象をタイとマレーシアに限定した。タイについては地方別のデータを、マレーシアについては人種別のデータも用いた。第6表にその結果が示されている。

まず、マレーシアについて見る。クズネッツの指摘どおりに「歪み」指数が1957年から70年にかけて小さくなっているのは、全地域の全人種、都市部のマレー人、農村部の各人種である。人種別、地域別に分解した場合、「中所得層」の所得シ

第6表 ローレンツ曲線の「歪み」指数

マレーシア									
人種	全地域*			都市部			農村部		
	1957	1970		1957	1970		1957	1970	
全人種	1.095	1.014		0.965	1.032		0.977	0.978	
マレー人	0.936	0.996		0.945	0.880		0.997	0.945	
華人	1.005	1.035		0.988	1.032		1.027	0.960	
インド人	0.929	1.053		0.963	1.009		0.981	0.842	
タイ									
地方	1969	1975	1981	1969	1975	1981	1969	1975	1981
全バ	1.114	1.047	1.065	1.123	1.084	1.042	1.090	1.035	1.068
ン	1.127	1.069	1.031	1.133	1.085	1.039	1.134	1.041	1.002
中央	1.106	1.053	1.020	1.125	1.074	0.975	1.101	1.046	1.042
北	1.139	1.026	1.052	1.255	1.180	1.053	1.097	1.022	1.048
北東	1.069	1.070	1.107	1.183	1.072	1.087	1.043	1.063	1.103
南	1.116	1.063	1.114	1.121	1.080	1.149	1.061	1.057	1.104

(出所) 筆者作成。

(注) * 都市部+農村部。

アが増える方向にローレンツ曲線が変化している例は多くない。次に人種別に見ると、平均所得がマレー人よりずっと高い華人の方が「中所得層」の所得シェアの低い分布になっている。また、都市部と農村部を比較すると、1970年の全人種、華人、インド人の場合には農村部の方が「中所得層」のシェアが高い形になっている。

一方、タイの場合には1969年から81年にかけて「中所得層」のシェアが上昇しているケースが多い。そうでないのは東北部の全地域と農村部、南部の都市部と農村部の四つの例にすぎない。地方別に見ると1981年には所得水準の高いバンコクや中央部の値は小さくなっているが、その他の年には所得水準と指数の間にクズネッツの指摘する関係はない。また、都市部と農村部の間にもそのような関係は認められない。

以上のことから、全国で見た場合にはクズネッツの指摘するような経済発展と「中所得層」の関係は認められるものの、人種間、地方間および地域間ではそのような関係は見出せない。

(注1) Kakwani, 前掲書, および Kakwani, N. C.; N. Podder, "Efficient Estimation of the Lorenz Curve and Associated Inequality Measures from Grouped Observations," *Econometrica*, 第44巻第1号, 1976年1月。

(注2) この指数については補論Ⅱを参照されたい。

おわりに

クズネッツ仮説の検証は、これまで国際比較を中心に行われてきた。しかし、この方法では国によってデータの質が異なるためにデータの性格差から生じる乱れを含むことになる。本稿ではそのような難点を克服するために、溝口・寺崎の提

案を採用し、国別の時系列データをプールするという方法をとった。まず、各国別にはクズネッツ仮説の成立するケースが多いことが示された。そして、それらをプールした場合、農業のGDPに占めるシェアを説明変数として加えた場合のみ、クズネッツ仮説が成立するのを見た。これは為替レートの場合でも、購買力平価の場合でも変わらない。農業のシェアが説明変数のひとつであることの意味は重要である。というのは、農業のシェアの変化によってクズネッツ曲線の形も影響を受けるわけであり、また「現実の転換点」も早まる可能性があるからである。

本稿ではさらに絶対的貧困化が生じているのを見た。これはエーデルマン＝モリスによって指摘され、アールワリアによって否定されたものであるが、個々の国(本稿の場合にはタイとマレーシア)ではエーデルマン＝モリスと同様の結論となった。

最後に「中所得層」の所得シェアが経済発展とともに増大するというクズネッツの指摘をカクワニの方法によって分析した。対象国はタイとマレーシアの2国であったが、1国全体で見た場合にはそのような傾向が見出せた。しかし、地方別、地域別、人種別の段階では必ずしもそのような傾向が見出せるわけではない。

所得分布の不平等度と経済発展の関係の実証分析には常にデータ上の制約という問題が付きまとう。そのため本稿では農業シェアの影響を除いた時に逆U字型を見出すに留まっている。なぜ逆U字型となるかについては今後の課題としたい。

補論Ⅰ データの出所

1. ジニ係数および十分位データ

日本、台湾は、Mizoguchi, T., "Economic Deve-

lopment Policy and Income Distribution: The Experience in East and Southeast Asia," *Developing Economies*, 第23巻第4号, 1985年12月。

韓国は, Mizoguchi, T; D.H. Kim; Y.I. Chung, "Overtime Changes of the Size Distribution of Household Income in Korea, 1963-71," *Developing Economies*, 第14巻第3号, 1976年9月。

マレーシアは, 池本幸生「マレーシアの所得分布に関する一考察——データの吟味と不平等化についての分析——」(『アジア経済』第26巻第11号 1985年11月)。

タイは, 池本幸生 キティ・リムスкул「タイにおける所得分布と地方間・地域間格差——1975/76年と81年——」(『アジア経済』第28巻第4号 1987年4月)。

2. ローレンツ曲線の「歪み」の測定

マレーシアについては, Department of Statistics, *Household Budget Survey of the Federation of Malaya 1957/58*, クアラルンプール, および, Anand, S., *Inequality and Poverty in Malaysia: Measurement and Decomposition*, ニューヨーク, Oxford University Press, 1983年に示されたデータを用いて筆者推計。

タイについては, 1975/76年と1981年の Socio-economic Survey のデータ・テープを用いた。

3. 1人当たり GNP および農業のシェア

日本については, 総理府統計局編『日本統計年鑑』1965年, 68年, 72年, 76年版, および経済企画庁編『国民経済計算年報』1967年, 82年版, を用いた。農業のシェアは GDP ではなく NDP に占めるシェアを用いた。

台湾については, Council for Economic Planning and Development, *Taiwan Statistical Data Book, 1979*, 台北, を用いた。農業のシェアは日本同様, NDP に占めるシェアである。

韓国については, National Bureau of Statistics, Economic Planning Board, *Korea Statistical Yearbook*, ソウル, 1969年, 77年版, を用いた。農業のシェアは GNP に占める値である。

マレーシアについては, Department of Statistics, *Statistical Handbook of Peninsular Malaysia*, クアラルンプール, 1973年, 79年版/Asian Development Bank, *Key Indicators of Developing Member Countries of ADB*, マニラ, 1974年, 76年, 83年版, および Gill, M. S., "Determinants of Economic Growth in Peninsular Malaysia," 博士論文, George Washington University, 1982年。

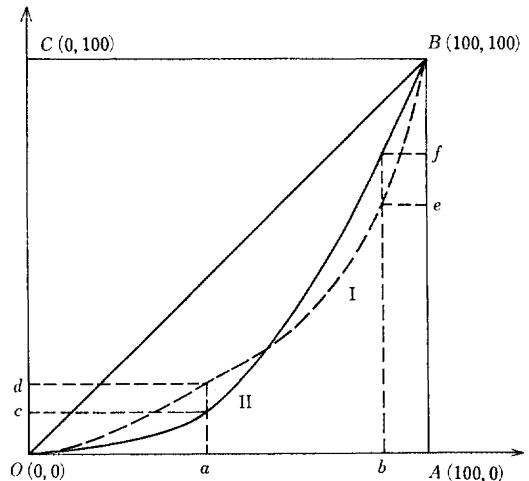
タイについては, National Statistical Office, *Statistical Yearbook*, バンコク, 1963年, 70-71年, 81-84年版, および ADB, *Key Indicators of Developing Member Countries of ADB*, マニラ, 1972年, 83年版を用いた。マレーシアとタイの場合, 農業のシェアは GDP に占めるシェアである。農業のシェアは国によって異なる概念を用いたが, 雇用のシェアと区別するため本稿では「GDP に占めるシェア」と呼ぶことにした。

補論II ローレンツ曲線の「歪み」の測定^(注1)

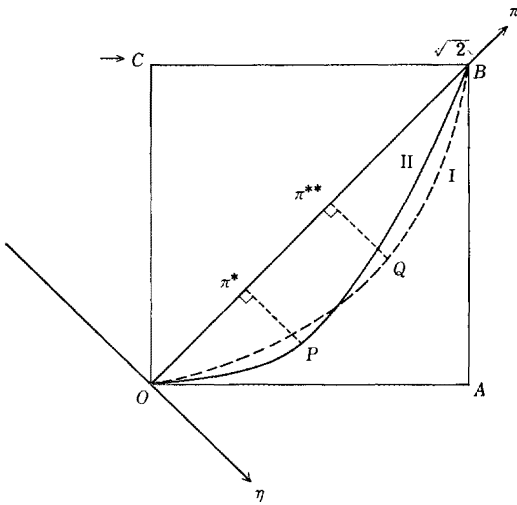
高所得層と低所得層の所得シェアの高い「発展途上国」型のローレンツ曲線と, 「中所得層」の所得シェアの高い「先進国」型のローレンツ曲線は, それぞれ第4図の I, II のように描くことができる。この図は所得の低い方から a 位の世帯の所得シェアが「途上国」では d 位と「先進国」の c 位を上まわっていることを示している。また, 所得の高い方から $(100-b)$ 位の世帯でも「途上国」では $(100-e)$ 位と「先進国」の $(100-f)$ 位を上まわっていることを示している。ローレンツ曲線 I は「O点に向かって歪んでいる」と呼ばれるのに対し, 曲線 II は「B点に向かって歪んでいる」と呼ばれる。これらの歪みはローレンツ曲線が対角線 OB から最も離れる位置によって表わすことができる。すなわち, 第5図の π^* や π^{**} によってである。これらがO点寄りにあれば「途上国」型, B点寄りにあれば「先進国」型ということになる。

この π^* や π^{**} は次のようにして求められる。まず, 第5図のように対角線 OB を π 軸とし, それとは垂直に

第4図



第5図



η 軸をとる。そしてローレンツ曲線を次式によって推計する。

$$\eta = A\pi^\alpha(\sqrt{2} - \pi)^\beta, \quad A, \alpha, \beta > 0 \quad (\text{II-1})$$

この関数型は点Oと点Bを通ることを保証している。 π^*

や π^{**} は η を最大にする点であるから、(II-1) 式を微分することにより

$$\pi^*, \pi^{**} = \frac{\sqrt{2}\alpha}{\alpha + \beta} = \frac{\sqrt{2}(\alpha/\beta)}{(\alpha/\beta) + 1} \quad (\text{II-2})$$

となることがわかる。 (α/β) が1の時には(II-2)の右辺の値は $1/\sqrt{2}$ となり、対角線OBの中点となる。すなわち、「歪み」のない対称なケースである。 (α/β) が1より大きい時には(II-2)の右辺の値は $1/\sqrt{2}$ より大きくなり、「途上国」型になる。逆に (α/β) が1より小さい場合は「先進国」型になる。この比率 (α/β) が本稿で言う「歪み」の指数である。

(注1) より詳しくは Kakwani, 前掲書を参照されたい。

【付記】 本稿は、1985年度「アジア諸国における機能的所得分配」研究会および特別海外共同研究「所得分配と経済成長——タイとマレーシアの比較——」の成果の一部である。

(アジア経済研究所海外派遣員、在バンコク)

訂正

本誌前号(第28巻第4号)所収の「タイにおける所得分布と地方間・地域間格差」の筆者名を次のように訂正します。

池本幸生 → 池本幸生
 キティ・リムサダン → キティ・リムスクル