

研究叢書 39

国際比較統計研究モノグラフ 1

能 勢 信 子 編 著

神 戸 大 学

経 済 経 営 研 究 所

1990

国際比較統計研究モノグラフ 1

能 勢 信 子 編 著

神戸大学経済経営研究所

1990

序

この半世紀の間に、世界各国で経済統計データが開発せられた進歩と速度には、おどろくべきものがある。この世界的潮流は、国民勘定やI-0表といった典型的な経済統計表の普及にとどまらず、教育、医療等の社会サービスの統計にまで及んでいる。現在では抽象的なモデルを全世界にわたって適用することが可能となり、同時に抽象的な命題に対する現実面からのチェックも部分的に進行しつつある。

しかしながら、これはトレンドであって、具体的な実りを得るとなると、簡単ではない。というのは、個人のパイオニアや国際統計機関の努力にもかかわらず、世界各国の長期に及ぶ経済統計、社会統計についてみる限り、個々のデータの均質化が確保されていないからである。何より各国のこれらの統計の発展の歴史は独自のものがあり、統計開発事情に偏りがあることが、各国の統計数字を以てする国際比較分析の障害となっている。理念的な標準マクロ勘定行列と現実の各国の版の乖離をきびしくチェックするという課題は、国際比較研究を行う人のおもな関心をひかざるを得ない。

以上の問題意識をもって国際比較統計専門委員会は出発した。各委員は専門と興味に応じて特定のトピックを追求してはいるが、共通する関心は、各国のマクロ統計事情なかんずくSNA、MPSの2種類のタイプの国民勘定、I-0表および資金フロー表の研究とその分析面での応用にある。本書は、委員会発足以降報告せられた研究のうち、整理済みの論文をまづこの委員会の研究叢書の第1巻として収録したものである。現在整理中のまた発表を待つ研究については、今後相ついで刊行せられる予定である。各国の統計事情の比較と適用可能性という地味な基礎研究が、こうした実りをもたらしつつあることを、委員諸氏とともに編者は喜びたいと思う。

1990年10月

編 者

執筆 者 紹 介 (執筆順)

松 田 和 久……………神戸大学名誉教授
神戸学院大学教授

能 勢 信 子……………神戸大学名誉教授
姫路獨協大学教授

桂 昭 政……………桃山学院大学教授

福 井 幸 男……………大阪産業大学助教授

地 主 敏 樹……………神戸大学経済学部助教授

小 西 康 生……………神戸大学経済経営研究所教授

(国際比較統計専門委員会委員)

目 次

序	能勢 信子	i
第1章 日本・西独の不等価交換・剰余価値率の計測(1980年)	松田 和久	1
I 序		1
II 不等価交換の測定		2
III 日本における不等価交換の測定		6
IV 西独における不等価交換の測定		15
V 剰余価値率の測定		24
VI 日本における剰余価値率の測定		25
VII 西独における剰余価値率の測定		27
VIII 結 語		29
第2章 国際比較の方法論の発展とその課題	能勢 信子	31
I はしがき		31
II I C Pに先立つ国際比較の理論的発展と反論		32
III 多元国際比較プロジェクトの発展		35
IV E C Pの発展と地域化の問題		38
V 国際比較論の発展についての展望		42
VI 結びに代えて		45
第3章 国民経済計算体系(S N A・E S A)と政府の現物移転	桂 昭政	47
I はじめに		47
II 国民経済計算体系における政府消費支出の検討		49
III 政府の「個人消費」指標と政府の所得再分配		52
IV むすび		62

第4章	アジア国際産業連関表におけるハイアラーキ構造の検出 — 投入係数表の三角化 —	福井 幸男	67
I	はじめに		67
II	モデル		68
III	1975年アジア国際産業連関表の投入係数表の特徴		69
IV	研究の方法		74
V	計測結果		79
VI	おわりに		87
第5章	貨幣的要因と相対価格の変動 — 実証分析 —	地主 敏樹	89
I	序		89
II	不完全情報仮説とメニューコスト仮説		90
III	既存の実証研究：サーベイ		92
VI	実証テストのデザイン		96
V	実証結果		99
VI	結		105
第6章	教育活動の社会勘定分析の試み — 戦後日本の教育政策の数量分析 —	小西 康生	109
I	はじめに		109
II	分析の枠組み		112
III	モデル		115
IV	シミュレーション		131
V	シミュレーション結果の評価		133
VI	おわりに		138

第1章 日本・西独の不等価交換・剰余 価値率の計測(1980年)

松田和久

I 序

1 単位の財に投入された労働量の計算は、私の見るところ、1950年の前半、置塩信雄氏によって、初めて確実に定式化された。これは、財に投入された直接労働量だけでなく、間接労働量を含めた投入労働量を、連立方程式体系のもとで決定するものである。この方程式を具体的なデーターによって計算するには、産業連関表の投入・産出係数が用いられる。

本稿は基本的にこの方式によりながら、1980年におけるわが国と西独の不等価交換の状態および、両国の剰余価値率を測定しようとするものである。産業連関表を用いた、不等価交換や剰余価値率の測定は、わが国では置塩信雄氏、中谷武氏、泉弘志や筆者のほかにも何人もの人によって行われている。また、泉氏はこれらの、日・韓・米の国際比較についての測定を試みている。今後はこの測定結果の検討とともに、もっと広汎な国際比較が期待されている現状にある⁽¹⁾。そこで、本稿はこのうち、日本と、西独のそれらとの国際比較を試みようとしたものである。

用いた資料については、後に詳しく説明するが、最も基礎的なデーターであ

(1) 一部の文献だけを挙げる。置塩信雄、『マルクス経済学』筑摩書房、1977年、65頁-126頁；Okishio, N. and Nakatani T., "A Measurement of the Rate of Surplus Value in Japan; the 1980 Case," *Kobe University Economic Review* 31, 1985, pp. 1-13; 泉弘志、「剰余価値率・剰余労働率の概念と推計法」、大阪経大論集、1976年；同、「産業関連表による労働生産性・剰余価値率の国際比較」、『現代の階級構成と所得分配』有斐閣、1984年、199頁-217頁；松田和久、『経済計算の理論』千倉書房、1986年、187頁-208頁；なお泉氏の調査によれば、日本、アメリカ、韓国、イギリス、イタリア、チェコスロバキア、ハンガリーの経済について、すでに測定結果が発表されている。

る産業連関表としては、日本では1980年度の生産者価格表、内生部門72部門表とを用いている⁽²⁾。後に示すように、ここで用いる両国の連関表は、部門数が異なるだけでなく、産業分類がかなり相異しており、日本の72部門表と西独の58部門表とから計測した結果を、直ちに比較しても余り意味がない。そこで本稿ではこれらの表による計測以外に、日本の28部門表に合わせて、西独の表には部門統合を施して、比較を行うことを試みた。この結果、日本・西独、それぞれ2通りの不等価交換に関する測定を行うこととなった。

剰余価格率の計測には、日本では72部門表、西独では58部門表を基礎とした計算結果が用いられている。ここでも、剰余価値率というものについて2通りの可能な定義を示すとともに、それぞれについての計測結果を示している。

II 不等価交換の測定

両国の不等価交換の測定に先立って、不等価交換の測定について、概念的な説明を与えておこう。

同じく100万円で取引されている、第 i 財と第 j 財の生産のために投入された労働量が測定され、第 i 財の方が第 j 財より少なければ、第 i 財と第 j 財には不等価交換が存在し、第 i 財の方が上のような意味で有利であるということが出来る。100万円で購入できる財の量を、財の単位として選べば、これは1単位の財への投入労働量であるが、この逆数をとれば、それは、単位投入労働量（例えば1時間）当たりの財の量である。従って、これを労働生産性を示す測度であるとする見解が、広く受け入れられている。しかし、これは財の単位が、物量（トン、メートルなど）ではないので、物的な生産効率を示す労働生産性ではなく、不等価交換の測度とするのが妥当である。

物財生産部門の数が n である生産体系において、第 j 財の物量1単位を生産

(2) 日本では72部門表・28部門表、西独では58部門表を用いるが、後に示すように、これらの部門のすべてが用いられるわけではない。このうち、物財関連部門だけが以下の計算において現れる。

する第 i 財の物量、および直接労働量の大きさを、それぞれ、 a_{ij} 、 τ_j とすれば、⁽³⁾ 第 j 財物量 1 単位への投入労働量は、置塩方式により次のようにして決定される。

$$t_j = \sum_{i=1}^n a_{ij} t_i + \tau_j \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

しかし、実際の測定を行う際、財の物量単位による a_{ij} 、 τ_j を得ることは、一般的には困難である。そこで、産業連関表を用いて、次のような近似計算が行われる。

X_j を第 j 部門の年間生産価額、 X_{ij} を X_j を生産するために、第 j 部門が生産に用いた第 i 財の価額であるとする。便宜のため、価格の単位は 100 万 (10^6) 円としておこう。また、 x_j 、 p_j はそれぞれ、第 j 財の物量単位の生産高および、物量単位当たりの価格であるとしよう。また、 x_{ij} は第 j 部門が使用した、第 i 財の物量であるとしよう。

今、仮想的に財の部門はすべて、物財ごとに分割されているとしよう。(もち論現実の連関表では部門統合が行われ、この統合のために価格が用いられる。) そうすると、第 j 部門が第 i 部門から購入した価額は、 $p_i x_{ij} / 10^6 = X_{ij}$ であり、また $p_j x_j / 10^6 = X_j$ である。また $a_{ij} = x_{ij} / x_j$ であるから、

$$a_{ij}^* = X_{ij} / X_j = p_i x_{ij} / p_j x_j = (p_i / p_j) a_{ij} \quad (2)$$

$$\tau_j^* = 10^6 \tau_j / p_j \quad (3)$$

と書くことができる。

この a_{ij}^* 、 τ_j^* を用いて、(1)の代りに次の連立方程式をつくる。

$$t_j^* = \sum_i a_{ij}^* t_i^* + \tau_j^* \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

(3) この方式の創始者である置塩氏は、 a_{ij} を第 i 財 1 単位を生産するための、第 j 財の量と定義している。私も他の箇所ではこの定義に従っているが、ここでは本文のように定義する。産業連関表では一般に後者のような定義が用いられており、ここでは産業連関表が最も重要なデータであるからである。

ここで、(1)を解いて得た解 t_j と、(4)を解いて得た解 t_j^* とを比較してみよう。(4)に(2)および(3)を代入すると、

$$p_j t_j^* / 10^6 = \sum_i a_{ij} p_i t_i^* / 10^6 + \tau_j \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

である。(5)と(1)との係数比較を行うことによって、次の関係を知る。

$$t_j^* = 10^6 t_j / p_j \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (6)$$

(6)から t_j^* は不等価交換の測度であることが分かる。すなわち(6)の右辺において、 t_j/p_j は第 i 財 1 円中に含まれる投入労働時間である。ところで、財の単位を 10^6 円としたのであるから、 $10^6 t_j/p_j$ は、財 1 単位に含まれる投入労働量、いかえれば、第 i 財 100 万円中に含まれる投入労働量を示している。

以上で財の単位を、ある金額で購入し得る量と選んだ場合、(4)による投入労働量計算は不等価交換の測定にはかならないことが分かった。産業連関表の財の単位は、まさにそういうものであるから、産業連関表からは、理論上の意味での労働生産性は測定されず、不等価交換の状態が測定されるのである。

ところで、上の説明では、連関表の産業部門がかりに、物財ごとに分割されていると仮定していた。現実はおもに論そういうものではない。現実には価格を用いて、部門統合が行われている。しかし、このときにも、(4)のような方式による計測は、不等価交換の状態を示す。簡単な例で説明しよう。体系中、物財部門が全部で 4 部門だけであり、第 I 合成部門は (1, 2) 部門から、第 II 合成部門は (3, 4) 部門からなっているとしよう。このとき、

$$X_I = p_1 x_1 + p_2 x_2$$

$$X_{II} = p_3(x_{31} + x_{32}) + p_4(x_{41} + x_{42})$$

$$a_{II I} = X_{II} / X_I; \tau_I = (\tau_1 x_1 + \tau_2 x_2) / X_I$$

同様にして、他の生産係数も計算される。これらの生産係数を用いれば、次の連立方程式がつくられる。

$$\begin{cases} t_I = a_{I I} t_I + a_{I II} t_{II} + \tau_I \\ t_{II} = a_{I II} t_I + a_{II II} t_{II} + \tau_{II} \end{cases} \quad (7)$$

(7)の解として得られる t_I は、第I部門に属する(1, 2)財の100万円分に投入された労働時間を示すことは明らかである。

従って、以下では現実の連関表を用いて、不等価交換を測定するには、式(4)が用いられるとしよう。つまり、改めて、(4)の生産係数は、統合された部門のそれぞれであると考えことにするのである。

さて、(4)では生産係数を、 a_{ij}^* と τ_j^* だけであるとしてきたが、これは説明のための単純化であって、実際の測定に当っては、これだけのデータでは著しく不十分である。

第1に、(4)における a_{ij}^* は、第 j 財1単位を生産するための第 i 財の量であるが、この第 i 財には、固定設備と、それ以外の原材料などの流動的生産財の双方が含まれる。これは、データ上からも処理上からも分離した方がよい。第2に、第 i 財を生産するためには、一般的には外国からの輸入財を必要とすると考えねばならない。この措置も考慮せねばならない。

記号もなるべくかって、置塩一中谷両氏の用いたものと同じものを用いることにすれば、次のようになる。

$$t_j^* = \sum_{i=1}^n (a_{ij}^{*d} + d_{ij}^*) t_i^* + \mu_j t^m + \tau_j^* \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (8)$$

$$t_m = \sum_{j=1}^n e_j t_j^* \quad (9)$$

(8)において、 a_{ij}^{*d} は、第 j 財1単位を生産するに要する、第 i 財の量で、この第 i 財は国内原材料である。 d_{ij}^* は第 j 財1単位を生産するに要する第 i 財であるが、これは、固定設備第 i 財の今期償耗分として計算されたものである。

また、 μ_j は第 j 財1単位の生産のために直接必要な輸入財の量(直接輸入係数)である。

e_j は1単位(100万円分)の輸入を行うためには、それと交換に100万円分の

国内品の組を輸出しなければならないが、この100万円分の輸出品の組に占める第 j 財の量（定義から $e_j < 1$ ）である。

t^m は (9) で定義されるように、100万円分を輸入するために、それと交換に輸出される国内品に含まれる投入労働量であって、輸入品 1 単位への投入労働量をこのようにして測定するのである。

(8)、(9)の連立方程式は、ベクトルとマトリックスで表示すれば、

$$t = (A' + D')t + \mu t^m + \tau \quad (10)$$

$$t^m = E't \quad (11)$$

となる。この記号の意味は、(8)、(9)から明かであろう。' は転値を示す。

(10)、(11)は t を求めるための計算方式の説明としては分かり易いが、実際の計算は次式による方が便利である。

$$t = t^d + M t^m \quad (12)$$

$$t^m = E't^d / (1 - E'M) \quad (13)$$

ここで、 $t^d = (I - A' - D')^{-1}\tau$ で、輸入を無視し、国産品だけで生産が行われたときの、100万分に投入された投入労働量である。また、 $M = (I - A' - D')^{-1}\mu$ は各財 1 単位に含まれる、直接・間接輸入財の量（総合輸入係数）である。⁽⁴⁾

以上が不等価交換測定のための、理論的枠組みである。

Ⅲ 日本における不等価交換の測定

Ⅲ-1 59部門

まず、日本の生産者価格評価表のうち内生部門72部門の表を用いる。しかし、この中で、物財生産部門以外の部門は、ここでの計算から除外する。商業、金融・保険、不動産業、公務、教育、研究、保健・社会保障機関、その他の公共サービス、その他のサービス、事務用品、梱包、分類不明の13部門を除いた59

(4) (10)、(11)の解と(12)、(13)の解との一致することは容易に分かる。松田前掲『経済計算の理論』、200頁。

第1表 直接労働時間の計算(日本・59部門)

産業部門	従業者総数 (人)	平均年間 労働時間	年間延労働時間	生産額 (100万円)
1 耕種農業	5.18825E+06	1949	1.01119E+10	7.83893E+06
2 畜産業	1.45965E+06	1949	2.84486E+09	3.32943E+06
3 農林業サービス	117417	1949	2.28846E+08	423116
4 漁業	227388	1949	4.43179E+08	1.82496E+06
5 石炭業	460683	1949	8.97871E+08	2.69498E+06
6 金属業	25374	2265.6	5.74873E+07	254570
7 石油・天然ガス	9856	2265.6	2.23298E+07	128218
8 非金属・鉱業	3921	2265.6	8.88342E+06	100105
9 食品・飲料	100683	2265.6	2.28107E+08	2.11831E+06
10 繊維・皮革	108723	2138.4	2.32493E+08	3.94206E+06
11 木材	156331	2138.4	3.34298E+08	2.33597E+06
12 紙・印刷	21219	2138.4	4.53747E+07	3.72615E+06
13 その他の化学	722654	2138.4	1.54532E+09	9.08138E+06
14 配電	16819	2138.4	3.59657E+07	1.36015E+06
15 飲料	100367	2138.4	2.14625E+08	4.19563E+06
16 煙草	44354	2138.4	9.48466E+07	2.31287E+06
17 糸・紡績	154659	2138.4	3.30723E+08	1.37471E+06
18 織物	43829	2138.4	9.37323E+08	3.85803E+06
19 ニット	213718	2138.4	4.57015E+08	1.30648E+06
20 その他の繊維	239227	2138.4	5.11563E+08	1.73607E+06
21 身体	631014	2138.4	1.34936E+09	4.03485E+06
22 製材・木製	408121	2138.4	8.72726E+08	4.95289E+06
23 家具	441502	2138.4	9.44108E+08	3.2443E+06
24 パルプ・紙	123594	2138.4	2.64293E+08	3.90828E+06
25 印刷	250349	2138.4	5.35346E+08	4.0247E+06
26 皮革・皮製	613971	2138.4	1.31292E+09	6.34606E+06
27 革製品	92807	2138.4	1.98458E+08	500612
28 ゴム	238850	2138.4	5.10757E+08	2.54083E+06
29 基礎化学	99175	2138.4	2.12076E+08	3.29667E+06
30 石油化学	35372	2138.4	7.56395E+07	4.30033E+06
31 化学繊維	46929	2138.4	1.00353E+08	1.42003E+06
32 合成樹脂	47186	2138.4	1.00903E+08	2.62346E+06
33 化学肥料	29505	2138.4	6.30935E+07	931095
34 最終化学	338701	2138.4	7.24278E+08	7.19686E+06
35 石油	30623	2138.4	6.54842E+07	1.54367E+07
36 石炭	19395	2138.4	4.14743E+07	2.46945E+06
37 窯業・土石	591707	2138.4	1.26531E+09	8.25474E+06
38 鉄鋼	94158	2138.4	2.01347E+08	1.0579E+07
39 鉄鋼圧延	275491	2138.4	5.8911E+08	1.44971E+07
40 鉄鋼鍛造	178062	2138.4	3.80768E+08	3.8692E+06
41 非鉄金属	30493	2138.4	6.52062E+07	2.41766E+06
42 非鉄金属一次	137777	2138.4	2.94622E+08	4.61819E+06
43 非鉄金属製	1.0376E+06	2138.4	2.2188E+09	1.04093E+07
44 一般機械	1.35902E+06	2138.4	2.90613E+09	2.29078E+07
45 重電機	249138	2138.4	5.32757E+08	3.48814E+06
46 軽電機	1.20047E+06	2138.4	2.56709E+09	1.91149E+07
47 自動車	1.9332E+06	2138.4	2.33796E+09	2.04001E+07
48 その他の輸送機械	325668	2138.4	6.96408E+08	5.08959E+06
49 精密	325445	2138.4	6.95932E+08	3.42754E+06
50 その他の製造業	740132	2138.4	1.5827E+09	8.12293E+06
51 建設	2.76645E+06	2264.4	6.26435E+09	2.98367E+07
52 建設補修	283724	2264.4	6.42465E+08	4.23518E+06
53 土木	2.61268E+06	2264.4	5.91615E+09	2.11855E+07
54 土電	157155	2019.6	3.1739E+08	1.01569E+07
55 都市ガス(熱供給業を含む)	47454	2019.6	9.58381E+07	1.44076E+06
56 水道(廃棄物処理を含む)	346948	2019.6	7.00696E+08	3.15287E+06
57 運輸(自家輸送を除く)	2.46055E+06	2169.6	5.33841E+09	2.06046E+07
58 自家輸送	0	2169.6	0	1.17506E+07
59 通信	536894	2169.6	1.16485E+09	4.89928E+06

第2表 直接労働時間 (日本59部門)

産 業 部 門		生産労働比率	$\tau(1)^*$ (時間)	$\tau(2)^*$ (時間)
1	耕種農	.957	1289.96	1234.49
2	畜産	.923	854.458	788.665
3	農業	.826	540.858	446.749
4	林業	.95	242.843	230.701
5	漁業	.941	333.164	313.507
6	石油	.975	225.821	220.175
7	石炭	.929	174.155	161.79
8	金属	.803	88.741	71.259
9	非金属	.825	107.684	88.8393
10	穀類	.855	58.9776	50.4259
11	水産	.873	143.109	124.934
12	精製	.851	12.1774	10.363
13	その他の	.802	170.164	136.472
14	配飲	.796	26.4425	21.0482
15	の他	.766	51.1544	39.1843
16	煙草	.939	41.0082	38.5067
17	繊維	.931	240.576	223.976
18	織物	.871	242.954	211.613
19	繊維	.888	349.806	310.628
20	繊維	.869	294.667	256.066
21	廻り	.923	334.426	308.675
22	木材	.86	176.205	151.536
23	製材	.868	291.005	252.592
24	紙	.89	67.624	60.1854
25	印刷	.826	133.015	109.87
26	皮革	.72	206.887	148.959
27	革	.87	396.432	344.896
28	基礎	.918	201.02	184.536
29	基礎	.838	64.3303	53.9088
30	石油	.845	17.5892	14.8629
31	繊維	.919	70.6696	64.9454
32	化学	.844	38.4616	32.4616
33	化学	.902	67.7627	61.122
34	最終	.804	100.638	80.913
35	石油	.837	4.24211	3.55065
36	石炭	.835	16.7949	14.0237
37	窯業	.892	153.282	136.728
38	鉄	.935	19.0327	17.7956
39	鉄	.917	40.6364	37.2636
40	鉄	.889	98.41	87.4865
41	非鉄	.896	26.9708	24.1658
42	非鉄	.879	63.7961	56.0768
43	金	.849	213.156	180.969
44	重	.873	126.873	110.751
45	軽	.905	152.734	138.224
46	自動車	.913	134.298	122.614
47	の他	.9	114.605	103.145
48	の他	.914	136.83	125.063
49	精密	.873	203.041	177.255
50	の他	.859	194.843	167.37
51	建設	.87	209.955	182.661
52	建設	.871	151.697	132.128
53	土木	.87	279.255	242.952
54	電力	.929	31.2487	29.03
55	都市	.881	66.5191	58.6033
56	水道	.918	222.241	204.017
57	運輸	.904	259.088	234.216
58	自通	.904	259.088	234.216
59	通	.888	237.758	211.129

部門を生産部門とする。⁽⁵⁾

さて、計測に当っては、(12)、(13)を用いる。 t を求めるためには、(12)において、 t^d と M と t^m を求めればよく、また、 t^m を求めるためには、これに加えて、 E のデータが与えられればよい。順次データにつき説明しよう。

まず、 $t^d = (I - A' - D)^{-1} \tau$ であるから、データとして、ベクトル τ とマトリックス A 、 D が分ればよい。

τ から説明しよう。

第1表において、従業者総数は産業連関表附属の雇用数(72部門)中、有給役員雇用者を除いた従業員総数である。1人平均年間労働時間は、農業においては、『農家経済調査報告』⁽⁶⁾の自家農業労働投下量を用い、他の産業部門については、『毎月勤労統計要覧』⁽⁷⁾の産業別常用労働者1人平均月間実労働時間数を12倍して年間労働時間とすることにした。従業者総数に平均年間労働時間を乗じたものが、年間延労働時間である。これを各部門の生産額で割れば第2表の $\tau(1)^*$ が求められる。 $\tau(2)^*$ はこれに対し、各生産部門内で、さらに、生産労働だけの時間を計算したものである。この生産労働だけを確定するにはかなりの労力を要する。産業連関表附属の雇用表中の職業分類の雇用マトリックスには、部門ごとに、各種の業務に従事する人数が示されている。これらをすべてコンピューターに記録し、この中、不生産的労働の占める比率を計算した。⁽⁸⁾物財生産部門の業務はすべて生産労働とする考えもあるが、私はそう考えないので、本稿の計算目的には、 $\tau(2)^*$ を用いるべきと考えるが、一応 $\tau(1)^*$ も計算しておいた。

(5) 生産部門をどう選ぶかは大きな問題であるが、ここでは狭い意味での物財部門を考える。

(6) 『昭和58年度農家経済調査報告』農林水産省統計情報部、1984年12月。

(7) 『毎月勤労統計要覧』労働大臣官房政策調査部、1986年。

(8) 不生産的労働に入れたものは、概略をいえば、純粋な研究、医療、管理的業務、販売業務、保安、純粋なサービスなどである。

第3表 μ 、 M 、 E (日本・59部門)

産 業 部 門		直接輸入係数 μ_j	総合輸入係数 M_j	輸出比率 e_j
1	耕種農	8.06628E-03	.0450618	.0012031
2	畜業	.0244537	.159892	5.73772E-05
3	農サ	.0019191	.0278562	0
4	業	1.36496E-03	.0291757	5.00067E-04
5	漁	.01456	.0917997	4.18286E-04
6	石	5.27949E-03	.0498946	2.96729E-05
7	金	7.83041E-03	.0500352	7.13306E-05
8	原	7.97163E-03	.438447	8.68474E-08
9	非	.0049379	.0951791	4.65994E-04
10	油	.0146023	.133846	5.04323E-04
11	水	.0292547	.100573	5.58058E-03
12	精	.0860937	.138862	8.78577E-04
13	そ	.156301	.235755	1.46656E-03
14	配	.156302	.250053	6.84357E-05
15	飲	.0134202	.0544086	8.98176E-04
16	煙	.0427867	.0599303	3.28573E-05
17	製	.120453	.214736	3.63427E-03
18	織	.0430134	.162541	.0190356
19	ニ	.120453	.22087	2.51991E-03
20	の	.043132	.115899	3.18351E-03
21	身	.0209195	.0941271	2.09438E-03
22	製	.142416	.192809	8.95831E-04
23	家	.0106797	.0823344	9.29238E-04
24	バ	.0734766	.222766	.0030152
25	紙	0	.0964761	.0027396
26	印	2.61359E-03	.0678235	1.13249E-03
27	皮	.136351	.221225	1.73298E-03
28	革	.0290905	.1196	.0106156
29	基	.0940807	.234932	.0117073
30	油	.0144294	.284129	.0058019
31	化	.0245291	.163603	9.18075E-03
32	化	.0144294	.193876	7.26354E-03
33	学	.0144295	.130926	3.81975E-03
34	最	.0144295	.0907698	.013557
35	石	.355624	.402476	9.29487E-03
36	石	.391564	.528173	1.27269E-03
37	窯	.0300466	.117633	.0138541
38	鉄	.0889472	.311893	7.27376E-04
39	鋼	.0047346	.212001	.0950678
40	鑄	.0047346	.132604	6.51297E-04
41	非	0	.0831868	7.92239E-03
42	金	.153218	.220531	.0118424
43	金	.0069728	.0963256	.0283184
44	重	8.90841E-03	.0661418	.11587
45	電	.0128391	.0859286	.0202677
46	電	.0128391	.0685065	.121868
47	自	7.11781E-03	.0666652	.15955
48	の	7.11782E-03	.0642302	.0547882
49	他	.0102167	.0626869	.0322126
50	の	.0123223	.0939818	.0179257
51	建	6.73432E-04	.0630856	0
52	建	6.73341E-03	.0665016	0
53	土	.0039898	.0708447	0
54	電	.0726792	.191551	9.69217E-05
55	都	.0980371	.128594	1.26218E-05
56	道	2.60366E-03	.0473786	1.4243E-05
57	水	.056086	.12007	.107528
58	運	0	.202178	0
59	通	2.98432E-03	.015576	5.81096E-04

第4表 t^{d*} 、 t^* (日本・59部門)

$t^{m(1)}=315.755$; $t^{m(2)}=281.813$

産 業 部 門		$t_j^{d*}(1)$ (時間)	$t_j^{d*}(2)$ (時間)	$t_j^*(1)$ (時間)	$t_j^*(2)$ (時間)
1	耕種農	1485.53	1412.88	1499.76	1425.58
2	畜産	1614.1	1497.2	1664.59	1542.26
3	業サ一	625.42	520.361	634.216	528.211
4	漁業	465.279	436.763	474.491	444.985
5	石炭	457.616	424.483	486.602	450.353
6	金属	312.238	296.542	327.992	310.603
7	非金属	243.872	223.267	259.671	237.368
8	石油	161.223	135.286	175.067	147.642
9	織物	268.794	231.948	298.847	258.771
10	穀類	1114.85	1027.28	1157.11	1065
11	水産	443.362	400.464	475.118	428.807
12	精糖	1450.09	1375.96	1493.94	1415.09
13	その他	649.95	582.293	724.391	648.732
14	配飲	881.551	821.754	960.507	892.222
15	飲料	235.089	206.862	252.269	222.195
16	煙草	238.59	224.408	257.513	241.297
17	製糸	920.181	856.043	987.985	916.558
18	繊維	599.911	536.269	651.234	582.075
19	織物	700.137	630.707	769.878	692.951
20	その他	711.733	642.301	748.329	674.963
21	木材	605.951	551.272	635.672	577.798
22	製材	479.855	431.99	540.735	486.326
23	家具	483.637	423.714	509.634	446.917
24	紙製	272.689	242.46	343.028	305.238
25	印刷	338.333	283.986	368.796	311.174
26	皮革	350.127	270.242	371.543	289.356
27	革製	849.222	755.638	919.075	817.982
28	化学	406.308	370.045	444.072	403.75
29	基礎	207.212	179.07	281.393	245.277
30	石油	170.998	146.541	260.713	226.612
31	化学	219.2	195.296	270.858	241.401
32	合成	195.116	168.273	256.333	222.91
33	化学	228.139	200.907	269.48	237.804
34	石油	234.652	198.089	263.313	223.669
35	石油	146.425	123.624	273.509	237.047
36	石炭	235.067	215.939	401.84	364.785
37	製鉄	310.078	274.473	347.221	307.624
38	鉄鋼	184.54	167.675	283.022	255.571
39	鍛圧	192.166	174.208	259.106	233.953
40	鉄鋼	223.041	199.544	264.911	236.914
41	非鉄	201.642	181.526	227.909	204.969
42	非鉄	207.297	184.46	276.931	246.609
43	金属	333.547	288.132	363.962	315.278
44	機械	287.618	252.83	308.503	271.47
45	重電	299.268	268.343	326.4	292.559
46	軽電	293.528	264.163	315.159	283.469
47	自動車	310.37	277.747	331.42	296.534
48	その他	288.726	260.022	309.007	278.123
49	精密	357.327	313.279	377.121	330.945
50	その他	357.056	309.475	386.731	335.96
51	建設	386.665	338.961	406.585	356.739
52	建設	328.907	288.68	349.905	307.421
53	土木	420.393	367.867	442.763	387.832
54	電力	139.82	122.92	200.303	176.902
55	都市	152.571	132.373	193.175	168.612
56	水道	313.468	284.444	328.428	297.796
57	運輸	372.144	334.505	410.057	368.342
58	運輸	459.424	410.226	523.263	467.202
59	通信	281.565	249.392	286.483	253.782

次に、 a_{ij}^{*d} は、内生部門を物財部門59×59として求める。いうまでもなく、 $a_{ij}^{*d} = X_{ij}/X_j$ である。

d_{ij}^* を求めることも容易ではない。第 j 部門の「資本減耗引当」は連関表に与えられている。これを Z_j とする。今もし、第 j 財生産のために使用される第 i 固定設備の量 K_{ij} が与えられれば、 $d_{ij} = (Z_j/X_j)(K_{ij}/\sum_i K_{ij})$ によって求めることができる。しかし、1980年について、この資料を得ることはできない。そこで止むを得ず連関表附属の固定資産マトリックス（民間+政府⁽⁹⁾）の数字を上 K_{ij} の代りに用いる。 K_{ij} がストック量であるのに対し、この表の数字は第 j 部門が購入した第 i 財（固定資産）の量であり、フロー量である。止むを得ず、このような近似計算を行った。 a_{ij}^{*d} と d_{ij}^* は資料が大きすぎるので、ここには示さない。

μ_j は産業連関表附属の輸入表に示された、各部門の輸入総額を生産高で割って求めることができる。 μ_j が分かれば、 $M = (I - A' - D')^{-1} \mu$ が計算できる。

また、 e_i は連関表輸出欄において、それぞれの部門の輸出額を輸出総額で割ることによって求められる。

これらは第3表に示される。

以上で輸入品を計算しない「国内投入労働量」 t_j^{*d} および、輸入品を算入した投入労働量 t_j^* を計算する、すべてのデータが揃った。結果は第4表に示される。ここでは、直接労働量として、 $t_j^{*d}(1)$ 、 $t_j^{*d}(2)$ のいずれかを用いるかに応じて、 $t_j^{*d}(1)$ 、 $t_j^{*d}(2)$ 、 $t_j^*(1)$ 、 $t_j^*(2)$ が計算されている。欄外には輸入品1単位に含まれる投入労働量 t^m も示されている。

Ⅲ-2 18部門

後に示すように、上記の産業部門のままでは、日・独の比較が難しい。それで、比較し易いように、部門統合を行うこととした。わが国の産業連関表には、

(9) 固定資産マトリックスの表はマトリックス形式にはなっているが、連関表の産業部門と同じ分類になっていないので、組みかえる計算を行なって、連関表に合わせた。

第5表 直接労働時間の計算(日本・18部門)

産 業 部 門	従業者総数 (人)	延べ労働時間(1) (全労働)(時間)	延労働時間(2) (生産労働)(時間)	生 産 額 (100万円)
1 農 林 水 産 業	7.45339E+06	1.45267E+10	1.37578E+10	1.61114E+07
2 鉱 業	139834	3.16808E+08	2.72116E+08	2.6012E+06
3 食 料 品	1.17047E+06	2.50292E+09	2.05068E+09	2.69542E+07
4 織 維 製 品	1.04593E+06	2.23662E+09	1.97469E+09	8.27529E+06
5 パルプ・紙・木製品	1.22357E+06	2.61647E+09	2.24745E+09	1.61302E+07
6 化 学 製 品	596868	1.27634E+09	1.05825E+09	1.97684E+07
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	50018	1.06959E+08	8.94413E+07	1.79062E+07
8 窯 業 ・ 土 石 製 品	591707	1.26531E+09	1.12866E+09	8.25474E+06
9 金 属 一 次 製 品	715981	1.53105E+09	1.38437E+09	3.59812E+07
10 金 属 製 品	1.0376E+06	2.2188E+09	1.88376E+09	1.04093E+07
11 一 般 機 械	1.35902E+06	2.90613E+09	2.53705E+09	2.29078E+07
12 電 気 機 械	1.44961E+06	3.09985E+09	2.82589E+09	2.2603E+07
13 輸 送 機 械	1.41899E+06	3.03437E+09	2.74068E+09	2.54897E+07
14 精 密 機 械	325445	6.95932E+08	6.07549E+08	3.42754E+06
15 他 の 製 造 工 業 製 品	2.31677E+06	4.9542E+09	4.19183E+09	2.15453E+07
16 建 設	5.66285E+06	1.2823E+10	1.11566E+10	5.52574E+07
17 電 気 ・ ガ ス ・ 上 水 道	551557	1.11392E+09	1.02253E+09	1.47505E+07
18 運 輸 ・ 通 信	2.99744E+06	6.50326E+09	5.86031E+09	3.72545E+07

第6表 直接労働時間(日本・18部門)

産 業 部 門	$\tau(1)^*$ (時間)	$\tau(2)^*$ (時間)
1 農 林 水 産 業	901.641	853.917
2 鉱 業	121.793	104.612
3 食 料 品	92.8583	76.0802
4 織 維 製 品	270.277	238.625
5 パルプ・紙・木製品	162.209	139.332
6 化 学 製 品	64.5647	53.5324
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	5.97329	4.99499
8 窯 業 ・ 土 石 製 品	153.283	136.729
9 金 属 一 次 製 品	42.5514	38.4748
10 金 属 製 品	213.156	180.969
11 一 般 機 械	126.862	110.75
12 電 気 機 械	137.143	125.023
13 輸 送 機 械	119.043	107.521
14 精 密 機 械	203.041	177.255
15 他 の 製 造 工 業 製 品	229.943	194.559
16 建 設	232.059	201.902
17 電 気 ・ ガ ス ・ 上 水 道	75.5174	69.3217
18 運 輸 ・ 通 信	174.563	157.305

第7表 μ 、 M 、 E (日本・18部門)

産 業 部 門	直接輸入係数 μ_j	総合輸入係数 M_j	輸出比率 e_j
1 農 林 水 産 業	.0195579	.122945	2.17883E-03
2 鉱 業	.0113701	.149839	5.67084E-04
3 食 料	.0908315	.196922	9.42951E-03
4 織 維 製 品	.092038	.252877	.0283732
5 パルプ・紙・木製品	.12356	.287604	7.57987E-03
6 化 学 製 品	.0710882	.313835	.0513303
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	.696167	.857351	.0105676
8 窯業・土石製品	.0407568	.212211	.0138541
9 金 属 一 次 製 品	.0844024	.359076	.116211
10 金 属 製 品	.0118591	.178753	.0283184
11 一 般 機 械	.0165144	.136032	.11587
12 電 気 機 械	.0375223	.16158	.142136
13 輸 送 機 械	.0134835	.133196	.214338
14 精 密 機 械	.0362094	.135018	.0322126
15 他の製造工業製品	.038184	.165404	.0335011
16 建 設	.0105315	.128323	0
17 電気・ガス・上水道	.154032	.377933	1.23786E-04
18 運 輸 ・ 通 信	.0530285	.268277	.108109

第8表 t^{d*} 、 t^* (日本・18部門) $t^{d*}(1)=355.116$; $t^{d*}(2)=315.42$

産 業 部 門	$t_j^{d*}(1)$ (時間)	$t_j^{d*}(2)$ (時間)	$t_j^*(1)$ (時間)	$t_j^*(2)$ (時間)
1 農 林 水 産 業	1195.64	1125.25	1239.3	1164.03
2 鉱 業	241.798	211.305	295.008	258.567
3 食 料	637.272	583.635	707.202	645.748
4 織 維 製 品	623.088	558.019	712.889	637.781
5 パルプ・紙・木製品	562.002	503.816	664.135	594.532
6 化 学 製 品	238.735	205.919	350.183	304.909
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	208.706	182.367	513.165	452.793
8 窯業・土石製品	312.211	277.122	387.571	344.058
9 金 属 一 次 製 品	208.524	185.756	336.038	299.016
10 金 属 製 品	339.003	292.336	402.481	348.718
11 一 般 機 械	290.243	254.84	338.55	297.747
12 電 気 機 械	303.902	273.187	361.282	324.153
13 輸 送 機 械	311.368	277.658	358.668	319.671
14 精 密 機 械	354.63	310.459	402.577	353.046
15 他の製造工業製品	446.155	385.998	504.893	438.17
16 建 設	400.409	350.844	445.979	391.32
17 電気・ガス・上水道	198.669	177.388	332.879	296.596
18 運 輸 ・ 通 信	309.175	276.492	404.444	361.112

内生部門24部門という表が示されている。このうち、物財生産部門18部門に、上記59部門を、統合することとした。部門統合の方式は、産業連関表の総合解説編、部門分類表に示されている。第13表に示しておいた。計算に必要なデータおよび結果は、第5、6、7、8表に示されている。

Ⅳ 西独における不等価交換の測定

Ⅳ-1 46部門

以下、西独における不等価交換の測定についてのべよう。西独の連邦統計局発行の投入・産出表、内生部門58部門表を基礎としている。日本の場合と同様、このうち物財生産部門だけを取り出す。これは46部門である。⁽¹⁰⁾

直接労働量 τ の計算から説明しよう。これは第9表、第10表に示されている。

第9表の就業者総数はドイツ連関表226頁の数字を用いる。しかし、これは、第9表に示すように、就業者数は46部門のすべてに対して、与えられているのではない。例えば、農業と林業・漁業は一括して示されている。ここでは、これらの部門の τ の値は、等しいものと仮定して計算することにする。さて、各産業部門の平均年間労働時間は、西独の労働庁 (Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg) 発表の数字を用いることにする。第9表第3欄の数字がこれである。これと就業労働者数を掛けあわせれば、年間延労働時間が計算されるが、就業労働者数が合併して表現されている場合には、第9表第5欄の生産額に比例して分配しておく。(合併

(10) 西独の連関表は、その産業分類の仕方や名称で、かなり日本のそれと相異している。ここでは、なるべくわが国の名称に近似させて翻訳している。だがこれは忠実な翻訳ではないことを断っておく。例えば7鉱産物には、石炭、石油、天然ガスを除くというカッコ書きがあり、また20建設用具と訳したものは、西独表では鉄・軽金属建設用具およびレール使用建設用具となっている。また23自動車としたが、西独表は市街地輸送具となっている。日本と比較し易いように、あえて、このようにした。詳細については、*Input-Output-Tabellen 1980, Reihe 2, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18 Statistisches Bundesamt, S. 228-231*参照。

第9表 直接労働時間の計算（西独・46部門）

産 業 部 門	従業者総数 (1,000人)	平 均 年 間 勞 働 時 間	延労働時間(2) (1,000時間)	生 産 額 (100万マルク)
1 農 業	1425	1753.2	2.17902E+06	60139
2 林 業・漁 業		1758.2	319286	8812
3 電力・蒸気・温 水	235	1706.8	275044	51616
4 ガ ス		1706.8	96651.1	18138
5 水 道		1706.8	29403.5	5518
6 石 炭	205	1734.8	355635	28986
7 鉱 産	23	1734.8	13870.1	2896
8 原油・天然ガス		1734.8	26030.3	5435
9 化学製品	523	1709.9	894278	131322
10 石油製品	24	1709.9	41037.6	81565
11 合成製品	248	1709.9	424056	31794
12 ゴ ム 製品	114	1709.9	194928	10680
13 土石製品	243	1709.9	415504	36842
14 陶 磁 製 品	65	1709.9	111143	4020
15 ガラス・ガラス製品	86	1709.9	147052	9375
16 鉄 ・ 鉄 鋼	260	1709.9	444574	100995
17 非 鉄 金 属	73	1709.9	124823	26081
18 鑄 造 製 品	165	1709.9	28198.5	15862
19 圧 延 製 品	301	1709.9	514680	31980
20 建 設 用 具	197	1709.9	336849	24974
21 機 械	1083	1709.9	1.85182E+06	120990
22 事務用機 器	58	1709.9	99174.2	11268
23 自 動 車	922	1709.9	1.57653E+06	129102
24 船 舶 機 具	56	1709.9	95754.6	6418
25 航 空 機 具	59	1709.9	100884	7169
26 電 子 機 具	1077	1709.9	1.84156E+06	100744
27 精 密 機 械	244	1709.9	417216	19148
28 金 属 製 品	361	1709.9	617275	36825
29 楽 器 ・ 玩 具	99	1709.9	169280	7204
30 製 品	57	1709.9	97464.3	10203
31 木 製 品	369	1709.9	630952	34981
32 パ ル プ ・ 紙	50	1709.9	85495	14223
33 紙 製 品	126	1709.9	215447	17173
34 印 刷 ・ 出 版	243	1709.9	415507	22545
35 皮 革 ・ 皮 革 製 品	123	1709.9	210318	8451
36 織 維 製 品	328	1709.9	560849	31947
37 衣 料 品	338	1709.9	577947	23820
38 食 料 品	850	1709.9	1.23098E+06	132693
39 飲 料 品		1709.9	222433	23977
40 煙 草	25	1709.9	4247.5	15380
41 建 設	1361	1686.2	2.29492E+06	129984
42 建 設 補 修	784	1686.2	1.32198E+06	67594
43 鉄 道 輸 送	305	1644.3	252472	14344
44 船 舶 輸 送	641	1644.3	305073	12113
45 通 信	463	1760.5	506567	35264
46 そ の 他 の 交 通		1644.3	1.21929E+06	65364

第10表 直接労働時間(西独・46部門)

産 業 部 門	生産労働比率	延労働時間(1,000時間)(生産労働)	$\tau_i(1)^*$ (1,000時間)	$\tau_i(2)^*$ (1,000時間)
1 農 業	.9643	2.10123E+06	36.2331	34.9396
2 林 業・漁 業	.9643	307888	36.2331	34.9396
3 電力・蒸気・温水	.7737	212801	5.32865	4.12278
4 ガ ス	.7737	74779	5.32865	4.12278
5 水 道	.7737	22749.5	5.32865	4.12278
6 石 炭	.7737	275155	12.2692	9.49268
7 鉱 産 物	.7737	10731.3	4.78939	3.70555
8 原油・天然ガス	.7737	20139.7	4.78939	3.70555
9 化学製品	.7172	641377	6.80981	4.884
10 石油製品	.7172	29432.2	5.03128	3.60843
11 合成製品	.7172	304133	13.3376	9.56573
12 ゴ ム 製 品	.7172	139802	18.2517	13.0901
13 土 石 製 品	.7172	297999	11.278	8.08858
14 陶 磁 製 品	.7172	79712.2	27.6476	19.8289
15 ガラス・ガラス製品	.7172	105465	15.6855	11.2496
16 鉄 ・ 鉄 鋼	.7172	318848	4.40194	3.15707
17 非 鉄 金 属	.7172	89522.8	4.78596	3.43249
18 鑄 造 製 品	.7172	20224	1.77774	1.275
19 圧 延 製 品	.7172	369129	16.0938	11.5425
20 建 設 用 具	.7172	241588	13.488	9.67359
21 機 械	.7172	1.32813E+06	15.3056	10.9772
22 事 務 用 機 器	.7172	71127.7	8.8014	6.31236
23 自 動 車	.7172	1.13069E+06	12.2115	8.75809
24 船 舶 機 械	.7172	68675.2	14.9197	10.7004
25 航 空 機 械	.7172	72354.6	14.0723	10.0927
26 電 子 機 具	.7172	1.32076E+06	18.2796	13.1101
27 精 密 機 械	.7172	299228	21.789	15.6271
28 金 属 製 品	.7172	442710	16.7624	12.022
29 楽 器 ・ 玩 具	.7172	121408	23.4981	16.8528
30 製 材	.7172	69901.4	9.55251	6.85106
31 木 製 品	.7172	452518	18.037	12.9361
32 パ ル プ ・ 紙 品	.7172	61317.1	6.01104	4.31112
33 紙 製 品	.7172	154519	12.5457	8.99778
34 印 刷 ・ 出 版	.7172	298002	18.4301	13.2181
35 皮 革 ・ 皮 革 製 品	.7172	150839	24.8867	17.8487
36 織 維 製 品	.7172	402241	17.5556	12.5909
37 衣 料 品	.7172	414504	24.2631	17.4015
38 食 料 品	.7172	882861	9.27692	6.65341
39 飲 料 品	.7172	159529	9.27692	6.65341
40 煙 草	.7172	30658.5	2.77942	1.9934
41 建 設 修 繕	.8694	1.9952E+06	17.6554	15.3496
42 建 設 補 修	.8694	1.14933E+06	19.5577	17.0035
43 鉄 道 輸 送	.6351	160344	17.6012	11.1785
44 船 舶 輸 送	.6351	193752	25.1856	15.9954
45 通 信	.6351	321721	14.365	9.12321
46 そ の 他 の 交 通	.6351	774367	18.6538	11.847

された部門の直接労働量は等しいと仮定しているから。)

物財生産部門の中でさらに、物財生産労働と、サービス労働を区別するために、日本の場合には、雇用表中の職業分類雇用マトリックスを用いることができた。これは極めて詳細なデータである。ドイツについてはこれ程詳細なデータは発表されていない。しかし、幸いなことに、これ程詳細ではないし、また連邦統計局発表の資料ではないが、ベルリンのドイツ経済研究所 (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung) の資料を利用することができた。産業部門数は10部門、業務の種類は33種類のマトリックスである。これを用いて、ほぼ日本と同じ基準で、従ってかなり生産概念を狭くとって、生産労働比率を求めた。第10表第2欄に示されている⁽¹¹⁾。これを用いれば、生産労働だけの延労働時間も計算される。

日本の場合と同様、 $\tau_j(1)^*$ と $\tau_j(2)^*$ とが計算されている⁽¹²⁾。

次に固定資本の投入係数を定める。日本の場合には、フロー量 (投資額) ではあるが、固定資本マトリックスが利用できたので、その比で連関表記載の各部門の償却費を割り振った。西独については、このような詳細な資料を利用することはできない。が連邦統計局発行の次のような簡単な固定資本マトリックスがある。それは、固定資本 (Anlage) をただ固定資本動産 (Ausrüstungen) と固定資本不動産 (Bauten) との2部門ごとにわけて示している。これはフロー量でなくストック量である。ここではこれを注(13)でのべる要領に従ってマトリックス形式とし、これを用いて、各部門の償却量を分割して、 d_{ij} を求めた。

(11) "Occupations-by-sector matrix for the Federal Republic of Germany 1980," *Forschungsprojekt, DIW, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Dezember, 1984.*

(12) 第9表の産業分類中第46部門は「その他の交通」である。この就業労働者数も示されていない。これは第43、44、45部門の労働者数合計を、第43、44、45、46部門の生産高比で配分し直すことによって求めた。

第11表 μ 、 M 、 E (西独・46部門)

産 業 部 門	直接輸入係数 μ_j	総合輸入係数 M_j	輸 出 比 率 e_j
1 農 業	.080131	.232242	.005375
2 林 業・漁 業	.0780753	.160013	1.42732E-03
3 電力・蒸気・温 水	.0543824	.187125	.0021569
4 ガ ス	.392381	.445483	1.60242E-03
5 水 道	.0304458	.0896594	1.85711E-04
6 石 炭	.0541296	.154028	9.84268E-03
7 鉱 産 物	.0438536	.176003	2.45138E-03
8 原 油・天 然 ガ ス	.050598	.104072	1.46977E-03
9 化 学 製 品	.162258	.30303	.114329
10 石 油 製 品	.570919	.635014	.013143
11 合 成 製 品	.119865	.23337	.0153477
12 ゴ ム 製 品	.154588	.233635	7.58762E-03
13 土 石 製 品	.0824331	.187637	8.00149E-03
14 陶 磁 製 品	.0656716	.142073	3.31627E-03
15 ガラス・ガラス製品	.0731733	.17386	.0047993
16 鉄 ・ 鉄 鋼	.0693005	.266	.0429576
17 非 鉄 金 属	.336183	.505498	.0206086
18 鑄 造 製 品	.127411	.206434	2.45138E-03
19 圧 延 製 品	.0932145	.199944	.0123922
20 建 設 用 具	.0941379	.190416	.0100523
21 機 械	.0798826	.163627	.137415
22 事 務 用 機 器	.100816	.18042	.0109065
23 自 動 車	.0854441	.183455	.122739
24 船 舶	.0966033	.19429	2.91566E-03
25 航 空 機	.210071	.26537	5.18929E-03
26 電 子 機 具	.109466	.190283	.0789218
27 精 密 機 械	.0832985	.139187	.0141432
28 金 属 製 品	.0969993	.196203	.0294193
29 楽 器 ・ 玩 具	.210577	.267603	.0058552
30 製 材	.123885	.237135	2.47526E-03
31 木 製 品	.0883337	.180173	7.95373E-03
32 パ ル プ ・ 紙	.222597	.348341	7.14987E-03
33 紙 製 品	.0994584	.247021	4.66665E-03
34 印 刷 ・ 出 版	.101885	.183385	6.56621E-03
35 皮 革 ・ 皮 革 製 品	.181872	.247548	3.44892E-03
36 織 維 製 品	.194885	.298397	.0232988
37 衣 料 品	.165365	.248013	8.44454E-03
38 食 料 品	.14471	.280616	.0344281
39 飲 料	.0638112	.15614	1.53344E-03
40 煙 草	.0817945	.101597	1.66079E-03
41 建 設	.0595919	.135328	.0189956
42 建 設 補 修	.0644732	.140351	1.24692E-04
43 鉄 道 輸 送	.0388316	.103807	.0036081
44 船 舶 輸 送	.249154	.365777	.0236277
45 通 信	.0239905	.0382865	7.90598E-04
46 そ の 他 の 交 通	.0873111	.15009	.0136285

第12表 t^{d*} 、 t^* (西独・46部門) $t^m(1)=25.7918$; $t^m(2)=18.59$

産 業 部 門	$t^{d*}(1)$ (1,000時間)	$t^{d*}(2)$ (1,000時間)	$t^*(1)$ (1,000時間)	$t^*(2)$ (1,000時間)
1 農 業	77.4046	74.6413	83.4185	78.9759
2 林 業・漁 業	55.9586	53.9609	60.1065	56.9506
3 電力・蒸気・温水	11.1069	8.59339	15.9815	12.1068
4 ガ ス	8.01766	6.20327	19.5214	14.4948
5 水 道	8.54068	6.60793	10.848	8.27101
6 石 炭	26.2228	20.2886	30.2422	23.1857
7 鉱 産 物	11.1668	8.63975	15.7448	11.9394
8 原油・天然ガス	7.01389	5.42665	9.71366	7.37256
9 化学製品	13.2278	9.48698	21.0904	15.1541
10 石油製品	.619907	.444597	17.014	12.261
11 合成製品	24.677	17.6983	30.7409	22.069
12 ゴ ム	28.8498	20.6911	34.9226	25.0682
13 土石製品	20.6241	14.7916	25.4954	18.3027
14 陶磁製品	41.348	29.6548	45.1604	32.4027
15 ガラス・ガラス製品	27.5298	19.7443	32.0802	23.0241
16 鉄・鉄鋼	14.7242	10.5602	21.7126	15.5973
17 非鉄金属	8.85352	6.34974	22.1148	15.9081
18 鑄造製品	2.92741	2.09954	8.42682	6.06336
19 圧延製品	34.1628	24.5016	39.4615	28.3207
20 建設用具	25.8402	18.5326	30.8216	22.123
21 機械	26.9623	19.3374	31.2275	22.4116
22 事務用機器	14.9016	10.6874	19.6294	14.095
23 自動車	23.4431	16.8134	28.2277	20.262
24 船舶	29.389	21.0778	34.4408	24.719
25 航空機	19.3207	13.8569	26.238	18.8427
26 電子機具	29.2213	20.9575	34.208	24.5518
27 精密機械	31.9564	22.9191	35.5739	25.5265
28 金属製品	29.9031	21.4465	35.1029	25.1944
29 楽器・玩具	33.9153	24.324	40.8756	29.3408
30 製材	18.8923	13.5495	25.0765	18.0069
31 木製品	31.5107	22.5994	36.2076	25.9848
32 パルプ・紙	11.0215	7.90464	20.0402	14.4051
33 紙製品	25.0831	17.9896	31.4954	22.6114
34 印刷・出版	28.8277	20.6753	33.5865	24.1053
35 皮革・皮革製品	37.0874	26.599	43.4974	31.2191
36 繊維製品	29.2315	20.9648	36.942	26.5223
37 衣料	36.6758	26.3039	43.0891	30.9264
38 食料	19.905	14.2759	27.1787	19.5186
39 飲料	16.7673	12.0255	20.8335	14.9563
40 煙草	3.17691	2.27848	5.78872	4.161
41 建設	29.6261	25.7569	33.1711	28.312
42 建設補修	32.284	28.0678	35.9379	30.7015
43 鉄道輸送	37.2219	23.6396	41.5407	26.7525
44 船舶輸送	57.9766	36.821	69.6332	45.2228
45 通信	18.1754	11.5432	19.5809	12.5563
46 その他の交通	26.2634	16.6798	30.2817	19.5761

第13表 部門統合表

産業部門	西 独	日 本
1 農 林 水 産 業	1,2	1,2,3,4,5
2 鉱 業	6,7,8,13	6,7,8,9
3 食 料 品	38,39,40	10,11,12,13,14,15,16
4 繊 維 製 品	36,37	17,18,19,20
5 パルプ・紙・木製品	30,31,32,33	22,23,24,25
6 化 学 製 品	9,11	29,30,31,32,33,34
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	10	35,36
8 窯 業 ・ 土 石 製 品	14,15	37
9 金 属 一 次 製 品	16,17,18,19	38,39,40,41,42
10 金 属 製 品	20,28	43
11 一 般 機 械	21,22	44
12 電 気 機 械	26	45,46
13 輸 送 機 械	23,24,25	47,48
14 精 密 機 械	27	49
15 他の製造工業製品	12,29,34,35	21,26,27,28,50
16 建 設	41,42	51,52,53
17 電気・ガス・上水道	3,4,5	54,55,56
18 運 輸 ・ 通 信	43,44,45	57,58,59

第14表 直接労働時間の計算(西独18部門)

産業部門	従業者総数 (1,000人)	延労働時間(1,000 時間)(全労働)	延労働時間(1,000 時間)(生産労働)	生産額 (100万マルク)
1 農 林 水 産 業	1425	2.49831E+06	2.40912E+06	68951
2 鉱 業	471	811040	604026	74159
3 食 料 品	875	1.49616E+06	1.07305E+06	172050
4 繊 維 製 品	666	1.13879E+06	816743	55767
5 パルプ・紙・木製品	602	1.02936E+06	738257	76580
6 化 学 製 品	771	1.31833E+06	945508	163116
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	24	41037.6	29432.2	81565
8 窯 業 ・ 土 石 製 品	151	258195	185177	13395
9 金 属 一 次 製 品	799	1.11228E+06	797723	174918
10 金 属 製 品	558	954124	684298	61799
11 一 般 機 械	1141	1.951E+06	1.39926E+06	132258
12 電 気 機 械	1077	1.84156E+06	1.32077E+06	100744
13 輸 送 機 械	1037	1.77317E+06	1.27172E+06	142689
14 精 密 機 械	244	417216	299227	19148
15 他の製造工業製品	579	990032	710052	48880
16 建 設	2145	3.6169E+06	3.14453E+06	197578
17 電気・ガス・上水道	235	401098	310330	75272
18 運 輸 ・ 通 信	1409	2.37062E+06	1.50558E+06	127085

第15表 直接労働時間 (西独・18時間)

産 業 部 門	$\tau(1)^*$ (1,000時間)	$\tau(2)^*$ (1,000時間)
1 農 林 水 産 業	36.2331	34.9396
2 鉱 業	10.9365	8.145
3 食 料 品	8.69608	6.23685
4 織 維 製 品	20.4207	14.6457
5 パルプ・紙・木製品	13.4416	9.64032
6 化 学 製 品	8.08216	5.79655
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	.503128	.360843
8 窯 業 ・ 土 石 製 品	19.2755	13.8243
9 金 属 一 次 製 品	6.35887	4.56056
10 金 属 製 品	15.4391	11.073
11 一 般 機 械	14.7514	10.5798
12 電 気 機 械	18.2796	13.1101
13 輸 送 機 械	12.4268	8.91253
14 精 密 機 械	21.789	15.6271
15 他 の 製 造 工 業 製 品	20.2544	14.5264
16 建 設	18.3062	15.9154
17 電 気 ・ ガ ス ・ 上 水 道	5.32866	4.12277
18 運 輸 ・ 通 信	13.5804	8.62486

第16表 μ 、 M 、 E (西独・18部門)

産 業 部 門	直接輸入係数 μ_j	総合輸入係数 M_j	輸出比率 e_j
1 農 林 水 産 業	.0798683	.191457	6.80232E-03
2 鉱 業	.0675306	.179001	.0217653
3 食 料 品	.127812	.228045	.0376223
4 織 維 製 品	.182276	.283705	.0317433
5 パルプ・紙・木製品	.120501	.220522	.0222455
6 化 学 製 品	.153995	.282865	.129677
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	.570919	.632513	.013143
8 窯 業 ・ 土 石 製 品	.070922	.173086	8.11557E-03
9 金 属 一 次 製 品	.118736	.276237	.0784098
10 金 属 製 品	.095843	.194483	.0394716
11 一 般 機 械	.0816661	.160018	.148322
12 電 気 機 械	.109466	.191003	.0789218
13 輸 送 機 械	.0922075	.184622	.130844
14 精 密 機 械	.0832985	.14418	.0141432
15 他 の 製 造 工 業 製 品	.143249	.204661	.023458
16 建 設	.0612619	.135294	.0191203
17 電 気 ・ ガ ス ・ 上 水 道	.134074	.217367	3.94503E-03
18 運 輸 ・ 通 信	.0796947	.139976	.0144191

第17表 t^{d*} 、 t^* (西独・18部門)

$$t^m(1)=21.737 = t^m(2)=15.933$$

産 業 部 門	$t_j^{d*}(1)$ (1,000時間)	$t_j^{d*}(2)$ (1,000時間)	$t_j^*(1)$ (1,000時間)	$t_j^*(2)$ (1,000時間)
1 農 林 水 産 業	47.5464	44.5789	51.7098	47.6324
2 鉱 業	22.6333	16.8747	26.5258	19.7296
3 食 料 品	25.1147	20.8108	30.0737	24.4478
4 織 維 製 品	30.7254	22.2496	36.8948	26.7744
5 パルプ・紙・木製品	23.6893	17.5208	28.4847	21.0379
6 化 学 製 品	16.5531	11.9938	22.7043	16.5052
7 石 油 ・ 石 炭 製 品	1.8934	1.3364	15.648	11.4242
8 窯業・土石製品	28.6409	20.7573	32.4048	23.5178
9 金 属 一 次 製 品	16.3937	11.8122	22.4007	16.2178
10 金 属 製 品	23.3673	16.8349	27.5965	19.9367
11 一 般 機 械	22.3438	16.0279	25.8235	18.58
12 電 気 機 械	26.5217	19.137	30.6752	22.1833
13 輸 送 機 械	21.1981	15.2109	25.2129	18.1554
14 精 密 機 械	29.0461	20.937	32.1814	23.2365
15 他 の 製 造 工 業 製 品	25.5659	18.3811	30.0164	21.6452
16 建 設	25.7156	21.3932	28.6577	23.551
17 電 気 ・ ガ ス ・ 上 水 道	11.9646	9.05896	16.6914	12.5257
18 運 輸 ・ 通 信	17.677	11.6053	20.7209	13.8378

紙数の関係で、これも $a_{ij}^{(13)}$ と同様ここでは示すことを略する。

各部門の生産高1単位あたりの生産に直接必要な輸入品の金額 μ_j は、連関表に記載の輸入表(各部門の輸入額)から求めることができる⁽¹⁴⁾。これと投入・産出係数の逆行列から、総合輸入係数 M_j が計算される。

輸出品100万マルクに含まれる各生産物の割合 e_j は、連関表の最終需要欄記載の部門毎輸出額から計算される。

(13) ここでは、上の固定資本のストック表を用いて、連関表の各部門の償却費合計を、それぞれの部門が用いた固定資本に割り当てることとした。そのため、固定資本動産部門は、非鉄金属、建設用具、機械、事務用機器、自動車、船舶、航空機、電子機具、精密機械、金属製品、製材部門からなるとし、また固定資本不動産部門は、建設、建設補修部門からなるとした。まず各部門の固定資本動産部門と同不動産部門のストック量の比を計算し、ついで、この2部門別に、それぞれ上記の産業部門の生産高に比例して、償却費を割り当てた。

(14) "Einfuhr von Waren und Leistungen 1980 zu Ab-Zoll-Preisen," *Input-Output-Tabellen*, S. 110-119.

以上のデータから、西独における「国内投入労働量」 t_i^{*d} 、および輸入品1単位に含まれる労働量 t^{im} が求められ、それを用いて、輸入品への投入労働量を含む「全投入労働量」 t_i^* が計算される。日本の場合と同様、これらは、単位当たり直接労働量 t_i^* の中に、非生産的労働を含む場合と、生産的労働だけに限定した場合の双方が計算されている。前者にはカッコ内に1を、後者には2の数字を与えている。

IV-2 18部門

48部門で用いたデータを、18部門に部門統合しよう。これは、日本59部門、西独46部門のままでは、単に部門数が異なるというだけでなく、各部門の内容が相当に相異していて、比較することが容易でない。この困難を回避するための1つの方法は、比較可能な程度にまで部門を統合することである。そこで、わが国の内生産部門24部門表にあわせることにした。部門統合表は、第13表として示しておいた。部門の番号は本稿で用いる番号である。

46部門のときとほぼ同種類の、データおよび計算結果を示す。

V 剰余価値率の測定

資本制社会にあっては、賃労働者は生産のために労働力を売却し、代価として得た賃金によって労働力の再生産に必要な物財を購入する。このとき物財生産に投じられた全労働時間と、賃労働者が労働力の再生産のために購入した物財に含まれる労働時間の比は、Marxによって剰余価値率と定義された。

これらの厳密な数学的定式化、およびその測定方式は置塩信雄氏によって示され、この方式による実測が中谷武氏や泉弘志氏などによって行われた。特に1980年に関しては、すでに置塩-中谷氏による、わが国の剰余価値率の計測がなされている⁽¹⁵⁾。本稿では、日本とさらに西独の剰余価値率の計測を行う。日本については、基本の方式は置塩-中谷氏のそれと同じであるが、データの

(15) 前掲 Okishio N. and Nakatani T., "A Measurement of the Rate of Surplus Value in Japan ; the 1980 Case", *Kobe University Economic Review* 31, 1985.

使用について、少し異なった方式をとることにした。

t_i を第 i 財の物量 1 単位に投ぜられた投入労働量、 T を物財生産に従事する労働者が、1 年間働いた労働時間の総和、 B_i を T 時間の労働によって得た賃金で、第 i 財を購入した物量であるとする。貯蓄はなかったと仮定しておこう。そうすると、剰余価値率は、本来的には次のように定義される。

$$e = \frac{T - \sum_i B_i t_i}{\sum_i B_i t_i} \quad (14)$$

分母は労働力の再生産に必要な価値、すなわち労働力の価値を表し、分子は剰余価値を表している。この(14)を用いて計測を行うためには、物財 1 単位に投入された労働量 t_i が計測されねばならないが、これは現在資料的制約から難しい。しかし、次式によってこの困難の回避されることが、置塩氏によって示された。⁽¹⁶⁾

t_i^* は第 II 節で定義した 100 万円 (100 万マルク) の第 i 財に投入された労働量である。 w は単位時間当たり賃金すなわち賃金率、 α_i は消費総額中に占める第 i 財の消費割合であるとする。そうすると(14)は書き替えられて、

$$e = \frac{1 - w \sum_i \alpha_i t_i^*}{w \sum_i \alpha_i t_i^*} \quad (15)$$

となる。⁽¹⁷⁾

以下(15)式を用いて、具体的に、日本・西独の剰余価値率を測定しよう。

VI 日本における剰余価値率の測定

日本の剰余価値率から測定しよう。(15)の t_i^* に当たるものとして、第 III 節で計算した $t_i^*(2)$ を用いることとし、以下ではこれを単に t_i^* と表す。 $t_i^*(1)$ を

(16) 置塩信雄、『マルクス経済学』筑摩書房、1977年、98頁。

(17) (14)と(15)の等しいことは、次のようにして分かる。 p_i を第 i 財の価格とする。(14)の分子を T で割れば $e = (1 - \sum B_i t_i / T) / (\sum B_i t_i / T)$ 。ところで $\sum B_i t_i / T = (\sum B_i p_i \sum B_i p_i t_i / p_i) / (T \sum B_i p_i) = w \sum \alpha_i t_i^*$ である。これを上式右辺に代入すれば、(15)を得る。

用いた計算については、後に注19で示す。

次に(15)における w の計測についてのべよう。このために、まず、日本の連関表の雇用者所得欄を部門にわたって合計する。後に説明する理由のため、2通りの合計を行う。全産業部門の雇用者所得の合計と、物財生産部門の雇用者所得の合計である。前者を $W(1)$ 、後者を $W(2)$ とする。これを物財生産の総労働時間で割れば、 $W(1)/T$ と $W(2)/T$ が求められる。総労働時間は第1表の各部門の年間延労働時間に生産労働比率を乗じて、生産労働の年間延労働時間を求めその合計として求められる。これが、(14)の T である。しかし、 $W(1)$ にしる、 $W(2)$ にしる、 W/T によって、(15)の w が求められると考えてはならない。(14)と(15)で、 $w = \sum B_i p_i / T$ であるが、この B_i は物財だけであり、 T も物財生産への投入労働時間である。ところが、上の W は物財以外への支出を含んでいるからである。そこで W には消費総額中で物財の占める割合を掛けておかねばならない。この比率は、国内品に対しては、連関表の民間消費支出欄、輸入品については、輸入表の家計消費支出欄の数字から求められる。1980年では約41.9%であった。これを、 $W(1)/T$ および、 $W(2)/T$ に乗じた値を、 $w(1)$ 、 $w(2)$ と書けば物財消費に向けられた単位当り賃金、 $w(1)$ は1時間、963円、 $w(2)$ は481円である。 $w(1)$ を何のために計算したかは後にのべる。国内・国外の消費、および生産労働の延労働時間などのデーターの記載は省略する。

次に(15)における α_i の計算についてのべる。上にのべた消費に関する資料から、物財の国内品消費高の合計 A と物財の輸入品消費高合計 B を求めることができる。この $A+B=C$ で、国内品はそれぞれの物財消費額を、輸入品はその総額(B)を、割った比が、 α_i である。国内品については、 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{59}$ 、輸入品は α_I と表すことができる。さて、(15)において、国内品については、 $t_i^*(i=1, 2, \dots, 59)$ が、輸入品については、一括して t^m がすでに求められている、 $\sum \alpha_i t_i^* + \dots + \alpha_I t^m = 413.563$ 、 $\alpha_I t^m = 8.712$ 、それ故、 $\sum \alpha_i t_i^* = 422.275$ であった。

以上で剰余価値率を求めるすべてのデーターが揃った。 $w(1)$ を用いた場合を

S(1)、 $w(2)$ を用いた場合をS(2)とすれば

$$S(1)=1.4582$$

$$S(2)=3.92078$$

であった。S(2)の方が剰余価値率本来の定義に従ったものである。S(2)は(15)に見られるように、生産的労働者が単位時間働いて得る消費財への投入労働時間と、生産労働者以外のサービス労働者と資本家への帰属分合計との比である。これに対して、S(1)は、労働時間単位で測った、資本家の帰属分と、物財生産労働者とサービス労働者とをあわせた、全労働者への帰属分合計との比である⁽¹⁸⁾。

VII 西独における剰余価値率の測定

西独における剰余価値率の測定結果についてのべる。日本のそれと重複する説明は省略し、主として使用したデーターについて説明する。

(15)の t_i^* に当るものとしては、(IV-1)で得た、 $t_i^*(2)$ を用いることにする。 $t_i^*(1)$ を用いた計算結果は注22でのべる。

$W(1)$ と $W(2)$ はドイツ連関表の雇用者所得 (Einkommen aus unselbstständiger Arbeit) 欄の合計である。 $W(1)$ は全労働者、 $W(2)$ は物財生産の労働者の所得合計である。

生産的労働者の年間の労働時間の合計 T は、第10表の年間延労働時間(生産労働)の合計によって求めることができる。

(18) (15)の分母子に T を乗ずれば、 $e = (T - W(1)\sum \alpha_i t_i^*) / (W(1)\sum \alpha_i t_i^*)$ であることを見れば明かである。この式の分子が資本家の取り分の価値である。

(19) 以上は $t_i^*(2)$ を用いた測定であるが、別に $t_i^*(1)$ を用いた場合も計算した。S(1)=1.522、S(2)=4.048で両者にはほとんど差がない。ただし $t_i^*(1)$ を用いる場合には、 $W(1)/T$ の T は生産労働比率を乗じない大きさである。従って、(15)の定義から、 $t_i^*(2)$ を用いた場合と比し、 $W(1)/T$ は小さくなり、 $t_i^*(1)$ は大きくなってほぼ相殺されるのである。

$W(1)/T$ と $W(2)/T$ によって、単位時間あたり賃金が得られるが、さらに、前節日本の場合にのべたように、消費のうち物財の消費にだけ向けられた割合を計算しなければならない。これを $W(1)/T$ 、 $W(2)/T$ に乗じた結果が、(15)の w になる。ただし T は生産労働の労働時間の合計である。国内品と輸入品を合計した消費全体の中で物財への消費の占める割合は西独にあっては、0.44548、すなわち約44.5%である。わが国の場合は、41.9%であったから、これはかなりよく似ている。

また、物財消費に向けられた単位時間当り賃金は、 $w(1)=0.0202389$ 、 $w(2)=0.0113248$ であるが、これは次のような単位である。単位は100万マルクで、1,000人当りの時間賃金である。⁽²⁰⁾従って1人当りは $w(1)$ に対し $0.0202389 \times 10^6 \times 10^{-3} = 20.2389$ 、 $w(2)$ に対し $0.0113248 \times 10^6 \times 10^{-3} = 11.3248$ マルクとなる。

また、国内品、輸入品を含めた、100万マルク当たりの消費財への投入労働量 $\sum \alpha_i t_i^*$ は、21.8478 (1,000時間)であることが、 $t_i^*(2)$ 、 $t^m(2)$ を用いて計算できる。⁽²¹⁾

以上で剰余価値率を求めるためのすべてのデータが揃った。 $w(1)$ を用いたとき、 $w(2)$ を用いたとき、それぞれ次のような結果が得られる。⁽²²⁾

$$S(1)=1.26154$$

$$S(2)=3.04167$$

(20) ここで用いているドイツの統計では就業労働者数が1,000人単位であり、これを用いて延労働時間が計算されているから。

(21) $t_i^*(1)$ 、 $t^m(1)$ を用いた場合には、27.8051となる。

(22) $t_i^*(1)$ 、 $t^m(2)$ を用いた場合には、注19でのべたように $W(1)/T$ の T は生産労働の労働時間だけではない。その結果、剰余価値率は(17)とほとんど変わらず、 $S(1)=1.22502$ 、 $S(2)=2.9764$ となる。

Ⅷ 結 語

以上で一応、日本と西独における、不等価交換および剰余価値率の測定を終える。紙数の関係で、本稿では測定結果だけを示し、詳細な結果の分析、日・独の比較は別稿に譲らねばならない。

しかし、ごく簡単に重要な結果について概略だけのべておくことにしよう。私は、 $t_i^*(2)$ を重視し、 $t_i^*(1)$ は参考までに挙げているので主として、前者についてのべる。

(1) $t_i^*(2)$ を、日本、59部門、西独、46部門について比較することは、部門分割がかなり異なっていて、容易ではない。そこで、部門統合を行った⁽²³⁾。もしこの結果を、1980年当時の日・独の外国為替相場1マルク102.84を用いて比較すれば、西独の投入労働は日本のそれよりも全般的にかなり低い⁽²⁴⁾。しかし、これをもって、直ちに、西独の労働生産性の方が日本のそれより高いとか、日本の財の方が全般に西独と比し不等価交換において不利である、と断定することはできない。国際比較の際、為替相場を用いることの不当であることはよく指摘されている。この問題の検討は別の機械に譲らねばならない。

(2) 剰余価値率は比であって、円/円、マルク/マルクで無名数となり、その結果は、それぞれの国の相対価格比には依存するものの、為替相場の影響を蒙ることがない。 $t_i^*(2)$ を用いる限り、日本は3.92078、西独は3.04167でやや西独の方が低いものの、極めて接近しているといつてよい。⁽²⁵⁾

23) それでも比較できないものもある。例えば石油および石炭製品などで、ドイツには石炭製品という分類項目はない。

24) 『経済統計年報』日本銀行調査統計局、1985年3月、249-250頁。

なお日・独を比較するとき、ここでは、日本については、財の単位は100万円で購入できる量であり、西独のそれは100万マルクで購入できる量であることと、労働時間は日本の場合1時間、西独の場合には1,000時間であることを考慮せねばならない。

25) というのは、前述のように、 w を計算するために、 W/T に物財の消費率を乗じるのであるが、この率が、西独の方が高い。それは、西独の統計によると輸入消費財の中にほとんどサービスを含まない(従って物財消費率は高くなる)のに、わが国ではかなりの量の輸入があるからである。輸入消費財を無視すれば、日・独の剰余価値率には、ほとんど差異がない。

(3) 1980年の日本の場合、置塩—中谷氏の計算結果とここでの計算結果は数値的には異なるが、これは主として、物財生産をどう定義するのかの相違から来ている。物財の範囲を広くとれば(15)の t_i^* ⁽²⁶⁾は大きくなる。また、 w を求めるためには、 W/T に物財消費の割合を乗ずるのだが、物財の範囲を広くとれば、この値も大きくなる。従って(15)の e の値は小さくなる。その結果、置塩・中谷氏では、1.3444という値となっている。私の計算結果と、数値の上では大きな差があるが、定義上の差からくるもので、特に怪しむべきほどのことではない。このことは、私の計算の $S(1)$ と比較してみれば、両者の値が非常に近いことでも分かる。この $S(1)$ と両氏の定義とは同じではないが、 $S(2)$ よりは⁽²⁷⁾ずっと近い。

(26) もち論 t_i^* の大きさにも影響する。両氏は金融・商業関係以外は、すべて物財生産に関連するとし、公務、研究、保健、公共サービスをすべて物財生産として算入する。私は狭く、物財生産へのかかわりの割合の少ない産業は、物財生産から排除している。さらに、物産生産部門の中でサービス労働と思われるものも排除している。その結果計算されたものが私の $t_i^*(2)$ である。

(27) 本稿作成に当って、特に次の方々の助力を得た。記して謝意を表する。計算について、近畿大学 王燿鐘氏、資料に関して、ベルリンDeutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW)のReiner Stäglin氏、Statistisches BundesamtのAlbert BraakmannおよびCarten Stahmerの諸氏である。

第2章 国際比較の方法論の発展とその課題

能 勢 信 子

I はしがき

第2次大戦後発展をとげた国際比較の理論は、発足後約半世紀を迎えようとしている。ところで複数の国民経済をなんらかの指標、典型的には実質GD(N)Pと関連する構成集計値とによって比較する問題は、単一の国民経済の時系列比較や国内の地域比較と同列に考えることが困難であり、それも比較対象国が気候、人口、経済発展の程度、文化と社会経済体制を異にする国々をカバーする場合、困難が大きいことは明かで、J. R. ヒックス⁽¹⁾やクズネツ⁽²⁾らから国際比較への古典的な疑問が提起せられるゆえんである。

ところで、こうした疑問にもかかわらず、国際比較の理論が国民経済計算の中で一大トピックとして開発・改良され、当初の疑問に漸次挑戦しつつあり、その成果たとえば購買力平価によるGD(N)P比較は、一部の国ではルーティンとなりつつある⁽³⁾。国際比較のための物指しないし測度がたとえ粗くても、測度から得られる経済計算上の有利さを否定することは、できないからである。

小論の意図は、国際比較理論の展開を年次と段階を追ってサーヴェイし、とくにICPの現在までの推移を要約することにある。小論のこの問題に対する立場は、各国GD(N)Pの購買力平価換算の問題を、物価指数理論とGD(N)P理論の出合の場として捉え、ICPに先立つ時期から現在のECPの発展ま

(1) J. R. Hicks, *The Social Framework*, 1st ed. 1942, 4th ed. 1971. Note E: "On Comparisons between the Real National Incomes of Different Countries", pp. 306-307.

(2) S. Kuznets, "National Incomes and Industrial Structure", *Econometrica*, Vol. 17, Supplement, Jul. 1949, pp. 205-241.

(3) たとえば、経済企画庁物価局編、「物価レポート'90」は、このトレンドを示す。

での手法の発展のなかで、国際比較に課せられた問題と、上記の古典的な反対論が、どのように克服されつつあるかを明らかにすることである。

II ICPに先立つ国際比較の理論的發展と反論

第2次大戦後、アメリカ経済の圧倒的優位のもとで、アメリカの対外援助の基準と成果を検討するという時代の要請を背景として、各国GDPの比較が開始せられた。その成果の典型を、われわれは、M. ギルバートとK. クレーヴィスによるOEEC刊行の研究 *Comparative National Products and Price Levels*⁽⁴⁾に見ることができる。OEECのこの研究は、アメリカを基準として西欧諸国の実質国民所得を支出側から比較するもので、イギリス、フランス、西独等との比較を後述の多元比較方式によらず、各一対一で個々に比較するバイナリー比較方式であった。ところで、これまた後述するヒルの言葉によると、「国際比較がたんなる空間比較と異なる——いわば空間比較とアシメトリーである所以は、国と国とが独立の政治的エンティティであって、この異なる政治的エンティティが比較せられる会計エンティティとなる」ことにある。就中、基準国と比較国とは国民通貨を異にしており、バイナリー比較であれ多元比較であれ比較対象となる国々の購買力を示す共通の表章を必要とする。このためまづ考えられた方法が、比較対象国の国民所得を為替レートによって弗に換算する方法であった。

これは、つぎの算式によって示すことができる。

$$PPE = \gamma P \quad (1)$$

ここでPPEは基準国通貨の購入できる財・サービス群と等しい財・サービス群にたいする比較国通貨の購買力であって purchasing power equivalence の略稱、 γ は為替レート、 P は価格指数を意味する。

(4) M. Gilbert and I. B. Kravis, *An International Comparison of National Products and the Purchasing Power of Currencies*, 1954. M. Gilbert and Associates, *Comparative National Products and Price Levels*, 1958.

上式は、国際比較において数量を比較するために購買力等価を求めるための第一次接近といえよう。

ところで為替レートは固定したものではなく、また為替レート換算が比較対象国と基準国それぞれの通貨購買力等価を導く完全な換算手段でないことが、大戦後10年の間に現実に明らかになって来た。いわゆる「為替レートのヴェール」の問題が、明白になってきたのである。

M. ギルバートらは、この問題の本質に気付いた。⁽⁵⁾ 彼らは、実行容易性という点から1954年版では基準国と比較国の通貨換算率である為替レートを用いて計算するが、1958年版ではアメリカ合衆国の物価と西欧8ヶ国の加重平均価格を算出し、それぞれの実質GNP比較を行ってみぎの方法を補っている。⁽⁶⁾ いま一つの問題は、諸国の実質国民所得の比較には、国民所得・支出の構成要素という集計値とサブ集計値の概念について価額と価格を比較可能なものとするような、共通のコメンクラトゥールがなければならない、ということである。

O E E Cの *A Simplified System of National Accounts*⁽⁷⁾ とこれにつづく *A Standardized System of National Accounts*⁽⁸⁾、国連の旧 *SNA*⁽⁹⁾ そして現行の *SNA*⁽¹⁰⁾、そのEC版である *ESA*⁽¹¹⁾ は、いづれもコメンクラトゥール作りに注目すべき成果をあげた。他方、社会主義諸国は、物的生産物の理論MPSを基礎にした国民経済バランスをそのコメンクラトゥールとして開発した。⁽¹²⁾

なほ、国際比較の面で注目すべきは、1950年代から60年代にいたるまでの物

(5) P. Studenski, *The Income of Nations*, 1958, pp. 224-226.

(6) Gilbert and Associates, *ibid.*, pp. 29-33. Tables 5 and 6.

(7) *A Simplified System of National Accounts*, 1950.

(8) OEEC, *A Standardized System of National Accounts*, 1952.

(9) UN, *A System of National Accounts and Supporting Tables*, 1953.

(10) UN, *A System of National Accounts*, 1968.

(11) Eurostat, *European System of Integrated Economic Accounts*, 1st ed. 1970. 2nd ed. 1979.

(12) Studenski, *ibid.*, pp. 349-373. N. Jasny, "The Soviet Balance of National Income and American Input-Output Analysis", *L'industria*, No. 1. 1962. UN, *Basic Principles of the System of Balances of the National Economy*, 1971.

価指数、それも国際比較を念頭にした指数算式の発明である。R. ギャリーの国際比較算式とこれから導かれる世界価格の理論、⁽¹³⁾ 多国間の比較方式として基準国を固定せずに一般式で表現するファン・イズェレンの推移的な価格指数⁽¹⁴⁾等⁽¹⁵⁾をこの時期の産物として数えることができる。

このような枠組み作りと指数算式作りの試みは、累積されて本格的な国際比較の実験の準備を作ったと云うことができよう。

ところで、国際比較に対するいくつかの疑問もまたこの時期に集中的に提起せられた。先に J. R. ヒックスは、「1941年のフランスすらイギリスがアメリカに似ている以上に1938年のフランスに似ていること——国民的事情の大きい差異の故に国際比較をする際には経済的厚生⁽¹⁶⁾の測度としての国民所得に関するすべての欠陥に、特別の注意を払うことを必要とする」と述べ、各国の実質国民所得の比較について批判的であった。⁽¹⁶⁾ その理由をヒックスは、報酬の支払われる各種の仕事についての国民的な習慣と努力の量の相異、国防費の国民所得のなかに占める比率の相異、支出バスケットの構成品目の相異をあげている。この発想をより精密に発展させたものに、クズネツ、フランケル、P. ディー⁽¹⁷⁾らの著作があり、⁽¹⁸⁾ 政府サービス、国民相互の支出行動パターン、生産構造、⁽¹⁹⁾

(13) R. C. Geary, "A Note on the Comparison of Exchange Rates and Purchasing Power between Countries," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A. vol. 121, 1958, pp. 97-9.

(14) J. van Yzeren, *Three Methods of Comparing the Purchasing Power of Currencies*, The Netherlands Central Bureau of Statistics, Statistical Studies, No. 7, (Zeist), 1957.

(15) 多元比較のための指数についての要を得た説明として G. Stuvell, *The Index Number Problem and Its Solution*, 1989, pp. 73-95 参照。なほ、多元比較のためのこの時期の著作として、R. Stone, *Quantity and Price Indexes in National Accounts*, 1956. がある。

(16) Hicks, *ibid.*

(17) Kuznets, *ibid.* また、T. Barna, "International Comparison of National Accounts in Economic Analysis," *Income and Wealth*, Series III, pp. 142-155 参照。

(18) S. H. Frankel, "Concepts of Income and Welfare —— in Advanced and Underdeveloped Societies with Special Reference to the Inter-Comparability of National Income Aggregates", *Income and Wealth*, Series III, pp. 156-168.

(19) P. Dean, *Colonial Social Accounting*, 1958.

なほ、国際比較に対する疑問のサーヴェイとして、拙稿「国際比較の具体化とその観点」、『国民経済雑誌』第100巻第6号所収。参照。

労働と閑暇の選択など異質の国民的集計値の差異をならして共通のコメンクラツールである標準会計枠組みに入れ分類し比較することに、異見をあきらかにした。この異見は、国際比較にたいする古典的な疑問であると考えられる。

Ⅲ 多元国際比較プロジェクトの発展

ペンシルヴェニア大学のクレーヴィス、ヘストン、サマーズ（略称KHS）と国際連合が世界銀行の援助を得て1969年に着手した多元国際比較計画 International Comparison Project（略称ICP）は、国際比較問題の解明において、従来の手法を改善し、参加専門家および機関の協力によって新紀元を画したといわれる。⁽²⁰⁾ 参加国についても第1フェースの6ヶ国から現在公表されている130ヶ国まで増大し、当初の原案に加えてこの間に手法の改良が加えられた。この間に世界銀行の資金打切りによって、遂行の責任は、国際連合に移った。ICPの構想と方法論の展開については、当事者をはじめ優れた紹介がいくつかある。小論は、GD(N)P論と物価指数の理論の交点という立場から、国際比較の方法論⁽²²⁾をサーヴェイし、とくに古典的な疑問の解決がどのように進みつつあるかを観察してゆきたい。

ICPは、端的にいえば比較国と基準国の通貨の為替レート換算によらずに購買力平価 Purchasing Power Parity（略称PPP）による換算を介して価格と支出の比較を行い、各国のGD(N)Pの数量比較を行うものである。つまり、前章でみたPPEからPPPへの飛躍が、その特徴である。

(20) I. B. Kravis, A. Heston, R. Summers, *International Comparisons of Real Product and Purchasing Power*, 1978. I. B. Kravis, A. Heston, R. Summers, *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Product*, 1982.

(21) "Comparative Studies of National Incomes and Prices", *Journal of Economic Literature*, Mar. 1984. 倉林義正、『SNAの成立と発展』、1990, pp. 102-131. また行政管理庁統計主幹、『GD P購買力の国際比較に関する調査報告書』、1979.

(22) ICPの方法論として、小論は、KHSの*World Product and Income*, 1982, ch2-ch5に依拠している。

ところで、各国のG D (N) P比較において、為替レート換算以外にも障害は多い。各国の集計値または部分集計値とその要素の構成が異質であって、G D (N) Pの数量の国際比較を直接行うことは、容易ではない。I C Pは、G D Pに対する「支出アプローチ」をとり、また価格指数算式としてギャリー指数を修正したギャリー・カーミス式⁽²³⁾(以下G-K法と呼ぶ)を採用する。そしてギャリーの世界価格を誘導し、世界価格をもって各国のG D P購売力を比較するものである。

まずI C PがG-K法を採用する理由は、多元比較において、それがいくつかの「望ましい特性すなわちテスト」⁽²⁴⁾をみたすためである。この特性は、i. 基準国不偏、ii. 要素転逆テストをみたす、iii. 推移性をみたす(循環性テストに耐える)、iv. 行列斉合性をみたす、ものである。またその対象は、当然に、v. 取引同等性テストをみたす。I C Pは、さらに多元国際比較において、任意(現実にはアメリカ)の国と比較国の経済の固有性(財・サービス構成)をみたすこと、および世界価格がユニヴァーサルで代表的性格をもつことを要請する。加えてP P Pの作成において、基礎になるコメンクラトゥールと各国国民勘定実務との整合性があることが、P P P計算の実施を容易なものとするという。

以上の望ましい特性をみたすことができるために各国の実質G D P計算に先立って、各国の価格と数量のデータが収集・選別され、P P P_s(以後多数国の価格比であることを明らかにするために、P P PにかえてP P P_sを用いる)

⁽²³⁾ S. H. Khamis, "A New System of Index Numbers for National and International Purposes", *Journal of the Royal Statistical Society*, 135(1), 1972.

⁽²⁴⁾ 「望ましい特性」は、指数論としての望ましさと各国国民勘定の実質比較を行う実用性を併せもっている。指数としての特性のテストについては、Stuvel, *ibid.*, pp. 36-52. W. Eichhorn and J. Voeller, *Theory of Price Index : Fisher's Test Approach and Generalizations*, 1976. 参照。後者については、とくに価格指数に関連してみる限り、次のUN刊行物参照。UN, *Guidelines on Principles of a System of Price and Quantity Statistics*, 1977. UN, *Manual on National Accounts at Constant Prices*, 1979.

算出のインプットとなるデータがファイルせられる。ところで、各国民経済は、かりにGDPが同じ程度の国同志であってさえ双方の財・サービス構造は同じではない。支出構成も当然に異なっている。途上国と基準国（通常先進国とくにアメリカが選ばれる）とでは、財・サービス支出構成は異り、したがってそれぞれの価格について市場価格をもたないケースが当然ありうる。この基本項目の欠情報を埋めるために、これに先立って作られた151項目の基本的な価格（BP）のタブローに合わせて欠情報をうめるダミー（fillerとよばれる）の推定値を得る手法が、Country Product Dummy法（略称CPD）である。

なほ支出項目のうち、各国民の習慣を反映して財の価格差、材質差が大きく、就中建物など住居関係の財にはこのような品目が見られ、CPDの適用対象となる。また家賃は自動車と同様嗜好と部品の組合せのマッチングを考慮してヘドニックアプローチにより指数を得る。

ところで、こうした各国民支出の独自の財の品目以上に比較上困難があるのが、サービスであることをICPは認識し、その比較可能性を高めるように努力をしている。それには医療、教育、政府サービス等が含まれる。このサービス自体正確な質・量の測定が困難であり、各国間のマッチングがえがたいという問題があるが、より大きい難点は、正確な市場価格が得がたいという点にある。たとえば公教育、消費者向け行政サービス・福祉サービスがそれである。ICPはこれらのために、価格サイドでなく投入ないしコスト側のデータによる帰属法を採用している。

ICPは、第Ⅲフェースに至って参加国の増加とともに次節でみる地域化の問題に遭遇するのであるが、地域化をすすめて地域圏価格を得、これを更に総合して世界価格を求めるという二段階法が、結果の精度をかならずしも保障しないとし、ユニヴァーサルな多元比較方法によることを、一貫して推賞している。⁽²⁵⁾

(25) Eurostat, *Multilateral Measurements of Purchasing Power and Real GDP*, 1982.

こうして汎世界的視野に立って参加諸国のGDP比較を基準国の立場から行うべく *PPPs* を作成するのが *ICP* の特徴である。この場合基準国はアメリカ合衆国で、スーパー カントリーであるとされる。これによって *KHS* は、参加国の1人当たり実質GDP、同品目構成の価格と数量の変化、為替レート換算率と *PPP* の差異を公表することを目標としている。

IV ECPの発展と地域化の問題

PPP の哲学が、ある国の通貨で購入できる財・サービスの組と同じ組を他の国々の通貨をもって購入できる比率によって各国通貨購買力を比較する測度を得るものとする、その共通の測度は、為替レートではなく各国の通貨の購買力平価であるべきである。その限り、*ECP* と *ICP* は、哲学を異にするものではない。

しかし上述したように、*ICP* の第Ⅲフェーズでは、参加国数が34ヶ国まで飛躍的に増大し、所属する国の1人当たり実質GDP、インフレーションの進行度、所属地域の自然条件・開発の差ともに、ハンガリー等の政治体制を異にする国々をカバーするようになった。そしてこの傾向は、第Ⅳフェーズ（参加国60ヶ国）にまで続いている。比較対象国がこれほどヴァリエティに富むと、*G-K-CPD* 法による統一的な *PPP* 算式の処理にたいして、地域化の問題提起が生じるのは、当然といえよう。かくて第Ⅲフェーズのこの現象は、国際比較に地域化問題と呼び起す契機となった。

この時期に、OECDのT. P. ヒルは、欧州地域圏をとくに念頭に置き作ら、現行 *ICP* の *PPP* 算式にたいして報告し、それ以後の理論に影響を与えた。ヒルによれば、国際比較の哲学はともかく手法として第Ⅲフェーズの状況は、国際比較のための *PPP* 理論を再考する好機である。各国が政治的なエンティティであるために国と国の比較はたんなる空間比較ではないのであり、国際的な実質GDP多元比較をこれに近付けるには、各国間の価額ベクトルおよび価格ベクトルの差はあまりにも大きい。したがって、EEC（以下E

Cと略)、E S C A P、E C L A C、E C A等の異なる地域圏を平均的な測度でみるI C PのG-K・C P D法には、基本的な問題がある。

ヒルによれば、まずC P Dによる欠情報の充足は、あまりに単純で非現実的である。C P Dを適用できる国は、同質的な同一地域グループに限られている。E Cは、他の地域圏と異なり、ある種の独自の同質性をもっている。たとえばE C諸国は、アメリカ合衆国と人口、富、1人当りG D P、国土面積を異にしている反面、欧州という地域的接近性のゆえに、人口、所得水準、支出性向、制度と文化的資産が相対的に同質である。そして、E C内諸国は個々にG D P支出の明細を実証することが容易である。なほ、他の諸地域は、E Cほどではないにしろ地域の独自性があり、それぞれの地域圏のもつ固有性を認めるべきである。

地域の固有性を提唱するジェラルディ⁽²⁶⁾の見解は、支持されねばならない。一斉にC P D法によってP P P_sの原データを統一形式にする現行I C Pの主張は非現実的であり、個々の比較という実証作業の結果をビルディング ブロックとして、地域の固有性を失わない手法をとることこそ必要である。

I C PのとるG-K算式についてはその簡便性という長所が認められるが、これはスーパー スター国すなわち基準国であるアメリカの価格群を基準とする加重算術平均法であって、その算式によるP P Pはラスパイレス タイプであり、これを用いると途上国の数量を相対的に大きく表現する。ヒルは、G-K法に変えて、E K S⁽²⁷⁾法を支持する。その理由は、E K S法によるP P P_s算式が幾何平均法であって、指数の数値はフィッシャー指数のそれに近い。この

(26) D. Gheraldi, "Selected Problems of Inter-Country Comparisons on the Bases of the Experience of the EEC", *Review of Income and Wealth*, Dec. 1982.

(27) G-K法とジェラルディの算式(Gと略称)およびE K S法の骨子が、ヒルによって要約されている。*Multilateral Measurements, ibid.*, pp. 47-53. ヒルはE K S法を実用性から次善の方法としている。因みにE K Sは、O. Eltető, P. Köves, B. Szulkの略で、彼等はそれぞれ1960年ごろ独立に推移性をもつ多元比較のための物価指数を發明した。United Nations Statistical Commission and Economic Commission for Europe, *International Comparison of Gross Domestic Product in Europe*, 1980, 1985. f. 26 on p. 53.

ためラスパイレス指数とパーシェ指数の巾(P L S)を最小にするというフィッシャー指数の長所をもち、さらにフィッシャー指数にはない推移性、行列整合性⁽²⁸⁾をみとすることができる。G-K算式のP P P_sも推移性と行列整合性をみとすが、E K S法の数値は、G-K法のそれよりも望ましいものである。

ヒルが主な対象とするE C諸国は、統一を理念とするだけの地域近接性をもち、そのかぎり固有の地域的な特徴をもっている。またP P P_s作成のコメントラトゥールの面で見ると、国連タイプのS N Aと異なるE S AをG D(N) P計算の概念枠組として用いている。E Cの内部の国についての価格情報は尨大であり、I C PによらないE C P (European Comparison Programme)用の価格タブローを作成する統計実務能力を持ちあわせている。汎世界的なI C P法によらない手法をヒルが提唱するゆえんである。

ヒルは、さらに、財とサービスに関する論文によってサービスの性格を定義し計測上の問題を整理した。なほ彼をリーダーとするヨーロッパ専門家会議で、ハンガリーのシラギによって提起された「比較拒否的サービス」⁽²⁹⁾は、以来政府サービスの代名詞として使われ、政府対個人のサービスとそれ以外の政府サービスの分割を介して「人口の全消費」概念を導く一方市場価格をもたない限り推計には投入額をとることが再確認せられた。ヒルは、原データが不足するやむを得ない場合にはバイナリー比較による、可能となれば地域内少数国の多元比較を行うことを主張している。また原データが漸次累積すると、これを基礎材料として多元比較をE C内で行うことが可能であると、現実主義的な立場を支持している。

ヒルによって代表される地域固有性の実証は、他の諸地域——アフリカ、⁽³⁰⁾

(28) 推移性、行列整合性は固有性ととも実質G D(N) P比較の価格指数に必要な不可欠である。Manual, *ibid.*, またInternational Comparison (referred in Note 27) *ibid.*

(29) International Comparison (referred in Note 27)、*ibid.* f. 20. 'Comparison-resistant' という術語がサービス専攻の国連統計専門家会議に提出された論文で、G. Szilagyíによって表現された。

(30) Eurostat, *Comparison of the Price Levels and Economic Aggregates: The Results for 15 African Countries*, 1980, 1985.

⁽³¹⁾ 中米に及び、それぞれ地域的国際比較がなされた。もっともその作業の活発さからして欧州圏のECPは極立っている。とくに第IVフェース以後に、それは新たな展開を見せた。というのは、南欧のほかにも、社会主義東欧諸国のECPへの参加傾向が顕著となったためである。

E S AタイプのG D (N) Pを採用する欧州諸国とM P Sタイプのそれを採用する東欧諸国の間の集計値、部分集計値、価格体系の各細目の相互の比較については、フランス、オーストリア、ハンガリー、ポーランドの間で十年を越えて突合せがなされて来た。この成果の一つはECPおよび広く国際比較研究に結実し、国際比較に際してS N A、E S A、I C P、E C Pの各カテゴリーの比較が、一表となるまで明快になった。⁽³²⁾ 他方、ECP研究は、政治、経済、支出パターンの似た西欧諸国（西独、ベルギー、フランス等）をグループ1すなわち E_1 とし地域的に接近した東欧諸国およびフィンランドをグループ2すなわち E_2 とし、オーストリアを E_2 にも入れ、これを E_1 と E_2 との間のブリッジカントリーとしたことが注目せられている。⁽³³⁾

オーストリア中央統計局のフランツによれば、同国は、 E_1 に属しかつ E_2 の小さいスター国にもなることができるから、 E_1 と E_2 のブリッジカントリーとなりうる。というのは、イ。同国は E_2 との間に、財分類について3桁の項目を共有しており、ロ。比較拒否分野であるサービスについても同国は E_2 とのクロスセクション比較を他の E_1 諸国より容易に行うことができ、ハ。情報の速報性がある、からである。かくて、イ。欧州価格対オーストリア価格と、ロ。いわば小スター国であるオーストリア価格対 E_2 のたとえば東欧社会主義国を介して、欧州価格による個々の東欧諸国の購売力の比較が可能である。⁽³⁴⁾

(31) ラテンアメリカ諸国の1979年調査結果は Inter-American Development Bank あてメモオで報告されている（筆者未見）。

(32) *International Comparison, ibid.*, pp.29-33, p.36.

(33) *International Comparison, ibid.*, pp.24-26. UN Commission of the European Communities, *World Comparison of Purchasing Power and Real Products for 1980*, Pt. 2, 1987. pp. 1-5.

(34) A. Franz and R. Schwartzl, "ICP 1980: A Brief Account from Austria", *The Review of Income and Wealth*, jun. 1984, pp. 167-184.

こうして欧州地域の購売力比較研究は、理論的にまた現実の政治算術として進みつつあることが、明かである。

ちなみに第IVフェース自体の基準は1980年で、欧州版、国連版ともに刊行が遅れた。現在85年基準の第IVフェースが測定され、130ヶ国の実質GDPが報告⁽³⁵⁾されている。

V 国際比較論の発展についての展望

以上、国際比較方法論の進展をサーベイし、いま理論実施面で新しい局面まで到達したことを見た。

これを整理するため、為替レート換算によるGD(N)P比較期をかりにPPE時代とよび、ついで購売力平価による換算をICP時代とよび、さらに、その第IVフェース以降、地域化時代が進行する現段階を、両スタープレイヤーに当たる(EC)の手法ECPとICPとの共存時代とよぶことにする。

実質GD(N)Pの国際比較に特有の困難は、いうまでもなくまず国と国とが政治的エンティティであり、かつそれぞれ経済構造を異にするエンティティであることにある。このため最初の問題について、利用の容易な為替レート換算が使用され、かつ国民勘定が標準化されたのは意外ではない。PPE時代の成果は、これの産物である。

勿論、「為替レートのヴェール」の問題はただちに解決されるべき問題であり、ICPが一大プロジェクトとなったのは不思議ではない。ところで、「為替レートのヴェール」を世界各国について除くことが一大作業であるために、当初のICPは、さし当たってG-K法を採用し、また種々の望ましい特性すなわちテストをみたす方法論を開拓した。

(35) R. Summers and A. Heston, "A New Set of International Comparisons of Real Product and Prices: Estimates for 130 Countries, 1950-1985", *The Review of Income and Wealth*, Mar. 1988, pp. 1-26. "Results of the European Comparison Project 1985", *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, Vol. 6, Nr. 1, 1989, pp. 75-98. 後者は20のEC諸国を含んでいる。

ところで、国際比較には、グローバルな一大取引場における取引主体の行動パターンの斉一性、制度、産業構造の共通性という現実離れのした前提がある。この種の国際比較の場に参加できる国は、市場経済が発達した少数国以外にはない。げんにICPフェースIの最初の参加国は6ヶ国、ついで10ヶ国に限られていた。しかし国際比較論者は、さし当たってヒックスらの古典的な疑問のうち諸国民の間の支出行動の差を無視してまずGD(N)Pに関するコメンクラツールを活用し、ICP用の枠組みをととのえた。とりわけ基準国アメリカの価格リストの項目に対応するデータが比較国に存在しない場合にはCDP法によって埋め、品目価格データ群を投入して基準国と比較国のPPP_Sを産出し、購売力平価によるGD(N)P国際比較を推進した。

しかし比較的近似した同年次のイギリスとフランスにすら存在する国際比較の困難は、とりわけ支出パターンの差異が大きい途上国、またサービスをGDP計算から分離するMPS下の社会主義国にとって、あるいは対個人サービスの政府支出の比率の相異によって、無視できない比較上の障害である。これへの対応を現実には迫られたのは、ICP第Ⅲフェースにおいて参加国が当初の数倍に達し、ハンガリーなど社会主義国を含む時点においてであった。地域主義の一般的な抬頭は、いわば自然的に生じた方向である。GD(N)PのコメンクラツールであるSNA自体が再考察の機会を持たざるを得なかった。ことは当然に購売力平価計算の枠組みにも影響した。

ECPが理論的な変章と手法の改革を行ったのは、この時代である。それは、GDP論からすれば、SNAの欧州版ESAとMPSの項目とその構成成分の比較と見直し⁽³⁶⁾という問題を持つものであった。MPSとESAの差であるサービスの性格が追求され、またMPSによる国民所得とGDPとの比率が各国別に具体的に比較されたことは、国際比較面で大きい前進となった。なほ指数論

(36) UN, *Comparison of the System of National Accounts and the System of Balances of the National Economy, Part one, Conceptual Relationships*, 1977. *International Comparison, ibid.*, pp. 27-35.

の面ではG-K算式と世界価格 π に代わってEKS算式が採用された。これについては適用される国が先進国グループであるかぎり両式の数値自体に差異は小さいことが認められた。

また多元比較指数のもつべき望ましい特性がこの国際比較というトピックによって多方面から検討される契機が与えられ、少なくとも遂移性、行列斉合性、固有性のテストがなされるよう見直しがなされた点は、メリットと考えられるべきである。

価格タブローにリストされるべき項目として比較拒否のサービスの典型である政府サービスの対価が計測され収録されたことも、ECP時代の成果である。これは、ICPの作業にも吸収せられた。同じくECPの作業のうち E_1 と E_2 とを分け、オーストリアをブリッジ国として東欧4ヶ国の購買力を計量する試みについても、成果がICPによって吸収せられている。尤もサービスというグループは多岐にわたっている。現在その全部が究明されたというわけではな⁽³⁷⁾い。

ところで、ECPの突出した作業は、ヒックスの批判はさておき広い意味での欧州全体の文化の同一性からする支出パターンの同質性に依拠している点が大い。他方、他の諸地域たとえばかつてディーンの比較不可能論を生み出したアフリカ全地域は、かつての宗主国である欧州地域とリンクを行いうるものであろうか。また支出パターンの独自性からESCAPに属しながら突出して対EC比較を行っているイスラエルの扱いは、理論上どのようにされるべきか、さらにESCAPの中では日本のように1人当たりGDPにおいて突出している場合、地域主義をつらぬくことに若干の問題が残っている。ESCAP、ECAともに村落経済が大半を占める国を含む地域の場合、地域化はECほど

(37) 金融サービスについて、資金サービスか移転かの研究がある。作間逸雄「国民経済計算における帰属利子の取扱について——その論点の展開と対応」、『季刊国民経済計算』1984年度3・4号、参照。また倉林義正、上掲書、pp. 86-101.

(38) Eurostat, *Comparisons of National Accounts Aggregates between Israel and the European Community*, 1985. (筆者未見)

容易ではない。またハイパーインフレーションの進行のため一般物価の上昇と価格比のそれが同じでない上、データの遅れという実務問題が、ECLACには残っている。

以上、PPE、ICP、ECPとICPの共存の諸段階を見ると、国際比較の理論はヒックスやクネッツらの古典的な疑問に段階的に挑戦し、少なくとも為替レートに代わるGDP換算手段としての能力を持つ過程にあることが、明かである。

VI 結びに代えて

前節までの作業から明らかになった点は、つぎのようである。

1. 各国の豊かさを比較する実質GD(N)P比較において、GDPの標準化、物価指数論の算式の開発を背景とし国際比較の進化発展が認められる。PPEからICPへ、またECPを典型とする地域比較とECP、ICPの共存時代をいま経過し、その間、諸算式の比較とMPS・SNA比較によるコメンクラツール作りを経て、かつての国際比較に関する古典的な疑問は解決の途上にある。
2. 為替レート換算に対してPPPs換算が確立され、経済分析、対外貿易をはじめとする経済政策の道具を提供しつつある。
3. かつての古典的な疑問のうちサービスとくに比較拒否的サービスは、教育、医療等の面で価格の測定が進歩しつつある。とくにECP時代以後著しい。

以上からGDP論と物価指数論の接点の面で、国際比較研究者の研究の飛躍的上昇を認めることができる。ただしいまだに課題が完全に解決せられたわけではない。一つには、地域間グループの格差が大で、ECA、ESCAP、EC、ECLAC等、地域化したグループ間の地域圏購売力をもう一度世界価格に完全に換算する問題が、残されており、リンク国ないしサブ地域内小スター国の購売力だけを平均することでことが足りるかという問題である。いま一つはサービスが完全に価額群、価格群べつに分類されリストアップされうるかと

いう問題である。サービスは明らかに比較拒否的であり、瞬間生産・瞬間消費の性格をもち、その価格は、名医のサービスはともかく深夜のハイヤーのサービスにみるように、強制移転の部分を含むことが少くない。また政府の軍事サービス、秩序維持サービスは、クズネッツの提起した難問——これを国民所得に算入すべきかいなかの問題に属している。なほ国際比較理論は、当面のところ統計段階にとどまっているが、支出にたいする選好という経済学のアプローチからのチェックを避けて通ることはできないであろう。

他方、購売力による実質GDP比較は、すぐれて農産物（コメなど）、衣料等の貿易可能な財の内外価格差を示すことや、現在進行しつつある中欧を軸として西欧就中先進10ヶ国と東欧諸国の価格差を知るといった便益を与える。しかしこうしたただちに通貨・貿易政策等に利用されうる便益のみを追って国際比較理論の意義と残された課題の重さを認めないとすれば、問題である。我々は、この面においても思惟実験を怠るべきではないと思われる。⁽³⁹⁾

(39) 本稿脱稿後 Y. Kurabayashi & I. Sakuma, *Studies in International Comparison of Real Product and Prices*, 1990に、また、Eurostat, *Purchasing Power Parities and Gross Domestic Product in Real Terms Result*, 1985, 1988. に接した。なほ筆者の個人的事情から必要文献をすべて掲げることはできなかった。これは、続稿で補完したいと思う。

第3章 国民経済計算体系(SNA・ESA) と政府の現物移転

桂 昭 政

I はじめに

従来の代表的な国民経済計算体系であるSNA⁽¹⁾やESA⁽²⁾は、社会保障給付、社会扶助金あるいは社会給付(social benefits)の現物部分をもって政府の現物移転を示している。しかし、近年の「住民総消費指標」(TCP)⁽³⁾の開発により、従来の社会給付(社会保障給付・社会扶助金)の現物部分に、TCPの一部である政府消費支出の個人便益分を加えた政府の「個人消費」(individual consumption)⁽⁴⁾指標が登場し、政府から個人への現物移転が包括的に把握されるようになってきている。とくにこれまでは政府から個人への現物移転に相当する、(1)社会保障給付等の現物部分、あるいは「現物での社会給付」、および(2)教育等の個人に便益をおよぼす政府消費支出、(3)企業への移転支出である「補助金」であるが実質的に特定個人が便益をこうむる(消費)補助金、がそれぞれ「社会保障給付等」、「政府消費支出」、「補助金」という指標で個々別々に散在しており、政府から個人への財、サービスに対する移転である現物移転の大きさを包括的に、また明確に示してこなかったのである。また、それゆえ年金等の現金移転を含めた政府の所得再分配の大きさを正確に示してこなか

(1) 文献 [11]

(2) 文献 [12]

(3) 「住民総消費指標」(TCP)をとりあつかった研究者の論文として[5]、[7]が上げられる。国連の文書でまとまったものとしては[8]がある。また[9]、[10]において住民総消費指標についての言及がなされている。なお、筆者もかつてこのテーマについて検討をおこなった[15]。

(4) 「個人消費」指標は[1]においてペトレによって提唱された。

(5) 消費補助金については[5]、[6]参照。両文献において消費補助金の社会扶助金的性格が強調されている。

たといえるのであるが、さきほどのべた政府の「個人消費」指標により政府の所得再分配の実態を明確にしめすことが可能となったのである。しかし、この「個人消費」の概念はJ. ペトレがこれまでの個人消費支出と政府消費支出を分かち基準の有効性を問うことにより彼独自の基準、つまり「支出」と「消費」の二重の分類基準をほどこすことによって考案された指標である。このことからわかるように、ペトレは政府の財貨、サービスへの支出、特にそれら個人に帰属する部分、つまり政府の個人への現物移転部分を政府の「個人消費」とよんでおり、これまで移転支出と言われてきた「現物での社会給付」への支出も、ペトレが定義するところの政府消費支出とよんでいるのである。それゆえペトレの提案では、政府の現物移転は政府消費（とくに政府の「個人消費」）とみなされるので、政府から個人への移転は年金等をはじめとする現金移転のみになってしまうのである。⁽⁶⁾要するにペトレの個人消費支出と政府消費支出の有効な分割基準として出された消費支出にかんする二重分類の提案は、一面では「個人消費」指標にみられるように、政府の現物移転の包括的な把握を可能にしたという点で評価できるのであるが、政府の移転あるいは所得再分配の側面において、移転を現金移転のみに矮小化するというマイナス面をもっているのである。我々はここで政府による所得再分配の実態を正確に把握するという観点から、ペトレのように政府の個人に便益が帰属する財、サービスに対する支出を消費指標とはみないで、ペトレの政府「個人消費」指標を政府による所得再分配の一端である現物移転を包括的にとらえた指標とみなし、この現物移転に年金をはじめとする現金移転を含めた政府による所得再分配の国民経済計算、ないし経済循環表示のうえでの、位置づけに関連しての我々の提案を示したいと思う。

以下において我々の政府の所得再分配を規定するうえでこのようにペトレの消費支出にかんする二重分類の提案は大きくかかわっているので、まずペトレの提案とそこにいたる従来の国民経済計算体系において個人が消費する、政府

(6) 「個人消費」指標を中心に本稿の考察はペトレ論文[1]に負っているところが多い。

の財貨・サービスに対する消費支出の取扱い方について検討し、続いて我々の政府による所得再分配の規定とその経済循環上の表示についての提案をおこなう。

Ⅱ 国民経済計算体系における政府消費支出の検討

政府の所得再分配、なかんずく政府の現物移転を把握するにはペトレの政府「個人消費」指標が有効であるが、この「個人消費」の概念は、ペトレが従来の国民経済計算における個人消費支出と政府消費支出の分割基準を検討し、それが依拠する基準から派生する指標内容の不十分さを克服する基準、つまり支出基準と消費基準の二重分類、の採用を提案するなかで登場してきたのである。それゆえここではペトレの「個人消費」指標が登場する背景となった従来の国民経済計算における政府消費支出の処理のしかたを概観することから始める。具体的にいえば、政府部門の財、サービスに対する支出が個人によってその便益が享受、あるいは消費される場合、この支出を政府消費支出とするのか、個人消費支出（政府の移転支出）とするかの問題が生ずるのであるが、この問題を現行の国民経済計算体系であるSNAやESAはどのような取扱いをしているかを検討するということである。

(1) SNA 現行SNAは財、サービスに対する消費支出の政府部門と家計部門への配分を次のように処理している⁽⁸⁾。ただしあらかじめ注意をしておかなければならないのは、この問題に対してSNA、ESAは共通して医療の場合のみを想定して議論がすすめられているということである⁽⁹⁾。それゆえ政府消費支出と個人消費支出への配分基準としての汎用性ないし一般基準としての適用には問題があるのである。さてSNAはまず制度的に異なった医療システムを区分して検討をおこなっている。すなわち政府が直接、医療サービスを供給する場合と政府が民間の医療供給者に支払をする場合に分け、さらに後者の場合

(7) この点については文献[1]を大いに参考した。

(8) 文献[11] P.102-P.103.

(9) 文献[1]参照。

について政府が医療サービス供給の条件等に関与、コントロールする程度に応じて、つまり関与、コントロールがみとめられる場合には直接医療サービスを供給する場合とともにそのような場合における政府の財、サービスに対する支出を政府消費支出に含め、政府が医療サービス供給の条件等に関与、コントロールをおこなわず、政府が民間医療供給者に支払をする場合と、医療保険制度からの財、サービスに対する支出、つまり社会保障給付に相当する部分は、個人消費支出に含まれるとするのである。このように現行 SNA は、政府の供給条件等の介入の程度に応じて、政府の財、サービスに対する消費支出を政府部門と家計部門に配分しているのであり、制度部門の消費支出の大きさをとらえる支出基準、あるいは支出主体のいかににかかわらず、当該部門の消費の大きさをとらえる消費基準によるのではなく「政府介入程度基準」によっているのである。

しかしこの政府介入程度基準にもとづく SNA の個人消費支出あるいは政府消費支出の定義は、前述のように、政府の医療供給条件等への介入が緩やかであるか、あるいは逆に個人の選択権がみとめられる場合について、政府の医療供給者への財、サービスに対する支出は政府の移転支出として処理され、個人消費支出に含まれるので、この場合においては個人消費支出は支出基準からみれば内容を正確にあらわしているといえず、個人消費支出の内容が支出の大きさでもなく、また個人に便益が帰属するすべての政府消費支出を含んでいる住民総消費指標 (TCP) にみられるように消費の大きさを包括的にカバーしているわけでもないのである。また逆に政府の医療供給条件等への介入がみられる場合、政府の医療供給者への財、サービスに対する支出は、その支出を個人が消費する場合であっても政府消費支出となり、そのときは個人が消費する大きさを正確には反映することになっていないのである。いずれにしてもこの政府介入程度基準にもとづく政府の財、サービスに対する支出の個人消費支出ならびに政府消費支出への配分方法は、家計部門の消費あるいは消費支出の大きさを正確に反映しておらず、不十分な情報しかもたらさないのである。

(2) ESA ECの国民経済計算体系であるESAは消費支出の公式指標として「家計の最終消費」、あるいは「一般政府の集合消費」を採用しており、その定義からして消費基準に依拠しているとかんがえられるのであるが、その基準は十分に機能しておらず、「家計の最終消費」、あるいは「一般政府の集合消費」の内容は、結果的には消費基準と支出基準の妥協の産物である。というのは、政府みずからが医療サービス供給をおこない個人がそれを消費している場合、消費基準を採用するなら住民総消費(TCP)のように「家計の最終消費」に含めなければならないのであるが、ESAにおいては「一般政府の集合消費」に含めているのである。ただし医療保険による医療の無償給付の場合は社会保障給付中「現物での社会給付」として、「家計の最終消費」に含まれるのである。このようにESAの「家計最終消費」は消費基準に基づくかぎり支出主体のいかんにかかわらず住民(家計)の消費する財、サービスの総量をとらえる「住民総消費」と同一内容でなければならないが、いまみたように完全にそのようになっていないのである。逆に「一般政府の集合消費」は、さきに指摘した「住民総消費」に含まれる政府サービスの供給、つまり家計が消費する教育、医療等の供給に要する支出額が含まれているのであり、この点からいえば「一般政府の集合消費」は政府の共同消費の大きさをあらわしているといえず、つまり消費基準に立脚しているといえないのである。ESAの場合も家計部門の消費ならびに消費支出の大きさを正確に反映するようになっていないのである。

以上のようにSNA、ESAのそれぞれの家計部門の消費支出にかんする指標は消費の大きさを反映するのでもないし、支出の大きさを反映するのでもない不完全なものであり、SNA、ESAの政府の財、サービスに対する支出の家計部門と政府部門に配分する基準は再考せざるをえないが、このような欠点を克服しようとする試みがペトレによっておこなわれた消費支出にかんする消

(10) 文献[12]において最終消費はつぎのように定義されている、「最終消費は人間の個別的ニーズであれ、集団的ニーズであれその直接的満足のために用いられた財、サービスの価値をあらわしている。」と。

費基準と支出基準による二重分類の提案である。しかし、これはのちにみるように財、サービスに対する移転支出（現物移転）を消費支出ととりかえるという再分配の視点からみれば問題を含んでいる。そこでこの点を是正するため政府の「個人消費」を政府現物移転ととらえたうえで消費支出にかんする政府部門と個人部門への配分基準をあらたに示したいとおもう。

Ⅲ 政府の「個人消費」指標と政府の所得再分配

(1) 政府の「個人消費」指標について

従来 of 国民経済計算における政府消費支出、個人消費支出の内容が、消費基準、あるいは支出基準の観点から非常に不満足であることから、ペトレは消費支出に対して支出基準と消費基準の二重分類の適用を提案するのであるが、それは SNA、ESA の現行国民経済計算における消費支出にかんする公式指標の欠点を克服したといえる。例えば政府による医療の無償給付の場合、その額は政府による財、サービスに対する支出であるにもかかわらず、現行国民経済計算においては個人消費支出に含まれるのであるが、支出基準の適用によって支出主体である政府消費支出となるのである。しかも消費基準によって「個人消費」であるから消費主体が個人に属することが示される。また政府自身の供給による無償の医療サービス供与がなされた場合は政府消費支出と規定されるのであるが、別建の消費基準によって「個人消費」というかたちで消費主体が明確に個人（家計）であることが示されるのである。しかも支出基準が政府による「個人消費」に対する支出というかたちで貫徹しているのである。このようにペトレの消費支出にかんする支出基準、消費基準による二重分類の適用は、政府による財、サービスに対する支出中、個人（家計）が消費する、あるいは便益を享受する場合の消費支出の処理の仕方として有効であると認めることができるのである。またこのペトレの基準は、従来の配分基準が医療の場合についてのみ明示していると相違して、政府の経常的なあらゆる財、サービスに対する支出に適應できる汎用性をもっているのである。⁽¹¹⁾

(11) 文献[1]P.38.

表1 ベトレの消費支出の配分基準

	政 府	家 計	民間非営利団体
個人消費	政府の「個人消費」に対する支出		
共同消費	政府の「共同消費」に対する支出	斜線部は該当なしを示す。	
計	政府消費支出	家計消費支出	民間非営利団体消費支出

注1) 表の見方は本文参照。 2) 斜線部は該当なしを示す。
出所) 文献[1]

そこでベトレ提案を具体的に示した表1により「個人消費」について考察をすすめることにしよう。まず表の列によって、支出基準に基づく政府、家計等の制度部門の財、サービスに対する消費支出の大きさを把握することができる。特に払い戻しが想定される場合は、究極的支出基準に依拠し購入者ではなく負担者の支出とするのである。具体的にいえば家計部門が政府部門から払い戻しを受ける場合、購入者である家計の消費支出にともなう負担者である政府から家計への現金移転とかがえるのではなく、負担者である政府から購入者である家計への現物移転とみなすのであるが、それを移転支出としてとりあつかわずに負担者である政府による「個人消費」に対する支出とみなすのである。この点は従来、例えば医療の無償給付のように政府から家計への現物移転として処理されてきた取扱いとは大いに異なる処理の仕方である。ここにベトレの提案の欠点、つまり従来政府からの現物移転として処理されてきた移転支出が、今や政府の「個人消費」として処理され、政府からの移転が現金移転のみを対象とするにすぎないということになる。これは所得再分配の実態を把握するうえで重大な制約である。このように従来社会保障給付、あるいは社会扶助金の現物部分は、ベトレの提案では政府の移転支出(また個人消費支出に含まれる)ではなく、政府の消費支出として位置づけられ、しかも政府の財、サービスに対する支出であるが個人に便益が帰属する、つまり個人が消費するとして政府

の「個人消費」に対する支出として位置づけるのである。また現行国民経済計算の政府消費支出のうち、家計が消費する教育、医療等への支出も政府の「個人消費」に対する支出に含まれる。それらはベトレの消費支出の二重分類表では、消費基準に依拠した行の「個人消費」行に該当する。消費基準による他のもうひとつの指標は「共同消費」であり、社会全体のための消費をあらわす。それには政府、民間非営利団体の消費支出が該当する。このように「個人消費」は支出主体のいかんにかかわらず個人（家計）が家計および家計以外の制度部門の消費支出によって享受する消費の大きさである住民総消費（TCP）をあらわしているのである。

以上のことから分かるようにベトレの二重分類による政府消費支出の「個人消費」の内容は、従来の社会保障給付、社会扶助金の現物部分に対する移転支出と、教育、医療等に対する政府自身当該サービスの供給に対する政府消費支出が含まれており、総じて家計（個人）に便益が帰属する政府の経常的な財、サービスに対する支出、つまり移転支出であれ、消費支出であれ、すべての支出が含まれているのである。それゆえベトレの政府消費支出の「個人消費」部分は、政府の財、サービスの支出に対する家計への便益帰属分を包括的にとらえているといえる。しかし前述のように、現物移転支出を政府の「個人消費」に対する支出として処理するやり方は、政府から家計への移転を現金移転のみに限定することになるから、政府の所得再分配の実態を矮小化させる結果となるのである。

(2) 政府の現物移転に対する提案

これまでみてきたように、政府からの現物移転を考えるうえで、政府の財、サービスに対する支出のうち、その効用の帰着が個人々人について確認できるベトレの政府の「個人消費」の概念が有効である。というのは、ベトレの消費基準と支出基準の二重分類の適用を受けた結果として、政府の「個人消費」は政府の財、サービスに対する支出であって、しかも個人（家計）が消費する大きさをとらえるものであるから、それは政府の現物移転をとらえているというこ

とになるが、それゆえそれは教育、医療、福祉目的等の政府消費支出のみならず、医療の現物給付のごとく従来から個人消費支出に含まれている政府の社会保障給付、社会扶助金の現物部分に対する移転支出、あるいは企業への移転支出である「補助金」の中で、例えば老人への無料の運輸サービスに対する運輸企業への補助金のような社会扶助金の性格をもつ「補助金」を消費補助金と呼び、それをも含むことになるからである。しかもペトレはこれらの政府支出を、それぞれ政府消費支出、個人消費支出、補助金とはみずに、支出と消費の二重分類基準の適用によって一括して政府の「個人消費」に対する支出とみるのである。このように政府の「個人消費」は政府の財、サービスに対する支出であり、かつその効用が社会全体に対してではなく個人に帰着するものを指しているから、我々はこれを政府の個人への現物移転にたいする支出ととらえることができると考える。しかもこのような政府から家計への財、サービスの便益分を「社会保障給付」、「政府消費支出」、「補助金」のように、個々別々ではなく一括してとらえているところに、ペトレの政府の財、サービスに対する「個人消費」の概念が我々の政府の現物移転の範囲を確定するうえでひじょうに有効な概念となると考えるのである。

我々はこのように政府の財、サービスに対する移転支出、消費支出を捕捉したペトレの政府の「個人消費」指標が政府の現物移転の大きさを、すなわち政

表2 消費支出の配分基準の提案

	政 府	家 計	民間非営利団体
個人消費	(移 転 支 出)	(家計消費支出)	(移 転 支 出)
共同消費	(政府消費支出)		(民間非営利 団体消費支出)
計	政府消費支出	家計消費支出	民間非営利団体 消 費 支 出

注1) 政府支出の「個人消費」に該当する部分は政府による移転支出として処理する。民間非営利団体も同様。その他表の見方は本文参照。

2) 家計部門の斜線は該当なしを示す。

出所) ペトレの配分基準(表1)を参考にして我々の配分基準を示した。

府の所得再分配をあらわすものとするのであり、すなわちペトレの政府の「個人消費」の内容は消費ではなく、移転あるいは再分配に属すると考えるのである。ただし、この政府「個人消費」指標に相当する我々の政府の現物移転を、従来の国民経済計算のように、家計の個人消費支出に帰属させることを考えていない。つまり、それは住民総消費（TCP）の一部に含まれるが、あらたに提案する支出基準にもとづいた家計の個人消費支出に含まれるとはみていないのである。それゆえペトレの二重分類表は表2のごとく、政府の「個人消費」が政府の現物移転をあらわし、移転支出のあつかいとなるので、政府消費支出は社会全体のための消費である共同消費のみからなる。また家計の個人消費支出の「個人消費」に対応する部分は、個人消費支出は自己のための消費であるので共同消費は考えられないから個人消費支出の「個人消費」の部分は、政府の個人への現物移転を含まず、年金をはじめとする社会保障給付等の現金移転を含む個人所得からの消費からなる、と考えるのである。

以上のことからわかるように、ここにペトレとは異なる消費支出の政府と個人（家計）への配分基準が示されるのである。つまり支出、消費の両基準に依拠して、1) 政府消費支出は、政府部門の社会全体のための「共同消費」のための財、サービスに対する支出をさすことになり、また、2) 個人消費支出は、自己の現金所得のみによる財、サービスに対する支出と、もっぱらそれによる便益あるいは消費のみを指していることになる。我々は以上のごとく消費支出の政府部門と個人（家計）部門への配分基準について提案をするのである。

しかしこのような取り扱い方は、すなわち政府の「個人消費」を政府による現物移転に相当するとし、あらたに政府消費支出を政府による共同消費のための財、サービスに対する支出と規定し、また個人消費支出を個人（家計）による消費のための財、サービスにたいする支出、と規定するやり方は、政府の所得再分配、とくに政府の現物移転を、従来よりも包括的に、かつ正確に把握するという観点からでてきたものであり、それとともに所得処分について支出基準、ないしは現金基準を遵守する観点からきているのである。またそのことに

より、所得の分配および所得の処分をあらわす所得支出勘定に対して、各制度部門の所得の再分配、あるいは所得の処分の正しい実態把握を保障することになるとかんがえるのである。このような取り扱い方によると、政府の「個人消費」額の数字を用いて現物移転について包括的にとらえることができるから、政府の所得再分配の現実の実態に接近することができるし、一方、所得処分について支出基準、ないし現金基準に立脚するので、現物所得を含まず自己の現金所得のみによる、それゆえ現物所得に対応する消費支出を含まないため、自己の現金所得からの消費支出のみをとらえることができるのである。要するに、各制度部門の所得の再分配、所得の処分にかんする指標による実態把握の精度を増し、それらを表示する所得支出勘定の質をたかめることができるのである。

それゆえ我々はこの方向での取り扱い方を積極的に提案するのである。ただし、このような取り扱い方は、政府の「個人消費」を政府の現物移転として把握し、所得の再分配の実態をとらえているのであるが、従来のように現物移転に対応する家計の個人消費支出の部分については、支出基準に基づいてそれが個人(家計)部門の支出ではないという理由から計上せず、住民総消費の一部分として把握し、勘定に計上するのである。

次に、以上の提案が、勘定体系、とくに所得支出勘定においてどのように反映されるかを考察しよう。⁽¹²⁾いま各制度部門について所得分配・再分配の結果を示す所得を「分配された所得(distributed income)」⁽¹³⁾と呼ぶならば、それと対比して支出基準に基づく消費支出と貯蓄の和である可処分所得の大きさは、現物移転に対処する個人消費支出が支出基準に立脚して計上されないため、「分配された所得」の方が可処分所得よりその消費支出の額だけ大きいことになる。以上の特徴を一層わかりやすく表現するために、SNAの所得支出勘定

(12) ライヒ文献[2]を参考にした。しかしライヒは我々と相違してベトレと同様、所得分配勘定を現金形態の移転に限定している。

(13) 文献[2]P.21.参照。ライヒは現金形態と現物形態の所得を総称して「分配された所得」とよんでいる。

にくらべると要素所得の発生、所得の再分配、所得の処分についての勘定を設けているECの標準（共通）国民経済計算体系であるESAの所得発生勘定、所得分配勘定、所得利用勘定を例に引き、とくに所得分配勘定と所得利用勘定について考察する。（SNAの所得支出勘定についてはそのあと考察する）。個人部門と政府部門について例示すれば表3のごとくなる。

個人部門についてみれば、個人部門の所得分配勘定は政府からの所得として年金等の現金移転と、政府の「個人消費」に対応する現物移転とが存在する。その他を所与とすれば、その勘定のバランス項目が「分配された所得」と呼ばれるものである。つまりESAの家計部門の所得分配勘定の受取側で、従来「社会給付」を現金形態での社会給付と現物形態での社会給付に分割し、現金形態での社会給付と、あらたに現物形態での社会給付に教育等の政府消費、補助金の中で社会扶助金に相当する部分である消費補助金を加えた額の政府の現物移転を計上するのであり、その結果得られる勘定のバランス項目が「分配された所得」である。

それにたいして同じく個人部門の所得利用勘定は、個人消費支出に対応する「家計の最終消費」が支出基準にもとづいて現金形態の個人所得の中から、消費支出をおこなったものに限定される。また以上のような支出基準にもとづく、つまり現物移転に対応する消費を含まない個人消費支出（「家計の最終消費」）と貯蓄の総和を可処分所得とあらたに規定するのである。だから所得分配勘定から所得利用勘定に移行する際に調整を行う必要があるのである。つまり「分配された所得」から我々が規定する支出基準、ないし現金基準にもとづく、それゆえ現物移転を含まない可処分所得への調整を所得利用勘定において、とくに所得の消費と貯蓄への処分を示すまえにおこなう必要がある。というのはペトレの政府の「個人消費」指標を利用して政府の現物移転を包括的にとらえ、政府の所得再分配の実態を把握する、ということに力点があるため、所得分配勘定を所得再分配を把握する勘定として純粋なかたちで保持したいからである。それゆえ所得利用勘定を二分して、前段は現物移転を含む「分配された所

表3 ESAの所得分配勘定、所得利用勘定の改訂案

所得分配勘定 (政府)		所得分配勘定 (家計)	
補助金 (含消費補助金)			社会給付 (現金)
社会給付 (現金・現物)			政府の現物移転 (=政府の 「個人消費」)
政府最終消費 (教育等 共同消費除く)			社会給付 (現物)
分配された所得		分配された所得	政府最終消費 (教育等、但し 共同消費除く)
			消費補助金

所得利用勘定 (政府)		所得利用勘定 (家計)	
	分配された所得	政府の現物移転 (=政府の 「個人消費」)	分配された所得
可処分所得		社会給付 (現物)	
		政府最終消費 (教育等、但し 共同消費除く)	
		消費補助金	
政府最終消費 (共同消費 支出基準)	可処分所得	可処分所得 (支出基準)	
貯蓄			
		家計最終消費 (支出基準)	可処分所得 (支出基準)
		貯蓄	

(注) 我々の改訂案を作成するうえでライヒ[2]が参考になった。

得」から現金形態のみからなる可処分所得を導出する過程とし、後段はその可処分所得とその処分である消費支出および貯蓄を示すのである。つまり所得利用勘定の前段は、「分配された所得」から可処分所得への調整項目として政府の「個人消費」に対応する政府の現物移転の大きさが計上されることになり、所得利用勘定は、前段では家計部門以外の部門の寄与による住民総消費の部分を示し、後段では消費支出の大きさを示すことになる。またこのような国民経済計算上での表示は、ペトレが消費支出にかんして二重の分類基準を採用したように、所得利用勘定においては消費基準に依拠する所得利用勘定の前段と、支出基準にたつ所得利用勘定の後段に分割することとなり、所得利用勘定の各指標の内容について二つの基準の混合からくる諸指標の内容のあいまいさをまぬがれることができるのである。

他方、政府部門の所得分配勘定の支払側では、社会給付は現金形態と現物形態に分割せず、補助金も政府の現物移転に含まれる消費補助金を含めて計上される。ただし、あらたに政府の現物移転として所得利用勘定から教育等の政府消費を加える。政府の所得利用勘定の前段において、「分配された所得」は、受取の現物所得がないため可処分所得と一致する。また、所得利用勘定の後段に現れる政府消費は、政府の現物移転に含まれる教育等の政府の「個人消費」を除いた共同消費への支出のみからなる。

このようにして政府現物移転を包括的にとらえ、政府の所得再分配の実態を正確にしめす提案は、経済循環の表示のなかで示すことができるのである。

つぎにSNAの所得支出勘定において政府の現物移転を包括的にとらえるという消費基準と、可処分所得や消費支出の指標を正確にとらえるべき支出基準を、いかに両立させるかについて説明する。

SNAの所得支出勘定はESAの所得分配勘定、所得利用勘定の両方の内容を具備しているからさきに説明したESAの場合のバランス項目であった「分配された所得」と可処分所得は明示されない。しかしSNAでは、家計部門の所得支出勘定の受取側に政府の「個人消費」に相当する政府の現物移転を加え

表4 SNAの所得支出勘定の改訂案

所得支出勘定 (政府)		所得支出勘定 (家計)	
政府最終消費 (教育等) (共同消費除く)		移転支出	社会保障給付 (現金)
補助金 (消費補助金含む)			社会扶助金(現金)
社会保障給付 (現金・現物)			政府の現物移転 (=政府の 「個人消費」)
社会扶助金 (現金・現物)			社会保障給付 (現物)
(分配された所得)		(分配された所得)	社会扶助金 (現物)
			政府消費支出 (教育等、但し 共同消費除く)
			消費補助金
.....		
政府消費支出 (共同消費 支出基準)	(可処分所得= 分配された所得)	政府の現物移転 (=政府の 「個人消費」)	
		社会保障給付 (現物)	
		社会扶助金(現物)	
		政府消費支出 (教育等、但し 共同消費除く)	
		消費補助金	
貯蓄		個人消費支出 (支出基準)	(可処分所得)
		貯蓄	

注1) 表3の注

2) カッコ内の項目すなわち、分配された所得、および可処分所得は、勘定においてエクスプリシットに表示されないことを示す。

ることにより、いいかえればE S Aと同様に所得支出勘定に含まれている社会保障給付・社会扶助金を現金形態と現物形態に分割し、この社会保障給付・社会扶助金の現物部分に、教育等の政府消費支出、消費補助金を加えた政府の現物移転を計上することにより、勘定のなかで所得移転部分を示す指標から「分配された所得」をみちびきだすことができる。一方その勘定の支払側に受取側と同じ政府の現物移転を導入することにより、「分配された所得」から支出基準に基づく、すなわち自己の現金所得のみからなる可処分所得を、「分配された所得」額からすでに計上した政府の現物移転を控除することによりみちびきだすことができる。消費支出についても、現金形態のみからなる可処分所得の処分として支出基準にもとづいた指標を設定することができる。他方、政府の所得支出勘定については、E S Aの場合における説明やこれまでの説明から理解されるであろう。

要するにS N Aの所得支出勘定についていえば、家計部門の所得支出勘定の両側にベトレの政府「個人消費」に相当する政府の現物移転を設定することにより、政府の所得再分配の実態について包括的に、かつ正確に把握することができるし、可処分所得、消費支出の各指標の内容を明瞭にとらえることができる。

以上、政府の所得再分配、とくに政府の現物移転を包括的にとらえ、現物移転を住民総消費の一部として含め、また個人消費支出について支出基準を明確にする内容をもつ我々の改善提案は、政府の現物移転と政府の所得再分配の実態を正確に把握し、また関連指標（政府の現物移転、住民総消費、個人消費支出、可処分所得）を整合のとれたかたちで経済循環において反映することができるのである。

IV む す び

市場経済の国々を適用対象とする国民経済計算体系であるS N AおよびE S Aにおいて、政府の所得再分配が十分に把握されているであろうか。このよ

(14) 文献[14]において同様の問題意識をもってM P Sについてすでに検討をおこなった。

うな問題意識によるとき、現行のSNAおよびESAは、政府の所得再分配を「社会保障給付」、「社会扶助金」(SNA)、あるいは「社会給付」(ESA)という指標でとらえているが、それら指標において年金等の現金移転は把捉されているのであるが、個人消費(政府の現物移転を含む)のみならず、教育等の個人に便益をもたらす政府消費を含む住民総消費指標(TCP)からわかるように、現行の国民経済計算は医療の現物給付に代表される社会保障給付の現物部分、さらに社会扶助金の現物部分といった政府の現物移転の一部しか把握しておらず現行の国民経済計算が政府の現物移転を十分フォローしているとはいえないのである。すなわち、住民総消費指標において指摘された教育、医療等のいわゆる住民向け公共サービスの供給は、政府消費支出指標として、また企業への移転支出である「補助金」の中の社会扶助金に相当する消費補助金も補助金指標として、個々別々に計上され、しかも政府による個人への所得移転、あるいは所得再分配をあらわす指標としてはとらえられていないのである。以上のように現行のSNAやESAにおいて、政府の現物移転をあらわしているとみなされる指標が個人への所得再分配をあらわす指標としてではなく、またそれら指標が散在しているといった状況において、政府の所得再分配を把握するうえで政府の現物移転を包括的にとらえる必要性は十分あるとかがえられる。

ところで、政府の個人への現物移転を包括的にとらえるうえで理論的に貢献したのが、本論文でとりあげたペトレの「個人消費(individual consumption)」指標である。しかし、ペトレは、個人が消費する政府による財、サービスの支出を移転(支出)としてではなく、消費支出とみている。そのため我々は、政府の所得再分配の把捉という観点からこのペトレの「個人消費」指標をベースにして、個人に便益をもたらす政府の財、サービス支出を政府消費支出ではなく、政府の現物移転と位置づけ、それゆえペトレとは当然こととなった提案をおこなった。我々の基本的な考えは、とりわけ政府の所得再分配を正確に把握することであり、それとの関連で生じる所得処分の実態を、例えば消費支出指標

が「消費の大きさ」を表しているのか、あるいは「支出の大きさ」を表しているのか、いずれにも不明確なとらえかたではなくて、単純明快に把握できるようにすることである。要するに国民経済計算あるいは経済循環における所得分配、とくに再分配、ならびに所得処分の過程を従来より実態に即して正確にとらえようというのが我々の考え方であり、そこから導出された我々の上述の提案、すなわち(1)ペトレが提唱する政府の「個人消費」指標を政府の現物移転の包括的把握としてとらえる。それと関連してE S A所得分配勘定のバランス項目を可処分所得ではなく、「分配された所得」と規定する。(2)(1)の政府現物移転は、支出基準に基づく個人消費支出に含まれず、住民総消費に含まれる。また所得処分にかんする可処分所得、消費支出を支出基準、ないし現金基準でとらえる。それと関連して、E S Aの中で所得処분을あらわす所得利用勘定を、消費基準に依拠する前段と、支出基準に依拠する後段に分割する。(3)消費支出の政府部門と個人部門への配分する基準は、前者が共同消費への支出、後者が個人(家計)による「個人消費」に対する支出、として把握する。このような我々の提案は、現行S N AやE S Aの改善に寄与できると考える。

付記、この研究は『財団法人学術振興野村基金』から1989年度研究助成金をえて行われたものである。記して謝意を表する。

参 考 文 献

- [1] Petre, J., *The Treatment in the National Accounts of goods and services for Individual Consumption Produced, Distributed or Paid for by Government*, Studies of National Accounts-No1, Statistical Office of the European Communities, 1983.
- [2] Reich, Utz-Peter., "Does Consumption Imply Income?", *Paper Presented at 19th IARIW General Conference*, Noordwijkerhout, Netherland, 1985.
- [3] Reich, Utz-Peter., "Does Consumption Entail Income? Implications of the Dual Classification of Consumption Expenditure for the Income Side of the Household Sector in the National Accounts", *Review of Income and Wealth* series33 No. 2, June 1987.

- [4] Erba, P., *Current International Thinking and Objectives for the Revision of the Systems of National Accounts*, Studies of National Accounts-No7, Statistical Office of the European Communities, 1984.
- [5] Drechsler L., and Horvath, P., "The Measurement of Total Consumption in Hungary", *Review of Income and Wealth* series 31 No. 2, June 1985.
- [6] Roman, J. C., "The Treatment of Subsidies in National Accounts" *Review of Income and Wealth*, series 31 No. 1, March 1985.
- [7] Saunders, C., "Measures of Total Household Consumption", *Review of Income and Wealth* series 26 No. 4, December 1980.
- [8] United Nations Statistical Commission, *Total Consumption of the Population : Technical Report (E/CN. 3/512)*, 1978.
- [9] United Nations, *Provisional Guidelines on Statistics of the Distribution of Income, Consumption and Accumulation of Households*, 1977.
- [10] United Nations, *The Feasibility of Welfare-oriented Measures to complement the National Accounts and Balances*, 1976.
- [11] United Nations, *A System of National Accounts*, studies in Methods, Series F. No. 2, Rev. 3, 1968.
- [12] Statistical Office of the European Communities, *European System of Integrated Economic Accounts (ESA)*, 2nd ed., 1979.
- [13] 倉林義正『SNAの成立と発展』岩波書店、1989年。
- [14] 桂昭政「政府の現物移転とMPS」、桃山学院大学『経済経営論集』第31巻第1、2合併号、1989年。
- [15] 桂昭政「日本の『住民総消費』(Total Consumption of the Population) 指標の推計(1)」、桃山学院大学『経済経営論集』第26巻第1号、1984年。

第4章 アジア国際産業連関表における ハイアラキー構造の検出

—— 投入係数表の三角化 ——

福井 幸男

本稿は、佐野敬夫・玉村千治編「アジア国際産業連関表シリーズNo. 6 —— 国際産業連関表の作成と利用」(アジア経済研究所、1989)掲載の拙稿「国際産業連関表におけるハイアラキー構造の検出」を一部加筆修正・再録した。

I はじめに

近年の国際間の相互依存関係は、単なる原材料と最終財の交換にとどまらず、中間財貿易をいちじるしく拡大させており、各国の産業構造を国際的な視野で分析する意義は大きい。従来の国内産業連関表が一国内の産業活動の取引を対象とするのに対して、本研究で用いるアジア国際産業連関表は各国産業連関表を貿易マトリックスで連結したものである。本研究では、生産技術の観点から、アジア各国の相互依存関係がアジア国際産業連関表の投入係数表に具体化されていると考えて、その国際的な生産構造を検出しようとする試みである。

さて、国内産業連関表の分析によれば、概して粗原材料、中間生産物、最終生産物の流れに沿って、生産技術のハイアラキーが存在することが確認されている。すなわち、Simpson & Tsukui (1965)によれば、①日本、アメリカの38部門投入係数表を金属系、非金属系、エネルギー系のブロックの順序に従って産業を配列すれば、投入係数表は三角化されるだけでなく、ブロック独立性を満足する、②非金属最終生産物、金属最終生産物、金属基礎生産物、非金属基礎生産物、エネルギー、サービスの順にならべると、三角化は強力になる、の2点を導いて、技術的基礎をもつ生産構造が各国に共通に存在することを指

摘した。尾崎・石田 (1970) は、わが国の産業連関表基本分類表にたいして三角化を試みた。

それでは、各国の産業連関表を貿易マトリックスで連結した国際産業連関表においても、このようなハイアラキが検出できるであろうか。本稿の目的はそこにある。とくに、近年各国間の相互依存関係が増大し、生産技術を基礎とする国際間の中間財貿易が拡大しており、各国の産業構造を国際的な観点から数量的に分析する意義は大きい。

II モデル

II-1 データ

アジア経済研究所が1982年に公表した「1975年アジア国際産業連関表7部門

表1 1975年アジア国際産業連関表7部門統合表のひな型*

	I 国 1, …… , 7	M 国 8, …… , 14	P 国 15, …… , 21	…	A 国 50, …… , 56	最終需要	総産出
I 国 1 ⋮ 7	X^{II}	X^{IM}	X^{IP}		X^{IA}	F^I	X^I
M 国 8 ⋮ 14	X^{MI}	X^{MM}	X^{MP}		X^{MA}	F^M	X^M
P 国 15 ⋮ 21	X^{PI}	X^{PM}	X^{PP}		X^{PA}	F^P	X^P
⋮	⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮
A 国 50 ⋮ 56	X^{AI}	X^{AM}	X^{AP}		X^{AA}	F^A	X^A
その他からの輸入	M^{WI}	M^{WM}	M^{WP}		M^{WA}		
粗付加価値	V^I	V^M	V^P		V^A		
総投入	X^I	X^M	X^P		X^A		

* 国別の表章形式は、インドネシア (I)、マレーシア (M)、フィリピン (P)、シンガポール (S)、タイ (T)、日本 (J)、韓国 (K)、米国 (A) の順で入っている。8カ国からの投入に加えて、運賃・保険料が別建てで入る。粗付加価値は、輸入税・関税、付加価値からなる。最終需要は、8カ国に細分化され、他にその他への輸出、海上在庫が入る。

要約表」を使用する。対象国はインドネシア、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイ、日本、韓国、アメリカの計8カ国、産業分類は、農林水畜産業、鉱業、製造業、電気・ガス・水道業、建設業、商業・運輸業、サービス業・その他の計7部門であり、部門総計数 $n=8 \times 7=56$ となる。

アジア国際産業連関表は、表1で示されるように、対角部分に国内ブロック (X^{II}, \dots, X^{AA}) をもつだけでなく、非対角部分にこれらの国内ブロックを連結する国際間ブロック (X^{IM}, \dots) をもつ統計体系である。

II-2 モデル

本モデルは非競争輸入型の産業連関モデルである。投入係数の定式化はつぎの通りである。国別の産業間中間取引をあらわす正方行列を X とすれば、

$$X = \begin{pmatrix} X^{II}, \dots, X^{IA} \\ X^{AI}, \dots, X^{AA} \end{pmatrix} = (x_{ij}) \quad i, j = 1, \dots, 56,$$

である。国別の産業別産出額をしめすベクトルを q とすれば、

$$q = (X^I, \dots, X^A) = (x^1, \dots, x^{56})$$

である。このとき、投入係数を

$$a_{ij} = x_{ij} / x_j$$

で定義する。ただし、たとえば、 $i = 1, \dots, 7$ 、 $j = 50, \dots, 56$ にかんして、 $X^{IA} = (x_{ij})$ であり、 $X^I = (x_1, \dots, x_7)$ とする。

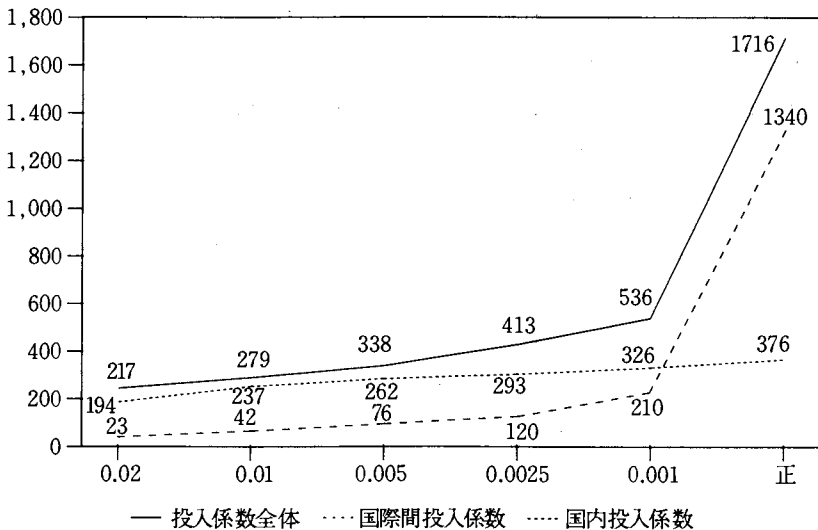
III 1975年アジア国際産業連関表の投入係数表の特徴

本節では、56部門産業連関表の構造的特徴を記述統計的に把握する。このために、素朴ではあるが、投入係数自体の大きさやその散らばり具合を観察する。

図1は、投入係数表の $56 \times 56 = 3136$ 個の係数 a_{ij} をその大きさによって分類したものである。

① 投入係数自体の大きさを落として、微小係数までカウントするとその個数は増加する。0.02以上の係数は、217個で全体の約7%弱、0.01以上は279個で

図1 国際産業連関表投入係数の分布



9%弱で、0.001以上は、536個で17.1%、正の係数は、1716個で54.7%を占める。

② 投入係数を国内ブロックと国際間ブロックに分けて考察する。国内ブロック投入係数の総数は、1国7部門で8カ国あるから、 $7 \times 7 \times 8 = 392$ 個である。このうち、0.02以上の国内投入係数は194個（全体の49%、以下同様）、0.01以上は237個（60%）、0.001以上は326個（83%）である。

③ これに反して、国際間ブロックの投入係数は、0.02以上の係数にかんしては、わずか23個である。0.01以上は42個ある。しかし、投入係数のレベルを落としていくと、急激に増加することがわかる。0.005以上は120個、0.001以上は210個ある。微小係数までいれると1340個で、正の係数全体の78%を占める。

④ 一般に、一国内の産業連関の度合は強いので、国内ブロック投入係数は、相対的に国際間の投入係数に比して大きい。反対に、国際間投入係数は、全体に微小ではあるが広くひろがっている。

つぎの図2は、表1とは少し違った角度から国際間投入係数の大きさをみている。すなわち、図2は、個別投入係数を大きさの順に上位500位までならべたときの、国際間の投入係数の個数を示すものである。上位100位に3個、101位～200位に17個、201位～300位に32個、301位～400位に67個、401位～500位に73個がならんでいる。

図2 国際間投入係数の順位別分布

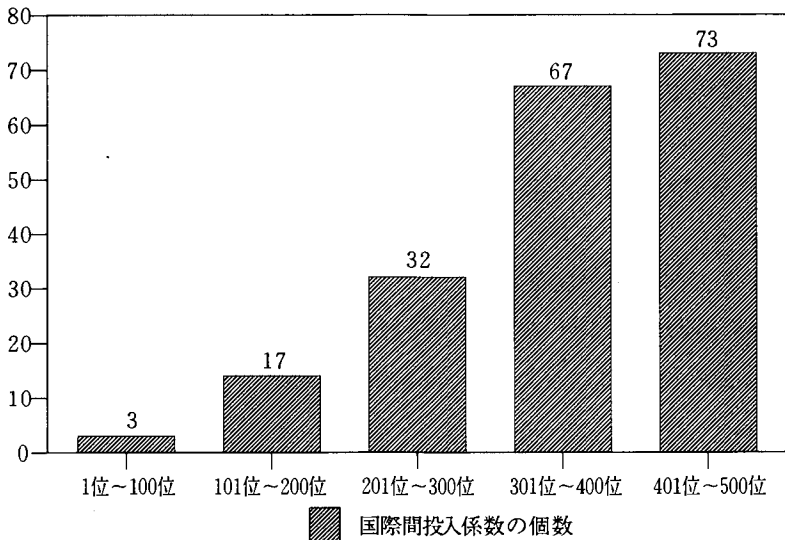


図3 主要国際投入係数の位置と大きさ* (単位1/1000)

	製 (I)	電 (I)	建 (I)	鉱 (M)	製 (M)	電 (M)	建 (M)	製 (P)	農 (S)	製 (S)	電 (S)	建 (S)	製 (T)	建 (T)	製 (K)	電 (K)
鉱業(I)										41						
製造(M)								31								
製造(S)		71			58											
製造(J)	45		66	26		75	31	25	52	27	93	34	31	51	44	
農業(A)															24	
製造(A)									30		42					

* 各部門の略称は、次の通り。製 (製造業)、電 (電気・ガス・水道)、建 (建設)、鉱 (鉱業)、農 (農林水畜産業)。

図3は、上位200位に入る20個の主要国際投入係数の位置、すなわちどの国のどの部門からどの国のどの部門への投入か、そしてその大きさ自体を示す。

図2と図3から、つぎの6点が観察できる。

- ① 国際投入係数の大きさは、国内投入係数よりも、かなり小さい。最大の係数値は、第80位にランキングされる日本製造業からシンガポール建設業の0.0933である。100位内に3個、101位から200位に17個が入る。なお、201位から300位には32個が入ることを補足する。
- ② 200位までの投入係数のなかでは、なんとといっても日本の製造業の役割が大きい。相手国の建設業あるいは製造業にたいする投入は顕著である。まず、建設業にたいしては、シンガポール (0.0933)、マレーシア (0.0749)、インドネシア (0.0661)、タイ (0.0311)、製造業にたいしては、シンガポール (0.0517)、韓国 (0.0505)、インドネシア (0.0449)、タイ (0.0341)、フィリピン (0.0305)、マレーシア (0.0264) が登場する。
- ③ 日本製造業は他に、韓国電気・ガス・水道業 (0.0442)、シンガポール電気・ガス・水道業 (0.0272)、シンガポール農林水畜産業 (0.0251) にたいする投入がある。
- ④ アメリカのアジアにたいする技術的なプレゼンスも無視できない。製造業がシンガポール製造業 (0.0424) と建設業 (0.0303) に、農林水畜産業が韓国製造業 (0.0240) にと、太平洋を越えた投入活動をしている。
- ⑤ 他に、シンガポール製造業がマラッカ海峡をこえてマレーシア電気・ガス・水道業に0.0575、インドネシア電気・ガス・水道業に0.0707の投入活動をしている。
- ⑥ おそらく石油であろうが、インドネシア鉱業がシンガポール製造業に0.0414、マレーシア製造業がシンガポール農林水畜産業に0.0311の投入活動をしている。

表2は、上記の国内ブロックおよび国際間ブロック産業連関表のブロック X^{LN} ($L, N = I, \dots, A$) 別の投入係数の総和、すなわち、 $\sum_{i \in L, j \in N} a_{ij}$ を示す、

表2 アジア国際産業連関表の投入係数*

	単位 $\sum_{i \in L, j \in N} a_{ij} \times 10000$							
	I	M	P	S	T	J	K	A
I	18678	22	51	876	4	210	252	60
M	21	21019	7	859	17	7	129	8
P	13	4	27284	61	10	21	22	5
S	1193	1319	10	24946	34	45	9	7
T	27	114	11	163	24525	16	22	2
J	1328	1341	754	2410	878	32519	1655	140
K	54	40	10	150	28	44	27620	13
A	472	369	587	1609	166	364	964	33457

*各国の略称については、表1の注参照。

ただし総和の範囲は、添え字にかんする国 L 、 N に限る。

この表から、つぎの6点が観察できる。

- ① 国内ブロック X^{LL} ($L = I, \dots, A$) の投入係数の総和が国際間ブロック X^{LN} ($L \neq N$) の投入係数の総和よりもかなり大きい。
- ② 国内ブロックに限れば、アメリカブロック X^{AA} の総和は、3.3457で最大である。生産技術的に外国資源にあまり依存せずとも生産体制がとれることを示すとみてよい。アメリカ国内産業間の相互依存関係が密である。
- ③ インドネシアブロック X^{II} の総和は、1.8678で最小であり、アメリカの約半分である。
- ④ 日本の国内ブロック X^{JJ} の総和はアメリカについて、第2位の大きさである。生産技術の観点からみれば、日本国内の産業間の相互依存関係は強い。
- ⑤ 国際間ブロック X^{LN} の投入係数の総和が0.1を超える大きいブロックは、7箇所ある。インドネシアは、シンガポールから0.1193、日本から0.1328の投入を、マレーシアはシンガポールから0.1319、日本から0.1341の投入を、シンガポールは、日本から0.2410、アメリカから0.1609の投入を、韓国は日本から0.1655の投入をしている。
- ⑥ これに反して、国際間ブロック X^{LN} の投入係数は全般に小さい。0.001以

下のブロックは、タイからアメリカへの0.0002、フィリピンからマレーシアへの0.0004、インドネシアからタイへの0.0004、マレーシアから日本への0.0007、マレーシアからフィリピンへの0.0007、シンガポールから韓国への0.0009、マレーシア、フィリピンおよびシンガポールからアメリカへの0.0008、0.0005、および0.0007の計9個を数える。

なお、アメリカの日本からの主要な投入は、製造業からである。

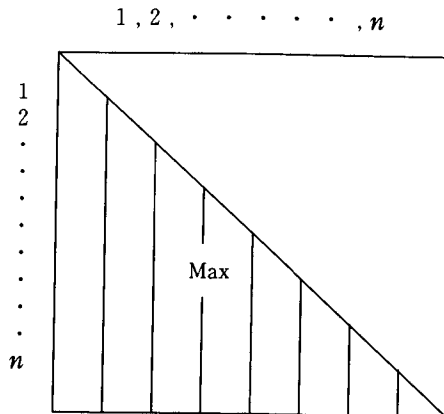
IV 研究の方法

IV-1 産業連関表の三角化問題の定式

産業連関表を構成する各部門に1から n までの部門番号をつける。産業連関表における三角化の問題とは、産業連関表の行と列に適当な同一の置換をおこなって、部門の配列順序を変更して、主対角線左下の投入係数の総和を最大化する問題である。

いま、1から n までの番号を昇順に並べた順列を N とする。すなわち、 $N = (1, 2, \dots, n)$ 。そして、これらの番号にかんする n 次の順列の集合を Z_N とする。配列順序の選び方は、 $n!$ 個ある。任意の順列 $\pi = (\pi(1), \pi(2), \dots,$

図4 産業連関表の三角化



$\pi(n) \in ZN$ にかんして、 $X(\pi)$ を π にしたがって並べた産業連関表とする。関数 $R(X(\pi))$ を $R(X(\pi)) = \max \sum_{i>j} x_{\pi(i)\pi(j)}$ で定義する。ある X にたいして、

$$R(X(\pi^*)) = \max_{\pi \in ZN} R(X(\pi)) \quad (1)$$

なる順序 π^* を求めることが厳密に可能ならば、この問題は完全に解決される。

ある序列 π のもとの三角化の程度を測る指標として、線形度 $\lambda(\pi)$ をつぎのように定義する。

$$\lambda(\pi) = \sum_{i \geq j} X_{\pi(i)\pi(j)} / \sum_{i,j} X_{ij} \quad (2)$$

N-2 近似的解法

前節で説明した三角化問題をオペレーションズ・リサーチの分野における組み合わせ最適化問題として把握する。 $n!$ 個の順列を全部生成して、(1)の R を最大化する序列、 π^* を求めることが必要である。しかし、たとえば、 $n \geq 8$ のとき、 $8! = 40320$ であり、 $9! = 362880$ 、 $10! = 3628800$ であるから、膨大である。

とくに、 $n = 56$ の場合には、現代の高速コンピュータを何時間を走らせないと最適解が検出できず、現実には不可能である。そこで、じゅうたん爆撃的方法によって、しらみつぶしにすべての R を調べることはあきらめて、以下のコンピュータ・アルゴリズム TRI によって、経済学的に解釈可能な解を妥当な計算時間の範囲で検出する。

N-3 コンピュータ・アルゴリズム TRI の要点

コンピュータ・アルゴリズム TRI の理論的説明はすでに明らかにしている(福井、1987)ので、本節では、その設計思想の要点を解説する。

説明の簡略化のために、 $\pi = N$ とする。いま、 $1 \leq i < j \leq k \leq l \leq n$ なる i, j にかんして、 i から $j-1$ までの番号を昇順に並べた順列を $I = (i, \dots, j-1)$ とする。 $J = (j, \dots, k)$ 、 $N2 = (I, J)$ 、 $N1 = (1, \dots, i-1, k+1, \dots, n)$ についても同様である。

いま、順列 N の I と J を互換して得られた新しい順列 N' は、 $N' = (1, \dots, J, I, \dots, n)$ となる。このとき、 λ_{IJ} を

$$\lambda_{IJ} = \sum_{i \in I, j \in J} (x_{ij} - x_{ji})$$

で定義する。このとき、コルテ・オーバフォファの定理 (1970) は、 I と J を互換すれば、産業連関表の主対角線左下の要素の総和の変化は λ_{IJ} であることを述べる。

さらに、順列 N の I と K を互換して得られた新しい順列 N'' は、 $N'' = (1, \dots, K, J, I, \dots, n)$ となる。このとき、 λ_{IK} を

$$\lambda_{IK} = \lambda_{IJ} + \lambda_{IK} + \lambda_{JK}$$

で定義する。ただし、 λ_{IK} 、 λ_{JK} については λ_{IJ} と同様に定義する。かくして、

$$\begin{aligned} \lambda_{IK} &= \sum_{i \in I, j \in J} (x_{ij} - x_{ji}) + \sum_{i \in I, j \in K} (x_{ij} - x_{ji}) + \sum_{i \in J, j \in K} (x_{ij} - x_{ji}) \\ &= \sum_{i \in I, j \in J} x_{ij} + \sum_{i \in I, j \in K} x_{ij} + \sum_{i \in J, j \in K} x_{ij} \\ &\quad - \left(\sum_{j \in J, i \in I} x_{ji} + \sum_{j \in K, i \in I} x_{ji} + \sum_{j \in K, i \in J} x_{ji} \right) \\ &= IJ + IK + JK - (JI + KI + KJ) \end{aligned}$$

で定義する。ただし、 $IJ = \sum_{i \in I, j \in J} x_{ij}$ とし、 IK 等についても同様である。

このとき、福井 (1987) は、 I と K を互換すれば、産業連関表の主対角線左下の要素の総和の変化は λ_{IK} であることを述べる。

図 5 からあきらかなように、 λ_{IK} は、主対角線右上の 3 つのブロックの投入係数和 ($IJ + IK + JK$) とこれと対称な位置にある左下の部分 ($JI + KI + KJ$) の差にほかならない。

コンピュータ・アルゴリズム TRI は、数え上げの方法 (enumeration method) を逐次的に適用して、 λ_{IK} の非負の最大値を見つけ、この I と K を

図5 福井の定理の図的説明

	<i>I</i>	<i>J</i>	<i>K</i>	
<i>I</i>		<i>I J</i>	<i>I K</i>	
<i>J</i>	<i>J I</i>		<i>J K</i>	
<i>K</i>	<i>K I</i>	<i>K J</i>		

互換する方法であり、数え上げの回数は、部門数を n とするとき、 ${}_{n+2}C_4$ 個である（福井、1987、P.116）。アジア国際産業連関表では、 $n=56$ であるから、TRI を適用すると、 ${}_{58}C_4=424270$ 個の λ_{IJK} を計算することとなる。

Ⅳ-4 TRI 適用の問題点

アジア国際産業連関表1975年表を分析対象として、三角化の方法（福井（1987）、略称TRI）を逐次的に用いて、最適解を求める。そのさい、この方法は、直接構成法を用いた予備的な作業を前提としており、公表産業連関表いきなりTRIを適用することは最適解までの収束計算時間がかかりすぎる。さらに、重要なことは、いきなり、TRIを適用すれば、 $\lambda_{IJK} \geq 0$ を満足する（ I 、 J 、 K ）の組が多すぎて、コンピュータの記憶容量が不足して、オーバ・フローとなることである。

Ⅳ-5 TRI 適用のキー・ポイント

つぎに、 $\lambda_{IJK} \geq 0$ をみたま産業グループ I と産業グループ K の互換について実用的な方法を提案する。

アジア国際産業連関表の個々の投入係数が、主対角線にそって適当にちらばっているとすると、右上のブロックの係数之和がこれと対称な左下のブロックのそれより大きい場合と逆の場合がほぼ同数となる可能性がある。このような場合、産業番号が昇順に並んだ公表産業連関表にTR Iを適用すると、約20万個の λ_{IJK} が正となるであろう。コンピュータの記憶容量の限界にぶつかって計算がストップする。

このような事態をさけるには、計算の初期値として、公表産業連関表にいきなり、TR Iを適用しないことである。

しかしながら、たとえ慎重に初期値を選択しても、 $\lambda_{IJK} \geq 0$ 、すなわち

$$(I J + I K + J K) \geq (J I + K I + K J) \quad (3)$$

をみたす (I, J, K) の組が相当数にのぼる場合がある。そこで、第1段階としてパラメータ $LT(1) (> 0)$ を導入して、

$$(I J + I K + J K) \geq (J I + K I + K J) + LT(1)$$

の場合にのみ、産業グループ I と産業グループ K の互換する。つまり、あまりに、(3)式をみたす (I, J, K) の組が多い場合には、左下のブロックに正の値 $LT(1)$ を上乘せして、人為的に総数を減らしている。すなわち、 λ'_{IJK} を

$$\lambda'_{IJK} = \lambda_{IJK} - LT(1) \quad (4)$$

で定義して、 $\lambda'_{IJK} \geq 0$ の場合のみ、 I と K を互換することにする。(4)式の $\lambda'_{IJK} \geq 0$ なる (I, J, K) の組がゼロになれば、新しい段階に移り、 $LT(1) > LT(2)$ なる $LT(2)$ を選択すればよい。順次この過程をくりかえして、微小な α にたいして、 $LT(n) = \alpha$ の場合の収束値を最適解とすればよい。

ここで、 $\alpha = 0$ としないのは、厳密な収束解を求めるには、ほんのわずかな線形度 $\lambda(\pi)$ の増加をひきだすのに必要な収束までの逐次計算の回数が多すぎるからである。

V 計測結果

V-1 国際産業連関表の三角化

本節では、ハイアラーキ性の観点から、日本、アメリカを含む東南アジア諸国の産業連関表の分析をおこなう。ハイアラーキの1つの意義は、一見錯綜とした国際間の産業間の取引構造を単純化して、生産構造の見通しを良くすることにある。

V-2 直接構成法

すでに述べたように、産業連関表の部門の序列に計算プログラムTRIを適用するに際して、もっとも重要なことは、初期値の選択にある。そこで、本節では、(1)中間投入比率の大きい順に56部門をならべる(2)影響力係数の大きい順に56部門をならべるの2種類の配列順序の線形度 $\lambda(\pi)$ を計算した。前者は、0.545、後者は0.644であった。

V-3 逐次改善法(1)

V-2節の(1)と(2)の序列をコンピュータ・プログラムTRI適用に際しての初期値とした。TRIを逐次的に適用して、配列順序に変更を加えた。(1)の初期値については、表3に示すように、ステップ1の $LT(1) = 4.0$ からスタートして、順次 $LT(i)$ の値を下げていき、ステップ17の $LT(17) = 0.01$ において、 $\lambda'_{IJK} \geq 0$ をみたす I 、 J 、 K の組が皆無になったので、逐次計算を終了した。

(2)の初期値については、表4に示すように、ステップ1の $LT(1)$ からスタートとして、順次 $LT(i)$ の値をさげていき、ステップ18の $LT(18) = 0.01$ において、 $\lambda'_{IJK} \geq 0$ をみたす I 、 J 、 K の組が皆無となったので、逐次計算を終了した。

V-3-1 分析結果(1)

表3および表4の収束にかんする産業の配列順序は、表7に示される。この表および図6から、暫定的ではあるが、つぎの事実が観測できる。

表3 TRIによる逐次計算(1)*

(1) ステップ1の初期値として、中間投入比率の大きい順に産業番号をならべる。

ステップ	$LT(i)$	NUM	λ_{max}	$\sum_{i \geq j} a_{ij}$
1	4.0	1749	4.9910	12.482
2	0.4	1433	1.0148	17.530
3	0.2	787	0.4287	18.571
4	0.1	344	0.3540	18.972
5	0.1	264	0.2031	19.405
6	0.05	502	0.0845	19.615
7	0.05	367	0.0567	19.713
8	0.04	212	0.0444	19.747
9	0.02	296	0.0613	19.782
10	0.02	104	0.0429	19.897
11	0.01	282	0.1298	19.867
12	0.01	28	0.0192	19.987
13	0.01	9	0.0333	20.019
14	0.01	0	0	20.052
15	0.01	130	0.0308	20.052
16	0.01	4	0.0101	20.083
17	0.01	0	0	20.093

*ステップ14までは、 $a_{ij} < 1/56$ の場合には、 $a_{ij} = 0$ とした。ステップ15以下では、微小投入係数も考慮して、ステップ14の収束値を初期値として、計算を続行した。なお、投入係数の総和は、22.900である。 NUM は、 $\lambda'_{IJK} \geq 0$ をみたす(I, J, K)の個数。

表4 TRIによる逐次計算(2)*

(2) ステップ1の初期値として影響力係数の大きい順に産業番号をならべる。

ステップ	$LT(i)$	NUM	λ_{max}	$\sum_{i \geq j} a_{ij}$
1	1.0	1893	2.4383	14.749
2	0.5	205	1.0828	17.187
3	0.3	176	0.4564	18.268
4	0.1	471	0.2663	18.724
5	0.05	3060	0.1737	18.993
6	0.10	401	0.1603	19.164
7	0.05	1455	0.1687	19.217
8	0.05	954	0.1234	09.397
9	0.05	829	0.1429	19.521
10	0.05	888	0.1130	19.666
11	0.05	46	0.0962	19.776
12	0.03	26	0.0525	19.873
13	0.01	108	0.0385	19.925
14	0.01	59	0.0301	19.964
15	0.01	53	0.0292	19.994
16	0.01	123	0.0451	20.025
17	0.01	82	0.0117	20.093
18	0.01	0	0	20.104

- (1) 建設業は、アメリカをのぞいて、いずれのハイアラーキにおいても、上位にならぶ。これは、建設業がその生産物を最終需要として産出するからである。とくに、ハイアラーキ a においては、韓国のそれは、最上位に、 b においては第4位にきている。これにたいして、アメリカのそれは、下位グループに属している。
- (2) 鉱業をみると、韓国とシンガポールのそれがいずれのハイアラーキにおいても、上位にある。これにたいして、インドネシアの鉱業はいずれの場合にも最下位にあり、現代産業の活動に不可欠な石油資源の重要性を物語っている。具体的にみると、自国の製造業に0.037、建設業に0.041だけでなく、日本の電気・ガス・水道業に0.011、シンガポールの製造業に0.041、フィリピンの製造業に0.005、日本の製造業に0.005の投入などである。
- (3) 農林水産業については、日本とシンガポールのそれが中位にぞくしている。他は、下位グループに入っている。インドネシアとマレーシアのそれは、最下位に近い。
- (4) 電気・ガス・水道業は、ハイアラーキ a 、 b ともに、上位にある。公益事業としての性格が強く、最終需要におもに産出し、さらに、輸出財としての性格も弱いからである。
- (5) 製造業は、各国によってばらけているが、日本とアメリカのそれは、ともに最下位に近い。日本では、5部門も以外の部門にすべて供給しており、なかでも、マレーシアの建設業に0.075、シンガポールの建設業に0.093、インドネシアの建設に0.066、韓国製造業に0.051、シンガポール製造業に0.052など、強力である。アメリカについても、日本のそれに比べて大きさは小さいけれども、6部門以外のすべてに供給しており、シンガポールの電気・ガス・水道業に0.023、シンガポール建設業に0.042、シンガポール農林水畜産業に0.020、シンガポール製造業に0.030とこの国との結びつきが強い。
- (6) 商業・運輸業は、ちらばっている。アメリカのそれが、下位にある。
- (7) サービスは中位から下位にちらばっている。商業・運輸業と同じく、アメ

リカのサービスが下位にある。

V-3-2 分析結果(2)

図6は三角化されたアジア国際産業連関表の投入係数表であり、収束解 b を示したものである。この序列の経済的な解釈について、暫定的と断ったうえで、つぎの諸点に注意したい。

- (1) インドネシア鉱業(02)を最底辺に、日本製造業(38)が続き、その前にアメリカ製造業(52)、サービス業(56)、商業・運輸業(55)が並び、つぎに日本の商業・運輸業(41)とサービス業(42)がならぶ。東南アジア諸国の両国にたいする生産技術の強い依存性を示している。
- (2) 日本とアメリカ以外の6カ国の製造業はマレーシア(10)、インドネシア(03)、シンガポール(24)、韓国(45)、タイ(31)、フィリピン(17)の順に並んでいる。この部門は国際的な生産構造の中核部門であることを示す。
- (3) 順位31位から32位には、シンガポールの2部門、すなわち、商業・運輸業(27)、サービス業(28)が入っている。これらシンガポールの産業は、東南アジアの生産技術構造全体のキー部門である。すなわち、一方では、他の7カ国の製造業から資材を中間生産物として購入し、他方では、自らの生産物をインドネシアとマレーシアの電気・ガス・水道業、建設業、商業・運輸業、サービス業の4部門に販売している。まさに、シンガポールは港湾設備と船便のネットワークの利便性によって、「中継貿易基地」としての役割を演じている。
- (4) 上位には、前節で指摘した公益事業と建設業が共通にあがっている。生産物を主として最終需要として産出するからである。

V-4 逐次改善法(2)

すでに、Ⅲ節でみたように、国内産業連関表を対角部分に組み込んだ国際産業連関表においては、国内部分の連関が強く、相対的に国際間の部分が弱くでている。本稿の試みは、国際産業連関表をもちいて国際間の産業の相互依存関係を抽出する点にある。そこで、大胆ではあるかもしれないが、国際間の依存関係を投入係数表上で明確にとりだすために、 A^{LN} の投入係数 $(a_{ij})^{LN}$ をすべ

表5 TRIによる逐次計算(3)*

ステップ	$LT(i)$	NUM	λ_{\max}	$\sum_{i \geq j} a_{ij}$
1	0.01	354	0.0767	36.149
2	0.01	242	0.0525	36.268
3	0.01	424	0.0859	36.320
4	0.01	272	0.0609	36.609
5	0.01	179	0.0382	36.467
6	0.01	51	0.0415	36.505
7	0.01	31	0.0384	36.546
8	0.01	3	0.0377	36.585
9	0.01	0	0	36.622
10	0.01	773	0.2443	201.535
11	0.01	739	0.1797	201.779
12	0.01	737	0.0916	201.959
13	0.01	1091	0.1071	202.050
14	0.01	793	0.0767	202.157
15	0.01	333	0.0291	202.234
16	0.01	113	0.0259	202.025
17	0.01	0	0	202.399

*逐次計算(3)は、まず、貿易マトリックスにあたる非対角ブロックの投入係数をまず10倍にした(投入係数の総和は40.002となる)うえで、微小投入係数も考慮して、表3のステップ17の収束値を初期値として計算する。つぎに、貿易マトリックスにあたる非対角ブロックの投入係数のみをさらに10倍(投入係数の総和は211.025)としたうえで、微小投入係数も考慮して、ステップ9の収束値を初期値として、計算を続行した。

表6 TRIによる逐次計算(4)*

ステップ	$LT(i)$	NUM	λ_{\max}	$\sum_{i \geq j} a_{ij}$
1	0.01	2206	1.6439	197.119
2	0.01	1675	0.6500	198.763
3	0.01	1649	0.5956	199.413
4	0.01	1647	0.5738	200.008
5	0.01	619	0.3365	200.953
6	0.05	118	0.2185	201.447
7	0.03	82	0.0779	201.873
8	0.01	178	0.1556	202.120
9	0.01	24	0.1380	202.200
10	0.0	3	0.0577	202.368
11	0.01	0	0	202.426

*逐次計算(4)は、貿易マトリックスにあたる非対角ブロックの投入係数のみを100倍としたうえで、微小投入係数も考慮して、表4のステップ18の収束値を初期値として、計算を続行した。

て100倍した新しい国際産業連関表を分析対象とする。

表3の収束値であるステップ17の序列をあらためて初期値として、TRIを逐次適用した。ステップ17で計算を終了した。

同様に、表4の収束値であるステップ18の序列をあらためて初期値として、TRIを逐次適用した。ステップ11で計算を終了した。

これら2つの収束値である配列順序は、表7の右2列に示される。

V-4-1 分析結果(1)

収束解 a' の序列の経済的な解釈について、暫定的と断わった上で、つぎの諸点に注意したい。

- (1) インドネシア鉱業(02)を最底辺に、アメリカの農林水畜産業(50)、サービス業他(56)、商業・運輸業(55)、製造業(52)がこの順にならび、つぎに日本の商業・運輸業(41)サービス業他(42)、製造業(38)がならぶ。東南アジア諸国の両国に対する生産技術の強い依存性を示している。
- (2) 日本とアメリカ以外の5ヶ国の製造業がインドネシア(03)、韓国(45)、マレーシア(10)、タイ(31)、フィリピン(17)の順に並んでいる。この部門は国際的な生産構造の中核部門であること示す。
- (3) 順位34位から36位には、シンガポールの3部門、すなわち、商業・運輸業(27)、サービス業(28)、製造業(24)が入っている。これらシンガポールの産業は、東南アジアの生産技術構造全体のキー部門である。すなわち、一方では、他の7ヶ国の製造業から資材を中間生産物として購入し、他方では、自らの生産物をインドネシアとマレーシアの電気・ガス・水道業、建設業、商業・運輸業、サービス業の4部門に販売している。
- (4) 上位には、前節で指摘した公益事業と建設業が共通にあがっている。生産物を主として最終需要として産出するからである。

V-4-2 分析結果(2)

表7の a と a' 、 b と b' を比較する。

- (1) 建設業は全体的に順位が上昇している。アメリカ建設業は中位に、インド

表7 1975年ASEAN国際産業連関表の三角化の計測作業*

部門番号	部門名(国別)	順位	a	b	a'	b'
01	農林水畜産業(I)	[1]	{ 47 }	{ 23 }	{ 47 }	{ 39 }
02	鉱業(I)	[2]	{ 44 }	{ 04 }	{ 32 }	{ 40 }
03	製造業(I)	[3]	{ 11 }	{ 25 }	{ 39 }	{ 12 }
04	電気・ガス・水道業(I)	[4]	{ 12 }	{ 47 }	{ 53 }	{ 04 }
05	建設業(I)	[5]	{ 39 }	{ 44 }	{ 11 }	{ 05 }
06	商業・運輸業(I)	[6]	{ 40 }	{ 46 }	{ 12 }	{ 23 }
07	サービス業・その他(I)	[7]	{ 32 }	{ 36 }	{ 44 }	{ 25 }
08	農林水畜産業(M)	[8]	{ 04 }	{ 39 }	{ 04 }	{ 19 }
09	鉱業(M)	[9]	{ 23 }	{ 40 }	{ 05 }	{ 47 }
10	製造業(M)	[10]	{ 53 }	{ 12 }	{ 46 }	{ 44 }
11	電気・ガス・水道業(M)	[11]	{ 25 }	{ 19 }	{ 22 }	{ 46 }
12	建設業(M)	[12]	{ 26 }	{ 26 }	{ 19 }	{ 26 }
13	商業・運輸業(M)	[13]	{ 46 }	{ 22 }	{ 40 }	{ 22 }
14	サービス業・その他(M)	[14]	{ 19 }	{ 33 }	{ 33 }	{ 33 }
15	農林水畜産業(P)	[15]	{ 37 }	{ 16 }	{ 23 }	{ 32 }
16	鉱業(P)	[16]	{ 22 }	{ 11 }	{ 25 }	{ 11 }
17	製造業(P)	[17]	{ 33 }	{ 09 }	{ 26 }	{ 09 }
18	電気・ガス・水道業(P)	[18]	{ 48 }	{ 32 }	{ 37 }	{ 30 }
19	建設業(P)	[19]	{ 49 }	{ 30 }	{ 36 }	{ 18 }
20	商業・運輸業(P)	[20]	{ 30 }	{ 34 }	{ 09 }	{ 16 }
21	サービス業・その他(P)	[21]	{ 05 }	{ 35 }	{ 43 }	{ 18 }
22	農林水畜産業(S)	[22]	{ 45 }	{ 18 }	{ 08 }	{ 37 }
23	鉱業(S)	[23]	{ 34 }	{ 17 }	{ 16 }	{ 36 }
24	製造業(S)	[24]	{ 27 }	{ 37 }	{ 18 }	{ 43 }
25	電気・ガス・水道業(S)	[25]	{ 09 }	{ 31 }	{ 30 }	{ 08 }
26	建設業(S)	[26]	{ 13 }	{ 05 }	{ 13 }	{ 13 }
27	商業・運輸業(S)	[27]	{ 36 }	{ 06 }	{ 35 }	{ 48 }
28	サービス業・その他(S)	[28]	{ 28 }	{ 13 }	{ 14 }	{ 06 }
29	農林水畜産業(T)	[29]	{ 41 }	{ 15 }	{ 54 }	{ 49 }
30	鉱業(T)	[30]	{ 42 }	{ 20 }	{ 48 }	{ 07 }
31	製造業(T)	[31]	{ 35 }	{ 27 }	{ 49 }	{ 14 }
32	電気・ガス・水道業(T)	[32]	{ 06 }	{ 28 }	{ 06 }	{ 53 }
33	建設業(T)	[33]	{ 07 }	{ 48 }	{ 07 }	{ 54 }
34	商業・運輸業(T)	[34]	{ 24 }	{ 49 }	{ 27 }	{ 27 }
35	サービス業・その他(T)	[35]	{ 16 }	{ 45 }	{ 28 }	{ 28 }
36	農林水畜産業(J)	[36]	{ 14 }	{ 50 }	{ 24 }	{ 24 }
37	鉱業(J)	[37]	{ 10 }	{ 53 }	{ 03 }	{ 03 }
38	製造業(J)	[38]	{ 03 }	{ 41 }	{ 45 }	{ 45 }
39	電気・ガス・水道業(J)	[39]	{ 50 }	{ 14 }	{ 10 }	{ 17 }
40	建設業(J)	[40]	{ 51 }	{ 24 }	{ 31 }	{ 51 }
41	商業・運輸業(J)	[41]	{ 54 }	{ 07 }	{ 01 }	{ 15 }
42	サービス業・その他(J)	[42]	{ 43 }	{ 03 }	{ 17 }	{ 20 }
43	農林水畜産業(K)	[43]	{ 18 }	{ 29 }	{ 15 }	{ 10 }
44	鉱業(K)	[44]	{ 31 }	{ 21 }	{ 29 }	{ 01 }
45	製造業(K)	[45]	{ 55 }	{ 42 }	{ 34 }	{ 34 }
46	電気・ガス・水道業(K)	[46]	{ 29 }	{ 51 }	{ 51 }	{ 31 }
47	建設業(K)	[47]	{ 17 }	{ 54 }	{ 20 }	{ 29 }
48	商業・運輸業(K)	[48]	{ 15 }	{ 55 }	{ 41 }	{ 41 }
49	サービス業・その他(K)	[49]	{ 20 }	{ 01 }	{ 42 }	{ 21 }
50	農林水畜産業(A)	[50]	{ 56 }	{ 56 }	{ 21 }	{ 42 }
51	鉱業(A)	[51]	{ 21 }	{ 10 }	{ 38 }	{ 38 }
52	製造業(A)	[52]	{ 52 }	{ 52 }	{ 50 }	{ 50 }
53	電気・ガス・水道業(A)	[53]	{ 08 }	{ 43 }	{ 55 }	{ 55 }
54	建設業(A)	[54]	{ 38 }	{ 08 }	{ 56 }	{ 56 }
55	商業・運輸業(A)	[55]	{ 01 }	{ 38 }	{ 52 }	{ 52 }
56	サービス業・その他(A)	[56]	{ 02 }	{ 02 }	{ 02 }	{ 02 }
λ(π)(単位、パーセント)			87.7	87.6	95.9	95.9

*左からのカッコは、囲まれる部門の序列順位が無差別であることを示す。右からのカッコは、序列の確定関係を示す。たとえば、b'列の上位4部門の序列には、04, 12, 39, 40がある。

ネシア建設は上位にあがった。

- (2) 鉱業はあまり変動がない。注目すべきは、インドネシア鉱業がどのハイアラキにおいても最下位に位置することである。
- (3) 製造業は、下位1/3に集中している。このなかで、日本製造業がいずれのハイアラキにおいても51位、アメリカのそれが55位と東南アジア経済の機軸的な役割をはたしていることがわかる。
- (4) 電気・ガス・水道業は、全体的に上位にある。
- (5) アメリカ以外はおおむね農林水畜産業の順位に若干の上昇変動が認められる。日本製造業からの投入がきいたためか、単純労働力と自然肥料に相当依存するマレーシアと韓国についてはかなり順位があがった。インドネシア、フィリピン、タイ、アメリカは下位に属している。アメリカは中位から52位に大きくさげている。
- (6) 商業・運輸業については、全体的に順位が低下しており、とくに、タイと日本については、下位グループに入ってきている。
- (7) サービスについては、フィリピン、日本、アメリカが下位にはりついており、その他の国のサービスは中位にかたまるように変化した。
- (8) 表8は、4種類の配列順序に関するスピアマンの相関係数を示したものである。異なる初期値からスタートした収束解 a と b の相関係数は、0.7862であり、統計的に類似している。さらに、国際間の投入係数を100倍した産業連関表での収束解 a' と b' の相関係数は0.9349ときわめて高い。なんらかの国際的な生産技術の依存関係が存在する可能性を示唆している。

表8 ハイアラキのスピアマン相関係数*

	b	a'	b'
a	0.7862	0.8339	0.8065
b		0.7514	0.7785
a'			0.9349

* a 、 b 、 a' 、 b' は、表7参照

VI おわりに

以上の分析は、日本とアメリカが、東南アジアの生産技術構造を支えていることを示唆している。さらに、シンガポールが先進国2カ国とインドネシア・マレーシアを連結する働きをもつことを示唆している。

本稿では、既存の7部門要約表を使用した。要約表は製造業を分解せずに1本でくくっているため、分析結果の解釈に限界があるかもしれない。この点は今後の課題としたい。

さらに、要約表を含めてアジア産業連関表が、対象8ヶ国以外から流れてくる中間生産物を競争輸入扱いとしているため、本来いれるべきこれらの生産物を本稿でも考慮していない。この点は、今後の新しい国際産業連関表に期待したい。

参 考 文 献

- [1] 福井幸男『産業連関構造の研究—生産技術とハイアラーキ』、啓文社、1987年。
- [2] Institute of Developing Economies, *International Input-Output Table for Asean Countries 1975*, Tokyo, 1982.
- [3] Simpson & Tsukui "The Fundamental Structure of the Input-Output Tables. An International Structures", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 4, 1965, pp. 434-446.
- [4] Korte & Oberhofer "Triangularizing Input-Output Matrices and the Structure of Production", *European Economic Review*, Vol. 1, Nos. 4-5, 1970, pp. 482-511.

第5章 貨幣的要因と相対価格の変動*

— 実証分析 —

地主敏樹

I 序

相対価格体系が実質的要因のみでなく、貨幣的要因によっても影響されてきたのではないかという実証的な諸研究は古くよりあり、その可能性を理論的に説明すべくいくつかの仮説がたてられてきた。なかでも、最近のマクロ経済学における新しい古典派とケインジアンとの論争に関連して、双方の理論モデル——新しい古典派の不完全情報仮説とケインジアンのメニューコスト仮説——のテストとして、この貨幣的要因と相対価格変動との相関についての実証研究がかさねられてきた。

しかし、ケインジアン側の理論モデルの開発が不十分だったために、それらの実証テストにおける二つの理論モデルの比較も不十分なものにおわってきた。Ball-Mankiw-Romer (1988)は不確実性を導入したメニューコスト仮説の理論モデルを開発した。地主(1988)は、彼らのモデルをこの問題——相対価格と貨幣的要因との相関関係——に適用し、より十分な形での不完全情報仮説との実証テストの可能性を探ろうとした試みであった。本稿は前稿の考え方に基づいた実証テストを報告する。アメリカの諸産業レベルでの生産者価格指数に基づいたテスト結果は、不完全情報仮説よりもメニューコスト仮説を支持するものとなった。

* 本稿の作成にあたり、Harvard大のG. Mankiw教授、B. Friedman教授、Z. Griliches教授から、有益なコメントを頂戴した。また、D. Weil、R. WaldmanをはじめとするHarvard macro-lunchグループの面々も筆者の報告をきき、また、様々なアドバイスを提供してくれた。記して、ここに感謝の意を表したい。なお、あり得べき誤謬はすべて筆者の責任である。

本稿は以下の構成からなる。次節では、前稿の主要な結果をまとめる形で、不完全情報・メニューコスト両仮説と、相対価格と貨幣的要因との相関関係への双方の含意を簡略に説明する。第三節では、この相関関係を対象とした過去の実証研究をサーベイする。続いて、第四節では、両仮説の含意の相違を識別できるテストをデザインする。第五節は、基本となる実証結果を報告し、またその基本結果の一般性を調べる。最終節は、当分析に関する実証・理論両面の問題点に言及し、実証結果の妥当な解釈を探る。

II 不完全情報仮説とメニューコスト仮説

不完全情報仮説

不完全情報仮説は Lucas によって提唱され、新しい古典派の見地より貨幣的要因の実質生産量への効果を説明する仮説として脚光をあびた。M. Friedman の諸研究においてほぼブラックボックスのままに放置されていた貨幣から実体経済への波及メカニズムを、ミクロ理論の主体の最適化行動に整合的な形で説明しようとする試みであった。人々は自らの生産物の相対価格に基づいて生産量を決定しようとする合理的主体であるが、彼らの経済全体に関する情報へのアクセスは限られており完全ではない。従って、彼らは利用可能な情報——自分の生産物名目価格——に基づいて、必要な相対価格を推測する。推測は完璧ではありえないから、純粋に貨幣的ショックも部分的には実質的なショックである——単なる名目価格の変動が相対価格の変化である——と解釈され、生産量へ影響が及ぶ。人々は最適化行動をとっており、かつ新古典派一般均衡モデルの諸前提のほとんどが成立しているにも拘らず、情報の不完全性というただ一点の欠陥がこの結果を生んでいるのである。

不完全情報仮説による、相対価格変動とインフレーションとの相関の説明は以下のものである。経済主体が何らかの点で異質的であれば、共通のショックに対しても反応が異なり、相対価格も変化し得る。例えば各財の超過需要関数の弾力性が多様であれば、貨幣的ショックの相対価格への影響は各財毎に当然

異なるであろう。また、共通の貨幣的ショック以外に各財毎の相対的ショックがあれば、相対的ショックそのものの相対価格への影響は無論のこと、貨幣的ショックとの絡みによる影響も可能であろう。こうしたアイデアをモデル化し、また実証的に検証したのが、Parks (1978)、Herocowitz (1981) 等の業績であった。予想されなかった貨幣（インフレーション）だけが、相対価格の変動を引き起こしているというのが、この仮説の基本的な実証的含意である。彼らの理論では、貨幣の増分（インフレーション）の内で前以て予想された部分は、諸財の名目価格の変化に等しく織り込まれるために相対価格の変動を生じないのである。

メニューコスト仮説

ケインジアン側のメニューコスト仮説は、新しい古典派によるケインジアン の伝統的なモデルへの批判に答えて、ケインジアンモデルのミクロ的基礎を最適化に基づいて再構築しようとした諸努力の一つとして位置付けられる。メニューコストという言葉が使われているが、価格調整に関わる全ての調整費用を含む、より広い意味での使用である。調整費用があるために、名目価格は刻々のショックには必ずしも反応しないので、名目価格は硬直的である。従って、名目貨幣量の増大は実質貨幣量の増大となり、実物経済へ影響を及ぼし得るのである。価格を付ける企業は最適化行動をとっており、ほとんどの新古典派の仮定が成立しているにも拘らず、調整費用の存在がこの結果をもたらしている。この新古典派一般均衡モデルへの一つの不完全性の導入が貨幣の実物への影響を可能にするという点では、不完全情報仮説とメニューコスト仮説との間に差異はない。しかし、価格が硬直的であるか否かに決定的な違いがでてくる。

インフレーションと相対価格変動との相関は、このメニューコスト仮説によると、ある期間中に価格を変更した企業と変更していない企業とがあるために発生するとされる。インフレ率が高まると、変更されなかった価格との乖離が大きくなるので、結果として相対価格の変動が大きくなっているというのが、基本的アイデアである。このラインでの研究をおこなったのが Cecchetti

(1985)、Danziger (1987) 等である。ただし、Danzigerは最適化を導入して上記の基本アイデアが常に正しいとは限らないことを示した。メニューコストモデルにおいて、インフレーションと相対価格の変動との相関関係が単調でないことを理論的に導出したのである。ある一定の期間内に価格を変更する企業の割合がインフレ率の上昇に伴って増加するという点が、この結論にとって重要であった。価格変更企業がもともと多数を占めていれば、インフレ率のさらなる上昇による価格変更企業の増加は、outlierである価格非変更企業の割合を減らすこととなり、その結果として相対価格変動はむしろ小さくなり得るのである。しかし、これらの研究は確実性下のモデルに基づいており、不完全情報仮説のモデルと十分に対比し得るものではなかった。予想されたインフレーションと予想されなかったインフレーションとが、全く区別されていなかったのである。Ball-Mankiw-Romer (1988)はメニューコストモデルに不確実性を導入した一般均衡モデルを展開した。彼らのモデルを応用して、相対価格の変動と予想された貨幣との関係をみちびいたのが、地主(1988)であった。予想されなかった貨幣だけでなく、予想された貨幣も相対価格の変動に効いてくる。ただし、その予想された貨幣と相対価格変動との相関は単調なものではないという基本的結論であった。

Ⅲ 既存の実証研究：サーベイ

前節で説明されたように、予想された貨幣(インフレーション)が相対価格変動に影響するか否かが、不完全情報仮説とメニューコスト仮説との実証テストに使い得る相違点である。次節ではこの相違点を如何にテストするかを設計するが、当節ではその準備として過去の実証研究の手法をサーベイし、その批判的検討を通じてわれわれの手法を考案する助けとしたい。なお、このサーベイにおいては、地主(1988)の理論的分析よりその重要性が明かとなった、テスト方程式の関数形・データの集計度・データの頻度(frequency)について注目する。

メニューコスト仮説サイドにたつ研究としては、Cecchetti と Danziger があ

る。Cecchetti (1985) は、彼自身が集めた年次の雑誌価格データセットと米国の集計された産業データを使用して相対価格変動 (RPV) を算出し、それを相対価格変動とインフレーション (π) との関係式、

$$RPV = \pi^2 T(k - T) \quad (3-1)$$

へ代入し、価格変更のインターバル (k) を推定した。ただし、 T はデータの観察されるインターバルである。なお、彼の研究も含めてほとんどの研究において、相対価格変動 (RPV) は、各企業間あるいは各産業間の名目価格上昇率の分散として計られる⁽¹⁾。彼の研究は価格硬直性の程度を計測した点で稀であり興味深い、メニューコスト仮説の正当性を仮定してしまっている点が欠点であり、われわれの問題意識とは異なる。

Danziger (1987) も彼の理論モデルより導出した関数形に基づいた回帰方程式を用いた。

$$RPV = a + b_1 \pi^{4/3} - b_2 \pi^2 \quad (3-2)$$

彼はイスラエルのサラミ市場の企業レベルデータを使って、この関数形のフィットの良さと各係数値が有意で予想通りの符号をもつことを報告したが、他の代替仮説との比較検証はおこなわなかった。

以上、二つのメニューコスト仮説サイドの実証研究に共通する欠点は、代替仮説との対比検証を怠っている点である。この欠点は、根源的には、彼らの理論モデルが確実性下で展開されたために同時代の主要代替仮説である不完全情報仮説と比較できなかったという事情より生じたと思われる。

不完全情報仮説サイドでは、Parks (1978) と Hercowitz (1981 & 1982) が代表的な実証研究である。Parks は Lucas 型供給関数に基づいた二次関数の回帰方程式を用いた。

$$\begin{aligned} RPV = & a + b_1(\text{名目総需要成長率} - \pi)^2 + b_2(\pi - \pi_e)^2 \\ & + b_3(\pi - \pi_e)(\text{名目総需要成長率} - \pi) \\ & + b_4(\text{名目総需要成長率} - \pi) + b_5(\pi - \pi_e) \end{aligned} \quad (3-3)$$

(1) この分散は、当該主体間の相対価格変化の分散と等しい。

ただし、 π_e は予想されたインフレーションであり、従って $\pi - \pi_e$ は予想されなかったインフレーションである。彼はこの回帰方程式を米国の集計された消費支出品目別価格指数（12品目）に適用し、ほとんど全ての係数値が予想された通りの符号を持ち、かつ統計的に有意であるという好結果を報告した。しかし、同時におこなわれたメニューコスト仮説に対するテスト——予想されなかったインフレーションをコントロールした上で、さらに現実のインフレーションも影響するか——では、現実のインフレーションの係数値も有意であり、メニューコスト仮説にやや有利ともとれる結果となっている。

Hercowitz (1981) は不完全情報仮説に基礎づけられたモデルから導出した方程式を用いて分析をおこなった。相対価格変動とインフレーションに関する諸分析のなかでは、彼の仕事が理論的にも実証的にも最も洗練されたものである。

$$RPV_t = a + b_1 \{(m_t - m_t^e) - (m_{t-1} - m_{t-1}^e)\}^2 + b_2 \sigma_{(m - m^e)}^2 \quad (3-4)$$

予想されなかった貨幣 ($m - m^e$) の増分と、予想されなかった貨幣ショックの分散とによって、相対価格の変動が左右されるという形である。彼がこの回帰方程式をドイツのハイパーインフレーション期の月次データに適用したところ、全係数値が予想通りの符号をもちかつ有意であった。さらに、Parks と同様に、現実のインフレ率を回帰方程式へ追加することで、メニューコスト仮説との対比検証もおこなわれている。単純な回帰分析では現実インフレ率も正で有意な係数を持ったが、誤差項の系列相関に関する調整をおこなうと有意でなくなってしまう。

この結果は、一見、メニューコスト仮説を否定するものととられようが、実はそれほど強力なテストではない。まず、第一に問題なのは、データの頻度である。ハイパーインフレーション期における一カ月は、価格改訂に関する限り、平常時の数年に相当するはずである。つまり、一カ月のうちに何十回もの価格改訂がおこなわれたとみるのが妥当である。そうした場合には、Danziger が示したように、インフレーションと相対価格変動との相関の非単調性が強く

現れるために、この係数値が有意でないことはメニューコスト仮説への強い否定ではない。第二に、ハイパーインフレーションのような状況では、価格改訂の費用と、ほんの僅かの間でも価格を調整しないことによる損失とを比較するとき、後者が圧倒的に大きいであろうことが推測される。従って、メニューコストモデルが当て嵌まらないのはむしろ当然である。つまり、メニューコスト仮説がきわめて不適當であろうと思われる状況で、かつ月次というこの場合不当に長いインターバルのデータが用いられて、メニューコスト仮説が否定されたのである。

Hercowitz (1982) は、上記の分析を米国の年次卸売物価指数 (60-80品目) に適用した仕事である。このデータに関しては、貨幣からのショックだけでは説明力が微小であったために、経済の実物側のショックも回帰方程式に導入されている。結果としては、予想されなかった貨幣の係数値が有意でなく、Hercowitz 自身も、ハイパーインフレーションのような特別な状況では貨幣的要因が相対価格変動に対して主たる規定因となり得るが、通常の経済状況では他の実物要因などがより重要なのだろうと結論している。

最後に、より中立的な観点から相対価格変動とインフレーションとの相関をVAR等の手法を用いて再検討したS.Fischer (1981) の仕事に触れておきたい。彼は、米国の集計された消費支出品目別価格指数を、年次あるいは四半期の頻度で用いた。彼の結論は、相対価格変動とインフレーションとの相関は主にエネルギー及び食物価格を通じているということであった。エネルギー及び食物価格を除いた諸価格間の相対価格変動とインフレーションとの相関が、全ての財の間の相対価格変動とインフレーションとの相関よりも、著しく低いという事実が基本的な論拠である。

S. Fischer の研究はHamilton (1983) と同様に実物面のショックの重要性を示しており Real Business Cycle 説との関連で興味深い。Hercowitz (1982) を解釈するにも役立つ。つまり、Hercowitz (1982) の結論は、エネルギー及び食物価格といった非常に変動が大きく、かつ実物サイドからの攪乱に支配さ

れ易い価格を、他の諸財の価格と全く無差別に扱って計算をおこなったために生じたのではないかという推測が導かれる。つまり、現実のデータにおいて相対価格変動がエネルギー及び食物価格によって左右され、後者が実物サイドのショックによって支配されたために、相対価格変動と貨幣的要因との相関が小さくなってしまったと考えるのである。さらに、S.Fischerの分析そのものはきわめて集計度の高い価格指数を使っているために、メニューコストモデルが描く様な相対価格の変動がほとんど洗い流されてしまった可能性が高い。⁽²⁾

以上で述べたように、既存の研究はそれぞれに現実の一断面を見せてはいるが、メニューコスト仮説と不完全情報仮説との対比検証という問題に正面から十分な答を与えているとは言い難い。

IV 実証テストのデザイン

当節では、われわれの実証テストを設計する。具体的には、テストに使う回帰方程式の関数形・データの集計度・データの頻度を決定するのである。これらについて、

- ① 不完全情報仮説とメニューコスト仮説との、テスト可能な唯一の相違は予想されたインフレーションが相対価格変動に影響するか否かである。
- ② ただし、メニューコスト仮説においても、予想されたインフレーションと相対価格変動との相関関係は、単調ではない。
- ③ メニューコスト仮説の検定にとって、集計度の低いデータの使用が重要である。
- ④ メニューコスト仮説の検定にとって、データの頻度の選択が重要である。データのインターバルは、一般の価格変更インターバルより短いこと、できれば十分に短いことが望ましい。
- ⑤ 変動の相対的に大きなエネルギー及び食物価格と、他の諸価格とを分けて取り扱うべきである。

(2) この点に関しては Jinushi (1989) 参照。

の諸点を、われわれは学んだ。

データの種類・集計度・頻度

③と④に留意して、できるだけ②の問題を軽減すべく選んだのが、米国の生産価格指数で、きわめて集計度の低い、8ディジットレベルの、かつ高頻度の月次系列である。また、こうしたラグ構造が重要な分析の常として、季節調整の施されていない系列を用いる。季節調整は前後のデータの情報が混入してしまうので、ラグ構造の解釈が困難になるからである。サンプル期間は、1981年1月より1986年4月までである。これほど細かい品目レベルではしばしば個々の品目系列収集の中断があることと、かつ1978年以降のBLSが（定価ではなく）取引価格データを収集しようとしてきたことを考慮にいれ、データの質が向上した後でなるべく多くの品目系列が利用できる期間という基準で、このサンプル期間を選んだ。

産業毎の相対価格変動の計算

⑤に基づいて、われわれは相対価格変動（RPV）を各2ディジット産業レベルで計算する。各2ディジット産業に含まれる8ディジット産業間の名目価格上昇率の分散として、各2ディジット産業ごとの相対価格変動を算出するのである。米生産者価格指数の2ディジット産業は15あり、その内の「その他」を除いて、農業（FA）・加工食品（FO）・皮革加工（SK）・燃料（FU）・化学（CH）・ゴム&プラスチック（RP）・木材（LW）・紙（PA）・金属（ME）・機械（MC）・家具（FH）・窯業（MI）・運輸機械（TR）の14産業が、分析の対象である。

回帰方程式の関数形

メニューコストモデルがダイナミックスを陽表的に取り扱っているのに対して不完全情報仮説側が静学モデルであるために、後者に基づいて Hercowitz が導いた関数形が格段にシンプルである。さらに、メニューコストモデルの可変的なラグの長さや複雑な非線形性を、比較的単純な関数形で捉えることは困難に思われる。従って、不完全情報仮説を帰無仮説として、Hercowitz の回帰

方程式を使い、予想されたトレンドインフレーション項が有意に方程式へ入ってくるか否かをテストする。この方法は、Parks や Hercowitz によってすでに試みられた atheoretical な方法と類似しているが、われわれは理論より明らかとなった非線形性に対応するために予想されたインフレーションを多項式として導入する点と、データの集計度・頻度等のテストの他の側面もより注意深く設計している点で彼らと異なる。

回帰方程式

基本となる回帰方程式は次式である。

$$RPV_{it} = a_1 + b_1 \Delta SHOCK_{it}^2 + c_1 TREND_{it} + c_2 TREND_{it}^2 \quad (4-1)$$

ただし、 RPV は相対価格変動を、 $\Delta SHOCK$ は予想されなかったインフレ率の増分を、 $TREND$ は予想されたトレンドインフレ率を、添字 it は各々の変数が第 i 産業の t 時点における値であることを現す。

インフレ率の予想方程式

この分析においては、各 2 デジット産業の内部で共通なサイドの要因は、各 2 デジット産業ごとの平均インフレ率 ($AVINF$) で計られる。その平均インフレ率の予想方程式は、

$$AVINF_{it} = a + A(L)AVINF_{it-1} + B(L)INF_{t-1} \\ + MONTHLY DUMMIES \quad (4-2)$$

であらわされる。ただし INF は経済全体のインフレ率であり、ここでは全産業に対する生産者価格指数で計られる。この予想方程式が純粋な AR 型でない理由は、Sargent (1976) の observational equivalence 問題を回避するためである。

この方程式の予測値の系列が各産業の予想されたインフレ $TREND$ であり、予想誤差の系列が予想されなかったインフレ $SHOCK$ として、相対価格変動の回帰方程式に使われるのである。各産業ごとのインフレ予想式は第一表に報告されている。各項のラグの長さは AIC (赤池情報基準) を用いて決定した。

第一表 各産業平均インフレ率の予想方程式

	産業平均 インフレ ラ グ 数	経済全体 インフレ ラ グ 数	一階階差	R ²	SEE
高相関産業					
S K	1	12	N O	.6172	.0089
F U	1	5	N O	.7295	.0097
L W	10	11	Y E S	.8640	.0105
M E	12	10	N O	.9101	.0049
F H	11	12	Y E S	.9357	.0015
M I	1	2	N O	.4319	.0032
その他の産業					
F A	10	12	Y E S	.8553	.0294
F O	10	9	N O	.6055	.0078
A P	12	11	N O	.7885	.0025
C H	12	12	N O	.8102	.0044
R P	2	1	N O	.4855	.0039
P A	12	11	N O	.8745	.0033
M C	11	9	N O	.5974	.0015
T R	1	10	N O	.4521	.0025

観察期間は1982年2月より1986年4月。

V 実証結果

当節では、まず始めに各産業ごとにインフレ率と相対価格変動との相関をチェックし、次いで前節の(4-1)式に基づくテスト結果を報告し、最後にその結果の robustness を検討する。

インフレ率と相対価格変動との相関

インフレ率と相対価格変動との相関が、われわれの対象とするデータにおいて実際にどれほどの高さなのかを、まず見てみよう。このために、各産業の相対価格変動を当該産業の平均インフレ率とその二乗とに回帰してみた。

$$RPV_{it} = f_0 + f_1 AVINF_{it} + f_2 AVINF_{it}^2 \quad (5-1)$$

結果は第二表に報告されている。14産業の内6産業に関して、0.5より高い決定係数が得られた。SK、FU、LW、ME、FH、とMIの6産業である。

第二表 各産業におけるインフレ率と相対価格変動との相関

	定 数 値	インフレ率	インフレ率 二乗	R ² SEE	8 デイジット 産 業 数
高相関産業					
SK	.00062 (.00014)	-.04133* (.1066)	7.0611* (.6561)	.6627 .000920	25
FU	.00089 (.00014)	-.10591* (.02144)	2.0041* (.3950)	.5771 .001374	41
LW	.00057 (.00007)	.00349 (.00409)	1.5542* (.18677)	.5585 .000464	42
ME	.00097 (.00010)	.00878 (.00903)	5.219 * (.65157)	.5126 .000687	221
FH	.00026 (.00006)	-.11742* (.02525)	27.9908* (3.5715)	.5203 .000355	60
MI	.00015 (.00003)	-.00160 (.01142)	3.8764* (.77523)	.5908 .000213	33
その他の産業					
FA	.02206 (.00176)	-.00592 (.04868)	2.4404* (1.0858)	.0846 .0115	55
FO	.00281 (.00039)	-.00395 (.04607)	8.7139* (3.0494)	.1304 .002734	145
AP	.00018 (.00002)	-.00897 (.00577)	2.9710* (.9088)	.1533 .000128	52
CH	.00163 (.00014)	-.10591* (.02194)	13.9571* (2.5139)	.3834 .000870	110
RP	.00035 (.0008)	-.02467 (.01678)	5.9156* (1.7510)	.1606 .000575	23
PA	.00041 (.00006)	-.04248* (.01469)	6.0357* (1.4073)	.2318 .000430	77
MC	.00037 (.00006)	-.07786* (.03376)	11.2700* (3.8289)	.1303 .000290	224
TR	.00007 (.00001)	-.18954* (.00676)	3.2863* (.70523)	.3079 .000090	11

* 5%水準で有意

括弧内の数字は標準誤差

観察期間：1981年1月より1986年4月

第三表 予想されたインフレ対予想されなかったインフレ：
不完全情報仮説に基づく回帰方程式(4-1)の結果

	SPECIFICATION I		SPECIFICATION II		SPECIFICATION III		
	R ² SEE	F ₁ F ₂	R ² SEE	F ₁ F ₂	R ² SEE	F ₁ F ₂	F _s
高相関産業							
S K	.1580 .0011	.733 .020	.3997 .0009	.000 .000	.5437 .0009	.005 .002	.487
F U	.3844 .0019	.985 .000	.5556 .0016	.001 .000	.6711 .0016	.001 .000	.401
L W	.4487 .0006	.884 .000	.4627 .0006	.556 .000	.6492 .0005	.549 .000	.131
M E	.5343 .0007	.924 .000	.5422 .0007	.679 .000	.6420 .0008	.729 .000	.584
F H	.7105 .0003	.752 .000	.7486 .0003	.040 .000	.8208 .0003	.038 .000	.296
M I	.2192 .0003	.010 .488	.5395 .0002	.000 .000	.6105 .0002	.000 .000	.845
その他の産業							
F A	.0742 .0123	.258 .326	.0772 .0124	.494 .500	.3805 .0117	.355 .444	.172
F O	.1954 .0023	.380 .008	.3706 .0021	.003 .000	.4917 .0021	.004 .000	.697
A P	.0621 .0001	.769 .239	.1445 .0001	.118 .070	.3762 .0001	.221 .048	.361
C H	.2615 .0010	.613 .001	.3404 .0010	.069 .000	.4652 .0010	.145 .009	.710
R P	.3372 .0006	.000 .347	.3750 .0006	.000 .190	.5092 .0006	.005 .180	.599
P A	.2933 .0003	.137 .002	.3034 .0003	.243 .005	.4688 .0003	.398 .027	.497
M C	.3493 .0003	.472 .000	.3663 .0003	.427 .000	.4707 .0003	.620 .001	.808
T R	.1490 .0001	.659 .039	.1855 .0001	.339 .038	.3095 .0001	.242 .295	.851

- F₁ ショック項排除の F 検定の限界有意水準
 F₂ トレンド項排除の F 検定の限界有意水準
 (F₁・F₂ともに交差項も排除される項に含む)
 F₃ 月次ダミー排除の F 検定の限界有意水準

平均インフレ率の二乗項は全ての産業にかんして5%水準で有意であり、さらにその上に平均インフレ率のレベルは半数の産業に有意であった。

基本回帰式とその結果

基本回帰式は(4-1)式であるが、再掲しておく。

$$RPV_{it} = a_1 + b_1 \Delta SHOCK_{it}^2 + c_1 TREND_{it} + c_2 TREND_{it}^2$$

普通の最小二乗法による推定の主要な結果が第三表にまとめられている。上式(SPEC. 1)に $\Delta SHOCK$ 項と $TREND$ 項との交差項を加えた形(SPEC. 2)と、さらに月次ダミーを加えた形式(SPEC. 3)と、合計で三種類の回帰方程式が推定された。 F_1 は予想されなかったショック項排除のF検定の限界有意水準を示し、 F_2 は予想されたトレンド項排除のF検定の限界有意水準を示す。まず、インフレ率と相対価格変動との相関の高かった6産業に関して見てみよう。トレンド項はSPEC. 1では5産業に、SPEC. 2では全6産業に有意に影響している。これに対して、ショック項はSPEC. 1では1産業だけに、SPEC. 2でも4産業に有意に影響しているに過ぎない。他の産業を含んだ全産業で見ても、トレンド項は14産業中11産業に影響しているが、ショック項は半分以下の6産業に影響しているに過ぎない。

トレンド項がほとんどの産業へ有意に影響するという結果は、不完全情報仮説にとって極めて重要な反証であると考えられる。しかし、メニューコスト仮説においてもショック項は相対価格変動に影響するはずだから、このショック項の非重要性は問題である。

ROBUSTNESS：結果の頑健性

基本回帰式のトレンド重視という結果への自然な疑問の一つは、過去のショック項が式に導入されていない点が致命的な定式化エラーではないか、というものであろう。つまり、回帰式に含まれていない過去のショック項が本当は重要であり、トレンド項はそうした過去のショックを反映しているがために有意な係数を持ったのではないか、という推測である。

(4-1)式では、不完全情報仮説に基づいての定式化ということで、ラグ項が全く含まれなかった。過去の分析のサーベイの節で検討した諸実証分析においても、ラグ項を含まない定式化が一般的であった。しかし、メニューコスト仮説の理論的な分析では、相対価格変動が過去のショックにも依存することが明らかである。さらに、Hercowitz の定式化でラグ項が含まれなかった原因は、彼のモデルを含めた不完全情報仮説の諸モデルが静学モデルであったからに過ぎず、他に何らかの積極的な理由があったからではない。

従って、トレンド重視の基本結果の頑健性を試すために、過去のショック項を導入することが望ましいと考えられる。また、よりメニューコスト仮説に忠実な定式化であるラグ項の導入によって、ショック項がむしろ少数の産業にしか影響しないというメニューコスト仮説にとっても問題である結果が、どのようになるかも検討してみたい。

回帰方程式は次式で表される。⁽³⁾

$$RPV_{it} = a + \sum_{j=1}^k b_j \Delta SHOCK_{it-j}^2 + c_1 TREND_{it} + c_2 TREND_{it}^2 \quad (5-2)$$

基本回帰式と同様に、(5-2)式そのままの定式化 (SPEC. 1) と、交差項を付け加えた形 (SPEC. 2) と、月次ダミーの導入か誤差の系列相関修正かを施した形式 (SPEC. 3) の三種類の回帰式が推定された。

主要結果は第四表に報告されているが、われわれが注目するのはふたたびF検定の限界有意水準である。ただし記号は第三表に準ずる。SPEC. 2の結果が極めて明かにメニューコスト仮説を支持するものとなっている。APとFHをのぞいた全産業に、ショックとトレンド両方が10%水準では有意に影響している。5%水準でも、LWとTRに関して有意でなくなるだけである。さらには、例外であったAPとFHについても、月次ダミー

(3) ただし、ラグの長さkはAICによって決定した。

第四表 過去のショック項の導入：回帰方程式(5-2)式に基づく結果

	SPECIFICATION I			SPECIFICATION II			SPECIFICATION III					
	R ² SEE	F ₁ F ₂	lag /order	R ² SEE	F ₁ F ₂	lag /order	R ² SEE	F ₁ F ₂	F _s T(rho)	lag /order		
高相関産業												
S K	.3647 .0098	.114 .003	12 /2	.6281 .0008	.001 .000	8 /2	11 /2	.7328 .0007	.001 .000	1.34	9 /4	5 /2
F U	.5603 .0020	.099 .001	4 /4	.9366 .0008	.000 .000	4 /4	4 /4	.9652 .0008	.000 .000	.461	4 /4	4 /4
L W	.4870 .0006	.251 .001	5 /2	.6354 .0005	.084 .001	5 /2	9 /4	.8646 .0004	.067 .000	.006	10 /3	7 /2
M E	.3366 .0006	.034 .127	10 /3	.5305 .0005	.021 .038	10 /4	12 /3	.6778 .0006	.134 .100	.552	10 /4	6 /3
F H	.6047 .0002	.226 .000	4 /2	.6492 .0002	.250 .000	4 /2	4 /2	.9391 .0001	.020 .000	.001	5 /4	6 /4
M I	.5128 .0003	.001 .853	4 /4	.8491 .0002	.000 .000	12 /2	12 /4	.9552 .0001	.000 .000	.018	10 /4	12 /4
その他の産業												
F A	.3484 .0122	.043 .126	11 /4	.5271 .0111	.017 .025	4 /3	11 /4	.7408 .0105	.036 .035	.182	8 /2	11 /4
F O	.2824 .0024	.320 .015	4 /2	.6990 .0017	.000 .000	10 /4	11 /2	.8224 .0018	.019 .002	.430	10 /4	10 /4
A P	.1596 .0001	.319 .703	12 /2	.3657 .0001	.169 .152	4 /2	8 /4	.8295 .0001	.012 .002	.005	9 /3	9 /4
C H	.4002 .0010	.115 .002	12 /2	.5876 .0009	.018 .001	9 /2	5 /3	.8623 .0007	.004 .001	.012	7 /4	8 /3
R P	.3319 .0005	.029 .783	4 /3	.6082 .0004	.003 .010	12 /3	8 /4	.8223 .0002	.006 .006	.065	9 /3	8 /3
P A	.4361 .0004	.103 .003	7 /4	.6057 .0003	.026 .002	7 /4	11 /3	.8723 .0002	.010 .004	.024	6 /4	12 /4
M C	.4757 .0003	.312 .000	4 /2	.6941 .0002	.046 .000	11 /4	11 /4	.8243 .0002	.033 .003	.089	4 /4	4 /3
T R	.3694 .0001	.043 .071	5 /3	.4977 .0001	.074 .093	7 /3	4 /4	.6441 .0001	.195 .516	.622	9 /3	4 /4

F₁ ショック項排除のF検定の限界有意水準F₂ トレンド項排除のF検定の限界有意水準(F₁ & F₂ の非排除項は交差項を含む)F_s 月次ダミー排除のF検定の限界有意水準

order ラグ項の導入に Polynomial Distributed Lag を用いたためその次数。

が有意に効いて、SPEC. 3では両方のインフレ項が有意な係数値を持っている。つまり、ほぼ全産業に関して、トレンド項とショック項が有意に相対価格変動へ効いてきているのである。

まだ、多くの反論が可能であろう。例えば、ショック項の分散の導入が示唆されるかもしれない。Hercowitzの実証テストに含められていたし、不完全情報仮説・メニューコスト仮説双方の理論モデルにおいて、相対価格変動がこの分散に依存することが示されているからである。さらには、インフレーションの水準とその変動とは正相関であるとの見解もあり、その場合にはトレンド項の係数に上方バイアスがかかる可能性がある。この定式化も試してみたが、結果は変わらなかったため報告は省く。

VI 結

前節の実証結果はメニューコスト仮説を支持し、不完全情報仮説を棄却するものであった。しかし、この実証分析に関して二つの保留点を挙げて、結果の解釈の慎重を期したい。

実証面の保留点は、ややテクニカルな問題ではあるが、テスト結果の有意水準についてである。Barro (1977)の研究以後、経済変数を予想された部分と予想されなかった部分とに分離して分析することが盛んになり、それにつれてその分析の計量経済学の面から見た諸問題が検討された。中でも有名な問題がSargent (1976)の識別可能性への疑義 (observational equivalence) であるが、もう一つの重要な問題は、このような観察不能なデータを推定して求めて回帰分析に用いた場合のテスト結果の解釈であった。予想方程式の推定誤差が入ってくることでバイアスが生じる危険の回避や、予想方程式の推定誤差と最終回帰式の誤差との結合分布を考慮するべきである等の理由で、予想方程式と最終回帰式とを連立方程式モデルとして推定すべきであると主張されたりした。なるほど二本の方程式を同時に推定すること自体に誤りはないが、Pagan (1983)によって二段式のアプローチのテスト結果もそのまま正しいケースがあるこ

とが示されたために、同時推定が絶対的に必要なものではないことが判明した。しかし、Paganの論理は当分析にはおそらく当てはまらないであろうと考えられる。彼の論理は大標本において余分な項が零へ収束することに依存しているが、われわれの分析のように推定された変数の二乗がふくまれると、余分な項も二次で現れるために大標本においても非零の値へ収束する可能性が高い。従って、前節で報告された各テストの限界有意水準の値も完全に正しいものかどうか、やや疑問が残る。Housman, Ichimura, Newey, & Powell (1986)が開発した手法が関連しているので、その応用をこれよりの課題としたい。

理論面での保留点は、不完全情報・メニューコスト両仮説が必ずしも互いに排除しあうものでないことにより生じる。両仮説の要約の項で述べたように、新古典派一般均衡モデルの完全無欠な世界へ、何らかの不完全性を導入して貨幣の非中立性を説明しようとした狙いは、全く同じである。そして、不完全情報と価格調整コストの二つの不完全性が両立可能であることは、議論を要しないであろう。実際に、不完全情報仮説のモデルへメニューコスト仮説に近い考え方を導入したケースがあり、その場合には予想されたトレンドインフレ率も軽視できないことが論じられている⁽⁴⁾。従って、当分析の結果の解釈としては、不完全情報仮説そのものの棄却ととることはやや過当解釈であろう。この時期(80年代前半)の米国経済において、純粋な形で不完全情報仮説が現実を描写し得ないことと、価格の硬直的な産業が無視できない重要な割合を占めていたことを示していると解釈するべきであろう。

参 考 文 献

- [1] Abel, Andrew B. & Frederic S. Mishkin, "An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency, & the Short-Run Neutrality of Monetary Policy" *Journal of Monetary Economics*, 11 (January), 1983.

(4) Hercowitz (1983)とCukierman & Leiderman (1984)を参照。

- [2] Ball, Laurence, Gregory Mankiw, & David Romer, "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Tradeoff", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1988.
- [3] Barro, Robert, "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", *American Economic Review*, 67 (March), 1977.
- [4] Cecchetti, Stephen, "Staggered Contracts and the Frequency of Price Adjustment", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, 1985.
- [5] Cukierman, Alex and Leonard Leiderman, "Price Controls and the Variability of Relative Prices", *Journal of Money Credit, and Banking*, vol. 16, no. 3, 1984.
- [6] Danziger, Leif, "Inflation, Fixed Costs of Price Adjustment, and Measurement of Relative Price Variability: Theory and Evidence", *American Economic Review*, vol. 77 (September), 1987.
- [7] Fischer, Stanley, "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, 1981.
- [8] Hamilton, J. D., "Oil and the Macroeconomy since World War II", *Journal of Political Economy* vol. 91 (April), 1983.
- [9] Hausman, J. A., H. Ichimura, W. K. Newey, & J. L. Powell, "Measurement Errors in Polynomial regression Models", MIT mimeo, 1986.
- [10] Hercowitz, Zvi, "Money and the Dispersion of Relative Prices", *Journal of Political Economy*, vol. 89 (April), 1981.
- [11] Hercowitz, Zvi, "Money and the Price Dispersion in the United States", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, 1982.
- [12] Hercowitz, Zvi, "Anticipated Inflation, the Frequency of Transactions, and the Slope of the Phillips Curve", *Journal of Money Credit, and Banking*, vol. 15, no. 2 (May), 1983.
- [13] Jinushi, Toshiki, "Inflation & Relative Price Variability: New Classical and New Keynesian Explanation", in *Essays on Money, Prices, and Interest Rates*, Harvard University, Ph. D. Dissertation, 1989.
- [14] Pagan, Adorian, "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors", *International Economic Review*, 1983.
- [15] Parks, Richard, "Inflation and Relative Price Variability", *Journal of Political Economy*, vol. 86 (February), 1978.
- [16] Sargent, Thomas J., "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics", *Journal of Political Economy*, vol. 84, no. 3, 1976.

- [17] 地主敏樹、「貨幣的要因と相対価格の変動」、国民経済雑誌、第157巻第6号、1988年。

第6章 教育活動の社会勘定分析の試み*

——戦後日本の教育政策の数量分析——

小西康生

I はじめに

社会勘定分析とは、社会会計をルーツとして用いて、社会・経済現象の分析することを指している。この分析方法は、社会会計の1部でもある国民経済計算などの価格単位で表現されたデータだけが分析可能な周知の分析方法では、充分には分析され尽くさない分野の現象・活動にまで分析対象を拡張するために開発されたものである。当然のこととして、さまざまな適用分野が考えられる。その応用の第1歩として、小稿では、教育活動にこれを応用した分析を、まず試みることにする。

日本人が教育に大いに関心を持ってきたことは、多くの人達が指摘しているところである。しかも、それに対しては、多くの人達が特別な感情を抱いてきたといわれている。このような歴史的な背景から、教育を経済的な分析対象にすることには、日本では嫌悪感が持たれてきたようである。教育には多額の公私の経費が費やされているのは明かであり、教育を需要する理由の一つが、将来の経済的なメリットであるにしてでもある。

教育を経済的に分析するアプローチには多数の方法が可能である。ここでは、政策決定者が同一のフレームで教育に関連する政策を総合的に評価する統合化された分析を試みた。このようなアプローチでは、多方面にわたる効果をもた

* 小稿は、神戸大学経済経営研究所・研究年報第39号「戦後日本の教育政策の数量分析：——教育活動の社会勘定分析の試み——」を、能勢信子独協大学教授、定道宏神戸大学教授によるコメントを勘案し、修正・加筆したものである。しかし、両先生の多岐にわたるアドバイスを、完全には消化しきれていない部分が残っているかもしれない。それらの点を含めて、さらなる展開は、筆者の今後の課題である。

らすような政策を包括的に評価するのが可能になると考えられるからである。

異なる分野の専門家が、それぞれの立場で一つの政策を評価をする機会が多くなってくると、個々の政策に対して、包括的な評価ができにくくなっていく。このような状況の下で、統合化されたアプローチは、特定の政策を同一の土俵で明瞭に分析することを可能にする。この分析方法は、教育以外にも、社会保障のように多元的効果を持つ性質があるその他の分野の政策にも広く適用できる。今回の教育を分析するプロセスでは、未整理で散在している統計情報が整理されるという貴重な副次的効果があった。それと同様な効果が、教育以外の政策分析する際にも期待される。

上述のような意味で、これは新しい理論を開発したというよりも、教育のような多元的な価値観が持たれている分野での、分析手法を開発したものである。教育について展開されたこのようなアプローチが、多元的な価値観が持たれているその他の分野の政策決定にも適用されることが期待される。

これは、主として Konishi [2] の第Ⅰ部を紹介したものであるが、その背景にある教育活動の理論的・実証的分析については、同書の第Ⅱ部で述べられている。

Ⅱ 分析の枠組み

教育活動には、さまざまな機能が期待されている。中でも、ここでは教育活動の効果は、一義的には労働市場を経由して発現されるとしている。これは、直接的には教育は投資的な活動として評価されていることを意味している。教育の効果はそれに留まらない。たとえば、その消費面での機能も重要であるが、ここではそれは考察されているものの前面に出てきているとはいえない。

教育活動は、現実にはさまざまな形態で行われる。制度的には、正規教育 (Formal Education) と非正規教育 (Informal Education) の分けることができる。幼稚園から始まる、いわゆる学校教育が前者であり、それ以外が後者ということになる。非正規教育については、正規教育ほどは実態が把握されていないと

いえる。しかし、正規教育に関する統計情報が完全なものかといえば、必ずしもそうだとはいえないのが実情である。ただ、不完全であるとしても、絶対的に正規教育の方が、その実態についての情報が入手し易いとはいえそうである。

主として統計データについての制約から、ここでは教育活動は正規教育に限定して考えている。国際比較ではともかくとして、日本だけに限定するのであれば、このように正規の教育に限ると、日本の教育実態を把握し尽くすことにはならないであろう。

教育活動の影響を次の3つの面について分析する。つまり、

- ① 経済成長への影響
- ② 所得分布への影響
- ③ 社会福祉への影響

これらの中で、社会福祉への影響は、きわめて広範な概念である。これらのいくつかについては、Konishi [2] の第6章で述べられている。ここでは、この広範な影響のうちで、犯罪との関係を取り上げることにする。これは専ら数量化が比較的容易であるということによるものである。

教育活動をこのように多方面にわたって系統的に分析するには、できるだけコミュニティ全体への影響を同時に分析できるような適切な道具を開発しなければならない。マクロ経済モデルには、制約はあるけれども、教育活動に影響を及ぼす重要な政治的・経済的変数の変化を分析する現存するもっとも効果的な道具の一つである。

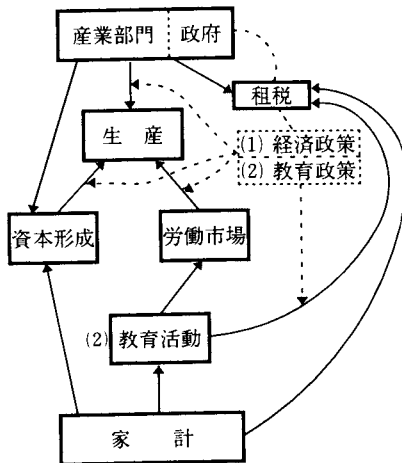
ここで開発したモデルは、これまで日本では適用されなかったシステムを分析するのに利用できるし、多部門モデルであるから、総合的の効果も部門ごとの効果も分析することができる。またモデルは同時的というよりもむしろ反復的な性質を持っており、これによって、経済主体（産業部門など）の行動をいっそうはっきりさせることができる。

モデルのフレームワークは第1図のようにになっている。ベーシック・モデルとして、いわゆるレオンチェフ・ケインズ・モデルが選択された。これは、部

門間の相違の検討に便宜であり、筆者の以前に作成したプロトタイプ・モデルを拡張したためである⁽¹⁾。モデルは9つの産業部門、つまり、(1)農業、(2)建設業、(3、4、5)製造業、(6)公益業、(7)卸・小売・金融・保険・不動産業、(8)運輸・通信業、そして(9)そのサービス業からなる。製造業はさらに3つの部門に細分類している⁽²⁾。

家計部門はモデルの中では労働の提供者であり、かつ賃金の受取者であるとして含まれる。政府部門は独立したものとしては考えておらず、その他のサービス業(9)に含まれている。政府部門の政策は多岐にわたるが、ここでは経済政策と教育政策に限定している。さらに、中央政府と地方政府とはそれぞれの機能が異なるので分離して取り扱った方がいいが、ここではそれらの区分もしていない。これらの制約は主としてデータの利用可能性によるものである。

第1図 モデルのフレーム・ワーク



(1) Konishi[1]を参照

(2) 製造業は以下のように3部門に細分類する。

産業部門3；鉄鋼・非鉄金属、化学、製紙・パルプ、窯業

産業部門4；一般機械、電気機器、輸送機器

産業部門5；その他

9つの産業部門はそれぞれ財と(あるいは)サービスを生産するが、産出されたものは完全に投入要素に配分され尽くすと仮定する。

資本蓄積は、生産総額から消費、間接税および部門間取引(中間需要)を除外した後に残るものである。これが純投資、減価償却および除却に配分される。就業者は労働力人口から推計され、学歴と性別に応じて分類される。資格が異なる就業者は、指数化などの加工をせずに、生産関数に就業者数が直接用いられる。部門間取引はI-0表を用いて推計する。

技術進歩については、2つのタイプのものが考えられている。つまり、要素投入とは独立したシフト・パラメーター(エフィシエンシー・パラメーター)とRAS法による変動I-0係数である。

ある部門の生産総額から部門間取引を除外したものが、当該部門の最終需要となる。この最終需要と投入産出係数の逆行列によって、総需要が得られる。他方、総供給は生産関数によって技術的に決定される総生産と一致する。総需要と総生産のギャップは、モデルの外生的な要因によって調整される。外生的な要因である海外部門とカストック蓄積機構は、このモデルには明示的に現れない。そこで、部門間のギャップは次期の投入の調整をひきおこすことになる。投入の調整メカニズムとしては、価格、賃金、および資本ストック調整メカニズムがモデルに組み込まれている。調整メカニズムはいつものタイプか考え得る。しかし、ここではベーシック・モデルを用いた推計値と観測値との差ができるだけ小さくなるように選択した。このような調整メカニズムは、コンピューターによるモデルを用いた意志決定(DSS)であり、いくつかの代替案を比較することができるようになる。

Ⅲ モ デ ル

ここでモデルの構造を、この構成パートごとに簡単に述べることにする。なお、回帰式の係数等については、Konisi[2]で説明されている。

(1) 生産

生産関数として、次のようなコブ・ダグラス・タイプのものを採用する。これは、いくつかのタイプの生産関数を実際に比較した結果とこれまでのさまざまな研究をサーベイした結果によるものである。⁽³⁾

$$X_i = A_i \cdot (X_{ij}^{a_{ij}} \cdots X_{ni}^{a_{ni}}) \cdot (E_{ii}^{e_{ii}} \cdots E_{ki}^{e_{ki}}) \cdot K_i^{\pi_i} \quad (1)$$

ここで、

- X_i : 第 i 商品の産出 (物量単位)
 A_i : 第 i 部門のシフト・パラメーター
 X_{ji} : 第 i 商品を生産するのに用いる第 j 商品 (物量単位)
 a_{ji} : 第 i 商品を生産するのに用いる第 j 商品の投入係数
 E_{ki} : 第 i 商品を生産するのに用いる第 k レベルの雇用
 e_{ki} : 第 i 商品を生産するのに用いる第 k レベルの雇用の投入係数
 K_i : 第 i 商品を生産するのに用いる資本
 π_i : 第 i 商品を生産するのに用いる資本の投入係数
 $i, j, n = 1-9, k = 1-3,$

生産関数は、物量単位で測定されている。現実に投入と産出を物量単位と価格単位とに分離するのは非常に困難であるから、これはかなりきつい制約になる。

次のように完全分配が仮定されている。

$$\sum a_{ji} + \sum e_{ki} + \pi_i = 1 \quad (2)$$

(1)のシフト・パラメーターは、次のような回帰分析式で推計する。

$$A_{it} = A_{i0} e^{\alpha_i t} \quad (3)$$

(3) 線形、コブ・ダグラス、およびCES生産関数間の選択に関して、それぞれによる推計値の比較については、Konishi [2] の第4章を参照。

(1) を偏微分すると、

$$\frac{\partial X_i}{\partial X_{ji}} = a_{ji} \frac{X_i}{X_{ji}}$$

$$\frac{\partial X_i}{\partial E_{ki}} = e_{ki} \frac{X_i}{E_{ki}} \quad (4)$$

$$\frac{\partial X_i}{\partial K_i} = \pi_i \frac{X_i}{K_i}$$

第 i 部門の利潤は、

$$\Pi_i = p_i \cdot X_i - \sum_j P_j \cdot X_{ji} - \sum_k w_{ki} \cdot E_{ki} - r_i \cdot K_i \quad (5)$$

ここで、

- p_i : 第 i 商品の価格
- w_{ki} : 第 i 部門の第 k レベルの労働者の賃金
- r_i : 第 i 部門で用いられる資本の価格

第 i 部門が競争経済の下で、利潤極大を目指しているとする、次式のような利潤極大問題になる。

$$\phi_i = \Pi_i - \lambda_i \left[X_i - A_i \cdot (X_{1i}^{a_{1i}} \cdots X_{ni}^{a_{ni}}) \cdot (E_{1i}^{e_{1i}} \cdots E_{ki}^{e_{ki}}) \cdot K_i \cdot \pi_i \right] \quad (6)$$

ここで、

第 i 部門の利潤極大条件は、

$$\lambda_i : \text{ラグランジェ乗数}$$

$$\frac{\partial X_i}{\partial X_{ji}} = \frac{p_j}{p_i}$$

$$\frac{\partial X_i}{\partial E_{ki}} = \frac{w_{ki}}{p_i} \quad (7)$$

$$\frac{\partial X_i}{\partial K_i} = \frac{r_i}{p_i}$$

(2)と(7)より、次のような関係が得られる。

$$a_{ij} = \frac{p_j \cdot X_{ji}}{p_i \cdot X_i} = \frac{Y_{ji}}{Y_i}$$

$$e_{ki} = \frac{w_{ki} \cdot E_{ki}}{p_i \cdot X_i} = \frac{W_{ki}}{Y_i} \quad (8)$$

$$\pi_i = \frac{r_i \cdot K_i}{p_i \cdot X_i} = \frac{P_i}{Y_i}$$

ここで

- Y_{ji} : 第 i 部門で用いられる第 j 部門の産出 (貨幣単位)
 Y_i : 第 i 部門での産出総額 (貨幣単位)
 W_{ki} : 第 i 部門での用いられる第 k レベルの労働者の賃金
 (貨幣単位)
 P_i : 第 i 部門での資本利潤 (貨幣単位)

(2) 資本—投資

これまでに、戦後に日本について、多くの投資に関する実証研究が行われてきた。しかし、マクロの投資関数と違って、部門別 (ミクロ) の投資関数は、安定的なものは推計されていない。そこで、ここでもマクロの投資関数を推計し、それを部門間に配分するといった方法を採用した。

第 i 部門の次期資本ストック ($K_{i,t+1}$) は、当期のシミュレーションの期首の資本ストック ($K_{i,t}$) と当期のその変化 ($\Delta K_{i,t}$) からなる。この変化は、純投資 ($NI_{i,t}$) と除却 ($-RE_{i,t}$) より成る⁽⁴⁾。粗投資 ($GI_{i,t}$) は、純投資と減価償却 ($D_{i,t}$) より成る。

$$K_{i,t+1} = K_{i,t} + \Delta K_{i,t} \quad (9)$$

$$\Delta K_{i,t} = NI_{i,t} - RE_{i,t} \quad (10)$$

$$NI_{i,t} = GI_{i,t} - D_{i,t} \quad (11)$$

(4) 除却 (Retirement) は生産要素としての有用性を失った資本の廃棄を指す。

政府・民間を合わせた粗投資は、OLSで次式のように推計した。

$$\begin{aligned}
 GIT/POT \cdot IDK &= TDK/POT \cdot IDK = 0.1865 \times 10^{-3} \\
 &+ 1.3145(PS/POT \cdot IDK) \\
 &\quad (0.0464) \\
 &+ 0.8557(COR/POT \cdot IDK) \\
 &\quad (0.1875) \\
 &+ 1.8967(GS/POT \cdot IDK) \\
 &\quad (0.1567) \\
 R^2 &= 0.986, \quad D.W. = 2.204 \qquad (12)
 \end{aligned}$$

ここで

- GIT* : 粗投資総額
- POT* : 総人口 (= *N*)
- IDK* : 国内資本形成のインプリシット・デフレーター
- TDK* : 粗国内資本形成
- PS* : 個人貯蓄
- COR* : 法人貯蓄
- GS* : 政府貯蓄

粗投資総額 ($GIT_{i,t}$) の部門間配分は、後に説明される部門間投資配分係数 ($IR_{i,t}$) によって、部門ごとに配分される。

$$GI_{i,t} = IR_{i,t} \cdot GIT_t \qquad (13)$$

(3) 人口—就業者

第2図に示してあるようなステップで、学歴別の労働力、そして学歴別の就業者を推定する。

人口の増加は、とりあえず出生によるものに限定してあるので、出生率の時系列回帰式を次式で求める。

$$BR_t = 15.3860 + 0.7994 t - 0.0423 t^2 - 5.1986 DUM \quad (14)$$

(8.7943) (10.5750) (6.7070)

ここで、

BR_t : t 年の出生率

$DUM=0$; 1966,

=1 ; その他の年

$R^2=0.915$ $D.W.=0.754$

人口ストックは学歴別に以下の式で求める。

$$N = N_0 + (N1S + N1L) + (N2S + N2L) + N3 \quad (15)$$

$$N_{0,t+1} = (13/14) \cdot N_{0,t} \cdot (1 - DR_0) + N_t \cdot BR_t \quad (16)$$

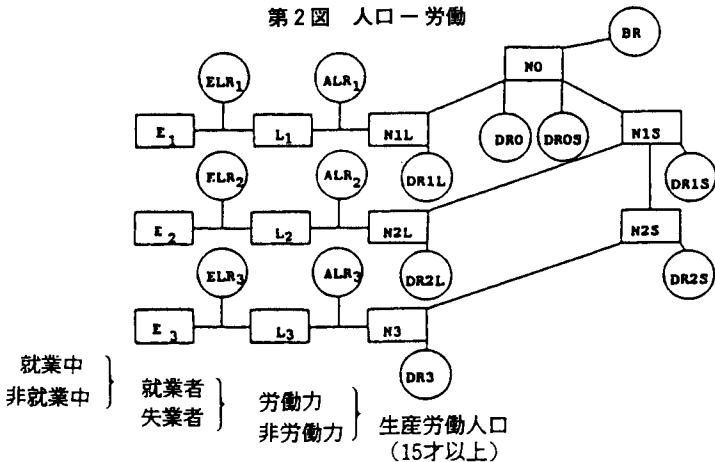
$$N1S_{t+1} = (2/3) \cdot N1S_t \cdot (1 - DR1S) + (1/14) \cdot N_{0,t} \cdot (1 - DR_0S) \cdot AST_t \quad (17)$$

$$N1L_{t+1} = N1L_t \cdot (1 - DR1L) + (1/14) \cdot N_{0,t} \cdot (1 - DR1S) \cdot (1 - AST_t) \quad (18)$$

$$N2S_{t+1} = (3/4) \cdot N2S_t \cdot (1 - DR2S) + (1/3) \cdot N1S_t \cdot (1 - DR1S) \cdot AGT_t \quad (19)$$

$$N2L_{t+1} = N2L_t \cdot (1 - DR2L) + (1/3) \cdot N1S_t \cdot (1 - DR1S) \cdot (1 - AHT_t) \quad (20)$$

第2図 人口-労働



$$N3_{t+1} = N3_t \cdot (1 - DR3) + (1/4) \cdot N2S_t \cdot (1 - DR2S) \quad (21)$$

産業部門別の学歴別就業者 ($E_{k,t}$) は、以下のようなプロセスを経て推計される。つまり、学歴人口ストック ($N_{k,t}$) から、学歴別労働力人口 ($L_{k,t}$) 3つのステップでは、それぞれ学歴別労働力化比率 ($ALR_{k,t}$)、学歴別就業率 ($ELR_{k,t}$)、学歴別就業者配分係数 ($ER_{k,t}$) が用いられている。

$$L_k = ALR_k \cdot N_k L \quad (22)$$

$$E_k = ELR_k \cdot L_k \quad (23)$$

$$E_{ki} = ER_{ki} \cdot E_k \quad (24)$$

(4) 消費

モデルの投入-産出関係の恒等式は、次のようになる。

$$\begin{aligned} \Sigma \Sigma p_j \cdot X_{ji} + \Sigma \Sigma w_{ki} \cdot E_{ki} + \Sigma r_i \cdot K_i + \Sigma IDT_i \\ = \Sigma \Sigma p_i \cdot X_{ii} + \Sigma C_i + \Sigma S_i + \Sigma GAP_i \end{aligned} \quad (25)$$

ここで、

IDT_i : 間接税

GAP_i : 第 i 部門の産出に関する需給ギャップ

(25)式の左辺は、I-0表の列の要素を表す。直接税はここには現れていない。しかし、それは左辺の第2項に含まれていると仮定している。一方、(25)式の右辺は、I-0表の行の要素を表す。海外部門は、明示的にこの式には入っていないが、右辺の最後の項、つまり、 GAP に含まれていると仮定している。

$$\begin{aligned} CT/POT \cdot IDC = (PC + GC)/POT \cdot IDC \\ = -2.8563 \times 10^{-3} + 0.6618 \quad GNE/POT \cdot IDC \\ \quad (24.1533) \end{aligned} \quad (26)$$

$$R^2 = 0.969, \quad D.W. = 0.248$$

ここで、

CT : 消費総額

IDC : 個人消費のインプリット・デフレーター

PC : 個人消費 (=民間消費)

GC : 政府消費

GNE : 国民総支出

この推計では、観測期間中の平均的な限界消費性向は、66%である。

部門別消費 (C_{it}) は、現実の日本の I-O 表を用いて、OLS で推計している。

$$C_i = c_0 + c_i \cdot CT \quad (27)$$

この推計の中で、 CT の係数は 1% の信頼水準で有意であり、第 9 部門以外は系列相関がある。このようにして推計した (27) 式は、いわゆる消費関数ではなく、消費分配関数というべきものである。

(5) 租税—公的教育経費

租税に関する推定は、以下の式を用いて行われる。

$$IDT = t_i \cdot Y_i \quad (28)$$

$$PDT_i = t_p \cdot Y_i \cdot (\sum e_{ki} + b_i \cdot \nu_i \cdot (1 - t_c) \cdot \pi_i) \quad (29)$$

$$COT_i = t_c \cdot \nu_i \cdot \pi_i Y_i \quad (30)$$

$$DT_i = PDT_i + COT_i \quad (31)$$

$$TAX = \sum (DT_i + IDT_i) \quad (32)$$

ここで、

IDT_i : 第 i 部門の間接税

t_i : 第 i 部門の間接税率

- PDT_i : 第 i 部門の直接個人税
 t_p : 個人所得税率
 b_i : 第 i 部門の法人から個人への利潤分配率
 ν_i : 第 i の非雇用所得中の法人所得比率
 t_c : 法人税率
 COT_i : 第 i 部門の法人税
 TAX_i : 第 i 部門の租税総額

直接税と間接税は、ともに公的な教育経費をまかなうが、これは教育補助と呼ばれる。政府は多くの分野に補助金を出しているが、このモデルでは教育活動への補助金に専ら焦点を置いている。教育活動は、公的な資金以外に、家計以外の民間資金が導入されている。しかし、その部分はきわめて少ないので、ここではとりあえず、公的資金以外は、家計で賄われているとする。

正規の教育は、義務教育、中等教育、そして高等教育の3段階に分けられる。しかし、日本では義務教育の修学率はほぼ完全であることを考えて、ここでは中等教育と高等教育に限定する。日本では、正規教育以外のものも、かなり盛んであるので、それも重要であるが、主としてデータの制約から、その部分は除外してある。

中等教育と高等教育への公的補助は、以下のような手順で推計される。

$$NGE = RNG \cdot TAX \quad (33)$$

$$NEE = RNE \cdot NGE \quad (34)$$

$$GES = SES \cdot NEE \quad (35)$$

$$GEH = SEH \cdot NEE \quad (36)$$

これを用いると、教育経費の公私の負担比率が次のようになる。

$$TES = GES + PES \quad (37)$$

$$SGS = 1 - SPS \quad (38)$$

$$TEH = GEH + PEH \quad (39)$$

$$SGH=1-SPH \quad (40)$$

ここで、

- TES : 中等教育の総経費
 GES : 中等教育の公的経費
 PES : 中等教育の私的経費
 SGS : TES の中の公的経費比率
 SPS : TES の中の私的経費比率
 TEH : 高等教育の総経費
 GEH : 高等教育の公的経費
 PEH : 高等教育の私的経費
 SGH : TEH の中の公的経費比率
 SPH : TEH の中の私的経費比率

(6) 中等教育と高等教育への進学率

義務教育以降の追加的な正規教育への魅力は、それぞれの進学率に反映される。ここで、教育には投資・消費の両機能があることを考えて、次のような進学率の回帰式を推計する。生涯所得（あるいは、教育の機会費用）を推計の説明変数としていないのは、

- ① 教育活動への参加は非自発的失業である。
- ② 教育期間は投資の懐妊期間である。

という2つの解釈による。

$$AST_t = f(RW_{1,2,t}, SPS_t, ECO_t, AST_{t-1}) \quad (41)$$

$$AHT_t = g(RW_{2,3,t}, SPH_t, ECO_t, AHT_{t-1}) \quad (42)$$

ここで、

- $RW_{k,k+1,t}$: k レベルと $k+1$ レベルの賃金格差
 ECO_t : 経済条件

第1表 中等教育への進学率 (AST)

case	const.	W2/W1	SPS	PDI/POT・IDC	AST ₋₁	D. W.	R ²
A	16.4818	-7.2120 (1.4350)	0.8610 × 10 ⁻¹ (1.6102)	-133.8200 (0.2130)	0.9828 ^{***} (8.1156)	2.530	0.977
B	18.8979	-6.777 (1.2983)	-0.8813 × 10 ⁻¹ (1.6314)	-173.4530 (0.2745)	0.9487 ^{***} (7.7762)	2.468	0.997
C	21.6018	-6.3600 (1.1985)	0.8651 × 10 ⁻¹ (1.6870)	154.1870 (1.1877)	0.8633 ^{***} (5.4364)	1.740	0.997
D	21.3016	-6.0789 (1.2007)	-0.8867 × 10 ⁻¹ (1.7254)	162.9800 (0.2013)	0.8624 ^{***} (5.4444)	1.739	0.997
E	24.0403	-15.5454 [*] (2.1221)	-0.8551 × 10 ⁻¹ (1.7412)	-197.4450 (0.3409)	0.9557 ^{***} (8.5560)	2.815	0.998
F	26.7408	-11.1541 [*] (2.1150)	-0.7909 × 10 ⁻¹ (1.6867)	-29.1172 (0.0394)	0.8840 ^{***} (6.1646)	1.840	0.998

筆者推計

ケースAは全就業者平均賃金率

ケースBは全就業者平均賃金率 (ただし、女性の学歴は2区分)

ケースCは50~59才の就業者平均賃金率

ケースDは50~59才の就業者平均賃金率 (ただし、女性の学歴は2区分)

ケースEは全男性就業者平均賃金率

ケースFは50~59才の男性就業者平均賃金率

**** 0.1%の信頼水準で有意

*** 1%の信頼水準で有意

** 5%の信頼水準で有意

* 10%の信頼水準で有意

第2表 高等教育の進学率 (AHT)

case	const.	W3/W2	SPH	PDI/POT・IDC	AHT ₋₁	D. W.	R ²
A	3.2469	1.5521 (0.2013)	-0.2697 ^{**} (2.3995)	2531.2400 ^{***} (3.2662)	0.4557 ^{***} (2.9343)	2.258	0.980
B	1.5648	2.4532 (0.2879)	-0.2634 ^{**} (2.2884)	2570.4600 ^{***} (3.2677)	0.4447 ^{***} (2.9180)	2.292	0.980
C	8.3391	-1.3400 (0.1181)	0.2693 ^{**} (2.3769)	2478.0600 ^{***} (3.5123)	0.4442 ^{***} (2.8167)	2.152	0.980
D	7.4520	-0.7720 (0.0634)	-0.2704 ^{**} (2.3908)	2466.2100 ^{***} (3.5350)	0.4495 ^{***} (2.9514)	2.170	0.980
E	-27.8136	20.5469 (1.0831)	-0.2282 ^{**} (1.9965)	3281.0600 ^{***} (3.2737)	0.4282 ^{***} (2.9229)	2.568	0.982
F	-11.6432	12.8885 (1.1365)	-0.2672 ^{**} (2.5019)	2442.9100 ^{***} (3.7575)	0.4318 ^{***} (2.9697)	2.583	0.982

筆者推計

第1表脚注参照

中等教育への進学率に関する回帰式は、以下のような性質が予測される。

$$\frac{\partial AST_t}{\partial RW_t} > 0, \quad \frac{\partial AST_t}{\partial SPS_t} > 0, \quad \frac{\partial AST_t}{\partial ECO_t} > 0, \quad \frac{\partial AST_t}{\partial AST_{t-1}} ? \quad (43)$$

$$\frac{\partial^2 AST_t}{\partial RW_t^2} < 0, \quad \frac{\partial^2 AST_t}{\partial SPS_t^2} < 0, \quad \frac{\partial^2 AST_t}{\partial ECO_t^2} < 0, \quad (44)$$

高等教育への進学率についても同じような予測が可能である。推定結果は、第1表、第2表に示されているが、この中から、モデルではデータの信頼性と操作性を勘案してケースBを採用した。

(7) 調整メカニズム I

——投入・産出係数の変動可能性——

このモデルの技術進歩は、シフト・パラメターへの影響と中間取引への影響で考慮される。前者については既に述べたが、ここでは後者について考えている。これは投入代替と加工度の変化から形成される。この投入・産出係数の変動については、次のようにRAS法を採用している。

$$\underline{A}^{t+m} = \underline{R}^t \cdot \underline{A}^t \cdot \underline{S}^t \quad (45)$$

$$\underline{A}^{t+\frac{n}{m}} = \underline{R}^{\frac{n}{m}} \cdot \underline{A} \cdot \underline{S}^{\frac{n}{m}} \quad (46)$$

投入・産出係数の変化に応じた雇用（就業）の部門シェアの変化は5年間は一貫していると仮定している。

$$e_{ki}(t + \frac{n}{m}) = e_{ki,t} + \frac{e_{ki,t}(t+m) - e_{ki,t} \cdot n}{m} \quad (47)$$

完全配分を仮定しているので、資本に関する係数の変化は、残差として求められる。

(8) 調整メカニズム II

——価格変化——

一般形の生産関数から、次のような関係が得られる。

$$X_i = F_i(X_{ji}, E_{ki}, K_i) \quad (48)$$

そこで、

$$dX_i = \Sigma F_{ji} \cdot dX_{ji} + \Sigma F_{ki} \cdot dE_{ki} + F_{ik} \cdot dK \quad (49)$$

ここで、

$$F_{ji} = \frac{\partial F_i}{\partial X_{ji}}, \quad F_{ki} = \frac{\partial F_i}{\partial E_{ki}}, \quad F_{ik} = \frac{\partial F_i}{\partial K_i}$$

(8)式を用いると、(49)は次のように整理できる。

$$\begin{aligned} & (\Sigma_j a_{ji} + \Sigma_k e_{ki} + \pi_i - 1) \cdot \hat{Y}_i \\ & = \Sigma (a_{ji} - \delta_{ji}) \cdot \hat{p}_j + \Sigma e_{ki} \cdot \hat{w}_{ki} + \pi_i \cdot \hat{r}_i \end{aligned} \quad (50)$$

δ_{ji} : クロネッカーのデルタ

ここで、

$$\hat{Y}_i = \frac{dY_i}{p_i X_i}, \quad \hat{p}_j = \frac{dp_j}{p_j}, \quad \hat{w}_{ki} = \frac{dw_{ki}}{w_{ki}}, \quad \hat{r}_i = \frac{dr_i}{r_i}$$

(2)の式を考慮すると、(50)式のようになる。

$$\Sigma_j (a_{ji} - \delta_{ji}) \cdot \hat{p}_j + \Sigma_k e_{ki} \cdot \hat{w}_{ki} + \pi_i \cdot \hat{r}_i = 0 \quad (51)$$

この式は価格変化の関係を表すものである。そこで、(52)式と(53)式で表されるような関係を考えると、(51)式は(54)式のように表される。なお、(52)式と(53)式は、それぞれ回帰式が当てはめられる。

$$\hat{w}_{ki} = \xi_{ki}(\hat{p}_i) = a_{0,ki} + a_{1,ki} \cdot \hat{p}_i + a_{2,ki} \cdot U_k + a_{3,ki} \cdot U_k^2 \quad (52)$$

$$\hat{r}_i = \chi_i(\hat{p}_i) = b_{0,i} + b_{1,i} \cdot \hat{p}_i + b_{2,i} \cdot U + b_{3,i} \cdot U^2 \quad (53)$$

$$\Sigma (a_{ji} - \delta_{ji}) \cdot \hat{p}_j + \Sigma e_{ki} \cdot \xi_{ki}(\hat{p}) + \pi_i \cdot \chi_i(\hat{p}_i) = 0 \quad (54)$$

(9) 調整メカニズム III

——中間投入——

(54)式によって得られた生産物価格の変化を用いると、(55)式のような産出の変化が得られる。これによって、次期の望ましい生産量が産出される。

$$\Delta X_i^* = \hat{X}_i^* = \zeta(\hat{p}_i, \hat{X}_{i-1}) \quad (55)$$

これを用いて、次のように部門間の中間投入が算出される。

$$X_{ji}^* = a_{ji} \cdot (\hat{p}_i / \hat{p}_j) \cdot X_i^* \quad (56)$$

部門別の粗投資配分率 (IR_i) は、(8)式と(10)式を用いて、(57)式で計算される。⁽⁵⁾部門ごとの望ましい算出から計算された部門別の粗投資配分率は、合計すると、必ずしも常に1に等しくなるとの保障はない。そこで、部門間の粗投資配分率が1になるように調整をしなければならない。ここで採用したのは、それら可能性のうちの一つのものにすぎない。しかし、この調整メカニズムは、いわゆるコンピューターを仲介にするDSSの典型的なプロセスである。

$$\begin{aligned} AAIR_{i,t} &= IR_{i,t-1} \cdot (1 + AIR_{i,t} / \sum_i^{\pi} AIR_{i,t}) \\ IR_{i,t} &= AAIR_{i,t} / \sum_i AAIR_{i,t} \end{aligned} \quad (58)$$

同様に、部門間の労働投入配分率 (ER_{ki}) についても(8)式、(22)式、(23)式、そして(24)式を用いて、(59)式を得る。粗投資の場合と同様に、配分率の合計が1になるように、(60)式のように調整することが必要である。

$$BER_{ki} = e_{ki} \cdot (\hat{p}_i / w_{ki}) \cdot (1/ALR_k \cdot ELR_k) \cdot (1/N_k \cdot L) \cdot X_i \quad (59)$$

$$\begin{aligned} BBER_{ki,t} &= ER_{ki,t-1} \cdot (1 + BER_{ki,t} / \sum_i^{\pi} BEER_{ki,t}) \\ ER_{ki,t} &= BBER_{ki,t} / \sum_i BBER_{ki,t} \end{aligned} \quad (60)$$

(5) 部門別投資関数を直接に推計してみたが、この期間(1960~1980)には、安定した結果が得られなかった。そこで、モデルはテキストで説明しているように部門別の粗投資配分に変換して考えることにした。

(10) 定義式

① GNP 関連の定義式

$$GNP = PC + GC + TTK + FOT \quad (61)$$

$$TTK = TFK + TIS \quad (62)$$

$$TFK = PFK + GFK \quad (63)$$

$$TIS = PIS + GIS \quad (64)$$

$$FOT = EXT - IMT \quad (65)$$

$$GR = PDT + COT + IDT + GTF \quad (66)$$

$$= GC + GS + GCS + GTT \quad (67)$$

$$PI = PC + PDT + PS + PTF \quad (68)$$

$$= PWI + PEI + PPI + PTT \quad (69)$$

ここで、

GNE : 国民総支出 (= *GNP*)

PC : 個人消費 (= 民間消費)

GC : 政府消費

TTK : 粗資本形成

FOT : 政府経常余剰

TFK : 総民間粗投資

TIS : 総在庫増

PFK : 民間粗国内固定資本形成

GFK : 政府粗国内固定資本形成

PIS : 民間在庫増

GIS : 政府在庫増

EXT : 財・サービスの輸出と海外からの要素所得の受取り

IMT : 財・サービスの輸入と海外への要素所得の支払い

GR : 歳入

PDT : 個人直接税

<i>COT</i>	: 法人税
<i>IDT</i>	: 間接税
<i>GTF</i>	: 政府への移転支出
<i>GS</i>	: 政府貯蓄
<i>GCS</i>	: 政府経常補助金
<i>GTT</i>	: 政府からの移転支出
<i>PI</i>	: 個人所得
<i>PS</i>	: 個人貯蓄
<i>PTF</i>	: 民間部門への移転支出
<i>PWI</i>	: 賃金
<i>PEI</i>	: 個人事業所得
<i>PPI</i>	: 個人財産所得
<i>PTT</i>	: 民間部門からの移転支出

② 人口-労働関連の定義式

$$POT = N$$

$$= N0 + N1L + N1S + N2L + N2S + N3 \quad (70)$$

$$APT = POT - N0 \quad (71)$$

$$= N1L + N1S + N2L + N2S + N3 \quad (72)$$

$$PPT = (N1L + N1S)/N \quad (73)$$

$$PST = (N2L + N2S)/N \quad (74)$$

$$PHT = N3/N \quad (75)$$

$$L = L_1 + L_2 + L_3 \quad (76)$$

$$E = E_1 + E_2 + E_3 \quad (77)$$

$$ALR_1 = L_1/(N1L + N1S) = \beta_1 \cdot L/(N1L + N1S) \quad (78)$$

$$ALR_2 = L_2/(N2L + N2S) = \beta_2 \cdot L/(N2L + N2S) \quad (79)$$

$$ALR_3 = L_3/N3 = \beta_3 \cdot L/N3 \quad (80)$$

$$ALR = L/APT \quad (81)$$

$$ELR_1 = E_1/L_1 = \gamma_1 \cdot E/\beta_1 \cdot L = (\gamma_1/\beta_1)(E/L) \quad (82)$$

$$ELR_2 = E_2/L_2 = \gamma_2 \cdot E/\beta_2 \cdot L = (\gamma_2/\beta_2)(E/L) \quad (83)$$

$$ELR_3 = E_3/L_3 = \gamma_3 \cdot E/\beta_3 \cdot L = (\gamma_3/\beta_3)(E/L) \quad (84)$$

$$ELR = E/L \quad (85)$$

$$UE_k = U_k = 1 - ELR_k \quad (86)$$

$$= (L_k - E_k)/L_k \quad (87)$$

$$UET = U = 1 - ELR \quad (88)$$

$$= (L - E)/L \quad (89)$$

ここで、

POT : 総人口 (= N)

APT : 15歳以上人口総数

L : 労働力人口総数

L_k : 第 k レベルの労働力人口

E : 就業者総数

E_k : 第 k レベルの就業者

ALR_k : 第 k レベルの労働力化率

ELR_k : 第 k レベルの就業率

β_k : 労働力総数に占める第 k レベルの労働力の構成比

γ_k : 就業者総数に占める第 k レベルの就業者の構成比

UET : 総失業率

UE_k : 第 k レベルの失業率

③ 需給ギャップ関連の定義式

$$FD_i = C_i + GI_i \quad (90)$$

$$TD_i = (I - A)^{-1} \cdot FD_i \quad (91)$$

ここで、

A : 投入係数行列

$$GAP_i = Y_i - TD_i \quad (92)$$

IV シミュレーション

シミュレーションは、やはりさきに検討しようとして挙げた教育の①経済成長、②所得分配、そして③社会福祉への影響の側面から評価される、そのために、それぞれの指標を次のように、設定する。

経済成長への影響

$$(a) \frac{X_{i,t} - X_{i,t-1}}{X_{i,t-1}} \quad (93)$$

$$(b) \frac{\Sigma X_{i,t} - \Sigma X_{i,t-1}}{\Sigma X_{i,t-1}} \quad (94)$$

$$(c) \frac{\Delta X_{i,t} \cdot X_{i,t-1}}{X_{i,t-1} \cdot X_{i,t}} \quad (95)$$

所得配分への影響

$$(d) \frac{w_k}{w_{k-1}} \quad (96)$$

$$(e) \frac{\Sigma w_{ki} \cdot E_{ki}}{\Sigma w_{k-1,i} \cdot E_{k-1,i}} \quad (97)$$

犯罪関与への影響（社会福祉の一環として）

$$(f) \Sigma CR_i \quad (98)$$

$$(g) \frac{\Delta CR_i + CR_i}{\Sigma (\Delta CR_i + CR_i)} \quad (99)$$

教育活動の③社会福祉への影響については、かなり広範囲になるが、ここでは、わが国のデータを用いて数量的な関係が把握できる狭い側面に限って考えることにする。それは第3表にあるように教育ストックと犯罪関係率の回帰分析から得られたものである。本文の第6章で述べたように、時間配分は数量化

第3表 犯罪関与関数

	const.	PDI/POT·IDC	PPT·POT	PHT·POT	D. W.	R ²
CR1	-0.1503×10^{-1}	-1.1945^{****} (9.9459)	$0.4351 \times 10^{-6}^{**}$ (3.6655)	$0.9132 \times 10^{-6}^{***}$ (4.1191)	0.966	0.962
CR2	-0.2153	-15.3101^{****} (13.3039)	$0.5693 \times 10^{-5}^{**}$ (5.0070)	$0.1058 \times 10^{-4}^{***}$ (4.9835)	1.368	0.984
CR3	-1.7616	-66.4380^{****} (10.7030)	$0.3906 \times 10^{-4}^{**}$ (6.3678)	$0.9364 \times 10^{-4}^{***}$ (8.1782)	0.840	0.863
CR4	-0.3088	-13.2301^{****} (11.2262)	$0.6185 \times 10^{-5}^{**}$ (5.3163)	$0.1528 \times 10^{-5}^{***}$ (0.7025)	1.497	0.912
CR5	-0.6878×10^{-1}	1.5805^{****} (6.6999)	$-0.1003 \times 10^{-5}^{**}$ (4.3029)	$-0.2496 \times 10^{-5}^{***}$ (5.7317)	0.776	0.735
CR6	3.1201	94.7910^{****} (11.8217)	$-0.4854 \times 10^{-4}^{**}$ (6.1265)	$-0.1164 \times 10^{-3}^{***}$ (7.8649)	0.740	0.911
CRT	0.6810×10^7	$0.1223 \times 10^9^{**}$ (5.0579)	-85.4143^{****} (3.5740)	-173.7620^{***} (3.8938)	0.773	0.697

筆者推計

PDI 個人可処分所得
 **** 0.1%の信頼水準で有意
 *** 1%の信頼水準で有意

できる可能性がある。しかし、現時点では時系列的に回帰分析を行えるほどのデータが入手できないので、断念せざるを得ない。

なお、シミュレーションは、多くのマトリックス形式のデータを取り扱うという便宜上から、APLで書かれたプログラムを用いて行った。

前節で紹介したモデルを用いて、教育活動の影響を上述の指標で捉えることにして、いくつかの重要な政策変数を動かして、第4表のようなシミュレーション結果が得られた。ベーシック・モデルは、100以上のランの中から、観測値と計算値の誤差が最小になる組合せを選択した。その際考慮した基準は、ダミー変数をできる用いないで、モデルを構成する各パートごとに、各産業セクターに同一のタイプの回帰式を当てはめるとのことである。この選択基準を緩め

(6) 産業部門間の相違は、部門ごとに別々のタイプの式を当てはめる方法と、同一の式で係数を比較する方法があるがここでは後者を採用した。

ると、よりフィットのよいモデルになり得るが、得られた回帰式の係数の解釈や産業セクター間の比較が煩雑になる可能性がある。

V シミュレーション結果の評価

第4表で表された、いくつかの変数に関するシミュレーション結果から、前節で紹介した指標を用いて、特徴的な点を述べることにする。これらは、主としてこの分析が総合的な効果のみならず、部門別の効果も検討できることによる。

第4表には、3つの異なる数値が表されている。つまり、①観察値、②ベーシック・モデルによる推計値、および③シミュレーションで得られた推計値である。モデル作成のために用いられたデータは、さまざまな公式統計によるデータと、それらから筆者が作成したものである。

(1) 1変数のシミュレーション

- ① 第7部門(卸・小売・金融・保険・不動産)が観測値と推計値の差が10%以上であるが、その他の産業セクターはギャップはかなり小さい。
- ② 各政策変数のシミュレーションによる総合的な影響は、それぞれの変数とGNPとの弾力性で測定される。そこでは、予想通りに、中等教育経費の民間の負担比率(*SPS*)と高等教育経費の民間の負担比率(*SPH*)はGNPにマイナスの影響を及ぼし、総粗投資(*GIT*)はプラスの影響を及ぼす。総労働者の失業率(*UET*)もマイナスの影響をする。マイナスの影響の大きさは、*UET*、*SPS*、*SPH*の順である。
- ③ 1960年から80年までの部門間の成長の格差は、*SPS*あるいは*SPH*よりも*UET*と*GIT*により影響をうける。*UET*と*GIT*では、9部門間で影響が異なり、*UET*はサービス部門とか粗投資が大きい部門で、より影響する。
- ④ これらの変数の進学率への影響は僅かであるが、高等教育への進学率は*GIT*に影響を受けるようである。中等教育の進学率は、1950年代初めか

ら一貫して上昇して、1980年は、90%程になったように一般化したことによるであろう。

- ⑤ 人口も雇用もここで取り上げた変数からは影響を受けない。人口の方は、出生率関数の性質によるものである。
- ⑥ 犯罪関与に関しては、*GIT*が犯罪の性質と犯罪者数に最大の影響を及ぼす。しかし、その犯罪の減少への影響は、ここで取り上げた変数の中で最小である。

(2) 他変数のシミュレーション

3変数の変化の統合効果も第4表に示されている。それらは、(1) *SPS*と*SPH*の結合は、影響は相対的に僅かである。(2) 第3節で説明したように、*UET*は価格変化に決定的な影響するので、その変化を含む結合効果はかなりの大きさになる。その他の変数の変化の結合効果もシミュレーションしたが、ここでは、さきに述べたモデルのパフォーマンスに密接に関連するもの限って示した。

(3) 政策インプリケーション

シミュレーション結果を検討し、その政策インプリケーションを要約すると、次のようになる。

- ① 犯罪関与に関する教育の二重効果は、高等教育レベルを拡張することが望ましいと示唆している。高等教育を修了するように奨励するためには、当該レベルの経費に関して公的負担割合を増大することが必要である。これは高等教育が公的に委ねられなければならないという意味ではない。
- ② 政府が職場を創出することは可能であるが、失業率は必ずしも政策変数ではない。しかし、これはどの国にとっても、鍵になる政策目標の一つであることを示している。失業率は、多くの産業部門で、利子率変化に関連し、投資に影響を与える。ここで取り扱ったような好況の期間には、

第4表 シミュレーション結果

	観察値	ベーシック モデル	SPS+0.01	SPH+0.01	UET+0.01	
GNPへの弾力性			-0.0005	-0.0055	-0.0157	
GNP (SNA ベース)	Y 1	8,691	8,656	8,656	8,655	8,606
	2	19,091	19,224	19,223	19,219	18,906
	3	21,154	21,464	21,462	21,442	19,543
	4	26,430	26,569	26,568	26,558	25,849
	5	22,261	22,465	22,464	22,454	21,623
	6	6,464	6,744	6,742	6,723	4,884
	7	72,072	71,730	71,726	71,707	70,478
	8	17,890	18,553	18,442	17,343	22,045
	9	45,867	45,725	45,723	45,711	45,408
	GNP	239,924	241,131	241,005	239,812	237,342
成長率 (Y80/Y60)	1	4.12	4.13	4.13	4.13	4.11
	2	20.60	20.34	20.34	20.34	20.01
	3	10.42	11.79	11.79	11.78	10.74
	4	20.94	22.44	22.44	22.43	21.83
	5	11.64	12.28	12.24	12.27	11.82
	6	16.88	16.41	16.41	16.36	11.88
	7	16.50	14.28	14.28	14.28	14.03
	8	12.87	12.72	12.64	11.89	15.11
	9	20.42	20.00	20.00	20.00	19.86
	GNP	14.40	14.37	14.37	14.29	14.15
部門別産出のシェア (%)	1	3.62	3.59	3.59	3.61	3.63
	2	7.96	7.97	7.98	8.01	7.97
	3	8.82	8.90	8.91	8.94	8.23
	4	11.02	11.02	11.02	11.07	10.89
	5	9.28	9.32	9.32	9.36	9.11
	6	2.69	2.80	2.80	2.80	2.06
	7	30.04	29.75	29.76	29.90	29.69
	8	7.46	7.69	7.65	7.23	9.29
	9	19.12	18.96	18.97	19.06	19.13
相対賃金率	W12	1.004	1.010	1.010	1.010	1.017
	W23	1.395	1.428	1.428	1.428	1.432
支払賃金のシェア (%)	W1	31.6	29.8	29.8	29.8	29.6
	W2	47.6	44.3	44.3	44.3	44.4
	W3	20.8	25.9	25.9	25.9	26.0
進学率	AST	94.2	95.4	95.3	95.4	95.3
	AHT	37.9	38.1	38.1	37.8	37.7
人口	POT	11,706	11,697	11,697	11,694	11,694
学歴別人口のシェア (15才以上) (%)	PPT	36.2	41.5	41.5	41.5	41.5
	PST	40.8	40.8	40.8	40.8	40.9
	PHT	13.7	10.3	10.3	10.3	10.3
就業者 千人	E1	1,900	1,776	1,776	1,776	1,776
	E2	2,777	2,685	2,684	2,687	2,689
	E3	846	850	851	849	850
(総数)	E	5,523	5,311	5,311	5,312	5,315
構成比 (%)	ER1	34.4	33.4	33.4	33.4	33.4
	ER2	50.3	50.6	50.6	50.6	50.6
	ER3	15.3	16.0	16.0	16.0	16.5
犯罪関与者数	CR1	8,516	9,986	9,981	9,933	9,835
	2	52,307	69,426	69,391	69,533	69,624
	3	1,165,609	1,021,264	1,020,750	1,016,984	1,009,230
	4	91,168	104,615	104,562	104,221	103,343
	5	7,079	6,182	6,179	6,149	6,088
	6	488,101	373,602	373,256	369,898	362,948
	CRT	1,812,798	1,585,076	1,584,278	1,576,716	1,561,068
構成比 (%)	CRP	0.47	0.63	0.63	0.63	0.63
	2	2.89	4.38	4.38	4.41	4.46
	3	64.30	64.43	64.43	64.50	64.65
	4	5.03	6.60	6.60	6.61	6.62
	5	0.39	0.39	0.39	0.39	0.39
	6	26.93	23.57	23.56	23.46	23.25

<i>UET</i> -0.01	<i>GIT</i> +0.01	<i>SPS</i> -0.01 <i>SPH</i> -0.01	<i>SPS</i> +0.01 <i>SPH</i> +0.01	<i>SPS</i> -0.01 <i>SPH</i> +0.01	<i>SPS</i> +0.01 <i>SPH</i> -0.01	<i>SPS</i> +0.01 <i>SPH</i> -0.01 <i>UET</i> -0.01	<i>SPS</i> -0.01 <i>SPH</i> +0.01 <i>UET</i> -0.01
0.0160	0.13570						
8.626	8.935	8.657	8.655	8.655	8.657	8.627	8.625
19.325	19.992	19.230	19.218	19.219	19.227	19.330	19.321
21.609	25.603	21.488	21.440	21.445	21.483	21.625	21.593
26.663	28.517	25.681	26.557	26.559	26.578	26.672	26.655
22.551	24.689	22.477	22.452	22.455	22.475	22.559	22.543
6.861	10.641	6.767	6.721	6.726	6.762	6.882	6.852
71.886	75.184	71.756	71.703	71.712	71.748	71.901	71.870
21.692	33.743	19.328	17.098	17.553	19.180	21.874	21.494
45.765	46.556	45.741	45.708	45.713	45.736	45.776	45.754
244.984	273.860	242.045	239.552	240.039	241.847	245.245	244.707
4.12	4.27	4.13	4.13	4.13	4.13	4.12	4.12
20.45	21.16	20.35	20.34	20.34	20.35	20.46	20.45
11.87	14.07	11.81	11.78	11.78	11.78	11.88	11.86
22.52	24.09	21.69	22.43	22.43	22.45	22.53	22.51
12.32	13.49	12.28	12.27	12.27	12.28	12.33	12.32
16.69	25.89	16.46	16.35	16.36	16.45	16.74	16.67
14.31	14.97	14.29	14.28	14.28	14.29	14.32	14.31
14.87	23.13	13.25	11.72	12.17	13.15	14.99	14.73
20.02	20.37	20.01	19.99	20.00	20.01	20.02	20.01
14.60	16.32	14.43	14.28	14.31	14.42	14.62	14.59
3.52	3.26	3.58	3.61	3.61	3.58	3.52	3.52
7.89	7.30	7.95	8.02	8.01	7.95	7.88	7.90
8.82	9.35	8.88	8.95	8.93	8.88	8.82	8.82
10.88	10.41	10.61	11.09	11.06	10.99	10.88	10.89
9.21	9.02	9.29	9.37	9.35	9.29	9.20	9.21
2.80	3.89	2.80	2.81	2.80	2.80	2.81	2.80
29.34	27.45	29.65	29.93	29.88	29.67	29.32	29.37
8.85	12.32	7.99	7.14	7.31	7.93	8.92	8.78
18.68	17.00	18.90	19.08	19.04	18.91	18.67	18.70
1.002	1.010	1.010	1.010	1.010	1.010	1.002	1.002
1.432	1.423	1.428	1.428	1.428	1.428	1.423	1.423
29.9	29.8	29.6	29.6	29.8	29.8	29.9	29.9
44.3	44.3	44.3	44.3	44.3	44.3	44.3	44.3
25.8	25.9	25.9	25.9	25.9	25.9	25.8	25.8
95.4	95.1	95.4	95.4	95.4	95.3	95.3	95.4
38.6	42.3	38.4	37.8	37.8	38.4	38.8	38.4
11.694	11.694	11.694	11.694	11.694	11.694	11.694	11.694
41.4	41.5	41.5	41.5	41.4	41.5	41.5	41.4
40.8	40.6	40.8	40.8	40.8	40.7	40.7	40.8
10.3	10.3	10.3	10.2	10.3	10.3	10.3	10.2
1.775	1.776	1.776	1.776	1.776	1.776	1.775	1.775
2.685	2.675	2.687	2.687	2.687	2.682	2.682	2.687
851	856	853	849	849	852	853	849
5.311	5.307	5.312	5.312	5.312	5.310	5.310	5.311
33.4	33.5	33.4	33.4	33.4	33.4	33.4	33.4
50.6	50.4	50.5	50.6	50.6	50.5	50.5	50.6
16.0	16.1	16.1	16.0	16.0	16.1	16.1	16.1
10.146	10.934	10.022	9.923	9.949	10.015	10.150	10.148
69.090	67.038	69.356	69.303	69.325	69.466	69.279	68.941
1,033.612	1,121.362	1,023.960	1,014.818	1,018.082	1,023.393	1,034.193	1,032.662
105.648	114.359	104.830	104.270	104.224	104.755	105.852	105.988
6.442	7.887	6.363	6.143	6.159	6.358	6.445	6.443
382.551	490.879	376.210	370.457	371.417	375.626	385.386	386.584
1,610.489	1,792.458	1,590.741	1,575.071	1,579.156	1,589.613	1,611.144	1,610.766
0.63	0.61	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63
4.29	3.74	4.36	4.40	4.39	4.37	4.30	4.28
64.18	62.56	64.37	64.43	64.47	64.38	64.19	64.11
6.56	6.38	6.57	6.62	6.60	6.59	6.57	6.58
0.40	0.44	0.40	0.39	0.39	0.40	0.40	0.40
23.94	26.27	23.65	23.52	23.52	23.63	23.92	24.00

経済成長による逆の影響がそれをほとんど上回る。経済成長を促進するような要因を考えるのは重要であるけれども、福祉政策に影響を及ぼす教育の長期的な効果といったものを考察するには、統合されたフレームの中でそのような要因を検討する必要がある。

③ このモデルの粗投資は公私の投資から形成されている。そこで、公的投資が増大すると、私的投資が減少するかもしれない。投資総額を促進するために、利子率の操作というような金融政策が重要である。ここでも、日本経済で観察される一般的な上昇傾向による投資への強力な影響があることには注意が必要である。

VI おわりに

シミュレーションの結果は、一見したところ、決定的なもののように見えるが、それらはモデル構築にあたって用いた仮定を反映するものである。そのような仮定はモデルの有効性を制約するが、同時にこれからの研究・調査の方向を示唆するものである。ここで用いたモデルは、それが本来持っている性質とデータの利用可能性によって制約されている。これらの制約は互いに関連しているが、ここではそれぞれ別々に指摘すると、

モデル自体が持つ制約に関しては、①海外部門の除外、②政府部門の統合化、③金融部門の未分離、そして④不労所得の未導入などである。

データの利用可能性に関しては、①学歴別の労働者の把握、②教育統計の未整理、④非正規の教育活動、そして⑤生産額を価格と数量に分離することなどに関連するものである。

この研究は、多部門モデルを用いて教育政策の影響を分析するものである。データの利用可能性が改善されると、ベーシック・モデルとしてよりフィットのよいものがえられるであろう。そこで、何よりも求められるのは、関連する統計の整備である。

ここでは、社会勘定分析の1つの応用を試みている。小稿では、応用分析の

対象は教育であるが、学際的な分野の分析への拡張が可能である。たとえば、社会福祉、医療などを分析するには、このようなモデルが極めて有効であると期待されている。

小稿は、主として拙著[2]のパートIを紹介したものである。ここで述べなかった部分を含めて、より詳細には拙著を参照にされたい。

参 考 文 献

- [1] Konishi, Y., "Education, Subsidy and Resource Allocation — A Multi-Sectoral Simulation Model by System Dynamics —", *Working Paper No. 37*, Kobe Univ. of Commerce, 1977.
- [2] Konishi, Y., *A Quantitative Analysis for Educational Policy in Postwar Japan*, Kobe Univ., 1989

国際比較統計研究モノグラフ 1

平成 3 年 3 月 11 日 印刷

(非売品)

平成 3 年 3 月 18 日 発行

神戸大学名誉教授
姫路獨協大学教授

編 者 の せ の こ
 能 勢 信 子

神戸市灘区六甲台町

発 行 所

神戸大学経済経営研究所

神戸市灘区原田通 1 丁目 2-14

印 刷

一 印 刷
