# ブラジルの工業製品輸出決定因について

神戸大学経済経営研究所　西島　章次

## はじめに[1)]

ブラジルの開発戦略は，１９６４年に輸入代替的工業化から輸出志向的工業化へと転換し，これに伴い工業製品の輸出は著しく拡大した。さらに１９６８年以降は高度成長期における工業生産の急速な拡大に支えられて，ブラジルの工業製品輸出は１９７２年に至るまでの期間に，年平均実質成長率で実に３０％を超える増加率をみせている。今や，このブラジルの経験は東アジア諸国のそれとならび，輸出志向的工業化論における重要なテーマとなっているといっても過言ではない。

１９６４年以降のブラジル工業製品輸出のこの急激な拡大をもたらした諸要因に関しては，既にTyler〔１〕，西向〔２〕らの研究があるが，本報告はこれらの研究で重視される諸要因について回帰分析を用いて定量的に実証するものである。[2)]

## I

Tyler，西向らによって明らかにされた諸要因を考慮して重要なものを列挙すると以下の如くである。

(1) 戦後一貫してなされた輸入代替的工業化過程において工業基盤が形成され，その後不況期を経験したものの，１９６８年以降は工業生産は１０％を超える実質成長率で拡大している。これらを基本的背景として，工業生産の拡大は規模の経済，生産性上昇を可能とし，コスト・ダウンと品質の改善による輸出競争力を達成するものとして重要である。しかしながら，既に述べたように，工業製品輸出は工業生産の成長率をはかるに上回っており，当然，工業製品輸出の急成長を可能ならしめたその他の直接的要因が考慮されなけれ

ばならない。

(2) 為替レートの小刻み切下げ方式への移行があげられる。１９６８年8月に小刻み調整方式に移行してから，１９７２年１２月までに計３４回の切下げをおこなっている。切下げ幅とタイミングの決定は，国内物価，外国物価の動向，金利，非伝統的輸出，外貨準備の動向などを考慮してなされている。第１表にみるように，名目実勢レートは１９６８年第Ⅲ四半期より１９７２年第Ⅳ四半期までに約７５％切下げられている。しかし，この間の工業製品卸売物価水準の上昇率は約９２％であり，切下げが不十分であったことを示している。すなわち，実質為替レートでは約 8.7％の切上げとなっている。他方，ドル価格調整による購買力平価レートでは若下の切下げ（約 5.5％）となっており，USマーケットにおいては価格競争力が強まったことになる。さらに，小刻み調整は，従来のような切下げタイミングの遅れによる著しい過大評価と，大幅な切下げ変動幅による輸出利潤予想の攪乱を回避し，不十分ながら国内通貨価値の実勢をほぼ反映することとなった為替レートは，従来のように著しく輸出を阻害することを改められるにいたった。もちろん，小刻み調整への移行により従来の切下げの最大の問題点であった為替投機の回避，輸入インフレの抑制，金融政策の独立強化などが可能となり，これらが国内経済全体への好ましい影響を与え，工業生産・工業製品輸出拡大を有利にしたこともみのがせない。

(3) 工業製品輸出に対する税制上の優遇措置。１９６４年以降多くの輸出促進策が実施されたが，特に工業製品輸出にとって重要なものは以下の税制上の優遇措置である。

(イ) 工業製品税（ＩＰＩ）の免除。

(ロ) 流通税（ＩＣＭ）の免除。

(ハ) 所得税の免除。

(ニ) 金融取引税の免除。

(ホ) 輸入税の払い戻し。

これらの税制上の優遇措置が工業製品輸出促進に果たした役割は大きい。Tyler の計算によると，[3] 上の(イ)〜(ホ)に Resolution７１による短期貸付の効果を加えた総合的な効果は，これらの優遇措置をすべからく利用すると，１９７３年には輸出企業は利潤を犠牲にすることなしに輸出価格を国内販売

価格よりも４０％あまり低めることが可能であったことを示している。このことは，ある為替レートのもとで既に輸出可能であった企業は４０％の利潤の増大を得ることが可能であり，まだ輸出できないでいた企業は４０％の価格引下げにより競争力をもつことが可能となったことを意味している。いずれにせよ，これらの優遇措置が，インフレと不十分な為替レート切下げがもたらした実質為替レート低下の輸出に対する負の効果を相殺し，工業製品輸出を促進する非常に重要な要素であった。

(4) 不況効果。国内需要条件が工業製品吸収に十分でない場合，生産者は過剰在庫，過剰設備をかかえるために，積極的に輸出市場を求めることになる。典型的には１９６５年の不況期に工業製品輸出は前年に比べ６８％も増大し（特に鉄鋼の輸出が著しい），逆に１９６８年の好況の始まる年には減少をみせている。しかしながら，１９６８年以降も工業製品輸出は急激に拡大しているが，これは依然として過剰設備をかかえていたことと，不況期での輸出開拓，輸出マインドの形成などの経験が生かされ，国内需要の増加にもかかわらず急速にのびたものである。企業の生産計画にとって，輸出市場はもはや単なる二次的市場ではなくなったと考えるべきである。

(5) LAFTA効果。LAFTA設立当初には関税譲許の成立件数は多く（国別リストについては第２表参照），域内特恵が輸出拡大の直接的な重要な要因となっていた。ところが，１９６９年以降は関税譲許件数は著しく低迷し，LAFTAの工業製品輸出への直接的重要性は低下している。しかしながら，Tyler〔１〕のインタビュー調査は，ブラジルの企業は，先進国との競争は依然として困難であるが一方LAFTA設立によりLAFTA域内への輸出は可能となったと考えるにいたったとの報告を行っている。従って，LAFTAの設立は，ブラジルの企業に輸出市場としてのLAFTA諸国の重要性を自覚させたという間接的効果をもっていた。

Ⅱ

以上が，Tyler，西向が重視するブラジルの工業製品輸出を決定した諸要因であるが，われわれはここで回帰分析によりこれらの決定因を定量的に分析しうる。もちろん，これら決定因を数量変数に転換し回帰分析を行なうに際して

は多くの問題をかかえている。明らかに工業製品輸出を以上の諸要因のみで全て説明しつくせるものではない。われわれが認知しえない一時的な不規則要因に影響されているかもしれないし，更に，輸出に対する政府のとりくみの変化や輸出手続きの簡略化，企業の輸出志向性の変化等，われわれが事実として認識していても数量化の不可能な要因も存在する。この場合，Tyler，西向が考慮したもの以外に特に重要な要因が存在するとすると，彼らが重視する諸要因だけを説明変数とするモデルはspecificationを誤ることになる。従ってわれわれの作業の目的の一つは，彼らが重視する諸要因がブラジルの工業製品輸出をどの程度説明しうるかを検討することにあるといえる。以下では，われわれが採用するモデルの特徴を説明しよう。

Tyler，西向が重視する諸要因は，輸出供給要因に関するものであった。従って，われわれのモデルは輸出の供給面に焦点がおかれ，輸出供給関数の推定という作業が主たる関心事となってくる。

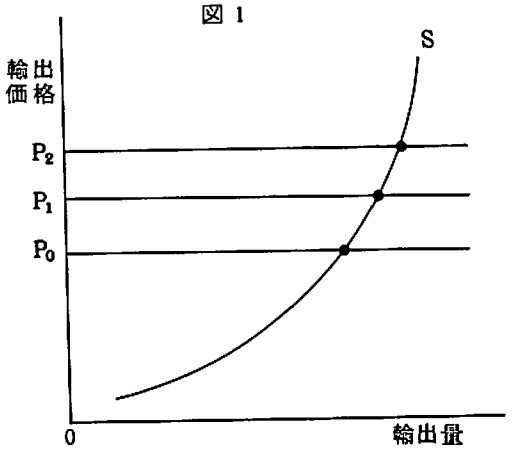
モデルのspecificationに際しては，次の２つの仮定が重要である。第一は，ブラジルの工業製品輸出に対する世界需要の価格弾力性は無限弾力的であるという仮定である。現実に決定される輸出量，輸出価格などは，輸出供給要因と輸出需要要因の双方によって決定されており，われわれが利用しうるデータはこれを反映したものである。このため，輸出供給関数を推定する際には，供給要因を需要要因から識別しなければならない。この識別問題に対し，ブラジルの工業製品輸出に対する世界市場における需要は，競争的価格のもと，無限弾力的であると仮定する。これは，ミクロ理論で完全競争のもと各企業の規模が十分小さく価格に影響を及ぼさないとすると，各企業が直面する需要曲線は外生的に与えられる無限弾力的な価格曲線であるとされることと同様の考え方である。これを一国レベルで考えるといわゆる小国の仮定となり，１９７０年には世界の工業製品輸出のうちブラジルの工業製品輸出シェアが0.2％弱を占めるにすぎないことを考慮すると，この仮定がさほど非現実的であるとはいえない。さて，この小国の仮定のもとでは，輸出価格は外生的に与えられ，図１におけるように，輸出価格の変化に応じて輸出需要曲線は水平にシフトし，需要曲線と供給曲線の交点は供給曲線上をtraceすることになり，供給曲線の識別が可能となる。従って，輸出価格を外生とした輸出関数は，上の仮定のもと，輸出供給関数であるすることができる。

さて，以上の仮定のもと，輸出供給関数の最も簡単なフォーミュレーションとして，

① $\log Xt = \alpha_0 + \alpha_1 \log Pt + \alpha_2 \log Ot + Ut$（X：輸出量，P：輸出価格，O：活動水準，U：誤差項）

が考えられる。ここで関数は loglinear で特定化されているので,係数 $\alpha_1$ は弾力性値である。関数を loglinear とする理由は，不均一分散によるバイヤス回避と，一次線形では弾力性値が説明変数の水準に応じて変化するのに対して，loglinear の場合弾力性値が一定であるというメリットによる。しかし①式の特定化においては，第二の仮定として，実現された輸出が事前に計画された輸出と常に一致するという均衡システムが暗黙裡に仮定されている。従って，現実が不均衡システムであり，利用しうるデータがこれを反映しているのであれば，推定値は misspecification error によるバイヤスをもつことになる。われわれはこの問題に対して，部分的フロー調整のアプローチをとるであろう。現実には当該期間に計画された輸出はすべてが実現されるのではなく，一部分のみ実現されるとする。今，計画された輸出を $X^*t$ とし，実現された輸出を Xt とすると，部分的フロー調整は，

図 1




② $\triangle \log Xt = r\,[\log X^*t - \log Xt-1]$，（$0 \leqq r \leqq 1$）ただし，

ただし，$\triangle \log Xt = \log Xt - \log Xt-1$

と表わすことができる。ここでは，輸出価格は外生的に与えられるので，国内で輸出供給量が調整されるものである。このような調整メカニズムを採用する理由は，本研究でとられるデータが四半期データであり，一般的に輸出計画と輸出向生産や船積みとの間にラグが存在すると考えられることから，当該期間に輸出計画の一部分のみ実現されると考えるものである。ここで，輸出供給関数①を②に代入すると，

③ $\log Xt = r\alpha_0 + r\alpha_1 \log Pt + r\alpha_2 \log Ot + (1-r)\log Xt-1 + r\,Ut$

となり，これに最小２乗法を適用することにより係数を推定しうる。ここで，$r\alpha_1$，$r\alpha_2$ は短期の弾力性値であり，①式の係数 $\alpha_1$，$\alpha_2$ が長期の弾力性値となることはいうまでもない。

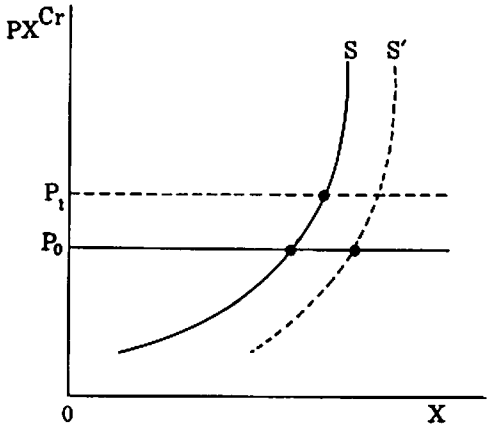
説明変数としては以下のものが採用される。

P：相対価格

小国の仮定より，ブラジルの輸出企業が直面する輸出価格$PX^{\$}$（ドル表示）は外生的に与えられる。輸出企業はその時の為替レート（R＝Cr／$）で変換されたクルゼイロ表示の輸出価格$PX^{cr}$と国内販売価格PDとを比較して輸出量を決定するとする。すなわち，企業は輸出手取りが国内販売手取りより乖離すればする程，その生産物を輸出に向けようとするであろう。このような企業の価格に対する反応を仮定すると，価格変数として相対価格$P=(PX^{\$}\cdot R)/PD=PX^{cr}/PD$が適当である。従って，外生的に与えられる輸出価格$PX^{\$}$が高くなればなる程，為替レートの切下げ幅が大きい程，国内価格（ここでは工業製品卸売物価を代理変数としている）が安定的である程，相対価格，すなわち輸出手取りと国内販売手取りの乖離は大きくなる。輸出供給関数の価格変数としてこのような相対価格を用いる例は，Amano〔4〕，Kreinin〔5〕などにみられる。尚，実際の推定にあたっては一期のラグがつけられている。

T：税制上の優遇措置

図2




税制上の優遇が与えられた場合，それが輸出を行なう企業の行動にどのように影響するかは，ミクロ・レベルでの議論が必要である。個々の企業の供給曲線は，限界費用曲線上の平均費用曲線と交わる点より右側の部分である。今，輸出企業が直面する輸出価格$PX^{cr}$を縦軸に，輸出量Xを横軸にとると右上りの輸出供給曲線がかける。税制上の優遇措置が実施されたとすると，

㋑各企業は税制上の優遇措置を費用低下要因とみなし，供給曲線を下方にシフトさせるか（S→S′），

㋺税制上の優遇措置を輸出価格の増分とみなし（$P_0\rightarrow P_1$），$P_1$とSの交点まで輸出を拡大させるか。

のどちらかの行動をとるであろう。

各企業の輸出供給曲線を水平に aggregate した総輸出供給曲線の場合も，各企業が㋑㋺のどちらの行動をとるかに依存する。

ここでのモデルでの取扱いは，従って，以上の２つのケースを扱うであろう。

①輸出供給曲線をシフトさせるとする場合 ——税制上の優遇指標Ｔを価格とは独立に説明変数とする。

②輸出価格の増加とみなす場合 —— 相対価格にＴによる価格増加を考慮したＰＴを説明変数とする。

尚，Ｔの定義は，税制上の優遇を最大限に利用した時の輸出価格と，利用しなかった場合の輸出価格の比率であり，Tyler[4]の指標より計算されたものである。ここでも実際の推定にあたっては一期のラグがとられている。

ＯＴ：工業生産トレンド

工業製品輸出が持続的に拡大するためには，工業生産水準の持続的拡大が必要である。すなわち，輸出供給曲線が持続的に右方にシフトしていなければならない。生産水準の量的拡大に加えて，供給曲線のシフトは長期的には規模経済の達成，生産費の低下，品質の改善などにより輸出競争力が増大することを意味している。従ってここでは，工業生産水準ではなく工業生産トレンドを説明変数とする。トレンドの導出は，１９６８年を境とする明らかなトレンドの変化を考慮して，１９６３年－１９６７年，１９６８年－１９７２年のそれぞれの期間について別個に推定した。推定式は，

$$\log Ot = a_0 + a_1 t + Ut$$

である。

ＲＥ：不況効果

ここでは，国内需要が逼迫しているか（好況），不足しているか（不況）に応じて企業が異なる輸出行動をとることを仮定している。すなわち，輸出専門の企業はともかく，大部分を占めているであろう輸出と国内販売双方に従事している企業は，国内需要が好調であればわざわざ危険が大きく手続きの繁雑な輸出よりも国内販売を選好するであろう。一方，国内需要が不足すれば，在庫過剰，稼動率の低下が生じ，このため輸出市場に需要

を求めるいわゆる輸出ドライブをかけるであろう。不況効果の指標として，工業生産水準のトレンドからの乖離[5]を用いている。ここでも実際の推定にあたり一期のラグをつけている。

LA：LAFTA効果

LAFTAによる貿易拡大の最良の指標は，各期の関税譲許件数である。しかしながらここでは四半期データを利用しなければならず，関税譲許の四半期データは存在しない。そこで一つの近似として，年次データを，Weightをつけた四半期データにならすことにする。今，t−1年の累積件数をCt−1，t年のそれをCt（Ct>Ct−1）とすると，

t年度の譲許成立件数（△Ct＝Ct−Ct−1）を以下のように分割する。

$$\triangle Ct=(\triangle Ct+3\triangle Ct+5\triangle Ct+7\triangle Ct)/16$$

従って，t年度各四半期の仮説的累積譲許件数は，

第Ⅰ期　$Ct+\frac{1}{16}\triangle Ct$

第Ⅱ期　$Ct+\frac{4}{16}\triangle Ct$

第Ⅲ期　$Ct+\frac{9}{16}\triangle Ct$

第Ⅳ期　$Ct+\triangle Ct$

となる。尚，採用したのはブラジルを除く各国の譲許件数の総数である。

DM：季節調整ダミー

その他追加的説明変数として季節調整ダミーを入れる。

$$DM=\begin{cases}1：第Ⅰ期\\0：第Ⅱ期\\0：第Ⅲ期\\0：第Ⅳ期\end{cases}$$

尚，被説明変数は工業製品輸出数量である。

以上の説明変数を用いて推定されることになるが，[6]その前に，各変数のデータの出所を示しておこう。

X：輸出数量 − conjuntra econômica 各版

$PX^{8}$：ドル表示輸出価格指数− conjuntra econômica 各版

PD：国内価格（工業製品卸売物価指数）− conjuntura econômica 各版

R：為替レート指数－Tyler〔１〕，P.２２０

T：税制上優遇指数－Tyler〔１〕，P.２２０

O：工業生産水準指数－Tyler〔１〕，P.３５２

LA：LAFTA関税譲許累積件数－ALALC, Sintesis, Suplemento №１４, Set－Oct.１９７６

Ⅲ

推定結果は第３・第４表にまとめられている。推定は，１９６８年からのトレンドの変化を考慮して，１９６３年－６７年と１９６８年－７２年のそれぞれの期間について別個におこない，推定式は③式をベースに，上に述べられたいくつかの説明変数の多重共線性を避けた組合せとなっている。尚，( )はｔ値である。

まず，１９６８年－７２年についてみてみよう。全ての推定式が良好であり，有意な説明力を有している。価格弾力性（ここでは短期の弾力性である）は，1.４～２.０の範囲にあり，一般に予想されるよりブラジルの工業製品輸出供給は価格に敏感に反応していることを示している。このことは，為替レートの切下げとインフレ抑制が工業製品輸出に有効であることを示唆している。

税制上の優遇措置も有意であり，工業製品輸出に重要であったことを示している。しかし，Ｔをシフト変数ではなく価格の増分と仮定してＰＴを説明変数とすると，$R^2$ も価格変数のｔ値も著しく改良されている。このことは，税制上の優遇措置に対する企業行動の２つの仮説のうち，税制上の優遇措置により費用関数をシフトさせるという仮説より，優遇措置を価格そのものの増加とみなす仮説の方がよりよくあてはまっていることを意味している。経済的意味付けとして，この税制上の優遇措置による工業製品輸出の拡大は，優遇措置を受けない時には輸出ができないでいた企業が，優遇措置により cost down が可能となり，これらの多くの企業が輸出に参加しはじめたとみるより，既に輸出していた企業が優遇措置を受けることにより利潤を増加させ，さらに輸出を拡大したことを反映しているとみるべきであろう。ブラジルの工業製品輸出の多くがMNCの手になるという周知の事実はこれを裏付けている。

不況効果については，符号条件を満しており係数も有意である。しかしなが

ら係数値は0.0046と小さくほとんど影響を与えていないといってよい。これは，1968年から急速に稼動率が高まったことと，すでに輸出市場を二次的なマーケットとはみなしていないことを反映していると解釈しうる。

LAFTA効果は有意ではなく符号条件も満していない。Tyler，西向の仮説が正しいとするならば，specificationを失敗したとみなさなければならない。

工業生産トレンド（OT）は，T−1，X−1と強い相関関係（相関係数はそれぞれ，0.96と0.86）にあり，(7)式では多重共線性による強いバイヤスを生じている。これらの説明変数を除外した(8)式ではOTは有意である。その係数は0.9481と1に近く，OTがトレンドであることを考慮すると，生産規模拡大による生産性上昇を輸出はほぼ反映しているとみなしうる。

季節調整変数（DM）は有意であり，ここでのダミーのとり方から，特に第I四半期に季節的変動が存在することを示している。

前期の輸出（X−1）も有意であり，部分的フロー調整メカニズムが妥当することを物語っている。[7]ここでX−1の係数値を(1)〜(6)式の平均値で代表させると0.3867となる。これより，③式のX−1の係数は（1−$r$）であるので，調整係数$r$＝0.6133が求まる。すなわち，事前に計画された望ましい輸出量の61.33％がその期に実現されていることになる。因みに$r$を用いて長期の価格弾力性を求めると，

短期　1.40〜2.0

長期　2.2955〜3.2610

である。

次に，1963年−67年に関しては，いずれも$R^2$は低く，ここで考えられた説明変数では説明力が著しく低く，その他の要因を考慮しなければならないことを示している。1963年−67年の期間は，いわゆる不況とハイパー・インフレに特徴づけられており，工業製品輸出も不規則な変動が激しい。このような時期における輸出行動を定式化することは非常に困難である。しかしながら，逆にわれわれの仮説が否定されたことにより，以下の解釈が可能であろう。

①1968年を境として明らかに輸出供給行動に関し構造的変化が存在する。

②世界の工業製品輸出価格がそれほど変化しないこと，ブラジルは高インフレであったことを考慮すると，価格変動が有意でないことは為替レート切下げ

が不十分であったことを示している。

③税制上の優遇措置もいまだその効果を発揮するに至っていない。

④不況効果とLAFTA効果に関しては，それぞれのspecificationに失敗している可能性が大きい。今後の課題としては，不況指標としてトレンドからの乖離ではなく実際の資本設備稼動率など直接的指標を用いることや，LAFTA効果は輸出需要関数に含め連立モデルで推定することなどが必要であろう。

⑤工業生産トレンドが有意でないことも，通常の生産性上昇→競争力強化→輸出拡大というパターンが妥当しないことを示している。その他の不規則な要因を考慮すべきである。

⑥季節的変動も確定しえなかった。

⑦前期の輸出はいずれの推定式においても有意であった。この期においても部分的フロー調整メカニズムが妥当することを物語っている。係数値を(1)〜(7)式の平均値で代表させると0.6355であり，これより調整係数$r=0.3645$が求まる。この調整係数は1968年－72年のそれ（0.6133）に比してかなり小さい。このことは，1963年－67年には輸出供給の時間的反応が緩慢であったが，1968年－72年にはより敏感となり，それだけ輸出供給体制が改善されたことを物語っている。

## Ⅳ　結　語

本報告は，ブラジルの工業製品輸出を決定した諸要因について，Tyler，西向の研究で重要視されたいくつかの要因を用いて，輸出供給関数の推定というアプローチで実証的に検討したものである。若干の重要な結論として以下のものが挙げられる。

(1) Tyler，西向が重視する諸要因のいくつかは，1968年－72年のみに妥当する。

(2) 1963年－67年，1968年－72年のそれぞれの期間には輸出行動に関し明らかに構造的相違が存在している。

(3) 1968年－72年の輸出を説明する有意な変数は，P，T，OT，DM，X－1であり，P，T，OTはそれぞれ，小刻み調整効果，税制上の優遇措置，工業生産拡大という仮説を支持するものである。

(4)輸出供給行動にはフロー調整メカニズムが妥当し，両期間の調整係数の比較により，１９６８年－７２年の期間は輸出供給の時間的反応がより敏感となったことが明らかとなった。

(5)輸出供給の価格弾力性はおよそ短期弾力性が1.40～2.0であり，長期弾力性が2.3～3.3であった。

(6)税制上の優遇措置に対する企業の行動としては，優遇措置を輸出価格の上昇とみなしている可能性が大きい。

(7)１９６８年－７２年には，生産性上昇がほぼ輸出に反映されている。

(8)輸出供給には季節的変動が存在している。

脚　注

(1)本稿作成に際し　ゼミナールで神戸大学西向教授より多大な御指導を賜ったこと，第１４回ラテン・アメリカ政経学会で神奈川大学大原教授，明治学院大学国本講師より有益なコメントを頂いたことをここに記して感謝いたします。尚，これらのコメントにより本稿は若干修正されたものとなっています。

(2)ブラジルの工業製品輸出に関し，本稿とは異なる定量的アプローチで比較優位構造と貿易政策の関係を明らかにしたものとしては，拙稿〔３〕を参照されたい。

(3)Tyler〔１〕，P.220

(4)Tyler〔１〕，P.220

(5)マイナス項を含みlogをとれないので,このREのみ一次線形で推定している。

(6)Tyler〔１〕に回帰分析を用いたブラジル工業製品輸出の決定因に関する研究があるが，Tylerの推定と本稿の推定との相違点は以下の如くである。
Tylerの推定では，①輸出はアメリカの卸売物価指数でデフレートしたドル表示輸出額である。②輸出価格は不変とし，購売力平価レートを価格変数として用いている。③均衡メカニズムを仮定している。④推定期間は１９６３－７２である。⑤税制上の優遇措置をシフト変数としてのみ捉えている。⑥工業生産水準そのものを用いている。⑦LAFTA効果，季節変動を無視している。
Tylerの以上のspecificationに対し次の批判が可能である。①ブラジルの輸出額をアメリカの物価水準でデフレートするのは適当でない。ブラジルの輸出

価格でデフレートするが輸出数量を用いるべきである。②′輸出価格の変動が無視され，通常の価格弾力性を推定できない。③′各期内に輸出計画の全てが実現するとするのは非現実的であるし，長期と短期の弾力性の区別がはっきりしない。④′１９６８年を境とする構造的変動をみのがすことになる。⑤′税制上の優遇措置に対する企業行動を適切に捉えていない。⑥′不規則要因に影響され生産性上昇の指標として不適当である。⑦′LAFTA効果，季節的変動によるバイヤスが存在する可能性がある。従って，われわれの推定はTylerの推定に対する批判から出発しているといえる。

(7)説明変数としてX－１を加えることにより，全ての推定式で$R^2$は改善している。

引用・参考文献

〔1〕A.G Tyler, Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil, Kieler Studien, №１３４，１９７６。

〔2〕西向嘉昭，"ブラジルの経済成長と工業製品輸出"，国民経済雑誌，昭和５０年２月。

〔3〕西島章次，"比較優位構造と貿易政策－ブラジルの工業製品輸出について－"。世界経済評論，1977年12月。

〔4〕A.Amano, An Econometric Model of the Japanese Balance of Payments, 1961－1970, monograph , Kobe Uhiv. The School of Business Administration, 1975。

〔5〕M.E.Kreinin, "Disaggregated Import Demand Functions- Further Results, "Southern Economic Journal, July, 1973。

〔6〕D.E.Syvrud, Foundations of Brazilian Economic Growth, Hoover Institutional Press, Allyn and Bacon, Inc, 1970

〔7〕E.E.Leamer and R.M.Stern, Quantitative International Economics, Allyn and Bacon, Inc., 1970。

第 1 表

| | 実勢レート（名目）R=Cr／$ | 卸売物価指数（工業製品）WPI BR | 実質レート R／WPI BR | 購売力平価レート R・WPI US／WPI BR |
|---|---|---|---|---|
| '68 Ⅲ | 3. 502 | 91. 2 | 3. 840 | 185. 7 |
| Ⅳ | 3. 742 | 95. 2 | 3. 931 | 190. 7 |
| '69 Ⅰ | 3. 895 | 100. 0 | 3. 895 | 192. 5 |
| Ⅱ | 4. 008 | 103. 8 | 3. 861 | 193. 7 |
| Ⅲ | 4. 108 | 105. 7 | 3. 886 | 192. 6 |
| Ⅳ | 4. 258 | 108. 3 | 3. 932 | 196. 8 |
| '70 Ⅰ | 4. 388 | 113. 3 | 3. 873 | 197. 1 |
| Ⅱ | 4. 507 | 118. 7 | 3. 800 | 194. 6 |
| Ⅲ | 4. 643 | 125. 0 | 3. 714 | 191. 7 |
| Ⅳ | 4. 797 | 129. 0 | 3. 719 | 192. 2 |
| '71 Ⅰ | 5. 000 | 132. 7 | 3. 768 | 194. 6 |
| Ⅱ | 5. 163 | 140. 7 | 3. 670 | 192. 4 |
| Ⅲ | 5. 363 | 147. 3 | 3. 641 | 192. 8 |
| Ⅳ | 5. 557 | 152. 0 | 3. 656 | 193. 8 |
| '72 Ⅰ | 5. 770 | 157. 7 | 3. 659 | 197. 7 |
| Ⅱ | 5. 857 | 163. 0 | 3. 593 | 195. 2 |
| Ⅲ | 5. 950 | 168. 7 | 3. 527 | 194. 9 |
| Ⅳ | 6. 123 | 174. 7 | 3. 505 | 196. 0 |

（出所） Tyler〔1〕, P.220, Conjuntura Econômica 各版

第 2 表

LAFTA 関税譲許累積数（国別リスト）

| | ブラジル | 各国総計 |
|---|---|---|
| 1962 | 912 | 4274 |
| 1963 | 1250 | 7593 |
| 1964 | 1312 | 8248 |
| 1965 | 1352 | 8474 |
| 1966 | 1511 | 9054 |
| 1967 | 1603 | 9393 |
| 1968 | 1710 | 10382 |
| 1969 | 1802 | 10869 |
| 1970 | 1842 | 11017 |
| 1971 | 1851 | 11042 |
| 1972 | 1859 | 11079 |
| 1973 | 1865 | 11110 |
| 1974 | 1877 | 11157 |
| 1975 | 1878 | 11174 |
| 1976 | 1874 | 11164 |

（出所）ALALC, Sintesis, Suplement № 14
Set-Oct.1976

## 第３表　推定結果６３年－６７年

| 説明変数<br>推定式 | P－1 | T－1 | PT－1 | RE | LA | OT | DM | X－1 | $R^2$ | D.W |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1. | 0.2807<br>(1.0956) | −0.0434<br>(−0.0294) | | | | | −0.2500<br>(−1.5170) | 0.7106<br>(2.9476) | 0.2957 | 2.3712 |
| 2. | | | 0.2712<br>(1.0822) | | | | −0.2423<br>(−1.4162) | 0.6853<br>(3.4235) | 0.3380 | 2.3195 |
| 3. | 0.2336<br>(0.9063) | −0.1319<br>(−0.0901) | | −0.0049<br>(−1.1801) | | | 0.1965<br>(−1.0655) | 0.6537<br>(2.6726) | 0.3071 | 2.3198 |
| 4. | | | 0.2223<br>(0.8838) | −0.0049<br>(−1.1481) | | | −0.1880<br>(−1.0691) | 0.6245<br>(3.0465) | 0.3519 | 2.2636 |
| 5. | 0.0673<br>(0.2186) | −1.6015<br>(−0.8255) | | | 0.9713<br>(1.2083) | | −0.2754<br>(−1.5497) | 0.5922<br>(2.3078) | 0.3184 | 2.4506 |
| 6. | | | 0.1269<br>(0.4198) | | 0.5451<br>(0.8682) | | −0.2405<br>(−1.3942) | 0.5553<br>(2.2099) | 0.3271 | 2.2079 |
| 7. | | | 0.2376<br>(0.8864) | | | 0.5880<br>(0.4503) | −0.2264<br>(−1.2678) | 0.6266<br>(2.5729) | 0.3007 | 2.2118 |

## 第4表　推定結果68年－72年

| 説明変数<br>推定式 | P－1 | T－1 | PT－1 | RE－1 | LA | OT | DM | X－1 | $R^2$ | D.W |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1. | 1.4995<br>(2.0520) | 1.9653<br>(2.0896) | | | | | −0.1540<br>(−2.9401) | 0.3320<br>(2.2257) | 0.8924 | 2.2010 |
| 2. | | | 1.6908<br>(4.8259) | | | | −0.1509<br>(−3.0029) | 0.3500<br>(2.5822) | 0.8987 | 2.2643 |
| 3. | 1.4077<br>(2.0926) | 1.3328<br>(1.4397) | | −0.0046<br>(−1.8962) | | | −0.1444<br>(−2.9839) | 0.4821<br>(3.0477) | 0.9093 | 1.9636 |
| 4. | | | 1.3728<br>(3.8486) | −0.0046<br>(−2.0042) | | | −0.1443<br>(−3.1401) | 0.4807<br>(3.4400) | 0.9158 | 1.9601 |
| 5. | 1.5182<br>(1.9933) | 2.0335<br>(1.9884) | | | −0.1987<br>(−0.2190) | | −0.1512<br>(−2.7128) | 0.3394<br>(2.1459) | 0.8846 | 2.2101 |
| 6. | | | 1.7202<br>(4.2827) | | −0.1481<br>(−0.1701) | | −0.1486<br>(−2.7652) | 0.3368<br>(2.4446) | 0.8914 | 2.2101 |
| 7. | 1.7139<br>(2.1988) | 0.5311<br>(0.2748) | | | | 0.5004<br>(0.8519) | −0.1629<br>(−3.0220) | 0.2609<br>(1.5151) | 0.8903 | 2.2462 |
| 8. | 1.9867<br>(3.0989) | | | | | 0.9481<br>(4.6443) | −0.1629<br>(−3.0732) | | 0.8881 | 2.0058 |