

貿易統計評価のための試論

——フィリピンの場合——

まつ い す が と
松 井 寿 嘉 子

- I はじめに
- II 貿易マトリクスによる総額比較
1. 使用するデータ
 2. 相手国別の乖離
 3. 地域別C I F率の評価, 誤差の評価
- III 日比貿易統計の品目別の評価
1. 使用するデータ
 2. モデル
 3. 比較結果
- IV C I F率分布解明の方法的試み
1. 問題の設定
 2. C I F率分布と順位相関検定法
 3. Cijマトリクスと商品間の国配列
 4. 相手国間の商品配列
- V 要 約

本稿は先に統計参考資料として発表した論文[13]を改稿したものである。

本稿執筆に当たっては、前統計部長長谷川清氏をはじめ、統計部の先輩・同僚諸氏との議論から多くの示唆を受けた。とりわけ竹内啓東京大学助教授には多くのご教示を頂いた。記して感謝の意を表する次第である。にもかかわらず本稿に含まれる誤りは筆者の責任である。大方のご叱声を頂ければ幸いである。

I はじめに

発展途上国の統計は、一方で生産統計・消費統計が未整備の状態にいたり、一応整備されている場合にも調査対象の社会的・経済的状況を考えてみると信頼性がきわめて低い状態にいたりする中で、貿易統計だけは比較的良好に整備されている。貿易統計は組織的な規制の下で、財の通関に対して申告を義務づけている国がほとんどであり、その申告に基づいて集計されるので、相対的に信頼性は高いと想定される。このため種々の統計評価

を行なうに当たって、貿易統計を主要な統計として固定させ、他の統計を評価することが多く行なわれる。

ところで貿易統計だけについてみると、それは他の統計と同様、主として官庁の統計機構によって多くの人手と費用とをかけて作成された社会的活動の産物であることを免れない(注1)。だからそれ自身として種々の観測誤差、統計の収集・分類づけ作業に伴う誤差、申告や公表の際の政治的その他の理由による意識的虚偽等々によって誤差脱漏を含む。したがって貿易統計自体の評価を行なう必要がある。

貿易統計の精度を吟味するには、統計集計過程(Processing)で申告書の中味をどうチェックしているかとか、よく云々される密貿易の占める割合をどう推定し埋めるかというような制度的な過程、またその国の統計の歴史的発達過程などを地道に追うことも必要であろう。が他方、このような過程で生ずる部分を含めて、統計資料に含まれる誤差の部分のみをまず評価する必要もある。特に東南アジア諸国の貿易統計を利用する場合には、資料としての評価をするという準備段階を踏むことが望ましい。

ここで少し脇道に入るかもしれないが、貿易統計における価額評価(注2)について触れておこう。

フィリピンでは1969年次から輸出入ともに、FOBとC I Fの両評価額を公表しているが、これは世界でもまれなケースであって、精度が高ければ、利用価値が高いであろう。というのは、通常、輸出をFOB、輸入をC I Fだけで価額評価する国がほとんどであり、時に輸出入ともFOB評価額だけという国もある。

一般に輸入をC I Fで価額評価するのは、歴史的に、統計上の必要によるものではなくて、関税を集める目的および関連する行政目的からきていた。すなわち従価税の場合に、国産品価格との関係で輸入品をFOBで測るよりもC I Fで測った方がより厳密に差別できるという理由から用いられていた(また国産品をFOBで測ることにより、国産品をどんなに離れた外国市場にも結びつ

けて考えられる)(注3)。国際収支計算の観点からは輸出入ともにFOBで価額評価し、運賃・保険料・その他サービス料は別項目で扱っており、取引が同一点で測られている。また、貿易統計を国内経済に与える貿易効果の分析・測定に用いる場合には、特に運輸・保険・その他同様のサービスを分けて扱う必要のない限り、輸入についてはCIF評価額ないしCIF評価額プラス関税で測った方がよい。ところが統計数値の国際比較のためには輸出入とも、運賃とか関税とかを含めないでFOBで価額評価するのがよい。したがって利用の目的によって望ましい価額評価は異なってくるわけで、統計の利用と評価という観点からみた場合、輸入についてCIFとFOBの両方あることが望ましい。あるいは同じことであるが、運賃・保険料の率について、CIF⇔FOBの転換表が得られることが望ましい。

フィリピンの1969年次以降の統計は、前にも述べたように、輸出入ともCIFとFOBの両評価額が利用できる(注4)、貿易統計の評価のためにこれを用いることができる。

アジア諸国の貿易統計の評価作業はほとんど行なわれていないのが現状で、NayaとMorganによるもの[3]など数点に限られる(注5)。本稿ではNaya & Morganの手法を手がかりにしながら、フィリピンと日本の貿易統計を用いて、輸入統計に含まれることの多い運賃・保険料の適正割合の評価と、誤差の評価とを試みる。全体の問題設定における考え方を、一部の重複をいとわずに整理すると、次の3点に要約できる。

(1) 二重記録……貿易統計では1取引を時間・国を異にして2回記録されるのが普通である。1国の輸出品の数量・金額が相手国に輸入商品の数量・金額としてもう一度記録される。このような二重記録は貿易統計のもつ特徴の一つである。

(2) 2国間統計の不一致……2回記録された二つの数値が一致するという保証は全くない。通常この不一致の原因には、

- (イ) 輸送費・保険料を含めるかどうかの取扱いの相違
- (ロ) 商品分類の相違
- (ハ) 通過貿易の取扱いの相違
- (ニ) 相手国の定義の仕方の相違
- (ホ) タイム・ラグ
- (ヘ) 申告・公表の際の意識的虚偽
- (ロ) 無作為誤差

がある。

(3) 貿易統計評価の課題……したがって貿易統計を評価するには、一般には実線のくくりで示したように(点線のくくりはⅢ節参照)、上記(イ)から(ロ)までの系統的な諸要因と、(ハ)(ロ)とをいかに識別するかということが評価のための分析課題となる。本稿では系統的要因とその他の誤差要因とを区分するについて、特にⅢ節ではできる限りの調整をしたが、データ処理上の理由から、いくつかの変更をせざるをえなかった。これらの詳細については各節で述べられている。

このように、二重記録されるという貿易統計の特徴を生かすことによって、2国の貿易データの間に存在する乖離部分を検討し、観測値の統計誤差を評価できる。そしてこのことを通して、各国の貿易統計の相対的な評価ができる(注6)。

(注1) 竹内啓 [10], [11]

(注2) 本稿全体を通して「評価」という言葉が二つの異なる意味内容に使われている。CIF, FOBによる価額 (value) の「評価」と、統計精度の「評価」とである。英語では前者は valuation, 後者は evaluation と異なって表わされる。本稿では「価額評価」あるいはその価額 (value) をいうときは「評価額」と、単なる「評価」とにそれぞれ使い分けた。

(注3) Allen & Ely [2]

(注4) フィリピンのCIF評価額は、

FOB評価額+海洋運賃+保険料

であって、輸出入申告書にCIFとFOBの両評価額を記入させることによって得られるということである。輸入価格にときに含まれる consular fee と forwarding fee (領事手数料, 運送諸費用) などの諸経費は含まれていない。CIF評価額にこれらを加えた価格は、フィリピンでは, landed cost と呼ばれる。

(注5) フィリピンの貿易統計について, G. Hicks & G. McNicoll による簡単なサーベイがある (Hicks & McNicoll [8], Ch. 2 および同書 pp. 45-50 にあげている未刊論文)。この点について本稿脱稿後にDr. Naya からご教示頂いた。

Hicks & McNicoll はフィリピンの貿易統計が、主要相手国の統計と突合せたとき、数年にわたって過小計上になっていることを述べている。彼らの用いたフィリピン側の統計はCBP (Central Bank of the Philippines) のものである。筆者の調べによると、フィリピンの貿易統計は1972年までCBPとBCS

(Bureau of the Census & Statistics) 両機関から出されており、前者の数値は除外品目がより多いため後者の数値よりも小さい。そして国連統計局の資料源はCBPのものである(松井 [13], 第4節および第8表参照)。Hicks らの推計にはこのフィリピン側の原資料のちがいについては触れられていない。なお、1973年次からはフィリピンの貿易統計はBCSのものだけになるということである。

(注6) 財貨の価格、特にその運賃・保険料が本来、経済的に、いかに決定されるのかという面からの分析が全く欠如している欠点を本稿は持っている。品目の差異にかかわる保険料、交易係数、相手国の差異にかかわる距離の影響、輸送手段の違いなどの要因を考えた分析視点をもたなかったわけで、これは本稿の出発点における限界である。あるいはむしろCIF, FOBという価額評価をしている統計を、統計誤差と真値の部分とに分けて考えてみようという発想に固執したといってもよいかもしれない。

II 貿易マトリクスによる総額比較

1. 使用するデータ

Naya & Morgan [3] は1962~63年の東南アジア7カ国の貿易統計について、輸出入別に取引相手国の輸出入総額を比較し、不一致を検討している。この手法をフィリピン1カ国に限って応用する。

資料にはアジア経済研究所で作成した『世界貿易マトリクス 総額表』の1964年版と1968年版を利用する。

I節で述べた2国間貿易統計の乖離要因に関する上記資料の取扱い、およびおれおれのデータ処理は次のようである。まず(1)輸送費・保険料については、フィリピンの輸入統計にはそれがFOB価額評価であるため含まれていない。相手国の輸入統計は多くはCIF価額評価であり、FOBで価額評価している国もいくつかある。本作業でとりあげたフィリピンの相手国が輸入をFOBで価額評価している場合には、第1表の国名に*を付した。なお輸出統計はどの国もFOB価額評価である。(2)商品分類の相違については、総額ベースの比較であるから、品目分類の相違よりもむしろ、貿易統計から除外する品目の相違が要因となるが、この点について対象国すべてに同じ範囲の品目の計上をするという措置はとられていない。(3)通過貿易の取扱い、および(4)相手国の定義の相違についても、この資料では統一されておらず、本稿でもそのまま受けついでいる。(5)タイム・ラグについて

本作業では、単年次の数値を使いこの要因を無視した。Naya & Morgan の分析では二つの報告国間のタイム・ラグの影響を除くために、2年間の数値をとりその平均値を使用しているが、年データからタイム・ラグを除くのにこの方法はいささか乱暴である。本格的にタイム・ラグを扱うとすれば、ラグ付き分布関数を導入するなどの方法を考えなければならないだろう。が、年データを使用し、また船舶運用の点から考えても、財貨が相当長期間海上にないし、運送途上にあることは考えられないので、無視できるものとした。こういうわけで本節の作業では、系統的要因として除くべきであった(2)から(5)までの要因をすべて処理しないで、統計誤差に含め、その上で運賃・保険料率の評価と誤差の評価を行なう。このことによる結果の検討は本節3で若干触れ、次節で本格的に取り扱われる。

なお Naya & Morgan にならって、輸出入国のどちらから一方に、取引総額2万米ドル以下のものがある場合、小額取引国として除外した。この結果、相手国数は26である。限度額として2万米ドルは恣意的であるが、小額の誤差が大きな比率の誤差となって現われるのを防ぐための措置である。

2. 相手国別の乖離

フィリピンの輸出比率・輸入比率を次のように定義する。

$$\text{輸出比率} = M_{jp} / X_{pj}$$

(相手国 j のフィリピンからの輸入) / (フィリピンの相手国 j への輸出)

$$\text{輸入比率} = M_{pj} / X_{jp}$$

(フィリピンの相手国 j からの輸入) / (相手国 j のフィリピンへの輸出)

輸出比率・輸入比率を計算した結果を第1表に示す。表の(5)(6)欄にはフィリピン貿易に占める各国の相対的大きさを示すために、1968年のフィリピン側の数字によって輸出入構成比を示しておいた。

$1.0 < M_{jp} / X_{pj} < 1.2$ であるものを輸出比率の小さい国とみれば(注1)、これらは1964年ではドイツ、スイス、日本、韓国、シンガポールであり(5カ国)、68年ではデンマーク、香港、シンガポール、パキスタンである(4カ国)。

輸入比率については、フィリピンの輸入がFOB価額評価であるので、 $0.9 < M_{pj} / X_{jp} < 1.1$ であるものを乖離の小さな国とみれば、これらは1964年ではアメリカ、カナダ、スウェーデン、オランダ、イギリス、ポルトガル、オーストラリア、ニュージーランド、日本、台湾、イン

第1表 相手国別の乖離 (1964, 68年)

相手国	比率 年次	輸出比率 M_{jp}/X_{pj}		輸入比率 M_{pj}/X_{jp}		構 成 比 %	
		(1) 1964	(2) 1968	(3) 1964	(4) 1968	輸出 X_{pj}/X_p (5) 1968	輸入 M_{pj}/M_p (6) 1968
アメリカ *		1.12	1.22	0.97	0.98	45.5	40.5
カナダ *		1.26	1.46	0.92	0.69	0.28	1.62
デンマーク		1.66	1.03	0.76	0.60	0.51	0.29
ドイツ		3.83	2.90	0.85	1.18	0.17	0.22
スウェーデン		10.78	2.37	0.97	1.13	0.80	0.81
ベルギー		5.82	5.85	1.19	1.24	0.15	0.72
フランス		4.18	2.80	0.84	1.10	0.40	1.27
西ドイツ		1.15	1.94	1.12	0.91	2.55	6.05
オーストリア		0.39	0.60	0.95	1.52	4.85	1.71
イスラエル		1.29	1.41	1.10	1.01	0.72	4.30
イスパニア		1.11	2.30	0.77	0.70	0.97	0.84
イタリア		1.58	1.48	0.84	1.20	0.32	1.44
ポルトガル		0.25	0.54	0.94	0.89	0.01	0.14
オーストラリア		1.78	1.56	1.21	1.12	0.51	0.12
ニュージーランド *		1.15	1.18	1.08	1.15	0.45	3.96
		1.23	1.48	0.95	1.16	0.02	0.65
日本		1.16	1.40	0.91	0.86	31.9	29.0
香港		0.92	1.16	0.69	0.79	0.73	1.11
台湾		1.21	2.61	0.95	0.92	1.89	0.96
韓国		1.16	1.52	0.75	0.94	2.31	0.05
シンガポール		1.13	1.05	0.69	1.84	1.01	0.11
マレーシア		2.46	2.92	1.45	0.18	0.05	0.23
インドネシア		1.97	3.01	0.95	1.06	0.22	2.05
タイ		1.68	1.80	1.04	0.76	0.28	0.08
インドネシア		1.36	2.55	1.37	0.77	0.43	0.17
パキスタン		1.29	1.16	1.07	0.96	0.01	0.19

(出所) World Trade Matrix, 1964 & 1968 (IDE data series) から作成。

(注) (a) 価額評価 { フィリピン \cdot 輸出 \cdot 輸入 $\dots X_{pj}, M_{pj}$: FOB
相手国 j の輸出 \cdot 輸入 $\dots X_{jp}$: FOB, M_{jp} (除*): CIF, M_{jp} (*) : FOB

(b) フィリピンか j 国かの数値が20,000米ドル以下のものを除く。

ドネシア、タイ、パキスタン(13カ国)、68年ではアメリカ、フランス、ドイツ、イギリス、台湾、韓国、インドネシア、パキスタン(8カ国)である。

第1表から読みとった結果をまとめると、次のことがいえる。

- (1) 輸出入ともに1964年から68年になって乖離の小さな国は減少している。
- (2) 輸出よりも輸入に乖離幅の小さな国が多い。
- (3) 輸出比率には両年とも乖離幅の大きな国が多い。小額取引国として除外した中には、サバの64年輸出比率430.とか、ベトナムの68年輸入比率208.などの例がある。
- (4) 概して輸出入ともフィリピンとの取引額の大きな国が相対的に乖離が小さい。これは取引額が大きいと数値の違い(誤差部分)を相殺しあう効果が働くためと考えられる。

なお上記(4)に関連して、取引額の大きさと輸出入比率の大きさの順位の間で何らかの相関があるかどうか、Naya & Morgan にならって、統計的に検定した結果を示しておこう。取引額には構成比の大きなものから降順に、輸出入比率には1.0よりも大きなものには昇順、1.0より小さなものには降順に、そして1.0より大なるものと小なるものと同じウエイトをつけて、順位数を与えて、二つの順位づけの相関係数を出した。Spearman の順位相関係数 $(s = 1 - \frac{6 \sum (x-y)^2}{n(n^2-1)})$ による結果は次表のとおり。5%の有意水準で $n=26$ の棄却域は.329である。

	1964	1968
輸 出 比 率	.419	.231
輸 入 比 率	.205	.207

したがって、表の結果から64年の輸出比率を除いてすべて、二つの順位づけの根拠が独立であるという仮説は採択される。Naya & Morgan の場合にもこの相関関係の認められない国が多い。

3. 地域別 CIF 率の評価、誤差の評価

Naya & Morgan は輸入の C I F 評価額に含まれる保険料・運賃部分が、通常行なわれるように F O B 評価額の約10%であると仮定して、比率の1.10からの乖離が統計誤差によって説明されるか否かを統計的検定の方法を用いて判定している。この手法をフィリピンの輸出比率・輸入比率について応用する。応用に際しては、輸出比率の場合には相手国の C I F 評価額の輸入統計をフィリピンの輸出統計で評価する形にする。輸入比率の場合には、フィリピンの輸入統計を相手国の輸出統計で評価する形をとり、両統計とも F O B 評価額である。

まず次の仮定をおく。

1. (輸出比率の場合) $M_{jp}/X_{pj} = \theta_j + u_j$

θ_j は輸入価格に運賃・保険料部分を含む比率の真値、 u_j は統計誤差(われわれの場合にはその他の系統的要因を含む)である。

1'. (輸入比率の場合) $M_{pj}/X_{jp} = \theta_j + u_j$

θ_j は統計誤差を含まない比率の真値、すなわち1.0である。 u_j は統計誤差である。

2. u_j は平均0、分散 σ^2 をもつ正規分布に従うところの無作為標本である。

3. $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_n = \theta$ (一定)

Naya & Morgan は、 θ_j が相手国のいかにかわらざ一律に1.10であると仮定して、この仮説を検定する。われわれの場合は、輸出比率については北アメリカ、オセアニアの国が、輸入を F O B で評価しているのをこれらを除き、残りの相手国をヨーロッパ、アジアの2地域に分け、両地域に対して θ_j が一律に(仮定3.)1.10であるとみなしてよいかどうか検定し、輸入比率については相手国を、ヨーロッパ、アジアの2地域に分ける(北アメリカ、オセアニアは標本の自由度が1になり、平均値、分散、t値の、統計量は意味をもたない) (註2)が、フィリピンの輸入統計が F O B 評価額で得られるので、仮定1'をおく。

結果は第2表と第3表に示す。両表中での(3)(7)は64年と68年の、それぞれの年内取引の、各地域別の比率の平

第2表 地域別 C I F の評価(輸出比率)

(1) 地域	(2) 国数 n	1964				1968				(10) t_x
		(3) $(\frac{M_{jp}}{X_{pj}})$	(4) S	(5) S/\sqrt{n}	(6) t_x	(7) $(\frac{M_{jp}}{X_{pj}})$	(8) S	(9) S/\sqrt{n}		
ヨーロッパ	12	2.818	3.011	0.869	1.977	2.065	1.422	0.410	2.351	
カナダ+ヨーロッパ	13	2.698	2.915	0.809	1.976	2.018	1.373	0.381	2.411	
アジア	10	1.434	0.469	0.148	2.251	1.918	0.776	0.245	3.335	
全地域	23	2.148	2.267	0.473	2.218	1.974	1.116	0.233	3.756	

(注) $(\frac{M_{jp}}{X_{pj}}) = \frac{1}{n} \sum_j (\frac{M_{jp}}{X_{pj}})$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_j \{ (\frac{M_{jp}}{X_{pj}}) - (\frac{M_{jp}}{X_{pj}}) \}^2$, $t_x = \frac{(\frac{M_{jp}}{X_{pj}}) - 1.10}{S/\sqrt{n}}$, (j=1, 2, ..., n: 相手国)

第3表 地域別 輸入比率誤差の評価

(1) 地域	(2) 国数 n	1964				1968				(10) t_u
		(3) $(\frac{M_{pj}}{X_{jp}})$	(4) S	(5) S/\sqrt{n}	(6) t_u	(7) $(\frac{M_{pj}}{X_{jp}})$	(8) S	(9) S/\sqrt{n}		
ヨーロッパ	12	0.961	0.159	0.046	-0.852	1.050	0.249	0.072	0.696	
北米+ヨーロッパ	14	0.959	0.146	0.039	-1.051	1.019	0.248	0.066	0.287	
アジア	10	0.987	0.261	0.082	-0.158	0.908	0.406	0.128	-0.717	
全地域	26	0.974	0.190	0.037	-0.703	0.987	0.311	0.061	-0.213	

(注) $(\frac{M_{pj}}{X_{jp}}) = \frac{1}{n} \sum_j (\frac{M_{pj}}{X_{jp}})$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_j \{ (\frac{M_{pj}}{X_{jp}}) - (\frac{M_{pj}}{X_{jp}}) \}^2$, $t_u = \frac{(\frac{M_{pj}}{X_{jp}}) - 1.00}{S/\sqrt{n}}$, (j=1, 2, ..., n: 相手国)

均, (4)(8)は標準偏差, (5)(9)は平均の標準誤差, (6)(10)はその t 値を示す。検定の有意水準を5%にとると、これらの表から次のことが読みとれる。

<輸出比率>

- (1) 平均値については兩年のヨーロッパ, 68年のアジアがかなり高くなっている。
- (2) t 値は64年のヨーロッパ, アジアの両地域で臨界値より小さいが, 64年, 68年の世界全体および68年の各地域で有意である。
- (3) 64年のヨーロッパについては t 値は小さいので t 値だけからでは仮説は棄却されないが, 平均値・標準誤差ともに大きい値を示している。
- (4) したがって平均値および標準誤差を考慮に入れて, 結論として平均比率が1.10であるという仮説が棄却されるのは, 64年のヨーロッパ, 全地域, 1968年のアジア, ヨーロッパ, 全地域においてであろう(言い換えれば, 比率の1.10が採択されるのは, 64年のアジア地域だけになる)。

<輸入比率>

- (1) 兩年とも, どの地域でも, 平均値は1.00に近い。
- (2) t 値はすべて臨界値以内であり, したがって平均比率が1.00であるという仮説は, 兩年とも, どの地域でも棄却されない。

これらの結果から全体として, 相手国統計と総額と比較した限りでは, フィリピンの輸入統計は信頼性が高いといえる。が他方, 輸出統計ではC I F 価額評価による輸入統計の, F O B 価額評価による輸出統計に対する比率(7)が, どの相手国・地域に対しても, 一律に1.10であるという仮説は検討しなおした方がよいと考えられる。というのは, 第1表を見なおしてみると, ヨーロッパ地域の中でノルウェー, スウェーデン, ベルギー, フランス, アジア地域の中で台湾, マラヤ, インドネシア, インドなど, 高い比率をもつ国があって, このことから θ をその大きさによって分けて考えるなどの配慮が必要となるのかもしれない(註3), また系統的要因をほとんど誤差に含めてしまったことの影響が大きいとも考えられる(註4)。このため系統的要因をできるだけ排除することが必要であり, われわれはIII節でこのような処理を施して, さらに検討を加えるであろう。

なお, この統計的検定では地域別標本数が小さい。Naya & Morgan では, われわれのいう「全地域」に対する t 値のみを出しているのだから, 各国20以上の標本数である。われわれは1国のみをとりあげた場合の統計的方

法に応用することを考えた。

(注1) 相手国の輸入が分子になっており, それはC I F 価額評価であるものが大部分なので, 一応の目安として1.1から上下0.1の幅をもたせてこの範囲とした。このため米国とオーストラリアは輸入をF O B 価額評価で計上しているのだから乖離の小さな幅を $0.9 < M_{jp}/X_{pj} < 1.1$ としてみた。

(注2) 佐和隆光『数量経済分析の基礎』88, 91ページ参照。

(注3) 統計的付録参照。

(注4) Luey [4] は相手国の定義の仕方の相違による2国間貿易統計の乖離について, さまざまのケースに分けて論じている。彼は輸出の中に再輸出が, 輸入の中に相手国以外の第3国を原産国とする財が混入されている場合, 2国間貿易統計の適正な乖離率は, C I F とF O B の価額評価の相違を排除しても, 必ずしも1.0にはならないことを論証している。

III 日比貿易統計の品目別の評価

1. 使用するデータ

相手国を日本だけに限って品目別に価額の数値を比較し, さらに運賃・保険料の適正割合の検討および観測誤差の評価を試みる。

この節で用いる資料は, フィリピンの貿易統計*Foreign Trade Statistics of the Philippines*の1969年版と70年版(註1), 日本の貿易統計『日本貿易月表 69—12 国別品別編』である。これらから1969年について, フィリピンの対日貿易で価額の比重の大きな品目を選んだ。日本の価額は360円=1米ドルで換算している。

I節で述べた2国間貿易統計の乖離要因に関して, この節では次のようなデータ処理を行なった。まず, (a)品目分類の相違については, 両国の資料に現われた品目の分類の対応づけをして, 品目分類を一応一致させた(註2)。厳密な意味での原資料の品目分類のチェック, すなわち実際に取引された財貨と申告書に記入された財貨との対応関係が正確であったかどうかのチェックにまでさかのぼること(註3)は不可能であり, それはおそらく(1)の無作為誤差に含まれることになる。(b)通過貿易の取扱については, 両資料とも一般貿易方式をとっており, また相手国への再輸出入はわずかである。(c)相手国の定義については, 日比両国とも輸入を原産国, 輸出を最終仕向国としている。(d)の要因と考え合わせると, この二つの要因は除去されていることになる。(e)タイム・ラグについ

ては、系統的要因として除くべきであったが、前節と同様扱いきれていない。前にも述べたように年次別データであることなどから、無視できるものと考えてよいだろう。このようにして本節の分析では、1節に点線のくくりで示しておいたように、(i)から(≡)までを系統的要因、(≡)から(≡)までを統計誤差とみなし、前者の中で運賃・保険料部分にのみ相違を残すようなデータ処理が施されている。

2. モデル

まずフィリピンの輸入統計を相手国の輸出統計と比較する場合には、フィリピンのFOB価額評価の統計を用いれば、相手国の輸出とともに、FOB評価額で評価できる。したがって両国統計の乖離部分は、報告上の誤差として説明されなければならない。すなわち、 i 財について日本の輸出のFOB評価額、フィリピンの輸入のFOB評価額をそれぞれ X_{ji}^F 、 M_{pi}^F とおき次式を評価式として用いよう。

$$\frac{M_{pi}^F}{X_{ji}^F} = \theta_i + u_i$$

すべての i について $\theta_i = 1.0$ (u_i が誤差部分)

次にフィリピンの輸出統計については、相手国の輸入がCIF評価額で計上されることが多いので、輸入統計を何らかの方法でFOB評価額に変換して、その値をフィリピンの輸出統計と比較評価する形をとる。これを行なうに当たって日本の輸入のCIF評価額、フィリピンの輸出のCIF評価額とFOB評価額をそれぞれ M_{ji}^C 、 X_{pi}^C 、 X_{pi}^F とおき(いま得られるのはこの3種のデータである。今後添字 i および P, J は省略する、すなわち日本側の数字は M^C 、フィリピン側のそれは X^C, X^F である)、 $M^C(M_{ji}^C)$ をFOB評価額に変換する。このために誤差部分を評価する方法として次のモデルを考える。

M^C 中のFOB評価額の理論値を \hat{M}^F 、運賃・保険料の観測値(実際にはこれらの観測値は得られないのであるが)部分を IF_j 、誤差部分を u_j ($j=1, 2$;それぞれ輸入側、輸出側を示す)とすると、これらの間には次の関係式が成り立つ。

$$(1) M^C = \hat{M}^F + IF_1 + u_1$$

$$(2) X^C = X^F + IF_2 + u_2$$

IF_j について次の仮定をおく(注4)。

$$(3) \frac{IF_1}{\hat{M}^F} = r_1 + u_3$$

$$(4) \frac{IF_2}{X^F} = r_2 + u_4$$

$$(5) r_1 = r_2 = r$$

$$(6) \frac{IF_1}{\hat{M}^F} = \frac{IF_2}{X^F}$$

(3)~(6)の仮定によって、 \hat{M}^F に対する IF_1 の割合が、 X^F に対する IF_2 の割合とほぼ等しく、一定の比率 r と誤差項 u とに分けられることを意味する。

さらに誤差項 u_k およびデータ X^F について次の仮定をおく。

$$(7) u_k \sim N(0, \sigma_k^2), k=1, 2, 3, 4.$$

$$(8) X^F = \hat{X}^F$$

M^C, X^C には観測誤差 u_1, u_2 を含む(1), (2)が、 X^F の理論値 \hat{X}^F は X^F を一定であるとするることによって得られるものと仮定する。(7)は観測誤差 u_k ($k=1, 2, 3, 4$)がそれぞれ平均値0、分散 σ_k^2 の正規分布に従うという仮定である。このような仮説の下で、 M^C から \hat{M}^F への理論的変換方式が設定されたので、CIFで価額評価されている輸入値をFOB価額評価に変換することができる。

まず、 r の推定値を求める。この際、入手可能なデータとしては(2)式を利用し、(2)~(5)から、 $E(\hat{r}) = r$ となるような r の推定値 \hat{r} を求めると、

$$\begin{aligned} E\left(\frac{IF_1}{\hat{M}^F}\right) &= E\left(\frac{IF_2}{X^F}\right) = E\left(\frac{X^C}{X^F} - 1 - \frac{u_2}{X^F}\right) = E\left(\frac{X^C}{X^F} - 1\right) \\ \therefore \hat{r} &= E\left(\frac{X^C}{X^F} - 1\right) \\ &= \frac{1}{n} \Sigma \left(\frac{X^C}{X^F} - 1\right) \end{aligned}$$

となる。

このようにして求められた \hat{r} を用いて評価式を求める手順に進む。

(1)式から \hat{M}^F の誘導形を求めると、

$$\begin{aligned} \hat{M}^F &= M^C - IF_1 - u_1 \\ &= M^C - \frac{IF_2}{X^F} \cdot \hat{M}^F - u_1 \quad (\text{仮定(6)より}) \end{aligned}$$

$$= M^C - \hat{r} \cdot \hat{M}^F - u_1 \quad (\text{前に求めた } r \text{ より})$$

$$\therefore \hat{M}^F = M^C \cdot \frac{1}{1 + \hat{r}} - \frac{u_1}{1 + \hat{r}}$$

両辺を \hat{X}^F で除した比率をとると、

$$\begin{aligned} \frac{\hat{M}^F}{\hat{X}^F} &= \frac{M^C}{X^F} \cdot \frac{1}{1 + \hat{r}} - \frac{u_1}{X^F(1 + \hat{r})} \\ \therefore \frac{M^C}{X^F(1 + \hat{r})} &= \frac{\hat{M}^F}{\hat{X}^F} + \frac{u_1}{X^F(1 + \hat{r})} \end{aligned}$$

簡単化のために上式を次のように記す、

$$x_i = \theta_i + v_i, \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

ただし

第4表 フィリピンへの輸入・日本の輸出 統計比較

品 目 名	1969 Phil. 品目コード	1969 日本 品目コード	(1) M_P^F (1000ドル)	(2) X_J^F (1000ドル)	(3) 乖離率 =(1)/(2)	(4) Phil. 構成比 %
さば(街入りのもの, そうでないもの)	0320108	032031 -032	15378	15005	1.02	4.18
合成ゴムおよびその代替物	2310200	231210 -220 -230 -240	1490	1894	0.79	0.42
合成繊維および人造繊維の短繊維(カードし, コムし, またはその他の紡績準備の処理を したものを除く)	2660101	266211 -213 -215 -219 -311	16979	14665	1.15	4.62
その他の窒素肥料	5610109	561110 -150	3211	1936	1.66	0.87
セルロース(バルカライズドファイバーを除 く)	5990107	581331 -339 -341 -342 -349	1465	1673	0.88	0.40
ポリエチレン	5990108	581231 -232	3138	4942	0.64	0.85
自動車(モーターサイクル, トラクター, ト ラック)のタイヤ	6290103	629111 -0107 -0111 -0113	1871	2056	0.92	0.58
印刷用紙(コートイデオーパーを除く)	6410202	641211 -219	1528	1640	0.97	0.42
その他の紙および板紙	6410709	641911 -919 -951 -955 -959	3461	1596	2.17	0.89
合成繊維および人造繊維の長繊維の糸(小売 用のものを除く)	6510611	651611 ? -619 -711	12441	9134	1.36	3.40
鉄鋼のブルーム, ビレット, スラブ	6810302	672512 -513 -530	1120	2686	0.42	0.31
鉄鋼のコイル(再圧延用のもの)	6810304	672710	16409	3608	4.45	4.45
鉄鋼の棒	6810401	673-2 (except-250)	2507	2736	0.92	0.75
形 鋼	6810405	673-4 -0406 -0409	2034	3493	0.58	0.61
鉄鋼の板およびユニバーサルプレート	68105	674-1 -2 -3	22493	49118	0.46	6.51
鉄鋼の帯	6810602	675010 -021 -029 -031 -032 -041 -042	1785	2143	0.83	0.52
鉄鋼の板(寸ずめっきをしたもの)	6810703	674710 -0705 -0706 -0709	7325	6956	1.55	2.12
銅またはその合金の塊	6820103	682121	3177	3459	0.92	0.92
亜鉛またはその合金の塊	6860101	686110 -0109 -120	2622	2616	1.00	0.76

(出所) Foreign Trade Statistics of the Philippines, 1970 および『日本貿易月表 69・12』から作成。

研究ノート

第5表 フィリピンの輸出・日本の輸入 統計比較

品 目 名	1969	1969	(1)	(2)	(3)	(4)
	Phil. 品目コード	日本 品目コード	X_P^F (1000ドル)	M_J^C (1000ドル)	$=(1)/(2)$	構成比 Phil. (%)
バナナ (生鮮のもの)	0510300	051300	1355	3106	0.44	0.37
ココヤシの実 (生鮮または乾燥のもの)	0512103 0520105	051710	570	563	1.01	0.16
果実 (一時的に貯蔵したもの) およびその調整品	05301	{0536 0539	711	1539	0.46	0.19
糖 み つ	0610300	{061520 -530	8119	13214	0.61	2.1
ふ す ま	0810202	081210	2244	3094	0.73	0.62
コ プ ラ	2210200	221200	7232	7566	0.96	1.97
木 炭	2410100 2410201	241200	1107	302	3.67	0.30
製材用またはベニヤ板用の丸太 (針葉樹以外のもの) —アビトン, 真正マホガニー, ラワン	2420308 -0313 -0349	{242310 -381	173990	258136	0.67	47.5
製材および加工木材 (針葉樹以外のもの) —ラワン	2430314 0339	243350	1413	1849	0.76	0.38
マニラ麻およびトウとそのくず	26505	2655	3199	4092	0.78	0.87
鉄鉱 (精鉱を含む)	2810101 -0102	281310	16541	20576	0.80	4.50
銅鉱 (精鉱を含む)	2830101 -0102	{283110 -120	119428	127141	0.94	32.4
マンガン鉱 (精鉱を含む)	2380701	{283711 -719 -720	518	668	0.76	0.14
クロム鉱 (精鉱を含む)	2830801 -0802	283910	3922	3921	1.00	1.06
黄銅または青銅のくず	2840101	284022	814	1702	0.48	0.22
その他の燃料油	3130309	{332420 -430	3862	3329	1.16	1.05
水 銀	5110908	513241	952	1104	0.86	0.26

(出所) Foreign Trade Statistics of the Philippines, 1970 および『日本貿易月表 69・12』から作成。

第6表 品目グループ別誤差の評価

品 目 グ ル ー プ	(1) $\gamma + u_i$	(2) M^C/X^F	(3) $\hat{\gamma}$	(4) x_i	(5) \bar{x}	(6) S	(7) S/\sqrt{n}	(8) t
A ココヤシの実	0.08	0.988	0.07	0.922	1.252	0.511	0.193	1.305
果実の貯蔵品・調整品	0.06	2.165		2.023				
コ プ ラ	0.11	1.046		0.978				
銅 鉱 (精鉱を含む)	0.12	1.065		0.995				
黄銅または青銅のくず	0.04	2.091		1.954				
その他の燃料油	0.08	0.862		0.806				
水 銀	0.01	1.160		1.084				
B バ ナ ナ	0.54	2.292	0.44	1.592	1.084	0.264	0.108	0.712
糖 み つ	0.48	1.628		1.130				
ふ す ま	0.49	1.379		0.957				
製材用・ベニヤ用丸太 (針葉樹以外)	0.51	1.484		1.030				
製材・加工木材 (")	0.31	1.309		0.909				
マニラ麻 (トウを含む) とそのくず	0.30	1.279		0.888				
C 木 炭	1.05	0.273	1.33	0.117	0.408	0.201	0.101	-5.891
鉄 鉱 (精鉱を含む)	1.96	1.244		0.534				
ク ロ ム 鉱 (")	0.92	1.000		0.429				
マンガン鉱 (")	1.37	1.290		0.553				
全 標 本			0.50		0.884	0.336	0.084	-1.381

(注) $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2$, $t = \frac{\bar{x} - 1.0}{S/\sqrt{n}}$

$$x_i = \frac{M^C}{X^F(1+\hat{r})}, \theta_i = \frac{\hat{M}^F}{X^F}, v_i = \frac{u_i}{X^F(1+\hat{r})}$$

x_i の期待値をとると、

$$E(x_i) = E(\theta_i) + E(v_i)$$

しかるに日比間の同一品目の取引については $E(\theta_i) = 1.0$ であるから、 x_i の標本平均値をとり、1.0からの乖離について t 検定すれば、誤差の検定ができる。

3. 比較結果

まず第4表にフィリピンの輸入統計と日本の輸出統計の比較結果を示す。

この表から次のことがわかる。まず、フィリピンの対日輸入品目は多様で、1品目で全体の10%を占めるような単品はない。(4)欄の構成比を見ると、いくつかの特定品目だけに注目していれば対日輸入の全体を見通せるといったことが不可能なことがわかる。強いてあげれば、さば、繊維、鉄鋼である。鉄鋼の関連品目は全体の1割強を占める。次に、(3)欄を見ていくと、上にあげた品目の両国の数値はかなり近似しているが、鉄鋼の乖離が大きい。S I T C 681でまとめると、乖離率は0.75になるが、これは5桁分類の68105のウエイトが大きく、その乖離率が約5割であることに影響されている。その他の品目では両国の乖離はさまざまであって、規則性とか傾向を見い出すことはできない。ここで比較の対象にあげた品目のカバレッジが少ないなどの問題を含んでいて(注2参照)、フィリピンの輸入と日本の輸出の統計比較についてのこの作業は未だ暫定的なものと思えるをえまい。

今度はフィリピンの輸出統計と日本の輸入統計を比較する。初めに、日本のC I F 価額評価の統計をFOB変換しないで比べた結果を第5表に示し、大体をつかんでおこう。

第5表の(4)欄に目を通すと、日本への輸出がごくわずかの品目に偏っている。製材用丸太、鉄鉱、銅鉱の3品目で全体の85%を占め、これに糖みつ、コブラを加えると89%である(第4表の採用品目全体では対日輸出の93%になる)。(3)欄から、木炭などわずかを除き、ほとんどの品目についてフィリピン側の輸出数値が日本側の輸入数値より小さい(日本の輸入はC I F 価額評価のままである)。特に両数値の乖離がいくつかの品目ごとに一定割合であるとみることもできそうで、バナナ、果実の調整品、糖みつ、ふすまなどは、フィリピンのFOB評価額が日本のC I F 評価額の5~7割、製材用丸太、製材などは7割、鉱石類は8~10割である。

次に、前節と同様にして、これらの品目について、輸入統計に含まれる運賃・保険料をFOB評価額の10%とする仮定を検討しておこう。第5表の(3)欄がフィリピンの輸出比率の逆数になっているので、これから各品目について輸出比率を求めると、第6表の(2)欄の数値になる。これらの全品目の輸出比率の平均、標準偏差、平均の標準誤差、およびその t 値を示すと次のようである。

標本数	輸出比率の平均 $\frac{M^C}{X^F} = \frac{1}{n} \sum \left(\frac{M^C}{X^F} \right)$	標準偏差 $S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (M^C - \bar{M}^C)^2}$	標準誤差 $\frac{S}{\sqrt{n}}$	t 値 $\left(\frac{\frac{M^C}{X^F} - 1.0}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \right)$
17	1.327	0.016	0.062	3.661

有意水準を5%にとると臨界値は2.120であり、標本の t 値は棄却域にある。このことから、品目別にみた場合にも、運賃・保険料をFOB評価額の10%とし、乖離からの残差を統計誤差とみなすとした仮説は棄却されることがわかる。前節3の検討とあわせて、しかもこの節では系統的要因を、運賃・保険料部分以外はすべて排除したことを考えると、やはり一律に10%と仮定することには相当無理があるといえる。

以上の検討を加えた上で日本の輸入統計をFOB変換して、フィリピンの輸出統計と比較し、われわれのモデルに従って誤差の評価をしよう。

そのために第5表に採用した品目について、 $X^C/X^F (= r_2 + u_1)$ の値を計算し、この大きさによって全品目を次の3グループに分ける。()内は $r_2 + u_1$ の値である。このグループ分けについて注意すべき点は、これがただ X^C/X^F の大きさによって分けたにすぎないということである。

A. $r_2 + u_1 = 0.0 \sim 0.2$		B. $r_2 + u_1 = 0.3 \sim 0.6$		C. $r_2 + u_1 = 0.9$ 以上	
ココヤシの実(0.08)	バナナ(0.54)	木炭(1.05)	鉄鉱(1.96)		
果実の調整品(0.06)	糖みつ(0.48)	クロム鉱(1.37)			
コブラ(0.11)	ふすま(0.49)	銅(0.92)			
銅(0.12)	製材用丸太(0.51)	マンガン(1.37)			
黄銅・青銅のくず(0.04)	製材・加工材(0.31)				
その他燃料油(0.08)	マニラ麻(0.30)				
水銀(0.01)					

このために各グループ内には、グループAに生鮮品、食料、鉱石、そのくずなど、グループBに生鮮品、原料、木材等々、グループCは大体鉱石類と、様々の特性をもった商品が混在していて、定性的にはすっきりした分け方とは言いがたい。またそのために X^C/X^F の値を決めている要因についても明らかでない。あくまでも $(r_2 + u_1)$ の値によって一つの区分をしたにすぎないのである(注5)。

われわれのモデルをこの各グループに適用し、 \hat{r} 、 x_i の平均値 \bar{x} 、標準誤差、1.0からの乖離の t 値を、グループごとの値とグループ分けしない全標本の値を算出し、第6表に示す。第6表には前述の X^F/M^C の逆数と x_i もあげておいた(2), (4)欄)。

グループ別の話に行く前に、前の比較の結果と関連して品目ごとの検討をしておこう。

- (1) ココヤシの実、コブラ、銅鉱、その他の燃料油、水銀は M^C/X^F の1.0からの乖離が小さかったが、 x_i の値も1.0にごく近く、1.0より大きい。
- (2) 糖みつ、ふすま、製材用丸太、製材・加工材、マニラ麻といった、前の比較(X^F/M^C)で乖離が3~4割もあった品目について、 x_i をみると乖離がごくわずかになり、両国数値の比が1.0近くになっている。これらの商品の $X^C/X^F(=r_2+u_1)$ の値は0.3から0.5の間にある。
- (3) 鉄、クロム、マンガン、銅石類は x_i が1.0から大きく乖離する。
- (4) 果実の貯蔵品、黄銅・青銅のくず、バナナなどは M^C/X^F も x_i も1.0から大きく乖離している。

これらの結果から次のことが考えられる。まず(1)と(2)にあげた品目は、両統計の乖離部分が運賃・保険料部分によって大部分説明できるということ、そして(1)と(2)では (r_2+u_1) が0.1に非常に近いが、0.3~0.5である。また銅石類は銅鉱を除いて (r_2+u_1) の値が1.0ないしそれ以上である。これらから運賃・保険料部分を見るとき品目ごとに一律であるとみるよりも、品目によってかなり異なるとみた方がよさそうに見える。

こうしてわれわれは品目を3グループに分けた結果について検討を進めよう。第6表の(5), (6), (7), (8)欄にグループごとの x_i の平均値、標準偏差、標準誤差、 t 値を示す。

この結果をみると、グループAとBの \bar{x} 、標準誤差がいい値を示しており、 t 値が5%の有意水準で臨界値内であることがわかる。このことはグループAとBではグループ間の差が \hat{r} に現われ、 \bar{x} の1.0からの差が小さく、その差を統計的誤差とみなしてよいという仮説を反証しえないということを意味する。グループCは、 \bar{x} がかなり小さく、 t 値は5%の水準で有意となる。さらにグループ分けをしない全標本では、 t 値は、同じく5%の有意水準で、臨界値内である。こうして、グループCはこのグループ内で r の値が一律であるとみることはむずかしく、 \bar{x} の1.0からの差も大きく、この差を統計的誤差

とみなしてよいとは言えない。全体として結論的には、少なくともグループA、Bと全標本をみた場合に、それぞれ1.0からの差が統計的誤差の範囲内で説明可能となり、誤差の評価の観点から、品目をグループに分けた方がよいか、しなくともよいかについては、どちらとも言えないということになる(注6)。

誤差の評価についていえることは以上である。各グループ内の品目の特徴については、先にお断わりしたとおり、これ以上は言及できない。おそらく今後、運賃・保険料を決める要因(重量・嵩・鮮度など品目自体の特性や、価格、輸送方法、距離等々)についての研究をまたなければならぬ(注7)。

(注1) フィリピンの貿易統計は品別国別編成であるが、これを全部国別品別に編成替えて使用した。

(注2) 両国の品目分類の対応づけには、この作業が単品分類に基づいてなされたので細かい注意を要した。フィリピンの統計から対日構成比の高い品目を選び出し、フィリピンの品目分類がSITC, Originalに、日本のそれがSITC, Revisedにそれぞれ準拠していることを利用した。“n. e. s.”の中に分類されているものは、“n. e. s.”以外の関連品目をそれぞれに対応づけてから“n. e. s.”と、日本の「その他のもの」との関連づけをした。フィリピンの対日輸入には、この“n. e. s.”が多く、対応づけが著しく困難なものも多くあったので、それらはこの作業の採用品目からはずした。特に対日輸入における化学品、機械類の分類体系が両国間で複雑であり、これを含めなかったために、そうでなければ対日輸入の3分の2の価額をカバーできたのだが、実際には3分の1をカバーするにとどまった。

(注3) 2国間の品目分類の相違が、統計資料に現われたものだけでなく、実際に取引される財貨の格付け・分類づけが、各国で異なり、両者を区別して考えなければならないことについて、嵯峨座晴夫氏からご指摘を頂いた。

(注4) このモデルの考え方は竹内啓助教授との議論から多くの示唆を頂いた。初め筆者は M^C から IF の推定値を差し引くモデルを考えた。このモデルによると結論は、品目全体としては1.0との差が大きく、品目をグループに分けた方がよい、ということになった。しかしモデルの考え方、およびデータ処理の点から本稿のモデルの方がより適切であろうと考え、改めた。

(注5) たとえばSITCは品目分類の代表的なも

のである。本稿(n_2+u_4)の値による分類と SITC との関係分割表を作って検討してみると、下表のように、標本数から、 χ^2 検定は5%の有意水準で有意ではない(自由度4で臨界値 $\alpha=9.4877$)。したがって本稿ではSITCによる品目グループ分けの評価は省いた。

SITC 大分類	0	2	その他	計
本稿分類				
A	2	3	2	7
B	3	3	0	6
C	0	4	0	4
計	5	10	2	17

$$\chi^2 = \sum_j \sum_i \frac{(X_{ij} - X_i \cdot X_j / n)^2}{X_i \cdot X_j / n} = 6.6360$$

$$\therefore \chi^2 < \alpha$$

(注6) t 値を求める近似解を次の方法によっても求めることができる。グループごとの分散 S_i^2/n_i ($i=A, B, C$) を求め、 $T_{ij} = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{\sqrt{S_i^2/n_i + S_j^2/n_j}}$ ($i, j=A, B, C$)

$$T_{ij} = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{\sqrt{S_i^2/n_i + S_j^2/n_j}} \quad (i, j=A, B, C)$$

を計算すると T_{ij} が t 分布に従う。この値は

$$T_{AB}=0.759, T_{BC}=4.558, T_{CA}=3.895$$

となり、AとBのグループ以外の組合せでは T 値は有意であり、グループ分けが有効でないことがわかる。この方法は竹内助教授からご教示頂いた。

(注7) たとえば重量のかさむ鉱石類では、数量を考慮に入れた数値比較をすべきだと考えるかもしれない。しかし Allen & Ely [2] (特に第10章)も指摘しているように、概して貿易統計における数量データは不正確であることが多く、したがって数量を考慮した比較結果から簡単に結論を出すことは避けた方がよさそうである。なお松井 [13] では一応、数量統計の比較と、数量を考慮に入れたCIFとFOB両評価額の比率の誤差の評価を試みている。

IV CIF率分布解明の方法的試み

1. 問題の設定

前述のようにフィリピンの貿易統計は1969年次から輸出・輸入ともCIF・FOB両評価額を公表している。このような貿易統計を集計している国は世界でもまれであり、さまざまな応用が考えられよう(注1)。

ここでは、

$$\text{CIF評価額} / \text{FOB評価額}$$

または、

$$(\text{CIF評価額} - \text{FOB評価額}) \div \text{数量}$$

によって与えられるCIF率の値が、商品別・国別によって特徴があるかどうか検討する。このために主要相手国別・主要商品別マトリクスを作成し、その要素を C_{ij} とし (i は商品, j は相手国), 問題を次のように設定する。

- (1) C_{ij} をその大きさの順序によって i ごとにに行に配列 (国の配列) をしたとき、その配列順序がどの i についてもほぼ同様であるかどうか。
- (2) C_{ij} をその大きさの順序によって j ごとに列に配列 (商品の配列) をしたときに、その配列順序がどの j についてもほぼ同様であるかどうか。

以上二つの問題点を設定してこれを検討するのに、統計的に順位相関検定法が利用できる。

2. CIF率分布と順位相関検定法

いま、 i 財の j 国からのフィリピンの輸入について (あるいは j 国へのフィリピンの輸出について)、

$$C_{ij} = \frac{\text{CIF評価額}}{\text{FOB評価額}}$$

とおき、 C_{ij} を行列形式におきかえる。

相手国	
商品	1, 2, ……………, n
A	$C_{A1}, C_{A2}, \dots, C_{An}$
B	$C_{B1}, C_{B2}, \dots, C_{Bn}$
C	$C_{C1}, C_{C2}, \dots, C_{Cn}$

これをもとにして、品目ごとに C_{ij} の大きさの順序に国を順位づけて表にする。測定値が等しいために起こる同順位はそれらに与えられる順位数の平均値でおきかえる。

相手国	
商品	1, 2, ……………, n
A	$y_{A1}, y_{A2}, \dots, y_{An}$
B	$y_{B1}, y_{B2}, \dots, y_{Bn}$
C	$y_{C1}, y_{C2}, \dots, y_{Cn}$

この順位マトリクスをもとにして、(AとB), (AとC) のように任意の2財について、その順序づけに相関があるかどうかの検定を行なう。

いまA財とB財の*国*の順位数を y_{Aj}, y_{Bj} とすると、Spearman の順位相関係数 s は、

$$s = 1 - \frac{6 \sum_j^n (y_{Aj} - y_{Bj})^2}{n(n^2 - 1)}$$

である (n は標本数)。

もし y_A と y_B が全く同じ順序づけを持っている場合には、 $\sum_j^n (y_{Aj} - y_{Bj})^2 = 0$ となり、 $s = 1$ である。

y_A と y_B に相関があるかどうかの仮説を一般に 5% ないし 1% の有意水準で検定する。同様に (A と C) についても行なう。

もし A と B とが独立であって、A と C とが独立ではないという結果が出た場合には、上で定義した C_{ij} という比率からみて、A と B とを集計してみることはできないが、A と C とは集計してよい、と判断する。

3. C_{ij} マトリクスと商品間の国配列

前述の「主要相手国別・主要商品別マトリクス」は相手国・商品の選び方によっていくつもできる。また商品や相手国に偏りがあるのでマトリクスに空欄が多いことも容易に想像される。一つの「主要相手国別・主要商品別マトリクス」(註2)から空欄のできないようにサブ・マ

トリクスを作る。その一つをここでいう C_{ij} マトリクスとする。輸入の C_{ij} マトリクスを第7表に、輸出のそれを第8表に示す。輸出は相手国・商品ともに偏りが大きく、そのために C_{ij} マトリクスは非常に小さくなってしまった。

第7表をもとに、商品ごとに国の C_{ij} の小さい順に順位数を与えて、商品の組合せごとに順位数の差を求め、 $n=8$ として s の値を求めると、輸入についての「商品間順位相関係数表」が得られる。商品の組合せを行列形式にしてこの係数表を示した結果が第9表である。

$n=8$ のとき s の 5% のの棄却値は 0.643 である。第9表で下線を付したものが $s \geq 0.643$ であり、これらの品目の対については、 C_{ij} の順位づけが独立であるという仮説が 5% の有意水準で棄却される。たとえば 1969 年の SITC コード 511 無機化合物、コード 599 その他の化学工業生産品、の 2 品目は s が 0.779 を示している。この値は棄却値より大であるので、この二つの品目の C_{ij} については独立の根拠をもつとはいえない。だからこの 2 品目の CIF 評価額 / FOB 評価額 をみる場合、

第7表 輸入 C_{ij} マトリクス

SITC	品目	相手国								
		日本	フランス	西独	オランダ	英国	米国	カナダ	オーストラリア	
1969年										
022	ミルクおよびクリーム	1.10	1.25	1.18	1.15	1.20	1.11	1.35	1.13	
511	無機化合物	1.19	1.18	1.22	1.17	1.32	1.41	1.43	1.08	
512	有機化合物	1.16	1.16	1.15	1.21	1.14	1.16	1.35	1.19	
541	医薬品	1.07	1.08	1.09	1.09	1.07	1.08	1.07	1.06	
599	その他の化学工業生産品	1.09	1.15	1.14	1.12	1.15	1.16	1.32	1.11	
641	紙および板紙	1.16	1.23	1.28	1.17	1.15	1.27	1.32	1.12	
681	鉄鋼	1.10	1.23	1.14	1.33	1.13	1.24	1.20	1.19	
711	原動機(電気機器を除く)	1.06	1.13	1.07	1.09	1.08	1.09	1.09	1.10	
71301	トラクタ	1.09	1.05	1.10	1.16	1.07	1.10	1.11	1.08	
716	その他の機械類(電気機器を除く)	1.06	1.05	1.10	1.08	1.09	1.10	1.18	1.06	
721	発電機、電動機、変流機、変圧機	1.08	1.16	1.08	1.11	1.08	1.09	1.06	1.06	
732	鉄道用車輻	1.11	1.17	1.14	1.13	1.11	1.13	1.13	1.11	
1970年										
022	ミルクおよびクリーム	1.09	1.26	1.17	1.14	1.20	1.12	1.39	1.14	
511	無機化合物	1.18	1.19	1.20	1.17	1.25	1.29	1.43	1.07	
512	有機化合物	1.12	1.15	1.15	1.15	1.14	1.16	1.25	1.13	
541	医薬品	1.05	1.06	1.08	1.04	1.06	1.06	1.07	1.05	
599	その他の化学工業生産品	1.07	1.10	1.13	1.12	1.12	1.14	1.34	1.09	
641	紙および板紙	1.13	1.13	1.17	1.15	1.15	1.25	1.28	1.08	
681	鉄鋼	1.07	1.11	1.10	1.14	1.49	1.15	1.19	1.14	
711	原動機(電気機器を除く)	1.04	1.07	1.04	1.06	1.15	1.08	1.09	1.06	
71301	トラクタ	1.07	1.14	1.06	1.08	1.06	1.08	1.09	1.07	
716	その他の機械類(電気機器を除く)	1.05	1.05	1.06	1.09	1.06	1.08	1.17	1.05	
721	発電機、電動機、変流機、変圧機	1.06	1.05	1.06	1.09	1.06	1.08	1.06	1.06	
732	鉄道用車輻	1.09	1.12	1.09	1.16	1.25	1.10	1.08	1.08	

(出所) *Foreign Trade Statistics of the Philippines, 1970* および 1971 より作成した文献 [12] より構成。

第 8 表 輸 出 C_{ij} マ ト リ ャ ス

品 目	相 手 国	日 本	西 独	オランダ	米 国
1969年					
0520105	ナ ツ	1.08	1.13	1.14	1.21
2210200	ナ ツ	1.11	1.17	1.18	1.33
24303	製材用およびかながけ面取り加工した木材(針葉樹以外のもの)	1.31	1.35	1.39	1.47
26505	マニラ麻およびマニラ麻のトウおよびそのくず	1.30	1.43	1.40	1.32
4120701	粗 ナ ツ ト 油	1.06	1.08	1.07	1.08
1970年					
0520105	ナ ツ	1.06	1.12	1.13	1.22
2210200	ナ ツ	1.11	1.18	1.17	1.31
24303	製材用およびかながけ面取り加工した木材(針葉樹以外のもの)	1.27	1.43	1.43	1.43
26505	マニラ麻およびマニラ麻のトウおよびそのくず	1.24	1.35	1.26	1.29
4120701	粗 ナ ツ ト 油	1.05	1.07	1.07	1.06

(出所) *Foreign Trade Statistics of the Philippines, 1970* および 1971 から作成した文献 [12] より構成。

第 9 表 輸 入 商 品 間 順 位 相 関 係 数 表

年	品 目	022	511	512	541	599	641	681	711	71301	716	721	732
1969	022		.309	.119	.226	.636	.428	.142	.357	-.005	.261	-.005	.500
	511			-.119	.047	.779	.643	-.095	-.309	.244	.809	-.172	.142
	512				-.071	.089	.214	.547	.476	.577	.107	-.136	.095
	541					.127	.535	.511	-.035	.446	.214	.720	.761
	599						.066	.386	.339	.130	.636	.083	.458
	641							.333	-.023	.517	.666	.113	.738
	681								.666	.434	.095	.541	.547
	711									-.196	-.285	.267	.380
	71301										.636	-.059	.172
	716											-.321	.154
1970	022		.446	.494	.601	.434	.309	.428	.553	.321	.297	-.351	-.035
	511			.714	.767	.815	.857	.541	.643	.235	.589	.095	.023
	512				.565	.910	.845	.446	.476	.577	.791	.333	.011
	541					.666	.643	.184	.279	-.023	.285	-.184	-.172
	599						.958	.613	.500	.202	.863	.410	.029
	641							.464	.416	.154	.869	.452	-.005
	681								.922	.095	.595	.339	.238
	711									.291	.452	.107	.327
	71301										.285	.053	-.035
	716											.672	.107
721												.297	
732													

第10表 輸出商品間順位相関係数表

品目コード	0520105	2210200	24303	26505	4120701
1969年					
0520105	1.000	1.000	.200	.650	
2210200		1.000	.200	.650	
24303			.200	.650	
26505				.650	
4120701					
1970年					
0520105	.800	.800	.400	.600	
2210200		.800	.800	.350	
24303			.800	.850	
26505				.650	
4120701					

第12表 輸出国間順位相関係数表

相手国	日本	西ドイツ	オランダ	アメリカ
1969年				
日本		.900	.900	.900
西ドイツ			1.000	.850
オランダ				.850
アメリカ				
1970年				
日本		1.000	1.000	.850
西ドイツ			1.000	.900
オランダ				.850
アメリカ				

これら2品目の集計値でみてよいということになる。

輸入についての第9表はさまざまな値を示しており、規則性を見出すことはできない。

輸出について第8表をもとにして同様に計算($n=4$)した結果を第10表に示す。 $n=4$ のときの5%有意水準の棄却値は1.000である。標本数が少なく簡単に結論が出せない。

4. 相手国間の商品配列

第7表, 第8表を列(相手国)について, 商品の C_{ij} の小さい順に順位数を与え, 2国の組合せについて順位数の差を求め, $n=12, n=5$ として s の値を求めると, 輸入・輸出についての「相手国間順位相関係数表」を得る。前節と同様にしてこの係数の結果を示すと, 輸入が第11表, 輸出が第12表である。

$n=12$ のとき, 5%の有意水準で, 棄却値は0.504であ

る。輸入について第11表をみると, 69年については8カ国の中からの2カ国ずつのすべての組合せについて, $s > 0.504$ という結果になっている。70年についても英国とカナダとの組合せ以外のすべての組合せについて s の値は棄却値より大きい。このことは国ごとに商品の C_{ij} の大きさの配列の仕方に相関がないという仮説が1970年の1組を除いてはすべて棄却されるということであり, その意味するところは, フィリピンからみて輸入商品のCIF評価額/FOB評価額の順序は, ここにあげた8カ国のいずれか2国からの輸入であれば等しいとみてよい, という顕著な結論を得たわけである。

輸出については, $n=5$ のときの棄却値は, 5%の有意水準で0.900である。結果をみるとやはり兩年とも独立でない組合せが多い。標本数がもう少し多く得られたら, もう少しはっきりした結論が輸出についても得られたかもしれない。

といっても, 本節の目的はCIFとFOBの評価額の比率を用いて, 貿易統計の評価と利用に際してのひとつの方法を提示することにあつたので, 結果そのものにあまりの意味づけを与える必要はないかもしれない。たびたび言及するように, 輸出については標本数が少ないという制約があつたし, また, ここで用いた順位相関検定法は Spearman の方法であるが, この Spearman の検定法は検出力が小さいとも言われている。しかし順位相関検定の応用方法についての例としてはこれだけでも十分であろうし, このような検討はCIF, FOB価額評価の統計を利用する際にも, 興味ある結果をもたらすであろう。

(注1) その一例として文献 [12] など。

(注2) 相手国: 輸出7, 輸入14; 商品: 輸出14, 輸入19 をFOB評価額の大きいものから取り出して作

第11表 輸入国間順位相関係数表

相手国	日本	フランス	西独	オランダ	英国	米国	カナダ	オーストラリア
1969年								
日本		.715	.886	.842	.722	.842	.744	.599
フランス			.716	.629	.743	.639	.568	.673
西独				.685	.872	.874	.893	.613
オランダ					.520	.783	.620	.744
英国						.825	.917	.569
米国							.826	.620
カナダ								.610
オーストラリア								
1970年								
日本		.821	.884	.900	.550	.868	.659	.606
フランス			.737	.632	.543	.662	.681	.664
西独				.786	.559	.858	.814	.636
オランダ					.709	.865	.583	.585
英国						.671	.487	.648
米国							.802	.676
カナダ								.583
オーストラリア								

成した。松井[13]にそのマトリクスを表示している。

V 要 約

本稿のねらいは、一つに貿易統計における観測誤差の評価と、もう一つに、輸入をCIF、輸出をFOBで価値評価している場合、2国間貿易マトリクスにおけるCIFとFOBの乖離部分の適正割合を評価するという二つの統計評価について、その方法を与えられたデータから試みることにあった。

観測誤差の評価は、貿易マトリクスによる総額比較によって、あるいは日比2国の単純な品目別比較によって、輸入統計については一応、観測誤差が十分に小さいといえるだろうとの結論を得た。

輸出統計については、観測誤差の評価と、CIF率((CIF評価額-FOB評価額)/FOB評価額)の適正割合に対する仮定の評価とを、組み合わせた形で扱った。結論的には、第1に、相手国について一律にCIF率を10%と仮定することには相当無理があるといえる。国によって地域によってこの比率には異なる値を仮定した方がよさそうである。第2に、日本とフィリピンの2国に限って品目別に比較してみたとき、数値の乖離はかなりバラツキがあるが、これを品目グループ分けしてみても、グループ分けしない全標本でみても観測誤差は十分に小さい。そして、品目グループCには問題がいろいろあるが、グループA、Bに関しては、グループ間の差がCIF率の大きさに現われ、それぞれ7%、44%であり、全標本のそれは50%にもなる。これらのことから、CIF率の適正割合を評価するについて、品目のいかにかわからず、この比率が一定であるとみなしてよいのか、あるいは品目別に大きく異なるとみた方がよいのか、明確には何とも言えないが、一般に言われている10%からは大分異なるとみた方が適切であろうと思われる。

こうしてみると、貿易統計の観測誤差の評価、CIF率の適正割合の評価をねらいとした本稿の作業から、実は、貿易統計としてまとめられたデータでは、分類の仕方とモデルの特定化の仕方とが誤差の評価と大きく関係がありそうだという問題が提起される。これはIV節におけるCIF率分布の C_{ij} マトリクスを作る際にもいえることで、品目のグループ分け、国のグループ分けの仕方を変えて C_{ij} マトリクスを別に作り変えてみると、また別の評価ができよう。本稿ではそうした分類基準の妥当性・合理性の検討を十分になしえなかった。今後の問題として残されよう。

参考文献

- [1] Morgenstern, O., *On the Accuracy of Economic Observations*, 1963.
- [2] Allen, R. G. D., & J. E. Ely eds., *International Trade Statistics*, 1953.
- [3] Naya, S., & T. Morgan, "The Accuracy of International Trade Data: The Case of Southeast Asian Countries," *Journal of American Statistical Association*, 1969.
- [4] Luey, P., "On Discrepancies in Trade Statistics of Trading Partners," *The Malayan Economic Review*, April 1971.
- [5] Naya, S., T. Morgan & Colosi, J. A. "Comments on P. Luey: On Discrepancies in Trade Statistics of Trading Partners," in the same *Review*.
- [6] Luey, P., "A Note in Reply to Naya, Morgan & Colosi," in the same *Review*.
([4],[5],[6]は *Journal of American Statistical Association*, Dec. 1971 に改稿再録されている。)
- [7] Morgan, T., & N. Spolstra eds., *Economic Interdependence in Southeast Asia*, 1969 (esp. Chap. 14).
- [8] Hicks, G., & G. McNicoll, *Trade and Growth in the Philippines—An Open Dual Economy*, 1971.
- [9] U. N., *International Trade Statistics Concepts and Definitions*, 1970.
- [10] 竹内啓 『統計学の視点』 1973年。
- [11] 竹内啓 「統計」と統計学 (『経済セミナー』 1974年6月号)。
- [12] アジア経済研究所『フィリピンの貿易統計———運賃・保険料率表』(近刊)。
- [13] 松井寿嘉子 『東南アジア貿易統計の評価試論———フィリピン貿易統計を中心として』(統計参考資料 No. 87) 1974年4月。

統計的付録 (註1)

II節3, CIF率および誤差の検定方法に対して統計的な形式を与えておこう。

1国の j 国に対する輸出統計の値を X_j , 相手国 j の輸入値を M_j とすると、輸出比率 m_j は次のように表わされる。

$$(1) m_j \equiv \frac{M_j}{X_j} = \theta_j + u_j$$

θ_j は系統的な統計誤差(運賃・保険料部分)だけを含んだ輸出比率の真値, u_j はその他の統計的誤差である。 m_j は θ_j を与えたときに決まる関数でその形は次のように書ける。

$$h_j\left(\frac{M_1}{X_1}, \dots, \frac{M_n}{X_n} \mid \theta_1, \dots, \theta_n\right) = \prod_{j=1}^n h_j(m_j \mid \theta_j)$$

u_j に関して次の仮定をおく,

(2) $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ …誤差の分散は一定。

(3) u_j は無作為標本である。

これらから u_j の分布関数は次の形で書かれる。

$$f(u_1, u_2, \dots, u_n) = \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{u_j^2}{2\sigma^2}\right]$$

われわれの求めたいのは $g(m_1, \dots, m_n)$ の分布形である。そこで u_j の m_j に関するヤコビアンを求めると,

$$J = \left| \frac{\partial u_j}{\partial m_j} \right| = \begin{vmatrix} 1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1 \end{vmatrix} = 1$$

したがって,

$$g = \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(m_j - \theta_j)^2}{2\sigma^2}\right]$$

ここで第4の仮定として θ_j に関して次の仮定をおく。

(4) $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_n = \theta$ … θ はどの相手国についても一定である。

よって, これから g を次のように書ける,

$$g = \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(m_j - \theta)^2}{2\sigma^2}\right]$$

これに関して尤度関数を求めると,

$$L(\theta, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp\left[-\frac{\sum (m_j - \theta)^2}{2\sigma^2}\right]$$

これから

$$\log L = -\frac{n}{2} \log 2\pi - \frac{n}{2} \log \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_j (m_j - \theta)^2$$

$$\frac{\partial L}{\partial \theta} = \sum_j (m_j - \theta) = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2} \cdot \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_j (m_j - \theta)^2 = 0$$

$$\therefore \begin{cases} \hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum m_j = m \\ \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum (m_j - \theta)^2 \end{cases}$$

この最尤推定値は確かに有効推定量である。

ここで $\hat{\sigma}^2$ における θ は未知であるから, 外生的に $\hat{\theta}$ を与えて代用すると,

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum (m_j - \hat{\theta})^2$$

となって, 偏りをもった推定量となるために, これを不偏推定量にする。すなわち,

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum (m_j - \hat{\theta})^2.$$

ところで, $m_j = \theta + u_j$ であるから,

$$\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum (\theta + u_j) = \theta + \frac{1}{n} \sum u_j.$$

ここで $\hat{\theta} - \theta$ が $N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ の分布に従うとすると, $m_j - \hat{\theta}$ の分布は,

$$m_j - \hat{\theta} \sim N\left(0, \frac{n-1}{n} \sigma^2\right)$$

である。もしも m_j と $\hat{\theta}$ とが独立であるならば,

$$m_j \sim N(0, \sigma_1^2)$$

$$\hat{\theta} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

とすると,

$$m_j - \hat{\theta} \sim N(0, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

となる。

ところがここでは m_j と $\hat{\theta}$ とは独立でないので,

$$\frac{\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta)}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

とすると,

$$Z_j = \frac{(m_j - \hat{\theta}) \frac{\sqrt{n}}{\sigma}}{\sqrt{n-1}} \sim N(0, 1)$$

であり, $\sum_{j=1}^m Z_j^2$ は自由度 $m = n-1$ の χ^2 分布に従う。

$$\begin{aligned} \therefore \sum Z_j^2 &= \frac{n}{(n-1)\sigma^2} \sum (m_j - \hat{\theta})^2 \\ &= \frac{n}{\sigma^2} S^2 \sim \chi_{n-1}^2. \end{aligned}$$

したがって,

$$\frac{\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta)/\sigma}{\sqrt{n} \cdot S/\sigma} = \frac{\hat{\theta} - \theta}{S}$$

は t 分布に従う。

$\frac{\hat{\theta} - \theta}{S} = t$ とする。帰無仮説 H_0 は, $\theta = \theta_1$ であり, 対立仮説 H_1 は $\theta \neq \theta_1$ であるという設定をする。そして検定は, $\left| \frac{\hat{\theta} - \theta}{S} \right| > t_{0.05}$ なる確率を5%とおき, $\left| \hat{\theta} - \theta \right| \geq t_{0.05} \cdot S$ のとき, 有意水準5%で仮説をすてることになる

(注1) この付録は坂井秀吉氏のご教示による。

(統計部)