

Title	成長と分配の相互依存関係
Sub Title	The Interdependency between Economic Growth and Relative Share
Author	鈴木, 諒一 (Suzuki, Ryoichi)
Publisher	
Publication year	1970
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.13, No.4 (1970. 10) ,p.1- 28
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19701030-04050185

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

成長と分配の相互依存関係

鈴木 諒 一

1

第2次世界大戦の終了後勃興した最もユニークな経済理論は経済成長理論であるといえるであろう。戦前の動態理論がサイクルの分析に専念し、不況からの脱出を主要課題とし、従って公共投資の資金循環に及ぼす効果を論じていたのに対し、成長理論はトレンドの分析に主眼を置き、長期沈滞の回避を課題としている。その発端はケインズ流の有効需要の原理であるが、資本蓄積にもとづく生産力効果を問題としている点において単なるケインズ派理論の継承ではなかった。特に貯蓄が成長率を左右するという点においては、むしろケインズとは逆の方向に向う可能性さえある。当初、ハロッドとドーマーが成長理論を唱えたとき、有効需要の原理はその展開のための第1の軸であったが、新古典派的解釈が加えられるに及んで有効需要の原理の比重は低下した。ハロッド、ドーマーにおいては、資本係数一定という仮定をおくが故に所得の成長率と資本の成長率は等しくなる。新古典派的解釈によれば、これは資本と労働の間に代替関係を認めないことになる（この批判あるが故に現実成長率と「企業の満足する成長率」との discrepancy も起ってくるのであるが。）。R. Solow, *Capital Theory and Rate of Return* において生産函数の導入が行われ、労働と資本の代替関係が認められて、ハロッド=ハムバーグ流の不安定成長論から安定成長への移行が試みられた。しかしダグラス函数を使用する限り、分配率は不変であるから、分配又は所得分布の変化から起る消費性向の変化を積極的にとり入れよ

うとする試みは出てこない。Pitchford, Growth and Elasticity of factor Substitution においては CES 生産函数を媒介として安定均衡存在の可能性が論ぜられた。しかし、そこでも分配の変化にもとづく消費性向の変化の影響についての積極的分析は行われなかった。生産函数を成長理論と結合すること自体が一つの進歩であることは間違いないが、新古典派的解釈は本来、移動均衡の系列として解釈さるべき成長理論を、均衡理論の内部で解釈しようとする余り、有効需要の原理の妥当性を見失ってしまった感がある。成長理論の軸となるべき貯蓄率の変化についてすら積極的分析が欠けている。この考え方は Duesenberry の Business Cycle and Economic Growth にはあったのであるが、Solow, Swan, Pitchford 等にはない。CES 生産函数はダグラス函数と違って分配率の変化について積極的説明を下し得る点が長所である。Klein 流に消費を以て勤労所得 W と非労所得 π の一次函数とおけば、その係数は異ったものとなるから、 W と π の比率が変化すれば、国民所得水準が同じでも、消費(従って貯蓄)は変化するであろう。インフレ・ギャップを生じない成長を前提とすれば、投資は貯蓄によってのみ賄われなければならないから、貯蓄性向の変化(マクロ的にみた分配率の変化から生れた)は投資活動をそれだけ変化させるし、資本と労働の代替関係によって労働需要をも変化させるであろう。このことは又、次期の成長率そのものを変化させるであろう。このように循環してきて、始めて Complete System といえる。

貯蓄が変化することを認めると、第2段の問題として貯蓄には種々の形態があり、この形態別の貯蓄は W 及び π の変化によって影響の受け方が異なることとなるであろう。分配の変化は全体としての貯蓄率を変化させるばかりでなく、形態別の貯蓄構成をも変化させる。ところが、銀行預金、生命保険、有価証券等の資金源のそれぞれの産業別投資割合は相異なるものがあるから、貯蓄の構成が変化すれば投資の面から産業構造も変化してくる。各種産業はそれぞれ異った資本係数を持っているから投資構造が変化すれば、産出物の構成比率も変化する。これが又、消費財と生産財の割合に影響を及ぼし第2の循環が成立する。本稿においては、これらの問題を日本経済のデータを使用しつつ、で

きるだけ現実に即して展開していきたい。

2

初めに理論構成から出発する。記号を第1表のように定める。CES 生産函数が成立しているものとして (1)式を導く。 $b < 1$ の場合が多いであろう、(1)式

第 1 表

Y	国民所得 (名目)	W	勤労所得総額 (=wL)	w	賃金率
L	雇人員	\bar{L}	労働力人口	π	非勤労所得 (=rK)
r	資本の価格	K	資本蓄積額	I	投資 (=K)
S	貯蓄				

$$\log \frac{Y}{L} = \log a + b \log w \quad (1)$$

$$W/Y = Aw^{1-b} \quad (2)$$

$$\frac{Y_{t+1}}{Y_t} = \frac{L_{t+1}}{L_t} = g+1 \quad (3)$$

$$\frac{w_{t+1}}{w} = w(L_{t+1} - \bar{L}_{t+1}) \quad (4)$$

$$\frac{w_{t+1}\bar{L}_{t+1}}{Y_{t+1}} = Aw_{t+1}^{1-b} \quad (5)$$

$$S = s_1W + s_2\pi + s_0 \quad (6)$$

$$s = \frac{S}{Y} \quad (7)$$

$$g_t = s \frac{Y}{rK} \cdot \frac{r}{(1 - w^{1-b}A)} \quad (8)$$

消費財部門 I

$$L_1w + rK_1 = C = \alpha_0 + \alpha_1W + \alpha_2\pi \quad (9)$$

生産財部門 II

$$L_2w + rK_2 = I = S = s_0 + s_1W + s_2\pi \quad (10)$$

$\frac{K_1}{L_1} < \frac{K_2}{L_2}$ と仮定すれば $\frac{W}{\pi} \rightarrow$ 増加により

$\frac{C}{S}$ は増加 \rightarrow $\frac{L}{K}$ は増加

$L_1 + L_2 = \bar{L}$ なる故 w は上昇

$\frac{L_1w}{C} = \varepsilon_1$ 、 $\frac{L_2w}{I} = \varepsilon_2$ とすれば $\varepsilon_1 > \varepsilon_2$

消費財部門への流入資金 $S_1 = s'Y$

消費財部門の成長率

$$g_1 = \frac{C}{rK_1} s_1 \frac{r}{(1 - Aw^{1-b})} \quad (11)$$

生産財部門への流入資金 $S_2 = s''Y$

生産財部門の成長率

$$g_2 = \frac{I}{rK_2} s_2 \frac{r}{(1-Aw^{1-b})} \quad (12)$$

$\frac{C}{rK_1} > \frac{I}{rK_2}$ である。又 $s_1 + s_2 = s$ より (12) は (12)' となる。

$$g_2 = \frac{I}{rK_2} (s - s_1) \frac{r}{(1-Aw^{b-1})} \quad (12)'$$

迂回生産長期化のためには

$$s_2 > s_1 \frac{C}{K_1} \frac{K_2}{I} \quad (15) \text{なる必要あり}$$

$$K_1 + K_2 = I = S_1 + S_2 = S$$

$S_1 = \theta S$ とおけば (12)' は次の如くなる

$$\frac{K_1}{C} = \beta_1, \quad \frac{K_2}{I} = \beta_2 \quad \text{とおけば}$$

$g_2 > g_1$ にして迂回生産長期化の条件は

$$\theta < \beta_1 / (\beta_1 + \beta_2) \quad (13)$$

を変形して分配率の方程式にすれば、(2)式を得る。出発点において国民所得の成長率と雇用の成長率が等しいと仮定し(3)式を導く。(t+1)期における労働の需給が賃金率の変動を呼ぶとして(4)式を得る。失業者がいる場合は(4)式の右辺は顕在失業の数字となるが、労働力不足の場合には L_{t+1} は(3)式から導かれた理論値が示されるだけで現実の値とはならない。なお、資本については蓄積が行われれば天井は無いと考える。

(t+1)期の労働の分配率は(5)式によって示される。他方において前節で述べたように Klein 流の消費函数をおけば貯蓄函数は(6)で示される。bの値が1以下の場合、労働力不足によって(4)式の示すところにしたがって賃金が上昇すれば W/π は増加するであろう。(6)において $s_1 < s_2$ と考えるべき十分な理由があるから、Wの騰貴は貯蓄を通じて投資を相対的に減少させる。なお、経済成長に附随する Demonstration Effect であるが、この効果は(6)式の中に implicit に含まれていると見てよいであろう。というのは W と π の share が変化することは所得格差の変化をも意味するから、それによってCが増加する効果をも表わすことができるであろう。かくして t 期の成長率 g_t は(8)式によって表わされる。即ち、(1)非賃金所得の share が低いほど、(2)利子率が高いほど、

(3)賃金水準が高いほど、経済成長率は高くなる。或いは(2)と(1)を一まとめにして資本係数が低いほど g が上昇するといってもよい。

第2に以上の分析を消費財部門Ⅰと生産財部門Ⅱとに分解してみる。(9)、(10)がそれであるが、労働と資本の間の代用の弾力性が1以下であるならば、 C の増加はⅠの増加よりも大きく、 $L_1w > L_2w$ と考えれば(少なくとも増加率に関しては) W を更に高め、消費財の share を更に高めることになるであろう。

これを避けるには(13)式が条件として導かれ、政策要請となるであろう。

3

計量の問題に移ろう。成長理論にとって代用の弾力性 b の値は極めて重要な概念である。(1)式によってマクロの生産函数を求めるには次の方法が考えられる。先ず Y であるが、これは経済企画庁の「国民所得統計年報」昭和44年版記載の数字を引用する。分母となるべき L は労働力調査の中の就業人員をとり、かくして Y/L を求める。他方において w には労働省の賃金指数(全産業、年次別指数、現金給与総額)をとる。この際、労働省の賃金指数は労働力調査の対象とカヴァレッジが一致しないが止むを得ない。これが第2表記載の数字であるが、この方法によると b は1.233と1を越える。しかし、 b が1を越えているならば賃金率の上昇にしたがって労働の分配率は反って下るわけであるが、雇用の総所得を国民所得で割った比率はジグザグにはあるが、この10年間に増大の傾向を示しているので、 b が1を越えるという結果は必ずしも肯定できない。そこで(5)式によって分配率から b を求めると第2表の後半に示すように $b=0.857$ となり、一応採用できる。ただし A については w に指数を用いた結果、桁の調整を行った。

次に消費性向の計算のデータは第3表に掲げる如くである。ところがこれから、 $C = \alpha_0 + \alpha_1 W + \alpha_2 \pi$ を求めると(数字は前記経済企画庁「国民所得統計年報」昭和44年版)、 α_1 が1を越えるという結果を生む。これはマルチ・コレリアニティの故と、後半において C の伸びが急激の故である。又 $S = s_0 + s_1 W + s_2 \pi$ を求めると s_1 が負になる。いずれにしても、この結果を使用することは適当

でない。

しかし、消費函数（又は貯蓄函数）が計測できないということは、われわれのモデル作成の上に甚だ不都合である。そこでしばしば試みられているように、cross-section 分析と time-series 分析の結合によってマルティコの問題を回避しようとする。貯蓄函数の計測にあたって cross-section data として使用できるものは総理府統計局の「貯蓄動向調査」である。そこで実験期間のほぼ中

第 2 表

年 度	Y	L	w	Y/L	$\log \frac{Y}{L}$
昭和 33	9423	43050	52.7	21888	4.34025
34	10750	43350	56.6	24790	4.39428
35	13009	44360	61.1	29326	4.46731
36	15414	44980	68.0	34296	4.53491
37	17215	45560	75.0	37785	4.57852
38	19981	45950	83.0	43484	4.63829
39	22580	46550	91.3	48507	4.68583
40	25014	47300	100.0	52684	4.72165
41	29249	48270	110.8	60594	4.78240
42	34593	49200	124.2	70312	4.84702
	(十億円)	(就業者 千人)	(指数)	(十円)	計 459.9046 平均 4.59905
年 度	$\log w$	$\Delta \log \frac{Y}{L}$	$\Delta \log w$		
昭和 33	1.7218	-0.25880	-0.1818		
34	1.7528	-0.20477	-0.1508		
35	1.7860	-0.13174	-0.1176		
36	1.8325	-0.06414	-0.0711		
37	1.8751	-0.02053	-0.0285		
38	1.9191	-0.67998	-0.5498		
39	1.9605				
40	2.0000	b=1.233			
41	2.0445				
42	2.0941				
	計 19.0364				
	平均 1.9036				

年 度	$\frac{W}{Y}$	$\log \frac{W}{Y}$	$\Delta \log \frac{W}{Y}$
昭和 33	52.4%	1.7193	-0.0079
34	51.4	1.7110	-0.0162
35	49.8	1.6972	-0.0300
36	50.6	1.7042	-0.0230
37	53.2	1.7259	-0.0013
38	53.5	1.7284	-0.0784
39	54.9	1.7396	$1-b = \frac{784}{5487}$
40	57.1	1.7566	
41	56.1	1.7490	$= 0.143$
42	55.0	1.7404	$b = 0.857$
		A. V. 1.7272	$\log A + 0.143 \log w$
		($\bar{1}.7272$)	$= \log \frac{w\bar{L}}{Y}$
			A=0.275 (w 指数)

第 3 表

(単位十億円)

年 度	C	W	$\pi = Y - W$	S
昭和 33	7024	4937	4486	1197
34	7760	5524	5229	1432
35	8774	6483	6526	1877
36	10200	7794	7620	2307
37	11777	9156	8059	2492
38	13615	10698	9283	2908
39	15510	12408	10172	3388
40	17539	14285	10729	3693
41	19790	16414	12835	4481
42	22606	19025	15568	5660

(個人貯蓄)

中央年度にあたる昭和37年の数字について、その年度の貯蓄の増加から負債の増加を差引いた貯蓄の純増を差引いて年収と対比して貯蓄性向を求めようとする。ただし、この計算ができるのはWについてのみであって、 π については自営業者のデータがないので計算はできない。かくして第4表についてみると、Wの限界貯蓄性向は0.1015となる。これを前述の時系列データに代入して π の限界貯蓄性向を求めると0.2516となる。Wと π は国民所得統計では可処分

第4表 昭和37年貯蓄動向調査

分位	W	W _s	負債	純額 WS
I	2650百円	11074円	-1176円	123百円
II	4123	12837	-3368	162
III	5197	33897	199	337
IV	1691	44387	-6880	512
V	10677	111320	1367	1099
		$W_s = 0.1015W - 1508円$		
		マクロ $S = 0.1015W + 0.2516\pi - 4160億円$		

分所得となっていないから、もし可処分所得を求めることができれば、限界貯蓄性向の値はもっと大きくなるであろう。

4

第3に消費財及び生産財部門の資本係数の計算が問題となる。厳密に言えば国富調査による資本額を使用すべきであるが、第一次的接近としては大蔵省の「法人企業統計調査年報」昭和41年版を使用する。この際、個人企業が含まれていないので、恐らく全数調査による場合よりも資本係数は大きくなるであろうし、われわれのモデルでは在庫変動と設備投資とを特に区別していないので、Kとして総資本又は総資産をとっているので資本係数は通常の計算より大きくなる。全産業では総資本回転率に附加価値率を乗じたもの（売上金額をPQとする。）の逆数を以て資本係数とした。然るに消費財と生産財を分離する場合には、各産業の附加価値の実額が示されていないので、各産業の総資産を前述の資本係数で割ってY（附加価値）を推計せざるを得なかった。不動産業は果して消費財と生産財のいずれに含ませるべきか不明であるし、その性格も問題の産業であることもあって、消費財、生産財のいずれにも含ませなかった。交通業の中で水運のみを生産財、他を消費財としたこと、紙パルプ製造業を消費財に含ませた点等、問題はあるであろう。かくして産業別のYを求め、消費財、生産財別に合計して、同様にして得たKを割って資本係数を求めると、予期に反して $\beta_1 > \beta_2$ となる。これは卸小売業を消費財産業に数え、その資本係数が高いこ

第5表 法人企業統計調査(昭和41年)

	総資本回転率 PQ/K	附加価値率 Y/PQ	$\frac{K}{Y}$	$\frac{Y}{K}$
全産業	1.43回	16.1%	4.343	
農林漁業	1.02	25.5	3.845	
食料品製造業	1.82	22.9	2.399	
繊維工業	1.27	19.1	4.123	
紙パルプ	1.07	20.1	4.650	
その他製造業	1.44	23.1	3.006	
卸小売業	2.42	6.4	6.457	
不動産業	0.29	34.7	*9.937	
運輸通信業	0.85	47.8	2.461	
サービス業	1.04	33.3	2.887	
鉱業	0.92	27.0	4.026	0.2484
石炭鉱業	0.68	36.1	4.074	0.2455
建設業	1.44	20.2	3.438	0.2909
化学工業	0.92	22.1	4.918	0.2033
窯業	0.95	26.9	3.913	0.2556
鉄鋼	0.87	23.9	4.809	0.2079
非鉄金属	1.17	16.8	5.088	0.1966
金属製品	1.34	27.4	2.724	0.3672
機械	0.99	28.8	3.507	0.2851
電気機器	1.03	26.5	3.678	0.2719
輸送用機器	1.04	21.5	4.472	0.2236
船舶	0.61	23.4	7.006	0.1427
水運業	0.80	42.8	2.921	
電気業	0.34	39.9	7.371	
ガス業	0.81	32.1	3.846	

	K(総資産)	Y(推計)	$\frac{K}{Y}$
農林業	90} 十億円	145 十億円	
漁業	467}		
卸小売業	20285	3142	
食料品製造業	2315	965	
繊維工業	2166	525	
紙パルプ	1225	264	
その他製造業	4382	1458	
運輸通信業	2831	1150	
サービス業	1964	680	

消費財計	35725	8329	4,289
鉱業	828	206	
石炭鉱業	402	99	
建設業	4065	1825	
化学工業	4622	940	
窯業	1367	349	
鉄鋼業	3816	793	
非鉄金属	1007	198	
金属製品	1288	473	
機械	2087	595	
電気機器	3124	849	
輸送用機器	2350	525	
船舶	1817	258	
水運	1148	398	
電気	3166	430	
ガス	280	73	
生産財計	31367	8006	3,918

とが影響したのだと思われる。

(15)式は投資貯蓄の均衡を示すもので、この条件を導入すると成長率を規定する要因として、(1)賃金水準、(2)賃金変化率、(3)利子水準、(4)利子率の変化率があげられ、賃金と利子の相対比率が成長率を左右する事情が明らかになる。われわれの初めの目的は(4)式を計量化して労働の需給のギャップが経済成長に及ぼす効果を知ることにあった。然るに昭和35年以後の労働力不足型経済では失業者 u と dw/w の相関は極めて低く、計量化は困難である。〔拙稿「物価、賃金構造の日米比較」(三田商学研究第11巻第6号)参照。〕それでは昭和35年以前の状態において賃金上昇の上に失業圧力がかかっていたかを見るために作ったのが第6表のようになり、この場合にも明確な相関は見出せないので、遺憾ながら(4)式の計量化は断念せざるを得ず、従って労働需要の成長率と供給のバランスが、経済成長の上に及ぼす効果は適確に知ることは困難になる。(I=Sの均衡が実現し、信用創造がないときには成長率はかなり低くなるであろう。)

第 6 表

年 度	w	$\frac{\Delta w}{w}$	u
昭和 26	—	—	420千人
27	58.9	—	470
28	67.9	15.3%	310
29	72.3	6.5	610
30	76.1	5.3	570
31	81.8	7.5	560
32	85.6	4.7	420
33	88.2	3.0	530
34	93.5	6.0	460
35	100.0	7.0	330
	(旧指数)		(失業者)

第 7 表 計量モデル

$$\log \frac{Y}{L} = \bar{1}.4550 + 0.857 \log w \quad (1a)$$

$$\frac{wL}{Y} = 0.275w^{0.143} \quad (2a)$$

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_0} = \frac{\Delta L_t}{L_0} = g \quad (3a)$$

$$\frac{w_{t+1}L_{t+1}}{Y_{t+1}} = 0.275w_{t+1}^{0.143} \quad (5a)$$

$$S = 0.1015W + 0.2516\pi - 4160 \text{億円} \quad (6a)$$

$$g_t = 0.22862(0.1051W + 0.2516\pi - 4160 \text{億円})/Y(1 - 0.275w^{0.143})$$

$$= 0.22862[(0.2516 - 0.02791w^{0.143})Y - 4160 \text{億円}]/Y(1 - 0.275w^{0.143}) \quad (8a)$$

$$\beta_1 = 4,289, \quad \beta_2 = 3,918$$

迂回生産長期化の条件

$$\theta < \frac{4,289}{4,289 + 3,918} = 0.523$$

投資

$$I = \dot{K} = \frac{1}{r} \left[(1 - Aw^{1-b})\dot{Y} - A(1-b)w^{-b}\dot{w} - rK \right] \quad (14)$$

投資・貯蓄の均衡条件

$$\left[s_2 - (s_2 - s_1)Aw^b + A(1-b)\frac{w^{-b}}{r}\dot{w} \right] Y - \frac{1}{r}(1 - Aw^{1-b})\dot{Y} + \frac{\dot{r}}{r}K - s_0 = 0 \quad (15)$$

$$(0.2516 + 0.3918\frac{w^{-0.857}}{r}\dot{w} - 0.027912w^{0.143})Y - \frac{1}{r}(1 - 0.275w^{0.143})\dot{Y}$$

$$+ \frac{\dot{r}}{r}K + 4160 \text{億円} = 0 \quad (15a)$$

5

経済成長が貯蓄の形態についていかなる影響を及ぼすかは、将来の迂回生産の長期化と密接な関係がある。というのは、銀行預金、生命保険掛金、有価証券保有等の貯蓄はそれぞれ投資構造が異なるからであって、資本係数の大きい産業への投資配分が相対的に大きな貯蓄の伸び率が高いほど迂回生産の長期化は活発になり、労働生産性は上昇し賃金水準も上昇する。反面において、資本係数が高いため投資活動自体が活発になり、経済成長率を引き上げるであろう。この意味において、わが国の貯蓄形態がいかに変化したかを微視的及び巨視的見地から分析してみよう。

微視的見地から出発するとして、この種のデータの基本となるものは、総理府統計局の「貯蓄動向調査」である。この際総資産をとるべきか、或いは負債を差引いた純資産をとるべきかが問題となるが、われわれの目的は貯蓄の形態を考察することであるから純資産をとらずに総資産をとっても目的を達することができるであろう。われわれの目的からいって分配の変化が貯蓄の形態に及ぼす効果を知ることにあるのであるから、勤労者世帯と事業所得者——営業世帯の実態を知ることができれば最も良い。ところが、この調査では勤労者世帯は分離されているが営業世帯は分離されていない、われわれが得られるデータは全世帯の数字と勤労世帯の数字のみである。そこで止むを得ず、全世帯 π と勤労世帯 W の貯蓄の形態を比較してみよう。第8表は昭和43年と昭和37年の収入(年収)五分位階級別の貯蓄を記したもので、この場合、貯蓄投資の観点から通貨性預金は貯蓄残高 S の中には含まれているが、項目として挙げることは差控えた。形態別の貯蓄を見ると定期預金 D 、生命保険掛金 J 、有価証券保有 B の三項目が圧倒的に大きなウェイトを占めているので、この三者間の選択について考えたい。

まず所得額が同額になった場合の全世帯と勤労世帯の比較であるが、ナマのデータでは五分位階級別の所得 Y に若干の差違があるので、所得分布全体が対数正規分布をなすとの仮定の下に、勤労世帯の所得と全世帯の所得とを五分位

階層ごとに幾何平均し、この $\sqrt{\pi W}$ と π の比率を、全世帯の D, J, B にそれぞれ乗じて調整し、W についても同様の調整をしたものが第 9 表である。ところが、このような調整をしてみても、 π の方が W よりも貯蓄性向が高いため、貯蓄残高についてみても各項目の残高の大部分について全世帯の方が勤労世帯よりも高い値を示して、両者の貯蓄のパターンの差が明確に看取されない。

第 8 表 π 年間収入五分位階級別貯蓄保有額 (昭和 43 年, 全世帯)

階級	年収 Y	貯蓄現在高 S	定期性預金 D	生命保険 J	有価証券 B
I	4618百円	4629百円	1752百円	1224百円	660百円
II	7187	6338	2165	2009	721
III	9080	8088	2760	2233	1139
IV	11717	11557	3627	2698	2439
V	19059	24117	8319	4298	6491
平均	10332	11611			

W 昭和 43 年, 勤労者世帯					
階級	Y	S	D	J	B
I	5474百円	3267百円	1233百円	990百円	204百円
II	7653	5913	1860	1703	943
III	9259	7355	2330	2049	1091
IV	11631	10147	2857	2485	2339
V	17908	18029	5252	3616	5194
平均	10385	9007			

昭和 37 年全世帯 π					
階級	Y	S	D	J	B
I	2255百円	1137百円	331百円	362百円	145百円
II	3744	1951	595	634	277
III	4962	2733	754	883	510
IV	6556	4311	1133	1211	998
V	11648	11653	2867	2188	4420
平均	5832	4356			

37 年勤労者世帯 W					
階級	Y	S	D	J	B
I	2592百円	876百円	253百円	292百円	78百円
II	4061	1765	485	642	247
III	5134	2515	607	887	457
IV	6594	3710	951	1183	944
V	10565	8302	1810	1791	3385
平均	5789	3631			

第9表 昭和43年

(単位百円)

階級	Y	D		J		B	
		π	W	π	W	π	W
I	5027	1906	1132	1332	882	718	187
II	7417	2234	1802	2073	1650	744	914
III	9166	2785	2307	2253	2029	1149	1080
IV	11674	3612	2868	2687	2495	2429	2348
V	18475	8061	5420	4775	3732	6290	5360
平均	10352						

昭和37年 (単位百円)							
階級	Y	D		J		B	
		π	W	π	W	π	W
I	2418	355	236	388	272	155	73
II	3899	619	465	660	616	288	237
III	5047	767	597	898	872	519	449
IV	6573	1136	948	1215	1179	1001	941
V	11093	2749	1901	2098	1881	4239	3554
平均	5812						

6

それでは恒常所得説的に一般世帯の方が変動所得が大きいから貯蓄性向が高いのだと見て貯蓄残高の等しい階級を対応させて貯蓄のパターンの差を考察する方法はどうか？ しかし実際には勤労世帯の第2五分位階級のSは全世帯の第1五分位階級のSよりも遙かに大きい値を示しているため、所得額について大幅の調整をすることは適当でない。そこで先に第9表で所得調整したデータを更にSについて調整し、勤労世帯と全世帯のSが五分位階級ごとに等しくなったと仮定した場合の貯蓄のパターンの差について考える。これは非現実的な仮定ではあるが、各項目別の水準の差よりも、シェアの差を知るためには止むを得ない。このようにして第10表の昭和43年と昭和37年の「貯蓄調整額」のデータを得る。これで一応の目的は達成できるはずであるが、経済成長と貯蓄の形態を考えるにあたっては、消費についてのデモンストレーション・エフェクトを考えないわけにはいかない。相対所得説の導入は必要である。したがって昭和43年の全世帯と勤労世帯の収入の総平均について $\sqrt{\pi W}$ を求め、昭和37

第 10 表 昭和 43 年貯蓄調整額 (単位百円)

階級	S	πD	wD	πJ	wJ	πB	wB
I	3890	1472	1469	1028	1179	554	243
II	6122	2091	1925	1941	1763	696	976
III	7713	2633	2444	2130	2149	1087	1144
IV	10478	3290	2920	2447	2540	2212	2390
V	20852	7196	6077	4263	4184	5615	6009
総平均	10226						

昭和 37 年貯蓄調整額 (単位百円)

I	997	290	288	317	332	127	89
II	1856	566	510	603	675	263	260
III	2618	722	632	846	923	489	476
IV	3989	1048	1022	1120	1272	923	1015
V	9835	2420	2145	1847	2122	3730	4102
平均	3977						

昭和 37 年貯蓄、所得二重調整額 (単位百円)

I	1776	516	513	565	591	226	159
II	3306	1008	908	1074	1202	468	463
III	4663	1286	1126	1507	1644	871	848
IV	7104	1866	1820	1995	2265	1644	1808
V	17516	4310	3820	3290	3779	6643	7145
総平均	7083						

原数字×1,781

年についても同様に $\sqrt{\pi W}$ を求める。昭和 43 年の $\sqrt{\pi W}$ は昭和 37 年の 1.781 倍であるから、昭和 37 年の貯蓄の各項目を 1.781 倍する。もしデモンストレーション・エフェクトの理論が文字通り正確に妥当するならば、かくして得た「調整された昭和 37 年の無差別曲線」と昭和 43 年の貯蓄の無差別曲線は、少なくともクロスするはずである。実際にはどのようなになっているであろうか？

先ず、銀行(定期)預金 D と生命保険掛金 J の間の選択について見よう。第 1 図がそれである。ここに第 1 五分位から第 5 五分位まで各年度ごとに 5 個の無差別曲線が描かれる。(数字は第 1 五分位、第 5 五分位等の五分位階級を示す。) 先ず A 線、即ち昭和 43 年度の数字についてみると、第 5 五分位階級と第 2 五分位階級では共に π の方が D も J も太で、代替関係よりも補完関係の方が強く出て

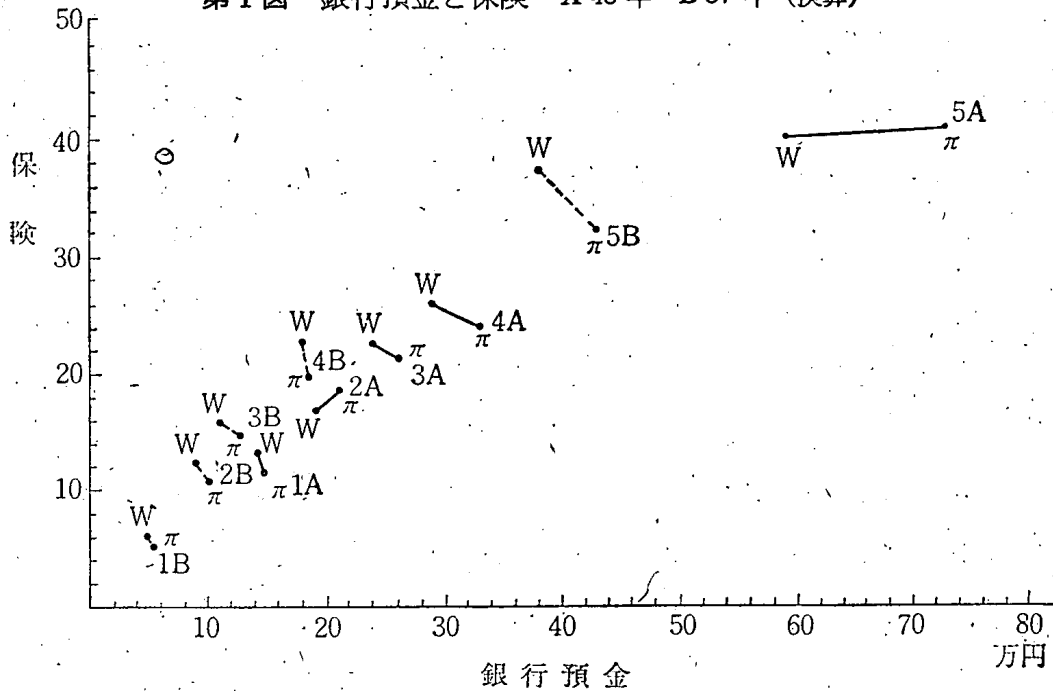
いる。第1, 第3, 第4五分位階級では, 代替関係が見られるが, 限界代替率 $-dJ/dD$ は第3五分位と第4五分位の間では大差がないが, 第1五分位においてはかなり大きく, 保険への志向が強いことが解る。

次に点線で描いた線が昭和37年の数値を1.781倍したものである。全体的に見て37年の無差別曲線は換算係数を乗じて, 43年の無差別曲線よりも左下方にある。これはデモンストレーション・エフェクトの理論が示すところと矛盾するように見えるが, 貯蓄がフローでなくストックであるので, この6年間に蓄積された結果が累積された結果であるとの解釈を下せば矛盾しない。デモンストレーション・エフェクトが逐年的にフローの無差別曲線をシフトさせていったとしても, その波及過程のタイム・ラグもあるし, シフトが行われながら貯蓄が行われていった累積効果が第1図のようにB線がA線よりも左下方に位するという結果になったと思われるのである。ところでB線においては, A線と異なり補完関係が見られないことは注目し値する。そして第4五分位において限界代替率 $-dJ/dD$ が大きく, 保険への志向が大きい。これらの観察結果から次の三つの結論を引くことができるであろう。

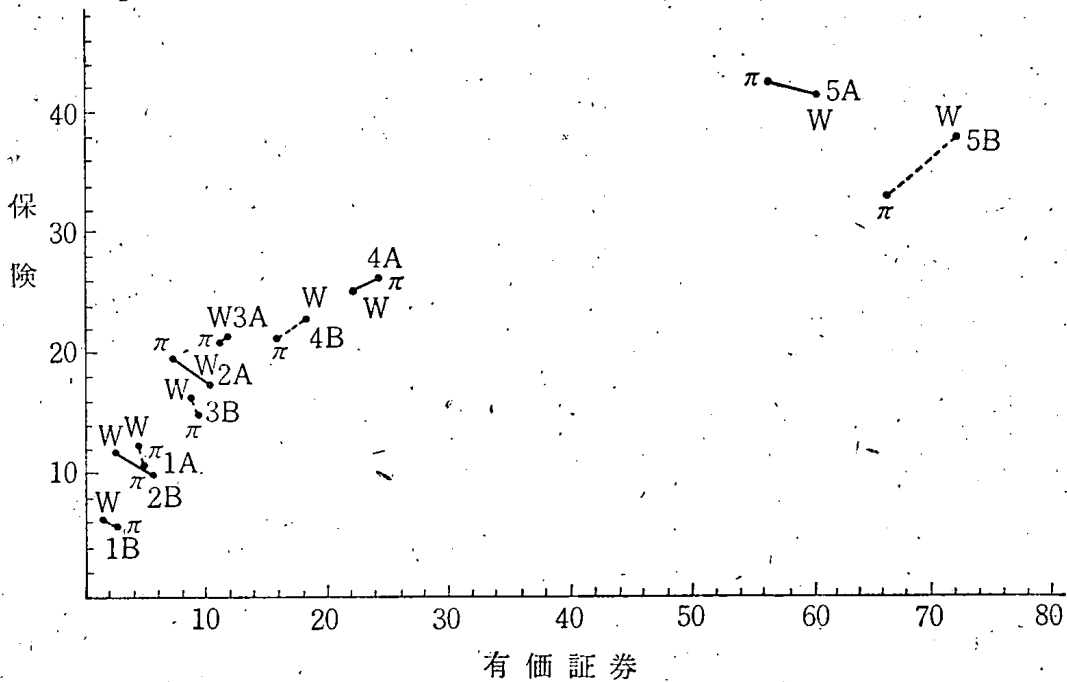
- (1)昭和37年にはDとJは完全に代替関係にあったが, 昭和43年には補完関係が現われ, その際には π の方が貯蓄志向が高い。
- (2)昭和37年には第4五分位という比較的高い層においても, 保険への志向が強い場合があったが, 昭和43年には第1五分位以外, 特に保険への志向が強い階層は認められない。
- (3)一般に代替関係が存在する限りにおいては, Wは π よりも保険への志向が強い。

第2に有価証券保有と保険加入の間の選択について考える。第2図がそれであるが, 昭和43年のデータでは, 第3, 第4五分位においては, 生保, 有価証券の間に代替関係はなく, 補完関係が見られる。ただし第4五分位では π の方がBとJの双方において増えているのに第3五分位では逆になっている。第2, 第5五分位では代替関係が見られるが, 共に π の方が保険への志向が強く, 限界代替率 $-dJ/dB$ は第2五分位の方が大きい。第1五分位でも代替関係が見

第1図 銀行預金と保険 A 43年 B 37年 (換算)



第2図 有価証券と保険 A 昭和43年 B 昭和37年 (換算値)



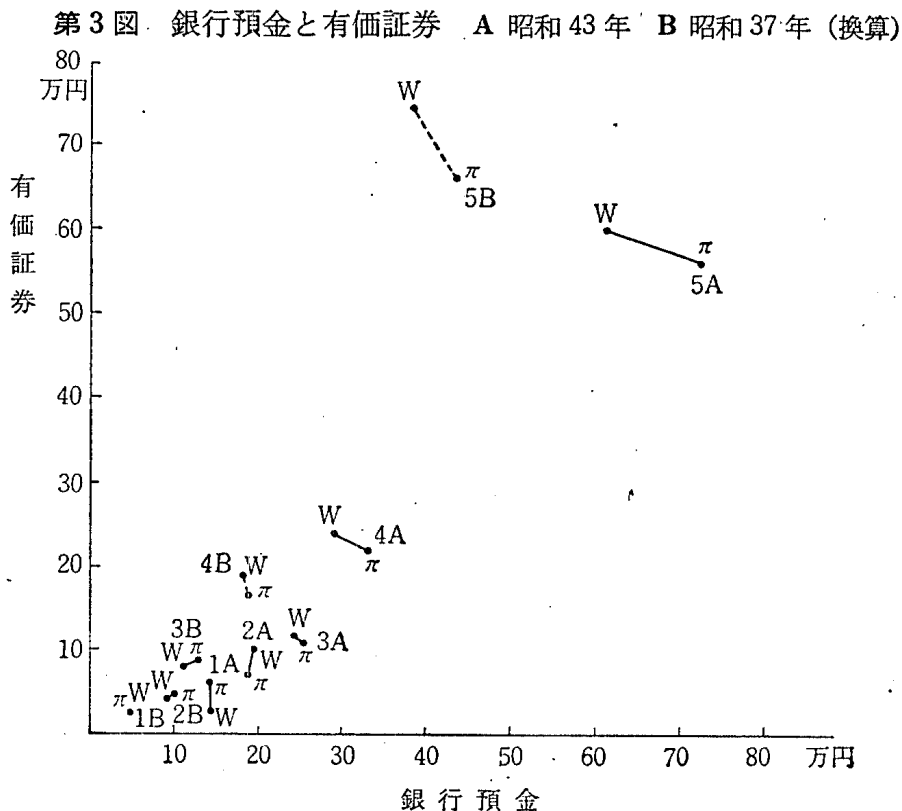
られるが、この階級においては W の方が保険への志向が強い。このあたり J と D の選択の場合に比べて random な要因の影響が強い。次に昭和 37 年のデータを見ると、第 4、第 5 五分位においては補完現象が現われていて、第 1、第 2、第 3 五分位においては代替関係が見られるが、W の方が保険への志向が強く、限界代替率は第 2 五分位において最も高い。これらの事実から次の結論を

引くことができるであろう。

(4)昭和37年には低所得層においてJとBの代替関係が明確に現われ、しかもWの方が保険への志向が強いと一義的に断定できたのであるが、昭和43年にはこの関係は攪乱されていて、昭和37年において見られたような保険——有価証券の選択の関係は明瞭に現われなくなった。

(5)Demonstration Effectを見るために、前と同様に、昭和37年の貯蓄残高を1.781倍して比較したのであるが、第5五分位について見ると昭和43年の貯蓄と37年の貯蓄が略々同じScaleの上に乗ってくるが、低所得層に行くほど両者のScaleは乖離し、昭和43年の第1五分位と昭和37年の第2五分位とが交叉しようとしている。これは銀行預金について考えた場合と同様に残高をとったためであるが、この事実から推すと低所得層の方が蓄積の効果は反って大きいといえるであろう。そして交叉する二曲線を比較したとき、保険への志向は相対的に減退している。

第3に銀行預金と有価証券の間の選択について考える。第3図がこれである。昭和43年のデータについて見れば、第3、第4、第5分位については代替関係



が存在する。前述のように第3, 第4五分位においては保険と有価証券の間に代替関係はなかったのであるから, この二つの階級においては(保険+有価証券)と銀行預金の間に代替関係が存在するといつてよい。第5五分位では逆に(保険+銀行預金)と有価証券の間に代替関係が見られる。いずれにしてもWの方が有価証券への志向が高い。第1, 第2五分位では銀行預金と有価証券の間に代替関係が存在するとはいいがたい。(保険+銀行預金)と有価証券の間には或る程度の選択が行われていると見ることはできるのではないか? このように第1, 第2五分位と第3, 第4五分位では Behavior に大きな差があるように見える。第3, 第4, 第5五分位においては $-dB/dD$ に大きな差異はない。

次に昭和37年のデータであるが, 第4, 第5五分位についてはBとDの間に代替関係が見られる。 $-dB/dD$ は昭和43年の場合よりも大きい。第1, 第2, 第3五分位では代替関係は見られない。DとJの間には代替関係が見られ, BとJの間にも代替関係が存在したのであるから, この場合には(D+B)とJの代替という, 43年とは異なる選択の Behavior が存在したといえる。第4, 第5五分位階級では(B+J)とDの間に選択が見られ, これは昭和43年の場合と同じである。このように第3五分位以下の階層の貯蓄の Behavior に大きな変化が生じたのは, 貯蓄残高に大きなシフトが生じたためと考えられるであろう。

(6) DとJの選択だけについて見れば, Wのシェアが増加するにしたがってJのシェアは上昇するであろう。しかし無差別曲線のシフトによって, その増加速度はWのshareの上昇よりは緩慢になるであろう。

(7) BとJの選択の場合では, 低所得層においては同じくWのshareの上昇と共にJのshareは増加するであろう。しかしそのshareの変化は(6)の場合以上に緩慢であろう。

(8) DとBの選択においては, 比較的高所得層についていえることはWのshareの上昇と共にBのshareが, Wのshareの増加率よりは緩慢な速度で上昇することである。

(9)かくしてWのshareの増加と共に低所得層ではJのshareが, 高所得層

ではBの share が増加するであろう。金額的には後者の方が大きい賃金格差の変化によって貯蓄の Behavior が変化しているので低所得層においても今後Bの share 増大の傾向が生じてくるとも考えられる。

7

フローとしての形態別の貯蓄から貯蓄函数を導出することは果して可能であろうか。前述のように Aggregate としての貯蓄函数の導出に際しては Cross-section data と time-series data の二つの側面から計測を行ったのであるが、この手法を形態別の貯蓄函数に適用してみる。第11表は昭和37年「貯蓄動向調査」の勤労世帯の年収、銀行の定期預金、保険の掛金、有価証券購入のデータであるが、先ず銀行預金 D' についてみると第1五分位の預金が異常に多く、第2五分位が異常に少なく、所得と預金の相関が見られるのは第3五分位以上だけであり、これでは Cross-section の貯蓄函数を導出するに十分でない。又、有価証券購入では第5五分位の数値が際立って高いので最小自乗法を適用しても fitness は低いものと見られる。結局において Cross-section の貯蓄函数を計測して意味があるのは生命保険の掛金だけということになる。その結果は第11表に示す如くであるが、この限界貯蓄性向（生命保険に対する）0.029を国民所得の W に乗じて、各年度ごとの勤労所得よりの生保払込を推計したのが、第12表の $s_{1j}W$ である。ところが、この金額は生命保険の年々の運用資産の増分を越えることが屢々あり、これでは π からの保険払込額を推計することは困難になるので、Cross-section data と time series data を結合して flow としての生命保険に対する貯蓄函数を導出する方法は断念せざるを得ない。

ストックとしての貯蓄残高と所得の関係を求めることは本来の成長理論とはそぐわないものがあるが、フローとしての形態別の貯蓄函数の導出が困難なため、各種貯蓄の share が経済成長と共にいかに変化するかを知るため、形態別の貯蓄残高と所得（税込）の関係を求めてみよう。始めに Cross-section data であるが、昭和37年の「貯蓄動向調査」から貯蓄函数を求めると次表のようになる。ただし有価証券保有の場合は第5五分位の保有額が他に比べて異常に高い

Cross-section による貯蓄函数

$$D = 0.197W - 20440 \text{円 (銀行預金) (定期)}$$

$$J = 0.184W - 22500 \text{円 (生命保険)}$$

$$B = 0.427W - 149930 \text{円 (有価証券)}$$

(昭和 37 年貯蓄動向調査, 勤労世帯)

有価証券の fitness は他よりも悪い

ため, 所得の係数が 高く出ているが, これは 割引いて考える必要がある。このデータを時系列データとプールして計算すると銀行預金は第 13 表(A) のようになり, W に対するよりも π に対する依存度が非常に大きい。(定期預金の中には法人所有のものも含まれているが, π の中にも法人所得(社内留保)が含まれてい

第 11 表 昭和 37 年貯蓄動向調査 (勤労所得)

五分位	W	D'	J'	B'
I	265千円	27百円	64百円	7百円
II	412	7	121	32
III	520	102	168	76
VI	669	107	214	77
V	1068	251	298	349
	(全国)			
		$J' = 0.029W + 6889 \text{円}$		

第 12 表 生命保険貯蓄函数

年 度	J 生命保険会社 運 用 資 産	J' 国増分	$s_{ij}W$ 勤労所得よりの 保険払込(推定)
昭和 32	3387億円		
33	4458	1071億円	143十億円
34	5764	1279	160
35	7435	1671	188
36	9426	1991	226
37	11739	2313	266
38	14568	2829	310
39	18009	3441	360
40	22219	4210	414
41	27128	4909	476
42	32780	5652	552

第 13 表 (A)

年 度	D銀行定期預金	$s_{1d}W$	$D-s_{1d}W$	
昭和 33	313百億円	973十億円	216百億円	$D=0.197W+0.780\pi$
34	382	1088	273	-1498億円
35	460	1277	332	
36	535	1535	385	
37	634	1804	450	
38	756	2108	545	
39	874	2444	630	
40	1040	2814	759	
41	1238	3234	915	
42	1431	3748	1056	

(B)

年度	$s_{1j}W$	J
昭和 33	9084億円	4458億円
34	10164	5764
35	11929	7435
36	14341	9426
37	16847	11739
38	19684	14568
39	22831	18009
40	26284	22219
41	30202	27128
42	35006	32780

(C)

年度	公社債 現在高	個人所有 株式
昭和 33	1360十億円	13260千株
34	1780	15700
35	2323	19342
36	3122	26694
37	3781	32719
38	4691	36990
39	5685	41782
40	7230	41455
41	9022	42549
42	10968	42802

(除国債)

るので矛盾はない。)次に保険への掛金であるが、第13表(B)に示すように Cross-section data で求めた W の限界貯蓄率を、時系列の W に掛けると各年度とも保険会社の運用資産金額を越えてしまい、合理的に見える貯蓄函数の導出は困難となる。これは Cross-section data で求めた W の限界貯蓄率が高過ぎるためであろうが、それにしても保険の伸びに W がかなり大きな寄与をしていることは想像できる。思うに保険へ加入する動機としては、総資産の中で「その人個人の価値」の割合が高い人ほど加入し易く、加入の動機としては死亡に関

する主観的確率——それは恐らく Poisson-Charlier 型分布を示すものと思われ、保険会社の側から見た、大数の法則に従うところの客観的確率と異った確率分布を示し、Bayes の定理が妥当するかどうか疑わしいことになるが——によることとなるであろう。

有価証券の場合の貯蓄函数の導出は容易でない。株に関しては時価で評価するか、額面価値で評価するかという残高評価の問題がある。われわれの理論では個人が株式を購入したときの時価で評価すべきであるが、その統計を得ることは無理である。日銀「経済統計年報」では第 13 表 (C) に示すように株数が表示されているのみで、額面評価さえ不明であり、これではマクロの貯蓄函数の導出は困難である。われわれは前節で得た以上の結論に踏み出すことは容易でない。

8

貯蓄の形態の変化は投資の形態の変化につながり、産業別配分の変化は迂回生産の度合を変化させ、従って附加価値生産性の平均値を変化させ、経済成長率に影響を与える。もちろん各金融機関ごとの融資対象が固定的であるとは考えられないが、短期間に産業別の融資対象の構成が激変することは少ないであろう。この意味では融資の構成は flow で見るよりも stock で見る方が、安定的で迂回生産の変化の度合を予測する上にも好都合であるが、株式については、flow の統計しか得られなかったし、事業債については産業分類があまりにも大まかで、われわれの目的には使用できない。かくして資金調達源泉別の融資残高又は flow を記したのが第 14 表である。(全国銀行・銀行勘定の産業分類は法人企業統計の分類とできるだけ合致するようにしたため、木材・木製品工業、出版印刷業、ゴム製造業は「その他製造業」に、石油製精は化学工業の中に含ませた。) この結果を見ると生命保険の貸付金は他と比べて生産財産業への融資割合が大きく、しかも資本係数の大きい産業への融資が比較的多い。これは政府指導の故もあるが調達資金の源泉が長期資金であるため、思い切って迂回生産度の高い産業に投資できる故であろう。

第14表 業種別貸出残高(銀行勘定)及び株式払込金(フロー) (除金融保険業)

	銀 行		株 式	
	実 額	構 成 比	実 額	構 成 比
1 農 林 漁 業	372	1.2%	22	1.0%
2 食 料 品 製 造 業	990	3.1	176	7.0
3 織 維 工 業	1831	5.7	51	2.0
4 紙 パ ル プ	554	1.7		
5 そ の 他 製 造 業	1044	3.3		
6 卸 小 売 業	9910	31.0	332	13.1
7 不 動 産 業	1143	3.6		
8 運 輸 通 信 業	1361	4.3	329	13.0
9 サ ー ビ ス 業	1489	4.7		
10 住 宅 ロ ー ン 他	1252	3.9		
A 消 費 財 産 業 計	19976	62.4	910	36.0
11 鉱 業	97	0.3	119	4.7
12 石 炭 鉱				
13 建 設 業	1341	4.2		
14 化 学 工 業	2292	7.2	351	13.9
15 窯 業	646	2.0	56	2.2
16 鉄 鋼 業	1514	4.7	141	5.6
17 非 鉄 金 属	557	1.7		
18 金 属 製 品	537	1.7		
19 一 般 機 械	1209	3.8	394	15.6
20 電 気 機 器	1336	4.2		
21 輸 送 用 機 械	1777	5.6		
22 精 密 機 械	255	0.8		
23 船 舶 運 送				
24 水 電 気	460	1.4	558	22.1
25 電 ガ ス				
B 生 産 財 計	12021	37.6	1619	64.0
(合 計)	(33527)	(31967)	(4217)	(2529)
	(44 年 末、 十 億 円)		(41 年、 億 円)	

生保 20 社貸付金の主要産業別投資状況 (昭和 45 年 3 月末)

業 種	貸付金額	%	対前年比較増
化 学 工 業	234,733百万円	8.6	61,020
鉄 鋼 業	298,722	11.0	68,592
非 鉄 金 属	45,892	1.7	11,288
金 属 製 品	22,087	0.8	4,436
機 械	76,458	2.8	20,693
電 気 機 器	101,847	3.7	31,137
輸 送 用 機 器	184,652	6.8	45,468
精 密 機 器	10,711	0.4	2,221
その他製造業	45,187	1.7	7,636
陸 運 業	202,089	7.4	46,295
海 運 業	34,020	1.3	6,689
通 信 業	3,871	0.1	26
電 気 業	125,268	4.6	13,115
ガ ス 業	7,932	0.3	4,097
住 宅 公 団	262,078	9.9	39,733
そ の 他	1,060,645	39.0	251,433
合 計	2,716,193	100.0	613,850

かくして、労働需要の増大→賃金率の上昇→(代用の弾力性 1 以下)→勤労所得のシェアの増大→保険加入のシェアの増加→迂回生産の長期化。といった一連の因果関係が蓋然的に導かれる。

ところが Cross-section data で観察する限り、資本係数の高い産業が必ずしも附加価値生産性が高いとはいいがたい。第 15 表は前掲の昭和 41 年度法人企業統計調査の数字であり、資本係数順位と附加価値生産性の順位の相関をグラフ化したものが第 4 図である。もし「資本係数の高い産業ほど附加価値生産性が高い。」との仮説が一義的に成立するならば、各産業の順位を示す諸点は両軸に対し 45 度の傾斜を示す点線上に位するはずである。ところが、実際にこの線上にあるのは、(2) 電力、(11) 化学工業、(16) 機械工業の三者に過ぎず、45 度線に接近している産業としては、(18) 輸送用機械、(10) 石炭鉱業、(12) 窯業、(17) 電気機器、(15) 金属製品、(23) 建設業、(5) その他製造業、(8) サービス業。の 8 産業を数えるに過ぎない。全体の順位差相関係数は 0.443 と低いが相関を大きく乱

第 15 表

	資 本 係 数		附加価値生産性	
	実 額	順 位	実 額	順 位
A 全 産 業	4,343	9	95 ^{万円}	14
1 農 林 漁 業	3,845	15	108	10
2 食 料 品 製 造 業	2,399	24	122	9
3 織 維 工 業	4,123	10	59	24
4 紙 パ ル プ	4,650	7	102	12
5 そ の 他 製 造 業	3,006	19	77	22
6 卸 小 売 業	6,457	3	88	17
7 運 輸 通 信 業	2,461	23	85	19
8 サ ー ビ ス 業	2,887	21	67	23
9 鉱 業	4,026	12	132	6
10 石 炭 鉱 業	4,074	11	96	13
11 化 学 工 業	4,918	5	142	5
12 窯 業	3,913	13	89	16
13 鉄 鋼	4,809	6	162	4
14 非 鉄 金 属	5,088	4	130	7
15 金 属 製 品	2,724	22	79	20
16 機 械	3,507	17	88	17
17 電 気 機 器	3,678	16	90	15
18 輸 送 用 機 械	4,472	8	108	10
19 船 舶	7,006	2	123	8
20 水 運 業	2,921	20	272	2
21 電 気 業	7,371	1	299	1
22 ガ ス 業	3,846	14	258	3
23 建 設 業	3,438	18	78	21

(昭和 41 年法人企業統計調査年報による)

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 1281}{24 \times 575} = 0.443$$

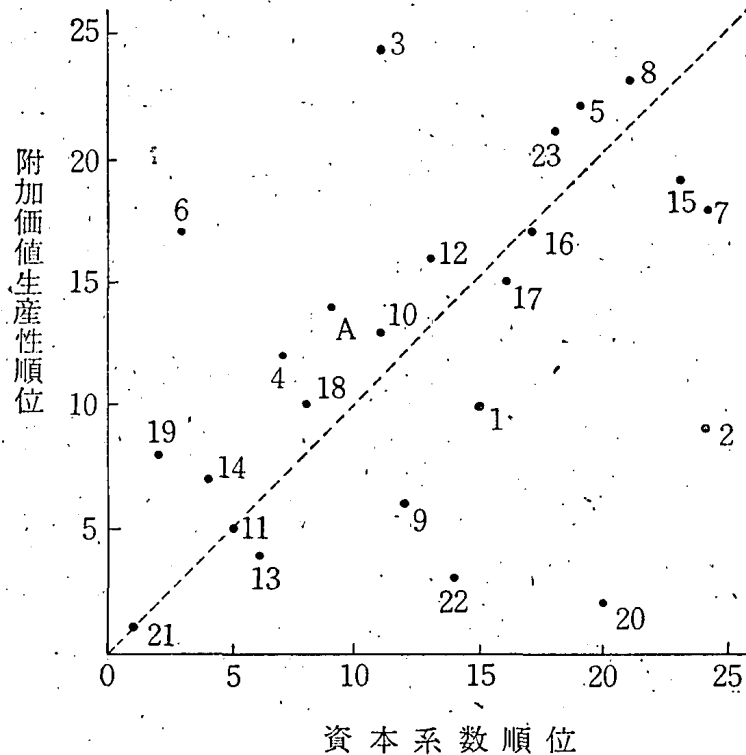
しているのは次の産業である。

(A) 資本係数が低いのに附加価値生産性が高い産業——(20) 水運業, (2) 食料品工業, (22) ガス業。

(B) 資本係数が高いのに生産性が低い産業——(3) 繊維工業, (6) 卸小売業。

もちろん法人企業統計は全企業を蔽っているわけではなく, 農林漁業の場合

第 4 図



等は代表率が低いが、以上の結果から見ると Cross-section の観察では迂回生産の長期化が直ちに附加価値生産性を高めるとはいいがたい。もっともマクロ的には産業構造の変化によって消費財産業の機械化が進行し生産性を高めるであろうが、この関係は直感的に感ずるほど単純なものではなく、更に複雑なモデル分析を必要とするであろう。即ちダグラス型生産函数を前提として考えれば、労働と資本の代用の弾力性は1であるから、資本係数が高まって資本需要が増加すれば、それと同じ割合だけ労働需要は減少するから附加価値生産性は上昇する。

しかし、われわれのモデルはダグラス型生産函数ではなくて、CES生産函数である。代用の弾力性が1以下ならば、資本係数の値が増大しても、労働需要の減少率はそれ以下となり、附加価値生産性の上昇率は資本係数の上昇率以下となろう。前述の(B)グループは恐らくこのような理由によって生じたものであろう。反対に代用の弾力性が1以上の場合には、資本係数の上昇率以上に附加価値生産性は上昇するであろう。しかも代用の弾力性の値は産業によって異なるから、第4図のようなバラツキが生じてきたものといえるであろう。

CES 生産函数においては、労働の限界生産力と賃金の恒常的均等性を前提としている。これは労働力不足型の経済において賃金が上昇すれば、労働の限界生産力曲線の上方へのシフトが起るか、さもなければ雇用の減少が生じることの意味する。前の場合について考え、(15)式を変形すれば

$$\left(\frac{\dot{Y}}{L}\right) = Aw^{b-1}\dot{w} = \frac{w^{2b-1}}{(1-b)} \left[(1-Aw^{1-b})\dot{Y} - r\dot{K} - rI \right]$$

となる。 w と r は一物一価の法則により各産業において均等化の傾向をたどるであろうが、 A, b は産業ごとに異った値をとるであろうから、適応の形態は異ったものとなるであろう。各産業間への投資の配分は限界生産力均等の法則によって行われると解釈すれば、(15)式のIの disaggregation は理論的には可能である。ここに $\frac{Y}{L}$ と $\frac{Y}{K}$ の一義的対応関係が、たとえ順位差相関係数をとっても、係数が1にならない理由があると考えられる。もっとも $\frac{Y}{L}$ の上方への shift-parameter として何らかの新らしい要因が発見されれば、この結論は若干の変更を受けることもあり得るであろう。