

Title	法人税転嫁のK-M分析に対する批判と反批判
Sub Title	Servey on controversy upon econometric analyses of shifting of the corporation income tax
Author	古田, 精司
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1970
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.63, No.7 (1970. 7) ,p.581(55)- 596(70)
JaLC DOI	10.14991/001.19700701-0055
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19700701-0055

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.

利潤率と市場構造諸要因

附表2 利潤率—市場構造諸要因・関係の資料—米国—

(X₃以外はすべて%)

産 業	標準産業 分類番号 (SIC. Case)	4桁 産業 数	利 潤 率			売上集中度		参入障壁		需要の 成長率	製品 差別	財の性格	
			自己資本 純利潤率	総資本 純利潤率	利潤率 (Y _{1A}) の変動性	上位4社 累積出荷 額集中度	上位8社 累積出荷 額集中度	規模の 経済性	必要 資本量	売上高の 増加率 の平均	広告費 売上高	消費財 I	生産財 II
			(1961-65) Y _{1W}	(1961-65) Y _{1A}	(1961-65) Y ₂	(1963) X _{1.4}	(1963) X _{1.8}	(1963) X ₂	(1963) X ₃	(1961-65) X ₄	(1963) X ₅		
1	肉 製 品	201	3	7.3	4.1	32.2	21	29	0.6	10	4.2	-0.6	I
2	乳 製 品	202	5	8.7	5.1	7.2	27	35	0.1	2	2.3	1.5	I
3	冷凍およびかん詰食品	203	7	9.4	5.8	25.0	34	46	0.5	9	5.3	2.7	I
4	製 粉	204	6	9.2	5.7	6.8	38	50	0.8	18	5.4	3.0	I
5	パン・ケーキ	205	2	8.8	5.5	8.5	30	42	0.4	5	3.0	2.4	I
6	砂 糖	206	3	10.4	6.2	24.0	61	82	6.4	60	5.9	0.2	I
7	ビ ー ル	208	2	7.7	4.9	2.9	34	49	1.9	24	3.7	6.8	I
8	蒸 留 酒	2085	1	6.2	3.2	10.9	58	74	4.2	49	6.0	2.3	I
9	動 植 物 油	209	6	6.0	3.2	35.6	47	62	1.3	10	11.5	0.7	I
10	煙 草	21	4	12.2	8.3	10.2	78	96	9.2	232	2.4	5.6	I
11	綿 織 物	221	1	6.7	4.7	22.3	30	46	0.8	15	9.4	0.5	II
12	毛 織 物	223	1	7.0	4.0	27.8	51	58	1.6	1	17.0	0.4	II
13	木 材 製 品	243	3	9.2	4.5	29.7	17	23	0.4	1	12.9	0.6	II
14	パ ー ル	261	1	8.2	3.8	20.3	48	72	5.5	19	13.9	0.2	II
15	紙 紙 製 品	263	3	6.4	4.3	5.3	27	43	0.5	76	4.2	0.9	II
16	医 薬 品	283	3	14.7	10.0	11.9	25	41	1.8	48	20.0	8.7	I
17	石けんおよび関連製品	284	3	14.7	10.0	18.7	72	80	3.6	48	10.8	9.8	I
18	塗料および関連製品	285	1	11.5	7.4	13.6	23	34	0.4	4	2.8	1.7	II
19	肥料および農業化学品	287	3	5.7	2.6	31.7	29	46	1.1	7	-0.2	1.2	II
20	石 油 精 製	291	1	4.4	3.2	10.1	34	56	1.8	640	8.8	0.5	II
21	クイヤー・チューブ	301	1	7.9	4.6	5.2	70	89	5.8	130	8.8	2.0	II
22	履 物	314	1	7.6	4.3	18.2	25	32	0.2	2	9.7	1.3	I
23	ガラスおよびガラス製品	321	3	10.3	7.4	12.8	69	81	7.9	145	8.5	1.0	II
24	セ ン ト	324	1	5.4	3.7	17.8	29	49	1.0	13	6.0	0.4	II
25	鉄鋼・鍛造・鋳造	333	9	7.5	4.4	26.1	43	58	2.9	378	10.2	0.3	II
26	金 属 かん	341	1	6.2	3.5	17.3	74	85	2.1	23	3.3	0.9	II
27	刀 物 器 械 道 具	342	4	12.6	8.3	9.0	38	47	0.9	8	17.5	3.3	II
28	暖房設備・水道用具	343	3	8.8	6.0	22.1	24	45	0.8	8	6.2	1.1	II
29	エンジン・タービン	351	2	10.5	6.9	26.4	62	75	3.3	16	12.5	1.4	II
30	農 業 機 械	352	1	8.2	4.5	36.3	43	55	2.1	39	12.0	1.1	II
31	産 業 用 電 機 器	362	5	10.9	7.3	17.7	52	62	5.3	15	14.1	1.0	II
32	家 庭 用 電 気 機 器	363	7	10.4	5.7	17.5	62	78	5.3	62	11.1	2.6	I
33	ラ ジ オ ・ テ レ ビ	365	1	14.3	7.1	43.5	41	62	3.4	37	12.2	1.4	I
34	自 動 車	3717	1	16.7	9.8	14.8	79	83	4.8	735	20.0	0.6	I
35	飛行機・ミサイル	3721	1	14.0	4.6	52.9	62	85	4.0	79	7.1	0.1	II
36	造 船	373	2	8.7	4.5	96.4	48	63	6.0	24	6.6	0.6	II
37	鉄 道 車 輛	374	2	8.1	4.4	28.4	67	81	5.1	42	20.4	0.4	II
38	写 真 機 器 用 具	386	1	18.0	11.5	14.6	63	76	7.2	87	14.3	3.0	I
39	時 計	387	1	10.5	5.5	27.3	57	72	6.8	11	12.5	5.2	I

- 標準産業分類は米国の38年度現在、Standard Industry Classification Code Numberによる。したがってこの三桁表示は *Statistics of Income* の使う三桁表示番号ではない。
- 利潤率資料は Dept of the Treasury Internal Revenue Service, *Statistics of Income, Corporate Income Tax Returns* および *Source Book of Statistics of Income* による。
- 売上集中度資料は *Concentration Ratios in Manufacturing Industry 1963*, Report proposed for the Subcommittee on Antitrust and Monopoly による。
- 参入障壁資料は X₂ に関しては U.S. Dept of Commerce, *Census of Manufactures, 1963*, X₃ に関しては同左 *Source Book of Statistics of Income* による。
- 需要の成長率資料は同上、*Source Book of Statistics of Income* による。
- 製品差別資料は同上、*Source Book of Statistics of Income* による。

研究ノート

法人税転嫁の K-M 分析に対する批判と反批判

古 田 精 司

まえがき

法人税の転嫁を計量経済モデルに特定化して分析した先駆的作業は、Krzyzaniak-Musgrave の共同研究のうち結実した。それは第1に、分析手法のうえで計量モデルを積極的に活用した点で転嫁分析に新しい進路を開拓し、第2に、その結論において伝統的命題を覆えしアメリカ製造業では法人税負担の100パーセント以上が製品購入者に転嫁されると主張し、広く注目を浴びるとともにその後の研究に多大の刺激をあたえた。けれども分析手法の斬新性と結論の意外性とは、両々相まって幾多の批判を誘発するにいたった。批判はまた K-M 自身の側からの反批判を呼び起し、それはまた批判者の側からの再批判を惹起した。ここでは今後の法人税転嫁・帰着分析の進展に資する意図のうに立って、これらの批判・反批判・再批判の経緯を展望することを目的とする。

- (1) プレッシャー変数、価格援護効果、および雪だるま効果——スライター・グードによる K-M モデル批判——

K-M 分析の特色は、一言にしていえば、従属変数

としての課税前収益率 (Y_g) を説明するため、1期前の消費対 GNP 比率の増分 (dC_{t-1})、1期前の在庫対売上高比率 (V_{t-1})、法人税以外の税収マイナス移転支出対 GNP 比率 (J_t)、政府支出対 GNP 比率 (G_t) および法人税変数 (L_t) を独立変数として選び、単一重回帰方程式を組むことにより、法人税が課税前利潤率にいかなる効果をおよぼすかを調べ、法人税変数 L_t の回帰係数の推定値から直接に転嫁度を導出するところにある。この推論過程の特色からすれば、K-M 分析に対する批判は当然モデルの特定化が果して成功を収めているか否かにまず集中するはずである。スライター (Richard E. Slitor) およびグード (Richard Goode⁽¹⁾) の両者がはじめて分析に本格的批判を加えたとき、最大の焦点はまさにここに集まっていた。

スライターはまず、法人税がない場合の法人収益率関数の特定化が適切でないため、収益率の説明に法人税変数が過重な役割を担わされるが、法人税変数自体は法人利潤の重要な決定因である「経済的プレッシャー」(economic pressure)水準と共線的であると指摘する。だとすれば、K-M の転嫁尺度は転嫁度を過大に表示するのみならず、ただ法人税水準に結合した一般的経済活動のプレッシャー水準と法人収益率との間の相関を反映するにすぎないという批判を免がれることはできない。

注(1) Slitor, Richard, 'Corporate Tax Incidence: Economic Adjustments to Differentials under a Two-Tier Tax Structure', pp. 136-206. Goode, Richard, 'Rate of Return, Income Shares and Corporate Tax Incidence', pp. 209-246. 両論文はともに企業課税をめぐるシンポジウムの報告論文であり、つぎのごときタイトルで公開された著書の後半を占めている。Effects of Corporation Income Tax, Papers Presented at the Symposium on Business Taxation, Wayne State University, arranged and edited by Marian Krzyzaniak, papers by Arnold C. Harberger, Richard A. Musgrave, Richard E. Slitor, Richard Goode, and Marian Krzyzaniak (Wayne State University Press, Detroit 1966). 両論文がともに意図するところは K-M モデルの批判にあり、アメリカ経済は K-M の主張する寡占体制というよりも競争体制にあるから、いわゆる新古典派モデルが経験的に妥当とみなしうとする。また K-M の計量経済学的手法は法人税効果を分離することに失敗し、転嫁度は高度に上方バイアスをもっているから K-M の過剰転嫁仮説は否定されるべきであるという主張においても共通している。

表 1 : 製造業に関する修正推定値、総資本ベース、モデル A
別途の利潤方程式も含む (観測値 20, 1935~42+1948~59, 最小自乗法)

方程式 No.	回帰係数、() 内は t 検定値					R ² 自由度 調整済	R	d ダービン ・ワトソン 比	転嫁度 () 内は 標準誤差
	ΔC _{t-1}	V _{t-1}	J _t	L _t	P _t				
1. K-Mモデル No.6 表 6-1	.4966 (3.5440)	-.4681 (-3.0253)	-.8967 (-5.4347)	1.4199 (15.3468)		(.961)*	.9805	2.6526	1.4199 (.0925)
2. K-Mモデル No.1 標数データ	.4338 (2.9333)	-.4556 (-2.7140)	-.8355 (-4.8100)	1.410 (14.1051)		.955	.977	2.660	1.410 (.0999)
3. ΔC _{t-1} を P _t で 代替	.005173 (.0341)	-.3238 (-1.4808)	-.6841 (-3.6690)	.8707 (3.1658)	.2590 (1.8039)	.942	.971	2.591	.8707 (.2750)
4. V _{t-1} を P _t で 代替	-.1242 (-1.6000)	.4648 (3.5121)	-.7778 (-5.3008)	.8653 (4.0706)	.3487 (3.5355)	.963	.982	1.980	.8653 (.2126)
5. J _t を P _t で 代替	-.1509 (-1.7641)	.0886 (.3189)		.9950 (2.6897)	.2297 (1.1960)	.896	.945	1.125	.9950 (.3699)
6. モデルに P _t 変数を追加	.007878 (.0680)	.4405 (3.4339)	-.2506 (-1.4907)	.9420 (4.4690)	.2670 (2.4384)	.966	.983	2.355	.9420 (.2108)
7. L _t を除き P _t で全変数を代替	-.1266 (-1.0218)			.9615 (2.8679)	.2223 (1.4729)	.903	.950	1.457	.9615 (.3353)

* スライターの数値追加。
なおデータは P_t 以外は K-M のデータ (K-M, Appendix A, pp. 72-75) と同じ。P_t は
Joint Committee Print, Potential Economic Growth, op. cit., p. 37.
出所: R. E. Slitor, p. 159

かれはこの批判の妥当性をテストするため、K-M のスタンダード・モデル A に含まれる独立変数に加えて「経済プレッシャー」変数を挿入する。プレッシャー変数としては、ノールズ (J. W. Knowles) の現実 GNP/潜在的 GNP 比率が選ばれた。推定法も操作変数法に頼ることを避け、単純最小自乗法が使用される。算定を進めるに当たって、K-M の推定結果との比較の便宜上総資本ベースにのみ限定された。

表 1 はスライターが K-M モデルについて再推定した結果をまとめたものである。ただしライン(1)は、K-M 自身が単純最小自乗法により算定した推定結果である転嫁度 142 パーセントを比較に供するため再掲されたものである。スライターにより追加されたプレッシャー変数は P_t で表わされ、他の変数は冒頭で表示されたものと同じである。表 1 のライン(2)は、算定プロセスを簡易ならしめるためデータを概数に改めて再推定した結果である。これにより各変数の回帰係数値や有意性は若干異なってきたが、転嫁度は 141 と 142 パーセントの間であると確認できたとする。

問題はプレッシャー変数導入の効果である。表 1 のライン(3)はその効果の一端を表わしているが、ΔC_{t-1} に代えて P_t を導入した結果、転嫁度は 141 パーセントから 87 パーセントに低下し、実に 54 パーセントもの低落をもたらしている。転嫁度の有意性は若干低下したが依然として高度に有意である。しかし、かれが容認するように、プレッシャー変数自体は 5 パーセント水準でさほど有意ではなく、V_{t-1} 変数も有意性に欠ける結果となっている。

ここでの主張点は K-M 収益率モデルの欠陥を明確にするためにあり、転嫁度 87 パーセントを新たに提唱するためでないことは明白であろう。スライター自身がプレッシャー変数 P_t が必ずしも適切でないことを容認しており、別のより望ましい変数を導入すれば転嫁度はさらに低下しうるとを強調せんがためであることは明らかである。

在庫・売上比率変数 V_{t-1} を落して代りにプレッシャー変数を入れると、転嫁度はさらに低下して 86.5 パーセントになることは、表 1 のライン(4)が物語っている。ここでは法人税変数は有意であり、プレッシャー

変数自体も 1 パーセント水準で十分有意であるのみならず、ライン(2)に較べ他変数の有意性も増大している。

ライン(5), (6), (7) においても P_t 変数が導入された結果、転嫁度はいずれも 100 パーセントを下回るにいたる。とくにライン(5)では V_{t-1} の回帰係数は符号も逆転し有意性も完全に失われ、これこそ K-M モデルの欠陥を示唆するものであるとされる。ライン(4)では系列自己相関テストはパスするが、K-M 自身の推定値は多くはマイナスの系列自己相関テストをパスしないがゆえに、重相関 R は過大評価、誤差は過小評価、有意性は過大評価されると批判する。さらに表 1 に関連して表 2 では、先の推定についての単相関マトリックスが示されているが、ここではプレッシャー変数 P_t と従属変数としての収益率変数 Y_{gt} との間の相関が確認されている。このマトリックス表では、P_t と L_t との間の共線性も示されているが、これにより P_t が導入されたとき転嫁度が減少することは明白にされたとする。

表 2: 単相関マトリックス
全製造業、総資本ベース (1932~42+1948~52年)

変数	Y _{gt}	L _t	ΔC _{t-1}	V _{t-1}	J _t
L _t	.95				
ΔC _{t-1}	-.01	-.10			
V _{t-1}	-.65	-.64	-.19		
J _t	.18	.33	.38	-.59	
P _t	.93	.95	-.03	-.75	.42

スライターによる注: このマトリックスでは P_t と Y_{gt} の間の相関は L_t と Y_{gt} の間のそれとはほぼ同じ大きさであることが示されている。それは明らかに P_t と L_t の間の高度の共線性を反映している。多数の相関した変数により特徴を描きだした経済においては、統計上の結果は隠された相関によるバイアスを全く免れるということは決してない。けれども、K-M の研究において関心が集中した法人税変数 L_t と共線的であるところの経済的プレッシャー変数 P_t のごとき重要な変数を除くことは、その帰結にかなり影響しよう。出所: R. E. Slitor, p. 201.

グードも同様にプレッシャー変数ないし能力利用度変数が収益率を説明する変数としての重要性を強調する。

グードは K-M モデルに含まれる変数の意義について疑問を投げかけた後に、K-M が算定した転嫁度推定値

注(2) Knowles, James W. (with the assistance of Charles B. Warden, Jr.) *The Potential Economic Growth in the United States*, Joint Economic Committee Print, 86th Cong., 2nd Sess., Jan. 30, 1960. Washington: U. S. Government Printing Office, 1960. p. 37 参照。

(3) たとえば在庫/売上比率は経済的根拠はあるとしても 1 年ラグつきはおかしい。また ΔC/GNP は加速度効果を考慮したとすれば、むしろ GNP 変化率、消費プラス投資変化率、工業生産変化率のごとき経済活動の一般的尺度のほうが望ま

の妥当性を検討する最も簡単な方法は、異なる税率を仮定したうえで算定された課税前収益率の推定値を吟味することにあるとし、その推定値を表3のごとくまとめている。

表3: 製造業法人の課税前総資本収益率
現実値と代替的統計推定値 (1936-39+1955-57年)^a

項目	1936-39	1955-57
1. 現実値	7.46%	16.15%
K-Mモデルによる推定値 ^b		
2. 現実税率による	7.55	16.33
3. 1936-39年の一定税率による	7.55	7.21
4. 1955-57年の一定税率による	16.66	16.33
次のごとく修正したK-Mモデルによる推定値		
5. 法人税変数をプレッシャー変数と代替	8.40	16.15
6. 法人税変数を能力利用度変数と代替	7.60	17.26
7. プレッシャー変数のみによる推定	7.86	17.04
8. 能力利用度変数のみによる推定	7.24	18.14

a 年間パーセンテージの算術平均、収益率と税率に関する資料はK-Mのデータ p.74による。

b K-Mスタンダードモデル、単純最小自乗法による推定出所: R. Goode, p. 217.

表3のライン(1)は製造業の平均現実総資本収益率を表わし、ライン(2)はK-MモデルAについて単純最小自乗法により算定された推定値を表わす。両者を比較してみると、1936-39年と1955-57年について現実値と推定値はほぼ一致しているといつてよい。

ところがライン(3)では、現実税率に代えて税率は1936-39年の水準で一定であったと仮定したうえで、K-Mモデルより推定された課税前収益率を表わす。同じくライン(4)は、税率が1955-57年の水準で一定と仮定したうえで推定された課税前収益率を表わす。これら推定値をみると、税率の差異を別とすれば、1936-39年と1955-57年で課税前収益率はほぼ同一であるということになる。すなわち、戦前の低税率では戦後の収益率推定値は現実値の半ば以下となり、また戦後の高税率では戦前の収益率推定値は現実値の2倍以上という結果がえられる。いうまでもなく、これら推定

しい。さらに法人税以外の租税とGNPの比率もなせ利潤に影響するか曖昧であるとし、この変数の回帰係数の符号はK-Mはマイナスとしたが説明がない。この変数の増大は政府支出の増大をともなうときプラスとなるが、政府支出を所与とすれば増税はデフレ的效果をもつからマイナスであろうといった批判が目立っている。Goode, op. cit., pp. 214-6. 参照。

注(4) スライターの主張はカルドアの見解と一脈通ずるところがある。一般に市場価格は限界企業により決定され、これは限界内企業が単位費用上昇の条件で操業していることを意味する。すなわち高費用=限界企業を生存せしめる理由は市場の需要に低費用=限界内企業が十分に応ずることができないところにある。この条件の下では、需要変化に依する供給変化は限界企業の市場流出入によるのであって限界内企業ではない。

ところがカルドアは製造業ではその条件は満たされていないと考える。単位費用は短期ですら通常は下落しているの

値はK-Mが利潤説明式モデルに含めた他の独立変数の影響も蒙るものであり、税率のみが一定値をとり他の関連変数はすべて現実値をとったという仮定にもとづいている。

グードはライン(3)と(4)の推定値はありえないと考える。なぜなら、失業率、工場設備利用の程度、価格の推移、および利潤決定に影響すべき他の要因について戦前・戦後の差異を考え合わせると、収益率が戦前と戦後でかなり等しいとは考えられないからである。

ライン(5)は法人税変数を落した代わりにスライターの同じノールズのプレッシャー変数を資源利用度を表わす変数として導入した結果えられた収益率推定値であり、ライン(6)は同様に能力利用度変数として現実工業経常生産額/高水準成長トレンド比率を導入した結果えられた推定値である。これらの推定値は現実値と較べてK-M推定値に比しはほど見劣りするものではない。

ライン(7)と(8)はそれぞれプレッシャー変数と能力利用度変数のみでえられた収益率推定値であるが、共にかなりの程度まで現実値に近いということから、グードは利潤変動の説明要因としてのプレッシャー変数と能力利用度変数の重要性を強調している。

スライターの示唆する第2の重要と思われる問題提起は、むしろK-Mの過剰転嫁仮説を支持する証左ともみなさるべき効果——すなわち「価格援護効果」(price umbrella effects)の存在の指摘である。この論点は従来注意を惹かなかった新しい問題意識として評価すべきであると考えられる。

既述のように、法人税は利潤をあげた企業、したがって効率的企業から徴収されるが、利潤をあげない限界企業からは徴収できない。そこで利潤をあげた企業による価格引上げをつらざる法人税の転嫁は、非効率的企業ならびに陳腐化機械に対し価格援護効果をもつことになる。すなわち、利潤をあげた効率的企業による費用と販売価格との間のマージンの拡大は、その拡大がなかったばあいに較べ必然的に新規企業、中小企

業、非効率的企業に競争上有利な条件を提供する⁽⁵⁾。それゆえ法人税転嫁により費用と価格の間の幅が広がることにもとづく価格援護効果が大きければ大きいほど、赤字営業の企業数は減少するはずである。もしもこのような価格援護効果が存在するならば、戦前・戦後に亘る法人税率の上昇とともに利潤(純所得)をあげえない企業経営の領域は狭められるはずである。

スライターの種々の指標を手がかりとしながら価格援護効果が存在する証左を求め、1930年代以後法人税率が上昇するとともに、各産業において底辺にある赤字企業のウェイトが減少しつつあることを見出した。それは公益規制産業において最も明確に裏づけられているが、また製造業部門全体に亘っても明確に見出される傾向であるとしている。このような証左の発見はK-Mの主張する過剰転嫁仮説を積極的に支持しているようにみえるが、スライターの自身はむしろ判定を差し控え、戦後における完全雇用政策の帰結もまたこのような現象を説明する要因として考慮すべきであるとしている。

第3に注目すべきは、スライターのグードもともに法人税の過剰転嫁仮説のおよぼす影響範囲の広さを考え合わせると、経済理論的意義ないしは常識からも理解しうる説明がなければならぬと強調する観点で

あつて上昇しているのではない。その証左は生産増加は不変価格の下でさえ売上粗利潤率の上昇をともなうところにある。市場需要の変化は全企業活動水準の変化をもたらす限界企業に限られるものではない。カルドアのこの見解には不完全競争条件こそが経済の現実を支配し、限界内企業の生産は需要に制約されるのであり生産能力に制約されるのではないことを意味されている。

カルドアは、一般労働水準は高費用の限界企業により決定されるのではなく、最新鋭設備を有する企業の利潤マージンにより決定されるとする。スライターの価格援護効果は暗黙のうちにカルドアと類似の価格設定者を想定しているようである。Kaldor, Nicholas, A Memorandum on the Value-Added Tax (1963), in his 'Essays on Economic Policy, Volume I,' (London, 1964) pp. 272-4. 参照。

注(5) 従来、法人税は転嫁されずとも非効率的企業に競争上有利な条件を提供することが指摘されていた。スライターの転嫁されてもその条件は変わらないという新たな指摘を加えたことになる。それゆえ経済効率の観点からは、法人税の転嫁の有無に関係なく、付加価値税は効率的(黒字)企業であれ非効率的(赤字)企業であれ競争上の差別待遇を与えるものではないという意味で法人税よりも優れているといえよう。

(6) スライターのK-M分析では常識からみた評価がどこにもないとしてその役割を自身に課している。Slitor, op. cit., pp. 165 以下参照。またグードも最善の評価は相関度や推定値の誤差ではなく経済的意味を考えることであり、経済理論の根拠、別個の情報、常識から説明すべきであつて単なる形式的な統計的検証から説明すべきではないと批判する。Goode, op. cit., p. 213 参照。

(7) スライターの雪だるま効果すなわち租税転嫁の波及効果の定式化はつぎのとおりである。波及効果 $M = Y_{p,t}/Y_{p,t}' =$ 租税がない場合の収益率に対する転嫁後の税込収益率の比率。そのとき $M = 1/(1 - Z^*S) =$ 実効税率とK-Mの転嫁尺度Sの積の逆数の逆数

$$\begin{aligned} \text{導出過程: (1)} \quad & \frac{Y_{p,t} - Y_{p,t}'}{Z^* Y_{p,t}'} = S \quad (\text{定義により}) & (2) \quad Y_{p,t} - Y_{p,t}' = Z^* Y_{p,t}' S \\ (3) \quad & 1 - \frac{Y_{p,t}'}{Y_{p,t}} = Z^* S & (4) \quad -\frac{Y_{p,t}'}{Y_{p,t}} = Z^* S - 1 \\ (5) \quad & \frac{Y_{p,t}'}{Y_{p,t}} = 1 - Z^* S & (6) \quad \frac{Y_{p,t}}{Y_{p,t}'} = M = \frac{1}{1 - Z^* S} \end{aligned}$$

法人税転嫁の K-M 分析に対する批判と反批判

めるために、われわれは最重要項目のみに限定し、かつ両批判者が類似見解をとるところではコメントも一筋に扱うことにしよう。K-Mの反批判はこのような書き出しから始まり、スライター・グードによるK-M批判に答えようとする。

反批判の第1点として、収益率方程式において法人税効果を測定するためのモデルについてプレッシャー変数を導入する接近法には反対であるとしている。その反対理由として、プレッシャー変数それ自身が法人税の1関数であり、それゆえプレッシャー変数が含まれると法人税変数の回帰係数は収益率に対する法人税効果を表わすものではなく、法人税効果の一部はプレッシャー変数の回帰係数に隠されることになると主張する。

K-Mによると、収益率に対する租税効果の測定は企業行動の予測であるから、予測が可能であるためには収益率関数は誘導型でなければならない。また真の誘導型においては次の条件が満たさるべきであるとする。(1)方程式は1従属変数のみを含むべきである。(2)関数は線型かつ陽表型であるべきである。すなわち方程式内の従属変数の回帰係数は一定、つまり1に等しくなるべきである。また方程式は(3)体系内の全関連変数を説明せねばならない。

これら3条件についてK-MモデルAを検討すると、条件1は問題なく満たされている。条件2はK-MモデルAは非線型であるが操作変数法の利用により解決されたとする。しかし条件3については、データの制約と独立変数の利用節約を理由として満たされていないことを容認する。その限りではK-Mモデルが真の誘導型とはいえないという批判を受け入れたことになる。

けれどもK-Mはスライターのモデルが条件1と2のどちらも満たしていないとして直ちに反批判に転ずる。前述のごとくGNPのラグなし値としてのプレッシャー変数は法人税効果をすでに含んでおり、最小自乗法による推定はバイアスと不斉合をもたらす。K-M自身としては、プレッシャー変数の果すべき役割はすでにK-Mモデル内の他の先決変数(ΔC_{t-1}, V_{t-1}, C_t)に担われていると考えるのである。

この見解をテストするため、そしてプレッシャー変数の意義を積極的に検討するため、K-Mは表4にみる

注(8) Krzyzaniak, Marian & Musgrave, Richard A., Discussion, p. 247. in 'Effects of Corporation Income Tax.' 参照。なお本節は K-M の Discussion に加えスライター・グードの再批判もつき合わせるにより、反批判と再批判の論点を整理することを意図した。Goode, Richard & Slitor, Richard, Rejoinder. in 'Effects of Corporation Income Tax.' pp. 258-261. 参照。

ような K-M モデルの再推定作業を実施するに到った。表4のライン(1)は K-M スタンダード・モデルAの推定結果の再掲である。ライン(2)はスライター・グードのギャップ変数 P をここでは1期のラグつきにして V_{t-1} 変数と代えられる。ラグなし P についてのスライター・グードの推定結果とは逆に転嫁度は不変に留まっている。確かにラグつきにすれば P 変数は先決変数として容認できるが、しかしそれは K-M の指摘するように体系内ですでに反映されている他の作用因を代替したにすぎないものとなる。

ライン(5)と(6)ではいま1つのプレッシャー変数としてクラインの能力利用率(P_c)が採用されるが、それは戦後についてのみ利用可能であるから、戦後について推定されたライン(4)に示されているとき K-M スタンダード・モデルAと比較さるべきこととなる。ライン(5)においてスライター・グードの推定結果と比較できるよう、P_c 変数はラグなしで適用される。確かに転嫁度は低くなるが、スライター・グードのそれに較べると劇的低下をみせているわけではない。またライン(6)のように P_c 変数をラグつきで適用すると——K-M は先決変数の性格からして当然と主張する——P_c の有意性は失われフィットも低下するにいたる。そこで K-M は能力問題を検討するにより役立つ方法は消費変数を ΔC_{t-1} から C_{t-1} に代えることであると、ライン(3)にみるように変数はすべて差分値にして全期間に適用すると、転嫁度は僅か低下するがしかし全般的様相は変わらないと指摘している。

結論として K-M はもし転嫁推定モデルの特定化において租税係数が許容しうる変化にかなり敏感であるとすれば、K-M 推定値もかなり減少することを認める。また K-M モデルよりも野心的モデルがより多数の観測値に適用されるならば、やがては異なる推定結果を生み出すという可能性も否定しない。けれどもスライター・グードが K-M モデルを信頼しがたいことを示したとも考えないし、K-M の試みたその後の実験で示唆されたとも考えないとしている。

K-Mはグードの「K-Mモデル妥当性テスト」にも反論を加え、プレッシャー変数の果すべき役割についても否定的見解を表明する。反批判の論拠は表5にみる

ときグードの算定に加えた K-M 自身の算定追加で

表 4 : 全製造業に関する収益率方程式の代替的推定値

方程式 No.	項目	年度	観測 期間	変数						R	調整 標準誤差	
				ΔC _{t-1}	C _{t-1}	V _{t-1}	J _t	P _{c,t-1}	P _{c,t}			L _t
1 ^a	全製造業、 総資本ベータス、 全年度	1935-42	20	.2859	.4038 (2.6690)	-.5272 (-3.0043)	-.8333 (-4.7168)			1.3394 (12.2165)	.9765	1.3394 (.1096)
		1948-59										
2	No.1	1935-42	20	.0607	.4750 (2.7104)	.9232 (-3.5564)	.1507 (1.7918)			1.2949 (7.6451)	.9675	1.2949 (.1694)
		1948-59										
3 ^a	No.1	1936-42	18	.0931	.5009 (1.8538)	-.4024 (-1.2641)	-.4978 (-1.0589)			1.2486 (5.4969)	.8903	1.2486 (.2271)
		1949-59										
4 ^b	全製造業、 総資本ベータス、 戦後	1948-59	12	.2698	.1593 (.5962)	-.1044 (-2.5218)	-1.1223 (-3.1541)			1.2050 (4.3398)	.9191	1.2050 (.2777)
5	No.4	1948-59	12	.0305	-.1185 (-.8463)	-.0113 (-.0614)	-1.6746 (-8.3920)			1.0558 (7.2947)	.9843	1.0558 (.1447)
6	No.4	1948-59	12	.3308								

1. Pt. プレッシャー変数, グード論文 Appendix, 表 A-1 参照。
 2. Fe, t L.R. Klein による年度能力変数の平均値, Amer. Econ. Association, Papers and Proceedings, May 1963, p. 283 参照。
 3. この推定値については K-M 著書の p. 54, 表 7-1.1.1, をみよ。
 4. 全モデルは差分値で示された。
 5. この推定値については K-M 著書の p. 54, 表 7-1.1.2, をみよ。
 出所: M. Krzyzaniak & R.A. Musgrave, Discussion, p. 251.

ある。

表 5: 製造業の粗収益率 (総資本)

	27~29	36~39	55~57
1. 現実値	8.1%	7.5%	16.1%
2. 税率が1936-39年水準で一定のばあいの K-M 推定値	不明	7.6	7.2
3. 能力利用度変数のみによるグードの推定値	17.5	7.2	18.1

出所: M. Krzyzaniak & R.A. Musgrave, Discussion, p. 252.

表 5 は戦前・戦後に互るアメリカ製造業の総資本粗収益率にかんするグードの表のライン(1), (3), (8)を再掲し、ライン(1)と(3)については1927-29年期間の計算を K-M が追加したものである。グードは K-M モデルによると税率が1936-39年水準に留まったとすれば、収益率も不変に留まったであろうと指摘する(ライン2)。だがグードは戦後の繁栄期という条件を考慮すればこの結果はまったくありえないことと考える。そうではなく、粗収益率は税率変化に対応することなく、むしろラグなし P_t 変数を尺度とする「プレッシャー」の関数であるという仮説にもとづいて議論を進め、グードは1955-57年の収益率は18.1パーセントと推定した。表4でみるようにこの値は現実値にかなり近い。その限りでは、K-M はグードの主張を容認するようみえる。しかし K-M は、もしグードの仮説が正しくてその証左から非転嫁の結論が導かれるならば、他の期間についても同じく当てはまるはずであるとして推定作業を1927-29年にまで拡張してみる。グードのといった手続きと同様に算定すると、1927-29年の収益率は17.5パーセントと推定され、それは8.1パーセントという現実値とかなりくい違っていることがわかる(表5・ライン(3)と(1)参照)。そこで K-M は次のように反問しかつ結論する。「もしプレッシャー変数がこの期間の収益率を説明するに甚だしく失敗しているならば、なぜそれがその後の期間について正確な予測変数でありうるのか? 明らかに収益率の変化はこのよう単純なやり方で予測することはできない」。

第2の批判点である「価格援護効果」については、K-M 自身がスライターの示唆にしたがい公益企業の転嫁度推定を試み、他産業よりもかなり高い転嫁度が

えられることを再確認している。そこから K-M は、援護効果こそはむしろ過剰転嫁仮説を裏づける概念であり、高度の転嫁度がなぜ発生するかを説明するに役立つものとして評価する。ここではスライターの批判が K-M により批判としてではなく「自説援護」として受けとめられている点で興味あるが、スライターの再批判がみられない点では興味を失っている。

第3の論点については、K-M は現代の企業行動からみて法人税転嫁はさほど困難ではないし、また転嫁の規模はマクロ的に激甚な調整を必要とするとは考えないとする。その事例として、1950年に50パーセントの実効税率が課され価格引上げによる完全転嫁が生じたと仮定すれば、それは210億ドルの税額が4430億ドルの GNP につけ加わることを意味するから、総支出の増加は5パーセント程度でありマイナーな循環変動の枠に優に収まる規模でしかないとしている。そのうえ税率の引上げは長期間のうちに生じたのであるから、いずれの年度をとっても転嫁による総支出の変動は1パーセントを下回る程度でしかない点を強調する。ここでは雪だるま効果それ自体に触れることなく過剰転嫁仮説を「常識」的に説明しようとする姿勢に留意したい。

ところで以上の K-M による反批判に対するスライターのグードの再批判はとくに新しい論点を提供しているとは考えられない。なぜなら反批判は第1にプレッシャー変数導入モデルが誘導型の資格を満たしていないとしているが、この点はスライターのグードもすでに容認済みであり単に双方が双方のモデルをすべて完全誘導型たりえないことを確認しているにすぎないからである。

しかしプレッシャー変数について、K-M はラグつきの正当性を統計学的論拠から主張するのに対し、スライターの依然として経済理論的根拠からラグなしの正当性を主張して譲らない。けだし収益率は主として今年度の能力利用度に依存するのであり昨年度のそれではないから、ラグつきにすればそれは存在する経済的関数関係と矛盾するはずだとみるからである。また税率変数の独立性にかんしては、グードは K-M のと

注(9) Krzyzaniak, Marian & Musgrave, Richard A., Discussion, p. 253. in 'Effects of Corporation Income Tax.' 参照。

(10) K-M の算定によると、公益企業では183パーセントに対し全製造業では123パーセントの転嫁度を示している。Krzyzaniak, Marian, & Musgrave, Richard A., Discussion, p. 254. 参照。なお公益企業規制が利潤の抑制にほとんど役に立っていないという仮説が K-M の高度転嫁仮説を裏づけるとして、1例としてつぎの論文を挙げている。Stigler, George J. & Friedland, Claire., "Regulation: The New Laissez-Faire-?" unpublished mimeographed paper offered in June 1963 at the "Economics of Regulated Public Utilities".

った操作変数法が実効法人税率 Z* を完全な独立変数化することに成功したとはみなしていない。また法定税率 Z ですら、収益率と全般的経済活動水準とを含めたトレンドに依存するとしてその独立性に強い疑念を表明している。これらの2点についてはなお今後とも立入った検討が各方面から加えられることを期待したい。

グードの批判に加えられた K-M の反批判——プレッシャー変数による20年代の収益率の説明に失敗——に対しては、グードはデータの不足を理由として K-M モデルが20年代の収益率説明にどの程度まで成功を取めたかをテストすることはできないと告白し、それでも利潤率変動に果すべき税率変動の役割について強い疑念を表明している。すなわち再批判の結語として「われわれは Krzyzaniak および Musgrave が実際に非租税要因を考慮に入れることに成功し、かくて租税変化の〈他の条件にして等しい効果〉(ceteris paribus effect) の測定に成功したということに疑念を覚えるものである」。

(3) 雇用率変数と戦時ダミー変数

——クラッグ・ハーバーガー・ミーズコウスキーによる K-M モデル批判——

K-M 接近法に対してはさらに強力な批判が加えられている。クラッグ・ハーバーガー・ミーズコウスキー (John G. Cragg, Arnold C. Harberger, and Peter Mieszkowski) 三者による共同論文がそれである。かれらの基本的観点は法人税滞着が種々の理由から実証により容易に決定できるものではないとし、この観点から第1に K-M が結論をうるまでの手続きを詳細に検討し、第2に同じ問題に対する別途の統計的接近法を開発し、第3にこれらの検討の結果を解決する問題をより注意深く研究することを意図しているとしている。総じていって、かれらの批判論文は K-M がえた結論の妥当性に対し重大な疑問を投げかけることを目的としている。

かれらは K-M モデルに含まれる各説明変数が利潤に対する税率の影響力を誇張していることを指摘した

のち、変数追加により K-M モデルの欠陥を矯正しようとし雇用率変数 E_t と戦時 (1941, 42年と1950, 51年) に関するダミー変数 W_t を新たに導入した。雇用率変数 E_t は1930年代の低い利潤率と1949, 54, 58年のリセッションにおける利潤率の低下を説明するために導入され、ダミー変数 W_t は戦時における高利潤と高税率との関連を主として高税率のみに帰着せしめる観点を是正する意図をもって導入された。かれらの雇用率変数はスライターのグードの GNP ギャップ変数ないし能力利用度変数に対応するプレッシャー変数であることは明白である。

そこでまず理論的観点から K-M の転嫁度推定値が過大評価とならざるをえず、また K-M の操作変数法が転嫁度の不偏推定値を生みださないことの2点が証明される。しかし前節との関連からすれば、より興味ある分析はさきの雇用率変数 E_t と戦時ダミー変数 W_t を導入したかれら自身の推定結果である。

比較の便宜上、クラッグ・ハーバーガー・ミーズコウスキー (以下 C.H.M. と略称) は K-M が実効税率 Z_t* を操作変数として算定した回帰式モデル A の推定結果をはじめに掲げる。

$$(5-1) Y_{gt} = .2577 + .30134C_{t-1} - .4228V_{t-1} - .7721J_t - .1083G_t + 1.5110L_t \quad (r^2 = .96)$$

つぎに K-M と同じデータおよび推定法を用いるが独立変数として先の雇用率変数 E_t と戦時ダミー変数 W_t を追加すると次式がえられる。

$$(5-2) Y_{gt} = -.3097 + .07744C_{t-1} + .1938V_{t-1} \quad (.1517) \quad (.1269) \quad (.1828) \\ -1.2038J_t - .2102G_t + 1.024L_t \quad (.1848) \quad (.0691) \quad (.1895) \\ + .6178E_t \quad (r^2 = .99) \quad (.1669)$$

$$(5-3) Y_{gt} = -.4198 + .26314C_{t-1} + .1301V_{t-1} \quad (.2545) \quad (.2330) \quad (.2398) \\ -1.2814J_t - .1019G_t + .6002L_t \quad (.2753) \quad (.1524) \quad (.6410) \\ + .7693E_t + .0258W_t \quad (r^2 = .98) \quad (.3064) \quad (.0245)$$

ただし各回帰係数の下にある括弧内は推定値の標準誤

注(11) Cragg, John G., Harberger, Arnold C. and Mieszkowski, Peter, Empirical Evidence on the Incidence of the Corporation Income Tax, Jour. Poli. Econ., Dec. 1967, pp. 811-21. 参照。

(12) C-H-M, op. cit., pp. 814-7. 参照。かれらの K-M 批判論文は統計推定理論と推定作業結果の両側面から成り立っているが、ここでは前者を割愛した。理論的観点からする K-M の操作変数法批判は説得力が認められるが、法人税変数の回帰係数が過大評価とならざるをえないとする批判は必ずしも受け入れやすいものではない。この論点については機会があれば再び触れることにしたい。

差を表わす。C-H-Mは新たな説明変数として E_t と W_t が追加されるにしたがい、 L_t の回帰係数が累進的に低下し、かつ E_t と W_t との両者が追加された(5-3)式では統計的有意性がほとんど失われている意義について強調する。すなわち K-M が推定した(5-1)式において、がりに L_t が E_t と W_t により表わされている影響力の代理変数として作用しているならば、累進的低下はまさに予想どおりであると考えられる。また代理変数として当初から働いていたからこそ、 L_t の回帰係数の低下は当然であるとする、さらに L_t の回帰係数の標準誤差が高まることもありうべきことと考える。なぜなら E_t と W_t がともに L_t に含まれていると同じ影響力の若干を含んでいるとすれば、その限りでは E_t と W_t は L_t と共線的であるといえるからである。K-M が E_t と W_t を欠いて推定した回帰式(1)に較べると、 L_t の回帰係数の標準誤差は増大する傾向をかれらは強調している。これらは K-M モデル A に対する主たる批判点である。

K-M モデル B についても同様の手続きによる批判が試みられる。次の回帰式(5-1')は実効税率 Z_t^* を租税変数として用いた K-M モデル B の推定結果である。それに対し、回帰式(5-2')と(5-3')は再び雇用率変数 E_t と戦時ダミー変数 W_t を説明変数として追加したばあい、租税変数の回帰係数がどの程度まで変わるかを表わしている。

$$(5-1') \quad Y_{it} = .386 + .2914C_{t-1} - .494V_{t-1} - 1.971J_t - .220G_t + .481Z_t^* \\ (.098) \quad (.347) \quad (.386) \\ (.400) \quad (.212) \quad (.104) \\ (r^2 = .87)$$

$$(5-2') \quad Y_{it} = -.498 + .0154C_{t-1} + .350V_{t-1} - 2.128J_t - .259G_t + .273Z_t^* + .908E_t \\ (.304) \quad (.291) \quad (.416) \\ (.322) \quad (.170) \quad (.108) \\ (.302) \quad (r^2 = .92)$$

$$(5-3') \quad Y_{it} = -.537 + .3584C_{t-1} + .134V_{t-1} - 1.577J_t - .050G_t + .073Z_t^* + .934E_t + .041W_t \\ (.246) \quad (.265) \quad (.345) \\ (.326) \quad (.156) \quad (.113) \\ (.244) \quad (.015) \quad (r^2 = .95)$$

C-H-M が強調するように、(5-1')から(5-3')に移るにしたがい租税変数 Z_t^* の回帰係数はさらに急激な低下を示す。それは(5-1)から(5-3)のケースよりも顕著であり、結局 K-M モデル B に E_t と W_t が追加されると転嫁度は 7 パーセントというほとんどゼロ転嫁を

意味する程度まで低下するにいたる。

これらの収益率関数の構造推定の実験のほか、C-H-M は様々の基本方程式や代替変数の導入による回帰式推定を試みた結果、これらは法人税率が課税前収益率に対しなら顕著な影響をおよぼすものではないという結論をすべて再確認するものであるとしている。この結論を最も劇的な形で描きだしているのが、次式(5-4)にみられるように雇用率変数 E_t 、戦時ダミー変数 W_t 、実効税率 Z_t^* の 3 説明変数のみが現われる回帰式であろう。

$$(5-4) \quad Y_{it} = -.584 + .819E_t + .073W_t - .101Z_t^* \\ (.195) \quad (.255) \quad (.017) \quad (.114) \\ (r^2 = .84)$$

確かに E_t と W_t が導入されると課税前収益率の変動を説明するための税率は統計的に有意ではなくなる。そればかりでなく、実効税率変数の符号(有意とはいえないが)もマイナスに転ずる。すなわち転嫁度はマイナス 10 パーセントとなる。

そこで結論としてかれらの K-M 批判点を要約すればつぎのとおりであろう。第 1 点は、経済循環および戦時の諸影響を適切に捉えるような変数の導入に失敗したので、K-M はそれら影響力の効果のかかなりの部分を法人税率の変動に帰着せしめる推定結果を生んだとする指摘である。これはスライター・グードの批判点と同じである。また C-H-M の推定結果から法人税負担はほぼ 100 パーセントまで資本に帰着したと結論される。

第 2 点は、K-M モデルには 2 種類のバイアス——真の誘導型たりえずまた操作変数法も適当ではないことによる——のため粗利潤率に対する税率変動の効果を通大評価するにいたるといふ指摘である。スライター・グードの批判に答え、K-M は雇用率を用いて循環変動を生みだす外生的影響力の代理変数とすることに反対した。C-H-M も雇用率がより一般的体系にあっては内生変数であることを認める。けれども C-H-M の批判点は、2 種類のバイアスがプラスに作用するため、K-M 推定値は、利潤変動に対する税率の真の効果誇張されている事実の指摘にある。それゆえ、かりにバイアスの規模が大であるとすれば、法人税負担の 100 パーセント以上が資本に帰着していると考えられよう。

第 3 点は時系列による実証分析の難しさの指摘である。むしろ C-H-M は、かれらの 1 人であるハーバガーが別途の接近法によりえた結論——法人税総負担のうち資本の負担率は 90 から 120 パーセントと推定

される——がより確かであると考え、またこれまでのかれらの K-M 批判がその間接的証明であるとする。けれども C-H-M 自身も認めるごとく、かれらの論旨はハーバガーの結論支持にあるというよりは K-M の結論が妥当性に欠けているという主張にあることは明白であろう。

(4) 収益率関数の特定化と法人税効果
——K-M による G モデル批判——

これまでの批判と反批判の経緯をみてみると、法人税転嫁の実証分析のためにいかなる計量モデルが必要とされるかという論点——とくに K-M モデルで特定化された収益率関数の是非に論点が集まっている事実——に注目すべきであろう。ここで留意すべきは、K-M モデルに対する仮借なき批判者であるスライター・グード、C-H-M はいずれも K-M モデルにとって代わるべき転嫁モデル、とくに転嫁分析の要件を必要かつ十分に満たした収益率関数の特定化を提案することなく、単に K-M が選んだ収益率関数の批判にのみ留まったことである。かれらは批判から進んで代案を提示するまでには到らなかった。しかしゴードン (Robert J. Gordon) は別である。

ゴードンは K-M モデルに対し先の批判者達と同様の観点から批判を加えたが、同時にかれ自身の法人税転嫁モデルを提示しその中でマークアップ価格決定にしたがう収益率関数の特定化を行なっている。ゴードン・モデル(以下 G モデルと略称)は K-M モデルと異なりモデル内の独立変数はフィットの良さから選ばれるというよりも、マークアップ価格形成にしたがう代表的企業のありうべき利潤決定行動式から選ばれるところに特色がある。いわばゴードンは K-M モデルの欠陥を克服した形での代案としての G モデルを展開したのである。それゆえ K-M は、所を変えていまや批判者として G モデルの前に立ち現われる。本節では K-M モデル批判としての G モデルに対し、K-M がいかなる点に反批判の論旨をしぼるかに注目してみよう。法人税転嫁分析のための計量モデルのあり方をめぐ

るこれまでの批判と反批判の末に、K-M は K-M モデルがより複雑な接近法に置き代えらるべきことを容認し、かつそれは価格、賃金、転嫁行動が特定化されすべての方程式が識別されるような構造モデルであるべきだとする。そのようなモデルならば総転嫁に関するよりよい情報を提供するのみならず、いかにして転嫁が生じましたいかなる方向で生ずるかも示すであろうと考える。問題はそのため必要なデータは獲得に困難なところにあるが、しかしそのような再定式化されたモデルは結局出現するものと予想し転嫁分析の将来について楽観的である。

したがって G モデルの出現に対してもそのような接近法を期待したようであるが、しかしその方向への改善がなんら見いだせないとしてきびしく批判を浴びせるにいたる。この観点から K-M みずからのモデルと対比しての G モデル批判は 2 つのパートに分けられる。1 つはゴードンが課税前モデルとして構成した構造モデルが誘導型を形成できなかったとする点。いま 1 つは課税後のモデルとして法人税変数を導入すれば転嫁度は過小推定とならざるをえないとする点。この 2 点である。

第 1 の課税前モデルにつきまとう問題点は、まずミクロにおける企業の価格決定からマクロのそれに移行するところで指摘される。ゴードンは代表的企業の利潤決定行動を次式(7)により表わした(方程式番号はゴードンのものによる)。

$$(7) \quad Z_t' = R_t - C_t = \left[(m-1) \left(\frac{\omega_t^p}{q_t^p} + b p_t^m \right) + m \frac{\omega_t^f}{q_t^f} \right] Q_t - \frac{\omega_t^f}{q_t^f} Q_t^*$$

ただし、 Z_t' は課税前利潤、 R_t は総収入、 C_t は総経常費、 m はマークアップ比率、 ω_t^p は生産労働者の賃金率、 q_t^p は生産労働者の平均生産性、 p_t^m は原材料価格、 b は産出量 1 単位のために必要な原材料投入単位、 ω_t^f は非生産労働者の賃金率、 q_t^f は非生産労働者の「平均生産性」、 Q_t は産出量そして Q_t^* は設備の能力産出量である。

ゴードンは(7)式の体系を誘導型で表わそうとした。ところが変数 ω_t^p 、 ω_t^f 、 p_t^m はデータが利用できないの

注(3) Harberger, Arnold C., The Incidence of the Corporation Income Tax, *Jour. Poli. Econ.*, (June, 1962) 参照。
 (4) Gordon, R. J., The Incidence of the Corporation Income Tax in U.S. Manufacturing, 1925-62, *Amer. Econ. Rev.* Sept. 1967. および拙稿「法人税帰着の実証分析: マークアップ・時系列モデル: Gordon モデル」三田学会雑誌 62 巻 6 号 (1969 年 6 月) 参照。
 (5) Krzyzaniak, Marian & Musgrave, R. A., Incidence of the Corporation Income Tax in U.S. Manufacturing: Comment, *Amer. Econ. Rev.* Dec. 1968, pp. 1358-60. 参照。

で、次式(12)のごとく観察可能な変数のみを含む回帰式に変換した。

$$(12) \quad Z_t' = \alpha_1 \frac{R_t}{h_t} + \alpha_2 \frac{R_t^*}{h_t} + u_t$$

ただし、 h_t は一般物価指数 p_t^o に対する産出価格指数 p_t の比率、 R_t は能力産出量での総収入、 u_t は擾乱項である。K-M が指摘するように、ゴードンは経済循環上の反応をとり入れるため他の変数を追加し、かくて最終的な課税前モデルを確定した。

K-M はゴードンの方程式(7)についてはマイクロの体系として適切な誘導型であると容認する。しかしマクロへの移行に当たってデータが集計される段階では難点が生まれるとみなす。その問題点を明瞭に浮きぼりするため K-M は(12)式を次式のように修正する。

$$(12)^* \quad Z_t' = \alpha_1 p_t^o Q_t + \alpha_2 p_t^o Q_t^* + u_t$$

この式により利潤は一般物価水準、産出量、産出能力の関数として表示される。ここでの K-M 批判点はこれまでのような産出能力 Q_t^* をめぐるものではなく、産出量変数 Q_t と一般物価水準 p_t^o を外生マクロ変数として利用することに集中する。すなわち G モデルにおいて価格変数を外生変数として利用することは、モデル構築のセット・アップにおいて採用されたマークアップ仮説とは両立しないという批判である。さらにゴードンが課税前最終方程式をうるさいに価格と産出量の変化率を追加し経済循環的要因を反映せしめるように試みたが、これらは G モデル構築の当初の意図とはほど遠い推定式を生みだす結果に終わったとする。すなわち、G モデルは洗練された構造体系の誘導型たりえなくなったという批判がゴードンの課税前モデルに向けられるのである。K-M モデルが誘導型たりえないという批判と同様にゴードンの課税前モデルも同様の批判を免れないという批判である。

いま 1 つの G モデルに対する批判はその課税後モデルに対して向けられる。ゴードンは課税前最終方程式をえた後で法人税変数を導入する。K-M の批判はこの法人税変数は価格方程式または賃金方程式ないしはなんらかの行動方程式のなかに統合さるべきであって、最終的課税前モデルに追加されるという形で導入さるべきではないとするところにある。なぜなら、G モデルはその結果 K-M モデルと同様に転嫁メカニズムないし方向を説明することはできず、単に総転嫁の測定を意図しうるのみであるからだとする。加えて (12)*

式が先に批判されたように産出量 Q_t と価格水準 p_t^o を外生変数として扱っているが実際にはそうではない。それゆえ法人税変数が課税前モデルに追加されると、その効果の 1 部は Q_t と p_t^o をつうじて作用するがゆえに法人税変数の回帰係数は過小推定されることになる。この種の過小推定は最終的課税後モデルにおいて Q_t と p_t^o の変動率が新変数として追加されることによりさらに強化される。したがって K-M によると、G モデルから引きだされたゼロ転嫁仮説もまた驚ろくにあたらないことになる。

最後に K-M モデルの推定技術に対するゴードンの批判に触れて、K-M はみずからの操作変数法による転嫁係数が 1.34 であるのに対しゴードンの非線型推定法では 0.92 に減少しているが有意であるがゆえに、どちらの推定技術がすぐれているか明らかではないとしている。この論点もあわせて、K-M の反批判に対するゴードンの再批判を次節で扱うことにしよう。

(5) 資本生産性、能力利用度と収益率

——ゴードンによる K-M モデル再批判——

ゴードンは K-M の G モデル批判に答え、みずからのモデルを擁護する。すなわち K-M は基本的経済現象としての製造業における資本生産性の長期的上昇を無視したために混迷に陥ったとし、K-M モデルにおける資本生産性変数の欠如こそがプラスの長期趨勢をもった唯一の変数としての税率に戦後の高度収益率をすべて説明せしめる結果となった。したがって転嫁回帰係数が 1 を大きく上回るのも不思議ではないとみなす。

けれども K-M は資本生産性の役割を黙殺し、もっぱら G モデルにおける統計上の斉合性の欠如に批判点を集中せしめている。そのためゴードンはまず斉合性の存在を主張し、つぎに資本生産性と能力利用度の導入が不可欠であると強調する。論点は 5 つに分かれ、第 1 に $d p$ と $d Q$ の存在が転嫁度の過小推定をもたらすものではない、第 2 に Q_t と p_t^o も同様に主張できる、第 3 に能力利用度の導入の必要性、第 4 に法人税変数の追加の理論的妥当性、第 5 に非線型推定法の優位性と収益率関数としての G モデルの優位性の主張、それぞれが簡潔に整理されている。ここではこれら

注(6) Gordon, Robert J., Incidence of the Corporation Tax in U.S. Manufacturing: Reply, *Amer. Econ. Rev.* Dec. 1968, pp. 1360-7. 参照。

べてに亘ってさらに整理を試み要点を摘記することに留めたい。

第 1 の論点としては、価格変化変数 $d p$ の正当性が仮設例により説明され、要するに $d p$ それ自体によって法人税変数効果の影響が見誤られることはありえないとする。なぜなら $d p$ と法人税変数は税率変化の年度のみ相関するが、以後の年度では税率は不変に留まる一方 $d p$ はそれ以前の値に戻るからである。ゴードンはかれの主張が正しいとすれば、G モデルで $d p$ を除けば R^* は低下しても転嫁係数は変わらないが、もしも K-M の主張が正しいとすれば、転嫁係数は K-M の予測するように高度の値へと引き上げられるはずであると、表 6 にその推定結果をまとめた。表 6 によると、ライン(1)はゴードン自身の推定結果を示し、ライン(2)では $d p$ と $d Q$ が落された新しい推定結果が掲げ

表 6: $d p$ と $d Q$ 変数を除いたばあいの効果
(括弧内は t 検定値) 非線型推定法
推定期間: 1925~41+1946~62

従属変数	独立変数						
	$\frac{Z_t^*}{K_t}$	$\frac{R_t}{K_t}$	$\frac{R_t^*}{K_t}$	$\frac{d p_t}{p_t}$	$\frac{d Q_t}{Q_t}$		u_t
1.		.176 [8.97]	-.062 [-4.48]	.043 [1.54]	.056 [3.57]	.110 [1.22]	$R^2 = .962$ DW = 1.67 SE = .0100
2.		.201 [7.89]	-.080 [-4.46]			.082 [.52]	$R^2 = .936$ DW = 1.11 SE = .0127
	$\frac{Z_t^*}{R_t}$	常数項		$\frac{R_t^*}{R_t}$			
3.		.202 [10.03]	-.081 [-6.01]			.080 [.52]	$R^2 = .738$ DW = 1.11 SE = .0117

出所: R. J. Gordon, Reply, p. 1363.
られている。ゴードンは両者の転嫁係数 α_s を比較し転嫁度の引き上げもみられずゼロから顕著にへだたっていないがゆえに、かれの主張が支持され K-M のそ

れは棄却されたとする。したがってゴードンの方程式(12)* のモデルについてすら、かれのゼロ転嫁仮説は支持されたと結論している。

第 2 の論点は Q_t と p_t^o をマクロ外生変数として導入することへの K-M の批判に対する反批判である。ゴードンはまず各説明変数が資産 K_t と収入 R_t で標準化済みである事実を挙げる。つぎに表 6 のライン(2)と(3)がそれぞれ資産と収入で標準化されているが同一のゼロ転嫁帰結をもたらしている事実を指摘する。すなわち、ライン(2)とライン(3)の推定結果は非常に類似しており、かつライン(3)は疑わしい変数を含んでいないから、K-M の批判した変数がライン(2)におけるバイアスの源泉となることはありえないと主張する。

第 3 の論点は、K-M が G モデル批判では言及しなかった能力利用度変数の擁護である。表 6 のライン(3)では利潤分配率は常数項と能力利用度の逆数で説明されている。K-M は能力利用度もまた内生変数であるとしてここでも論難しえたかもしれない。確かに経常利用度は一部は経常投資水準に依存するから、ライン(3)の利用度変数の回帰係数は経常投資水準が経常利潤水準に依存するならばバイアスをもつことになろう。ただし、利潤決定方程式における利用度変数はこんどは誤差項と相関することになるからである。ゴードンは投資水準に対する利潤の影響は影しい論争の 1 焦点となった課題には違いないが、最近の多数の計量経済学上の証左が示唆するところでは産出量は投資に顕著な影響を与える唯一の経常的変数であり、かつ利潤の効果はありとすればかなりのラグを伴って作用するはずであるとみなす。したがってこの証左によれば、ライン(3)の利用度変数の回帰係数にはバイアスがありえないと考えられる。

第 4 の論点は、法人税変数の追加が果して K-M の主張する行動方程式への統合に比べ論理的妥当性を欠いているか否かの検討である。ゴードンはまず法人税の完全転嫁を意図する企業を想定する。ここで K-M

注(7) ゴードンが依拠するものはアイズナー・ビショップの証言である。アイズナーはクロス・セクション分析により結論している。「構造式における利潤の真の役割はグループ間の回帰式において利潤変数の回帰係数は低い(マイナスですらある)ところにみいだせる」。Eisner, S., Investment: Fact and Fancy, *Amer. Econ. Rev., Proc.*, May 1963, p. 246. 参照。ビショップは分布ラグ推定のため適用性に富んだ新手法を用い、産出量変動は直ちに投資に影響するが産出量以外の変数は設備投資支出に対しかなり長いラグをともなっており影響しているようにみえることを見いだした。Bischoff, C.W., Lags in Fiscal and Monetary Impacts on Investment in Producers' Durable Equipment, presented November 3, 1967, to the Brookings Conference on the Effect of Tax Incentives on Investment. 参照。もっともこれらの証言にどの程度の信頼度をおくべきかには問題が残されている。1 つはクロス・セクション分析の帰結がそのまま時系列分析に適用しうるかという問題、いま 1 つは利潤原理と加減度原理の優位性をめぐる検討は未だ決着がつかないと考えられるからである。

の批判を受け入れて法人税変数を行動方程式に統合すればどのような式がえられるであろうか。ゴードンのかれの転嫁決定方程式(5)——税率の引き上げにともないどれだけ利潤を増加すべきかを決定する方程式——を同じくかれの価格決定方程式(5)に代入することにより統合は達成され、それを次式で表わす。

$$(5)^* \quad p = c^* + \left(\frac{M}{1 - \alpha_5 v} \right) c^* - \left(\frac{\alpha_5 v}{1 - \alpha_5 v} \right) d$$

ただし p は価格、 M はマークアップ・マージン ($M = m - 1$)、 α_5 は転嫁パラメーター、 v は法人税率、 c^* はフル・キャパシティにおける平均費用、 d は製品1単位当りの償却・金利額である。(5)* 式に表わされた法則の意味するところはかれによるとつぎのとおりである。「価格はフル・キャパシティにおける平均費用、プラス、転嫁のため調整されるマークアップ比率、マイナス、マークアップ比率 M は第2項で意味されるように転嫁されざる非課税部分 d を含むという事実のため算定された価格を引き下げするために必要な矯正要因、に等しく設定される」。

留意すべきは、(5)* 式は法人税変数が行動方程式に統合されるべきだとする K-M の価格決定ルールを満たしているけれども、結局は表6のライン(2)と(3)で用いられたと全く同じ回帰式に導かれるものであり、推定結果もまたそれゆえ同じということである。したがってゴードンは(5)* 式をテストしてもなら新しく学びうるものはないとする。第1に c^* は内生変数であり、第2に転嫁領域における税率のいかなる変化も原材料価格に影響しかつそれは c^* のかなりの割合となり、かくて(5)* 式のテストは真の法人税転嫁の範囲をかなり見誤らしめることになることと結論する。

最後に第5の論点として、K-M の操作変数法がゴードンの非線型推定法に必ずしも劣るものではないとする批判をとりあげる。ゴードンは2つの推定法の興味あるテストは予測実験を試みることでであると提案する。すなわち K-M モデルは1959年まで両推定法でフィットされ、どちらの推定された回帰係数が1960-65年の収益率の現実値を最善に予測できるかを検討する。まず外挿を試みられる操作変数方程式は K-M のスタンダード・モデルである。

$$(A) \quad r_t^m = .286 + .404 \Delta C_{t-1} - .527 V_{t-1} - .833 J_t + 1.339 v_t r_t^m$$

注(8) Gordon, R. J., The Incidence of the Corporation Income Tax in U.S. Manufacturing, 1925-62, Amer. Econ. Rev. Sept. 1967, p. 742. および拙稿「法人税転嫁の実証分析: マークアップ・時系列モデル: Gordon モデル」三田学会雑誌 62巻6号(1969年6月) p. 29 (557)参照。

記号は K-M のそれと同じである。ついで外挿すべき非線型方程式はゴードンがすでに比較を試みた方程式 (I-10) であり、データは(A)式と全く同じもので推定された。

$$(B) \quad r_t^m = \frac{.373 + .432 \Delta C_{t-1} - .800 V_{t-1} - .941 J_t}{1 - .921 v_t}$$

非線型方程式(B)はよいとしても、操作変数方程式(A)はそのままでは予測に利用できない。(A)式は右辺に従属変数 r_t^m を含んでいるから、さらに誘導型に書き直すことが必要である。

$$(A)^* \quad r_t^m = \frac{.286 + .404 \Delta C_{t-1} + .527 V_{t-1} - .833 J_t}{1 - 1.339 v_t}$$

表7: K-M モデルに適用された両推定法の予測能力の比較

年度	r_t^m			予測誤差	
	観測値	(A*)による予測値	(B)による予測値	(A*)	(B)
1960	.120	.109	.118	.011	.002
1961	.116	.120	.127	-.004	-.011
1962	.125	.102	.114	.023	.011
1963	.135	.082	.101	.051	.034
1964	.146	.117	.130	.029	.016
1965	.175	.119	.130	.056	.045
予測値分散 (=誤差分散の和)				.007329 ^a	.003681 ^a

a 先に掲げた概数値データではなく、非概数値データから算定された誤差分散の和
出所: R. J. Gordon, Reply, p. 1365

よって両推定法の予測能力の優劣は(A*)と(B)により判定されることになる。表7は1960-65年について両推定法によりえられた外挿値の比較である。ゴードンによると、(A*)と(B)の両者はこれまでの K-M モデル批判者のすべてが予測したようにその予測能力は非常に貧しい。しかし(B)の非線型式のパラメーターについての分散の僅か半分でしかない。この点を捉えてゴードンは非線型法が操作変数法に優る証左であると述べている。

さらに興味ある外挿法による予測実験は K-M モデルの妥当性テストへの適用である。表8では、Gモデルにより生みだされた予測誤差を表7の K-M モデルのかなり大きな予測誤差と比較するため掲げられてい

表8: Gモデルの予測能力

年度	Z_t^*/K_t		予測誤差	Z_t^*/R_t		予測誤差
	観測値	(I-3K)による予測値		観測値	(I-3K)による予測値	
1960	.144	.154	-.011	.102	.109	-.007
1961	.143	.147	-.005	.105	.107	-.002
1962	.152	.158	-.006	.109	.114	-.005
1963	.158	.159	.001	.115	.116	.001
1964	.162	.160	.002	.118	.117	.001
1965	.169	.165	.004	.123	.121	.002
予測値分散 (=誤差分散の和)			.0001982 ^a			.0000768 ^a

a 先に掲げた概数値データではなく、非概数値データから算定された誤差分散の和
出所: R. J. Gordon, Reply, p. 1366.

る。表8の最初の3欄はGモデルの方程式 (I-3K) の1960-65年についてえられた収益率の観測値、予測値および予測誤差である。つぎの3欄も同じく方程式 (I-3R) についての利潤分配率のそれである。表8の誤差分散は K-M モデルの表7におけるものよりもさらに小さい。よって K-M モデルよりも Gモデルの方がかなりよい予測能力を備えていることが証明されたとしている。

ゴードンの K-M モデル批判の実験はさらに追試が続けられる。それは K-M モデルの観測期間をさかのぼって1935年以前に拡張することによりえられる外挿結果の批判である。観測値と外挿値の比較は表9にみるとおりである。まず推定結果をみると、 ΔC_{t-1} 変

表9: K-M スタンダード・モデル, 1929~42+1948~59年について推定, 非線型推定法 (括弧内はt検定値)

$$\text{方程式: } r_t^m = .220 - .067 \Delta C_{t-1} - .549 V_{t-1} - .417 J_t + 1.380 v_t r_t^m$$

[3.42] [-.31] [-2.71] [-1.69]

[7.55]

$$R^2 = .917 \quad DW = 1.49 \quad SE = .023$$

年度	r_t^m		誤差
	観測値	予測値	
1929	.100	.073	.027
1930	.041	.066	-.025
1931	.004	.058	-.054
1932	-.014	.027	-.041
1933	.016	.008	.008
1934	.036	.025	.011

出所: R. J. Gordon, Reply, p. 1366.

注(9) Gordon, R. J., Incidence of the Corporation Tax in U.S. Manufacturing: Reply, Amer. Econ. Rev. Dec. 1968, p. 1358. 参照。

数の符号がマイナスに転じかつ有意でないのみならず、 J_t 変数も有意とはいえない。その結果として表9にみるように K-M 方程式は1930年代初期において大きな残差を生んだ。そこでゴードンのかれの K-M モデル再批判の末尾をつぎのごとく結んでいる。「K-M モデルが1929年と1932年の間の利潤の崩落ないしは1963-65年の利潤ブームの正確な予測に失敗したことは、再び先の K-M モデル批判を確認するものであり、また製造業の収益率を説明するいかなる試みも能力利用度の変動と資本生産性の変動を考慮に入れねばならないことを示唆するものである」。

(6) 残された問題点

総括してみると、法人税転嫁分析は少なくとも大別して2つの問題点を抱えていることが明白となったと考えられる。

1つは、K-M モデル批判の重要な論点はすべて K-M の不明確な理論モデルに関連し、批判もまたおのずからそこに集中していった。K-M は転嫁分析のための収益率回帰式を導きだすに当って理論的マクロ・モデルをまず構成したが、その構造が不明確であったため誘導型として導出されたはずの回帰式は説得力において必ずしも十分ではない独立変数により構成されるにいたった。スライター・グードのプレッシャー変数やギャップ変数の導入、また C-H-M の雇用率変数や戦時ダミー変数の導入、そしてまたゴードンの能力利用度や資本生産性による批判は、いずれも K-M の理論モデル自体の不備を突くものとして評価できよう。K-M 自身も構造モデルの上により包括的な転嫁モデルを構成し、それにより転嫁プロセスも解明しようごときモデルの開発を将来に期待している以上、K-M モデルによる実証結果をその理論モデルに則して意味づけできないかれらの接近法に根底から省察を加えねばならないであろう。

いま1つの問題点は計量経済学的実証分析の手法にかかわるものである。K-M とゴードンはそれぞれの採用した推定法をめぐる転嫁分析上の優位を互いに主張した。とりわけゴードンは非線型推定法の優位性を主張するための論証に格別の努力を払った。しかし推定法の論議の前に、両者が共に選択した長期時系列単

一方方程式モデルが果して転嫁分析にとって最善の接近法であるか否かについて検討を加えねばならないはずである。時系列分析に代えてクロス・セクション分析を選ぶこともできるし、事実キルバトリックはその方向に向って転嫁実証分析の局面を新たに打開してゆくことに努めた。この方向性はこんごと吟味するに値

いし。また単一方程式モデルも連立方程式モデルに拡張する方向が残されており、理論モデルとの関連ではそれは最も望ましい接近法と評価できるし早急に検討されてしかるべきであろう。もっとも、推定法の上で連立方程式モデルはより複雑な問題を提起することも考慮に入れねばなるまい。

明治 10 年代における

養蚕・製糸村落の構造

高山 隆 三

は し が き

本稿は「明治10年代における製糸資本の生成と村落構造の変化」(「三田学会雑誌」62巻1号・4号・6号)に続くものである。前稿では、製糸資本の生成過程、製糸女工の流出基盤、製糸資本と女工・養蚕農家の労働力・繭販売関係を明らかにすることに力点がおかれ、製糸資本が生成し、養蚕業が発展してくる村落の経済的・社会的・政治的構造そのものの検討は果されてはなかった。本稿は、製糸マニファクチャーを簇生させ、女工を排出し、原料繭を供給する農家によって構成される南真志野(現長野県諏訪市湖南区南真志野)の明治10年代における村落構造を明らかにしようとするものである。その場合問題となるのは次のことである。

すでに前稿において、明治10年代の南真志野では、製糸マニファクチャーと女工・養蚕農家との労働力・原料繭の購販売関係が「自由」であったことが製糸家関初平家の「大宝恵」によって明らかにされた。すなわち労働力の異動は激しく、小作関係・マキ関係は労働力確保の強い絆とはなっておらず、労働力の異動に関しては、製糸資本の側からも制限が加えられていなかったし、また繭の購販売についても労働力と同様であった。しかしこの「自由」がどのような村落構造のもとで現象したものであるかが問題とされるべきであろう。すなわち、村落を構成する農家がどのような共同体的諸関係の中にあつて、その規制はいかなるものであつたかが明らかにされなければならないであろう。すなわち、この商品の自由な購販売関係が自立した小商品生産者を基礎としたものでなかったとするならば、購販売関係の「自由」という現象のもつ意味も異ならざるをえないであろう。

第二に第一と関連することであるが、製糸マニファクチャーそのものの性格の問題である。製糸マニファクチャーが形成されてくるとき、村落の共同体的諸関係を所与の条件としているとすれば、それがどのような作用をもつものであるかの問題である。製糸マニファクチャーとしての南真志野の関初平は南真志野村落の構成員として、農業経営上、生活上何らかの村落の規制を蒙らざるを得ず、共同体的諸関係を所与とすれば、それを自ら担った製糸マニファクチャーという性格をもたざるをえなかったであろう。

製糸資本の生成展開は、それを軸として、村落経済構造を編成替えてゆく。村落自治組織としての共同体的諸関係・秩序も繭商品生産の展開と製糸業への労働力販売による明治前期における農家経済再生産構造の変化・農民層の分化・分解によって再編成過程をたどることになるということは一般的にいいうるのである。またこの過程は、明治政府の村落に対する法秩序の展開と統一された過程である。しかし、本稿では、国家の村落、市町村政策の展開、あるいは、その南真志野村落自治組織との関係を対象とするものではなく、さしあたって、村落構造自体の把握に力点を置くものである。

本稿で用いた基本資料は明治12年より18年の「原件三 伍長惣代日誌」(南真志野、原弘也氏所蔵)、関初平「伍長惣代日誌」明治12年、13年、16年、17年、18年、21年(南真志野、関幸作氏所蔵)であり、他に南真志野郷蔵所蔵の文書(主として共有山関係)である。

村落構造の基底をなす南真志野村落の所有財産を先