

研究叢書 23

ブラジル経済の 高度成長期の研究

西島章次著

神戸大学
経済経営研究所
1981

ブラジル経済の 高度成長期の研究

西島章次著

神戸大学
経済経営研究所

1981

は し が き

ブラジル経済が世界に「奇跡」と呼ばしめた高度成長を実現したのは、1968年から1973年に至る期間であった。当時、多くの発展途上国で遅々として工業化に進展をみないなか、いわゆる新興工業国として華々しい脚光を浴びたのは印象的であった。しかし、周知のように、1974年からのブラジル経済は、成長率の鈍化、国際収支不均衡、対外債務の累積、超インフレの再現などの深刻な経済的困難に直面している。このような最近のブラジル経済の変動に対する有効な分析視角の一つとして、たんに石油ショックや世界的景気後退などの外生的要因のみを重視するのではなく、ブラジル経済の工業化過程そのものから起る内在的要因にも焦点を据える立場が存在する。このことは、とりわけ、これまでのブラジル経済の工業化過程、とくに高度成長期におけるその再検討を必要とするものである。

本書は、以上の問題意識に基づき、おもに高度成長期に内在する諸問題をその分析対象としている。第Ⅰ部では、ブラジル経済の工業化過程の特質が検討される。第1章では、高度成長期における基本的問題の所在が明らかとされるが、この基本的問題とは高度成長期に対する筆者独自の認識を反映するものである。第2章においては、これらの基本的問題のいくつかについて、その意味をより明確とするために産業連関分析に基づく実証分析がなされる。第Ⅱ部と第Ⅲ部は、個々の基本的問題に対する種々の側面からの分析である。第Ⅱ部は所得分配問題と雇用問題にかかわるものであり、第3章で産業間の賃金格差構造を分析し、第4章で資本と労働の間の代替弾力性が推定される。工業製品輸出を扱う第Ⅲ部では、第5章で比較優位構造と貿易政策の関係が、第6章で工業製品輸出の決定因が数量的に検討される。最後の第7章は、工業製品輸出を可能とした基本原理を価格差別に基づく輸出行動に求め、これの理論的

分析がなされる。したがって、本書の研究は、ブラジルの高度成長期にまつわる多くの研究課題を、すべてについて体系的に分析したものではなく、かかる研究の一段階として筆者なりの分析を試みたものである。

しかし、本書は以上の高度成長期における基本的問題に対し、できうる限り計量的なアプローチからの新しい実証分析を加えることを試みている。最近の発展途上国研究においても既に計量的研究は常識となりつつあり、現行の開発経済学は厳密な実証研究によってその理論・政策を再構築するという段階にあるといえる。もちろん、ブラジルに関しては計量的分析に耐えうるデータは依然として限られており、分析方法や分析範囲をおのずと制限せざるを得なかった。しかし、本書の研究においてはこうしたデータの制約を受けながらも、最大限に有効な分析がなされるよう努力されている。

本書は、筆者が神戸大学経済経営研究所で研究活動を行なった、主としてこの3年間の成果をとりまとめたものである。本書がともかくも、このような体裁をもって出版されるに至ったのには、じつに多くの諸先生方の御指導に恵まれたからに他ならない。恩師西向嘉昭先生には、未熟な筆者にもかかわらず大学院のゼミナールから今日に至るまで、常に厳しい態度と温かい心で御指導を賜ることができた。今日、筆者が恵まれた環境のなかで研究者としての途を歩むことができるのも、まったく先生の御恩によるものである。さらに、藤田正寛教授、池本清教授、村上敦教授には、やはり大学院から今日にいたるまで数知れぬゆきとどいた御指導をいただき、経済経営研究所のスタッフとなつてからは、片野彦二教授、下條哲司教授、井川一宏助教授から常に高い学問的刺激を賜わっている。また、木村保重先生は大学時代の筆者にはじめて経済学の知識と興味を与えて下さり、筆者の研究者としての途を開かれた恩師である。もちろん、さらに枚挙にいとまのないほどの諸先生方に直接的・間接的に御指導をいただいていることや、資料収集にあたり数多くの人々に多大の御便宜をいただいていることはいうまでもない。本書をまとめるにあたり、ここに改め

てこれらの方々に深く感謝の意を表するものである。しかし、これら先生方の学恩に答えるには本書はあまりに未熟であり、今後の一層の研鑽を誓ってお許しを願うのみである。

なお、本書の出版を熱心にお勧め下さいました神戸大学経済経営研究所長藤田正寛教授に改めて謝意を表するものである。

最後に、本書の各章と著者の既発表論文との対応関係を記載しておく。

第1章は本書のために新たに書下した総説ともいうべきものであるが、その他の諸章は以下の通りである。

第2章：「産業構造・分配構造・技術構造——ブラジル経済の産業連関分析——」、『国民経済雑誌』、第143巻、第2号、昭和56年2月。

第3章：「ブラジル製造業における賃金格差構造とその規定因について」、『経済経営研究年報』、第30号（I）、1980年。

第4章：「ブラジルの製造工業における代替弾力性の推定」、『国民経済雑誌』、第139巻、第6号、昭和54年6月。

第5章：「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』、第21巻、第12号、1977年12月。

第6章：「ブラジルの工業製品輸出決定因について」、『ラテン・アメリカ論集』、No11～12合併号、1978年。

第7章：「価格差別による輸出行動——開発途上国の輸出可能性に対するインプリケーション——」、『経済経営研究年報』、第29号（I）、1979年。

これらの論文について、一部修正加筆のうえ、本書に転載することを許可された『国民経済雑誌』、『経済経営研究年報』、『世界経済評論』、『ラテン・アメリカ論集』の各編集委員の方々に厚く御礼を申し上げたい。

1981年3月31日

西島 章次

目 次

は し が き

第 I 部 ブラジル経済の高度成長期の再検討

第 1 章 高度成長期の基本的問題	3
I はじめに	3
II ブラジル経済の動向	5
III 産業構造の変動	7
IV 所得分配の問題	15
V 工業製品輸出	26
VI 高度成長期以降との関係	33
VII むすびにかえて	36
第 2 章 基本的問題の産業連関分析	41
I はじめに	41
II 分析の基本的性格	44
III モデル	48
IV 計測結果	57
V むすびにかえて	65

第 II 部 ブラジル経済の所得分配問題

第 3 章 産業間賃金格差構造とその規定因	71
I はじめに	71
II 賃金格差構造とその変動	72
III 日本経済に関する研究について	77
IV ブラジルの産業間賃金格差規定因	87
V モデルと説明変数	93
VI 推定結果	102
VII 結果の比較	115
VIII むすびにかえて	118
第 4 章 資本と労働の代替弾力性の推定	125
I はじめに	125

II	データについて	128
III	代替弾力性の推定	129
IV	バイヤスの除去	132
V	むすびにかえて	143

第Ⅲ部 ブラジル経済の工業製品輸出

第5章	比較優位構造と貿易政策	151
I	はじめに	151
II	工業製品の比較優位構造	152
III	比較優位構造と貿易政策	159
IV	その他の要因	163
V	むすびにかえて	165

第6章	工業製品輸出の決定因の推定	169
I	はじめに	169
II	工業製品輸出の決定要因	169
III	モデルと説明変数	173
IV	推定結果	181
V	むすびにかえて	186

第7章	工業製品輸出の基本原則	189
I	はじめに	189
II	価格差別による利潤極大化(1)	191
III	価格差別による利潤極大化(2)	194
IV	非負の利潤条件	196
V	輸出可能な3つのケース	199
VI	輸出拡大要因の比較静学	206
VII	むすびにかえて	210

第 I 部 ブラジル経済の高度成長期の再検討

第1章 高度成長期の基本的問題

I はじめに

本書の目的は、ブラジル経済の1968年から1973年に至るいわゆる高度成長期に関し、筆者の認識に基づいてその基本的問題の所在を明らかにし、これを批判的に検討することにある。第二次大戦後、多くの開発途上諸国が輸入代替政策に基づく工業化を推進してきたにもかかわらず、大部分の諸国においてその進展が中途挫折に終わったのは周知の事実である。ブラジルもその例外ではなく、1960年代前半は輸入代替的工業化のダイナミズムの終焉による不況の時期であった。しかし、1964年の輸出志向的・自由市場経済志向的政策への転換を契機として、輸入代替的工業化の時期に形成された産業基盤を足がかりに、1968年から世界に“ブラジルの奇跡”と呼ばしめた高度成長を開始するに至ったのである。GDPの実質成長は10%を超え、ブラジル経済の代名詞でもあった超インフレーションも鎮静化し、工業製品輸出は急激な成長をみせた。しかしながら、1973年の石油ショックとそれに伴う種々の国際経済環境の変化はブラジル経済に深刻な打撃を与えたとされ、1974年からは経済成長率の低下、インフレーションの再燃、大幅な国際収支不均衡に直面するに至ったのである。そして現在もなお、一方では新興工業国（NICs）という名称を与えられながらも、依然としてこれらの問題から脱却できないのである。

以上のブラジル経済の高度成長期とその前後の時期に関しては、西向教授の一連の研究で綿密な分析がなされている。西向〔15〕、〔16〕、〔17〕では輸入代替的工業化の評価が、〔18〕では高度成長期をもたらした諸要因と問題点が、〔19〕では工業製品輸出拡大の諸要因が、〔20〕では高度成長期以降の課題が検討されている。したがって、西向教授の諸研究に依拠しつつも、これらの研究では陽

表的に取扱われなかったりそれ以後に明らかとなってきた問題に焦点をあて、高度成長期に内在する新たな基本的問題の所在を明らかにし、これに対し批判的再検討を加えることが可能である。

ところで、高度成長期を分析対象とする上での基本的視点は、本書に一貫して流れる基本的視点でもあるが、高度成長期以降の諸問題がまさに高度成長を規定した諸要因それ自体と深くかかわるというものである。つまり、高度成長期以降の諸問題をもたらした原因として、石油危機、世界的インフレーション、及び先進工業諸国の景気後退などの外在的要因がしばしば主張されるが、むしろブラジル経済に内在する諸要因、とりわけ高度成長期の工業化過程に内包される諸問題にあると認識する視点である。したがってこの視点にたてば、高度成長それ自体の性格を問い直すことを必要とし、さらに高度成長期に内在する問題と高度成長期以降の問題を一本の糸で捉え直す必要を意味している。そして、このような視点はブラジル経済の工業化過程、とくに高度成長期とそれ以降の工業化過程を正しく把握するための不可欠でかつ新しい基本的視点だと筆者は考えている。

本書における研究は、まさに以上のような問題意識に基づいてはいるが、以上の基本的視点に基づく問題をすべてにわたってその対象としているわけではない。現段階においては、とくに高度成長期に内在する問題点を直接的な対象としており、高度成長期以降との関連性については、第1章の第VI節で簡単に触れるにすぎないことを断っておく。しかし、この基本的視点を明確にしておかなければ、あえて高度成長期を研究対象とすることの意義がはなはだしく損われるであろう。ちなみに本書では、(1)産業構造の変動、(2)所得分配問題、(3)工業製品輸出、にまつわる諸問題が分析の主たる対象である。これらの諸問題は、これまでの高度成長期に関する内外の研究成果を踏まえた上で、筆者なりの認識に基づき高度成長期の基本的問題として仮説のかたちで問題設定されるであろう。したがって、本書の以下の諸章でなされる実証研究はこの仮説を

直接的・間接的に検証するためのものである。ただし、これらの実証研究は、過去に発表された論文をとりまとめたという事情から、必ずしもそれぞれの章において1つの仮説とその検証という体裁にはなっておらず、また、その比重も一定ではない。

II ブラジル経済の動向

西向〔20〕によれば、最近のブラジル経済の動向にはきわめて顕著な特徴をもった時代区分が可能である。低成長期（1963～67年）、高度成長期（1968～73年）、転換期（1974年～76年）である。低成長期は戦後期から開始された輸入代替的工業化のダイナミズムを失った時期であり、農業部門より低い工業部門の成長率、黒字基調の貿易収支、著しいインフレの昂進をその特徴とする。これに対し、まったく対照的に、高度成長期には著しく高い工業生産の成長率、貿易収支の軟弱化、インフレの傾向的低下がみられた。しかし、転換期においては、成長率の低下、貿易収支の大幅な赤字基調、インフレの再燃など、新たな困難に直面している。第1表には、以上の3つの期間にわたる主要

第1表 ブラジル経済諸指標

	成長率(%)			外国貿易(FOB) (100万ドル)			生計費上昇率(%) (リオデジャネイロ)
	GDP	工業	農業	輸出	輸入	バランス	
1963/67	3.4	3.1	3.7	1,565	1,209	356	55.6
1968	9.3	13.2	1.5	1,881	1,855	26	24.0
1969	9.0	10.8	6.0	2,311	1,993	318	24.2
1970	9.5	11.1	5.6	2,739	2,507	232	20.9
1971	11.3	11.2	11.4	2,904	3,246	-342	18.1
1972	10.4	13.9	4.1	3,991	4,235	-244	14.0
1973	11.4	15.0	3.5	6,199	6,192	7	13.7
1974	9.6	8.2	8.5	7,951	12,641	-4,690	33.7
1975	4.2	4.2	3.4	8,670	12,169	-3,519	31.2
1976	8.7	10.9	4.2	10,130	12,277	-2,147	44.8

(出所) 西向〔20〕 p.34

な経済指標が掲載されている。

さて、以上のように際立って高い成長率を実現した高度成長期に対して、西向〔19〕、〔20〕は主として政策的観点からその諸要因を吟味している。高度成長の一般的背景としては、輸入代替期に培養された工業基盤を足がかりとし、輸出志向的工業化戦略へと転換したこと、経済運営における自由市場経済原則への適用などが重視される。さらに、具体的な要因として、

① インフレ抑制策：財政赤字の克服、通貨供給量の管理、賃金抑制等によるインフレ抑制と、「価値修正」(*correção monetária*)方式の採用、為替レートの小刻み切下げによるインフレ中和

② 輸出優遇措置による工業製品輸出の急増

③ 税制上のインセンティブによる民間投資の誘発

④ 「価値修正」方式の導入と資本市場への投資の税制上のインセンティブによる貯蓄率の上昇

⑤ 外資の積極的導入

⑥ インフラストラクチャへの公共投資の増大

などが考慮されている。かくて、これら経済政策の一貫した遂行が軍事政権下の政治的安定によって可能となり、ブラジル経済の高度成長が実現したとされる。

もちろん、高度成長は諸々の問題点を内包していた。西向〔20〕にみられる批判点を列挙すると以下の如くとなろう。

① 賃金抑制政策に起因する実質賃金の低下と、これによる所得分配不平等性の加重 (p. 39)

② 「価値修正」方式によるインフレのビルト・イン効果 (p. 39)

③ 通貨供給を上回る対民間信用供与という体質がもたらすインフレ圧力 (p. 48)

④ 大土地所有制などを背景とした食料供給の非弾力性に基づく、食料価格の上昇 (p. 46)

⑤ 過度の輸出補助金による工業製品輸出の拡大がもたらした、先進国の保

護主義的傾向 (p.49)

⑥ 資本財輸入シェアの急増に基づく貿易収支不均衡の拡大 (p.49)

⑦ 対外債務負担の増大 (p.47)

以上で、ブラジル経済の高度成長期についての最も基本的な理解は可能であろう。ところで、本書の役割は、このブラジル経済の高度成長期に内在するいくつかの問題に対し、新たな視点からの詳しい再検討を加えることにあった。したがって、本章における以下の議論は、高度成長期に関する筆者独自の問題把握とこれに基づく仮説の提示である。

Ⅲ 産業構造の変動

高度成長期には、確かにこれまでにない工業生産の急激な拡大がみられた。しかし、産業構造の変動を調べてみると、1960年代初期から高度成長期に至る期間に必ずしも十分な産業基盤の高度化を達成したとはいえないことがうかがえる。第2表は総産出における各産業のシェアを時系列でとったものである。資本財部門は比較的順調なシェアの拡大をみせているが、中間財部門はむしろ⁽¹⁾低下傾向にある。また、重化学工業化もしくは産業基盤の拡充に重要な役割を果たす基礎的の中間財部門(金属工業・非金属・化学)は、1964年から1973年にかけて一定比率で推移している。この基礎的の中間財部門は、1961年から2.3%のシェアの拡大を実現するのに1973年までの10年以上の期間を必要としたのに対し、1973年～74年の1年間に4%のシェアの拡大を可能としている。しかし、高度成長期においてはそのシェアがほぼ不変であったことが特に重要である。さらに、ここでの産業分類においては、資本財産業に生産設備に向かう財と耐久消費財(家電・自動車など)が含まれている点に注意しなければならない。第3表のMalan and Bonelli〔13〕のデータによると、高度成長期

(1) 繊維産業を消費財産業と中間財産業のどちらに含めるかについては若干の問題があるが、ここではChenery〔5〕に従い、中間財産業として扱っている。

第2表 産業構造の変動：総生産額シェア(%)

	1949	1961	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
消費財産業	47.0	32.6	32.0	30.1	32.2	29.8	30.0	32.4	29.9	29.7	29.2	26.2
1.衣 料・靴	4.4	3.4	2.7	3.1	3.1	3.0	2.8	3.4	3.0	2.7	3.5	3.3
2.食 品	32.0	20.5	21.9	18.9	20.5	18.5	19.0	20.2	18.5	19.2	18.0	15.8
3.飲 料	3.1	2.6	2.0	2.0	2.2	2.0	2.1	1.9	2.0	1.9	1.6	1.3
4.タ バ コ	1.5	1.1	1.1	1.0	1.2	1.1	1.1	1.0	1.2	1.0	0.8	0.7
5.印 刷・出 版	2.8	1.6	1.8	2.0	2.3	2.3	2.2	2.5	2.3	2.1	2.1	1.9
6.家 具 貨	1.7	1.7	1.3	1.5	1.5	1.5	1.4	1.8	1.6	1.5	1.7	1.5
7.雑 貨	1.5	1.7	1.2	1.6	1.4	1.4	1.3	1.6	1.3	1.4	1.5	1.7
中間財産業	47.7	52.8	51.0	51.2	49.7	51.4	50.2	49.1	51.0	49.8	49.7	52.5
8.非 金 属	4.6	4.4	4.0	4.3	4.5	4.4	4.4	4.2	4.4	3.8	3.4	3.5
9.金 属	7.7	13.2	10.9	10.3	10.0	10.6	10.6	12.5	11.7	12.6	12.2	14.2
10.木 材	2.8	2.5	1.7	2.0	1.8	2.2	2.3	2.3	2.2	2.0	2.7	2.5
11.紙・パルプ	2.0	3.1	2.4	2.6	3.2	2.6	2.6	2.4	2.7	2.6	2.8	3.3
12.ゴ ム	1.6	2.0	2.1	2.0	1.9	2.1	2.0	1.7	2.0	1.7	1.5	1.5
13.皮 革	1.5	1.2	0.8	0.9	0.9	0.8	0.7	0.7	0.8	0.9	0.8	0.5
14.織 維	19.0	13.4	11.3	10.9	10.1	11.1	10.1	9.3	9.5	9.2	9.1	7.8
15.化 学	8.5	12.9	17.7	18.5	17.5	17.6	17.5	16.1	17.7	17.0	17.2	19.2
資本財産業	5.3	14.7	17.0	18.7	18.1	18.8	19.8	18.6	19.1	20.6	21.1	21.3
16.一 般 機 械	1.6	2.4	3.0	3.6	3.9	4.4	4.8	5.7	4.6	6.1	7.2	7.4
17.電 気・通 信 機 器	1.5	4.2	4.9	5.3	5.4	5.7	5.7	4.7	5.3	4.8	4.9	5.1
18.輸 送 機 器	2.2	8.1	9.1	9.8	8.8	8.7	9.3	8.2	9.2	9.8	8.9	8.9
基礎的中間財 (8+9+15)	20.8	30.5	32.6	33.1	32.0	32.6	32.5	32.8	33.8	33.4	32.8	36.9

(出所) IBGE, *Anuário Estatístico do Brasil*, 各年度版

第3表 製造業産出高の指数と実質成長率（1959～1975年）

年次	資本財		中間財		消費財				全体	
	指数	%	指数	%	耐久		非耐久		指数	%
					指数	%	指数	%		
1959	32.7	—	39.2	—	25.3	—	52.3	—	42.7	—
1965	56.1	—	53.5	—	41.1	—	70.7	—	60.1	—
1966	66.5	18.5	65.3	22.0	46.2	12.4	71.8	1.6	67.5	12.3
1967	63.8	-4.0	66.0	1.1	50.3	8.9	73.7	12.7	68.6	1.7
1968	81.4	27.5	79.8	20.8	60.9	21.1	82.7	12.1	80.2	16.9
1969	87.5	7.6	87.5	9.6	81.4	33.8	90.4	9.4	88.6	10.4
1970	100.0	14.3	100.0	14.3	100.0	22.8	100.0	11.1	100.0	12.9
1971	115.5	15.5	117.0	17.0	125.4	25.4	110.7	10.7	114.2	14.2
1972	149.5	29.4	136.1	16.3	149.2	19.0	129.0	16.5	135.0	18.2
1973	195.8	31.0	155.4	14.2	180.6	21.0	144.2	11.8	156.3	15.8
1974	222.1	13.4	165.8	6.7	211.7	17.3	151.7	5.2	168.2	7.6
1975	235.2	5.9	172.6	4.1	218.2	3.1	155.4	2.4	174.5	3.7
1959-65		9.4		5.4		8.4		5.1		5.9
1967-73		20.5		15.3		23.8		11.8		14.7
1959-75		13.1		9.7		14.4		7.0		9.3

（出所） Malan and Bonelli〔13〕, p.38

を主導した部門は耐久消費財部門であり、われわれの産業分類における資本財産業の拡大には消費向けの供給が重要であったことを示している。したがって、1960年代から70年代にかけてブラジルの工業化過程、少なくとも高度成長におけるそれは、基礎的中間財部門などの拡充による産業礎盤の高度化は進展せず、いわゆる生産の迂回化を十分に実現しえなかったといえる。さらに、このことを直接的に立証する根拠として、1959年と1970年の2枚の産業連関表を比較すると産業全体の間接需要・中間投入比率が低下することを挙げなければならない。第2章の第2表にみられるように、産業全体の間接需要比率は、1959年が0.4414であったのに対し、1970年のそれは0.4094であった。したがって、産業連関表のデータからすれば、1960年代の工業化過程はまさに生産の迂回化の後退であり、経済発展の一般的経験法則とはまったく対照的な生産技術構造の変化を伴った産業構造変動のパターンであったといえる。

以下では、このような工業化をもたらした要因について考察してみよう。基

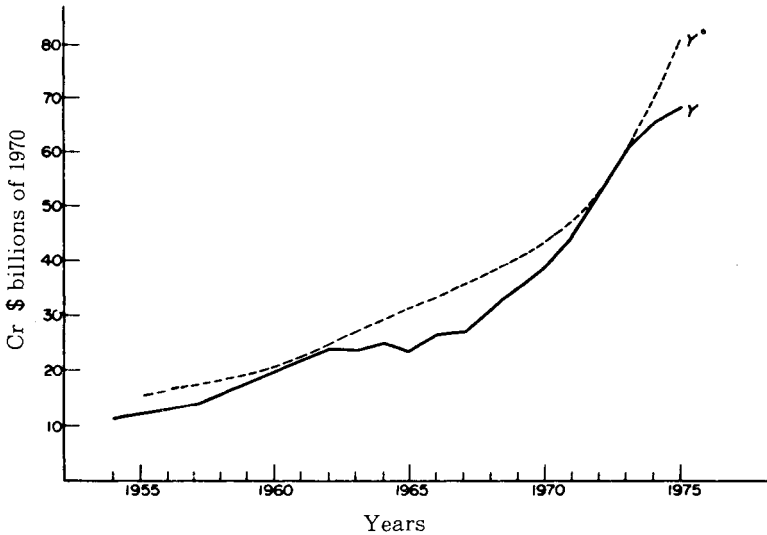
本的な背景としては、1964年以降のブラジルの工業化戦略が輸入代替的工業化政策から輸出志向的工業化政策へと転換し、基礎的産業部門の拡大にブレーキがかけられたことにあることは云うまでもない。しかし、以下ではより具体的な要因について検討してみよう。まず、Bacha〔2〕、Suzigan〔23〕、Malan and Bonelli〔13〕らが主張する、ブラジル経済の高度成長はたんに景気循環における上昇局面に対応するにすぎないという立場が重要である。すなわち、輸入代替期に形成された生産設備は、1962～67年の停滞期には過大な遊休設備をかかえていた。しかし、この停滞期における有効需要の不足は1968年に至ると、基本的には耐久消費財需要の信用政策などによる拡大と非耐久消費財の輸出需要の拡大によって補われ、以後景気の局面は反転することになる。そして、この景気の上昇局面においては、過大な遊休設備の存在が“easy”⁽²⁾な高度成長を可能としたとするものである。また、ほぼ完全稼働に近づいた1973年には“easy”な高度成長を実現しえなくなり、再び成長率が低下する転換期を迎えるに至ったと議論される。

戦後ブラジル経済の稼働率の推定にはいくつかの研究があるが、ここではMalan and Bonelli〔13〕のそれを引用しておく。彼らの推定によれば、1962年と72～73年をピークとし、1968年を上方への転換点とする明瞭な循環が描き出され、高度成長期がまさに景気の上昇局面に対応していることがわかる。⁽³⁾したがって、このような高度成長期に対する解釈によれば、遊休設備が存在していたことはあえて設備投資、とくに基礎的産業部門における設備投資を産出成長率以上に拡大させる十分な誘因を与えなかったことになる。実際、第4表にみられるように、高度成長期においては資本ストックの成長率は産出成長率より

(2) Malan and Bonelli〔13〕, p. 28

(3) Malan and Bonelliは、資本/産出比率が最も小さい時点を最高稼働率時点として選び(1972～73年)、この時点の資本/産出比率(1.59)と資本ストックの積として潜在的産出能力を導出している(p.29)。なお、彼らの推定は国民所得統計をベースとしたSuzigan〔23〕の結果とほとんど相違していない。

図1 現実の産出高(Y)と潜在的産出能力(Y^*)
ブラジルの製造業 1954～75年



(出所) Malan and Bonelli [13] p.29.

はるかに低いものであった。いま、1968～73年の期間をみると、資本ストックは1.72倍の増加をみせているのに対し、現実の産出高は1.95倍の増加であった。さらに、第5表が示すように、著しい投資の拡大がみられたのはようやく需給が逼迫しはじめた高度成長期の後半にすぎず、改めて高度成長期が基本的には遊休設備の存在に支えられたものであり、この間に十分な生産・供給構造の拡充を実現していなかったと云える。したがって、ブラジルの高度成長はかつての日本経済にみられた「投資が投資を呼ぶ」といったパターンではなく、おのずと産業基盤の高度化など望むべくもなかった。この意味で、Bacha [2] の「この高度成長期においては、ブラジルの潜在的な成長を規定する基本的かつ構造的なパラメータをなんら変えることはなかった」という指摘は適切である。

(4) Bacha [2], p.48.

第4表 ブラジルの製造業の稼働率 1954～75年

t	資本 ストック	現実の 産出高	資本/産出 比率	潜在的 産出能力	稼働率(%)
	K_t	Y_t	K_{t-1}/Y_t	$K_{t-1}/1.59$	$Y_t \cdot 100/Y_t^*$
1954	24.3	11.0	—	—	—
1955	25.5	12.2	2.00	15.2	80
1956	26.7	12.8	1.99	16.0	80
1957	28.2	13.5	1.98	16.8	80
1958	30.0	15.8	1.78	17.7	89
1959	32.6	17.8	1.68	18.9	94
1960	35.6	19.7	1.65	20.5	96
1961	38.9	21.9	1.63	22.4	98
1962	43.1	23.7	1.64	24.5	97
1963	46.6	23.6	1.82	27.1	87
1964	49.8	24.8	1.88	29.3	85
1965	53.0	23.7	2.10	31.3	76
1966	56.9	26.6	1.99	33.3	80
1967	60.7	27.0	2.10	35.8	75
1968	65.3	31.6	1.92	38.2	83
1969	70.6	34.9	1.87	41.0	85
1970	76.7	39.4	1.79	44.4	89
1971	84.8	45.0	1.70	48.2	93
1972	98.0	53.2	1.59	53.2	100
1973	112.5	61.6	1.59	61.6	100
1974	130.6 ^a	66.4	1.69	70.8	94
1975	—	68.9	1.89	82.1	84

(出所) Malan and Bonelli [13], p. 29.

(注) a: 予測データに依る。 Y_t^* : 潜在的産出能力。

第5表 ブラジルの総供給・総需要

(1970年価格)

	構 成 比 (%)				年 成 長 率 (%)						
	1965	1970	1973	1976	1965 -70	1971	1972	1973	1974	1975	1976
総供給	104.1	107.0	109.0	108.3	8.0	11.9	11.0	12.2	11.2	2.8	7.8
GDP	100.0	100.0	100.0	100.0	7.5	11.3	10.4	11.4	9.6	4.0	8.7
輸入	4.1	7.0	9.0	8.3	18.2	20.5	19.9	22.0	29.7	-9.2	-1.4
総需要	104.1	107.0	109.0	108.3	8.0	11.9	11.0	12.2	11.2	2.8	7.8
輸出	5.7	6.6	6.6	6.4	9.5	8.8	8.8	16.1	0.3	9.2	0.1
投資	18.1	21.0	25.0	25.1	7.5	19.0	17.7	20.4	14.2	4.7	4.4
消費	80.3	79.4	77.4	76.9	8.0	10.6	9.6	9.5	11.3	1.6	9.8

(出所) 西向 [20], p. 40

さらに、高度成長期に産業基盤の脆弱化をもたらした要因として、輸出志向的政策への転換との係わりで以下の2つが重要である。まず、輸出志向的政策への転換による輸出の急増（とくに工業製品輸出）と外資の流入の拡大は、高度成長期の輸入能力を著しく増大させ、資本財・中間財輸入の急増を可能としたことがあげられる。したがって、資本財・中間財部門の国内産出能力を十分に拡大することなしに、これらの財の輸入を急激に増大することによって costless な成長を推進しえたと云える。ブラジル経済が輸入資本財・輸入中間財への依存を高めたことは、第6表が示す資本財供給における輸入資本財供給比率

第6表 資本財の輸入係数

	国内生産 (1)	輸入 (2)	総供給 (1)+(2)=(3)	(2)/(3) (%)
1965	8.022	1.360	9.382	14.5
1966	9.395	2.103	11.498	18.3
1967	9.022	2.590	11.612	22.3
1968	11.504	3.297	14.801	22.3
1969	12.373	3.720	16.093	23.1
1970	14.137	4.592	18.729	24.5
1971	16.328	6.071	22.399	27.1
1972	21.128	7.848	28.976	27.1
1973	27.682	8.454	36.136	23.4
1974	31.399	12.472	43.871	28.4
1975	33.252	13.877	47.129	29.5

(出所) Malan and Bonelli [13], p. 32

の急増によっても、第7表が示す化学・金属・機械類の輸入構成シェアの傾向的増大によっても明らかである。⁽⁵⁾したがって、資本財・中間財輸入の急増は、これらの財の国内産出能力を十分に高める誘因を発生させず、高度成長期の産業基盤の脆弱化をもたらした補完的な一因であった。

もう一つの考慮すべき要因は、需要要因としての輸出の急増である。いうま

(5) ただし、1974年以降は石油価格などの急騰によって一次産品輸入シェアが急増している。

第7表 ブラジルの輸出・輸入構成 (%)

		1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
輸 出	一次産品	94.35	91.53	92.58	89.53	91.24	89.27	85.62	81.55	80.12	78.25	73.57	72.31	75.15
	軽工業品	2.36	2.15	2.36	2.36	2.62	3.47	4.39	6.72	9.16	10.80	10.79	10.81	9.34
	化学品	1.23	0.91	1.54	1.79	1.44	1.40	1.41	1.75	1.64	1.77	2.81	2.14	1.52
	金属品	0.45	2.91	1.35	3.08	1.89	2.33	4.10	2.32	2.75	2.34	2.80	2.98	2.89
	機械・機器	1.28	1.81	1.91	2.64	2.18	2.60	3.55	4.59	5.44	4.9	8.14	10.34	9.45
	その他	0.33	0.68	0.25	0.60	0.62	0.93	0.93	3.06	0.89	1.93	1.89	2.06	1.65
	合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
輸 入	一次産品	48.08	44.33	39.10	39.06	36.59	29.95	26.12	26.29	24.12	26.81	34.98	35.07	42.31
	軽工業品	4.24	5.62	5.81	6.36	6.55	7.98	8.71	8.34	8.84	8.21	6.9	6.14	5.63
	化学品	11.72	15.88	15.11	13.82	15.22	14.99	16.64	14.58	15.46	14.49	15.61	12.82	14.36
	金属品	11.38	11.63	14.28	11.44	10.46	12.53	12.75	12.97	10.64	23.58	17.57	14.24	8.59
	機械・機器	24.44	22.28	25.48	28.50	30.98	34.24	35.23	36.86	39.87	26.90	24.22	31.71	29.03
	その他	0.14	0.26	0.22	0.81	0.20	0.31	0.55	0.96	1.07	0.01	0.72	0.02	0.08
	合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

(出所) UN, *Commodity Trade Statistics*, 各年度版

(注) 本表の商品分類は, SITC分類と以下の対応にある。

一次産品: 食料・飲料 (0.1), 原材料 (2), 燃料・油脂 (3.4)

軽工業品: 繊維製品 (65), 非金属鉱物製品 (66), その他軽工業品 (61・62・63・64・8)

化学品: 化学品 (5)

金属品: 鉄鋼 (67), 非鉄金属 (68), 金属製品 (69)

機械・機器: 一般機械 (71), 電気機械 (72), 輸送機械 (73)

その他: 分類不能 (9)

でもなく、輸出の急増は高度成長をリードしてきたものとして最も重視されてきた要因であった。しかし、第7表にみられるように、依然としてその圧倒的部分は一次産品である。また、工業製品輸出に関しても急激な拡大を実現してきたものの、それは主として軽工業品の急増によるものである。ところで、これらの輸出産品は一般的に産業連関において、いわゆる「据野」部門への波及効果が相対的に微弱な技術特性を有する財である。したがって、高度成長期の核とされる輸出需要は、最終需要に対しては一定の貢献があったとしても、中間需要の派生に対してはその効果は比較的小さいものにすぎず、産業基盤の急激な拡充をもたらすに十分な役割を果たしえなかったと云える。

以上みてきたように、高度成長期における最も重要な問題点の一つは、輸入代替的工業化政策から輸出志向的工業化政策への転換を背景に、高度成長がたんに景気循環における景気の上昇局面にすぎなかったことから起因する、産業基盤の整備・高度化の立遅れにあった。

IV 所得分配の問題

ブラジル経済の工業化過程、とくに1960年代初期から高度成長期にかけての所得分配のもつ意味はとりわけ重要である。これまでに、ブラジルの階層別（個人間）所得分配に関してはかなりの研究が発表されており、一般的には、1960年代とくに高度成長期に階層別所得分配が悪化したというのが定説となっている。したがって、この階層別所得分配の問題は、高い成長率を実現したものの所得格差の拡大という社会的公正を悪化させたという点で、ブラジルの工業化過程における一つの重要な批判点となっている。一方、資本と労働との間の機能的分配に関しては研究は少なく、1960年代から高度成長期にかけて資本と労働のいずれがその分配率を高めたかについて、一般的な合意は存在しない。

第8表には、1960年から1976年までの階層別家計所得分配の推移が記載

されている。データ・ソースや推計方法の違いにより、例えば所得に非貨幣所得を含めるか否か、ゼロ所得家計を含めるか否かなどの点で相違が存在するが⁽⁶⁾、基本的には1960年から1970年の間に所得格差が拡大し、1970年から1970年代中期にかけては格差が縮小傾向にあるとされる。ちなみに、Langoni〔11〕の研究では都市・農村部を含む家計所得のジニ係数は、1960～70年の間に0.4999から0.5684へと変化していた（第2章第1表参照）。

第8表 家計所得シェアの推移（％）

年次	百分位		
	下位40%	中位40%	上位40%
1960	11.6	34.1	54.4
1970	10.0	27.8	62.2
1972	7.5	25.2	67.3
1976	9.0	26.0	65.0

（出所）World Bank〔26〕，
Annex II，p.27

が、国民所得統計を利用したFGVならびにWorld Bank〔26〕の推定とIBGEの工業センサスの推定とのあいだには、1970年の工業部門に限ってみても、それぞれの労働分配率に43.3％、37.5％、21.3％という差異が存在する。これは、工業センサスにおける賃金所得には社会保障による給付が含まれないことに基本的な原因があるが、社会保障給付を考慮して修正したMacedo〔12〕の結果をみても依然としてその差は大きい。さらに、分配率の推移に関しても両者は整合せず、したがって機能的分配率の変動について確定的な答えを出すには困難である。

さて、本節は以上でみてきたブラジルの所得分配問題を扱うものであり、階

資本と労働の間の機能的分配に関してはデータが乏しく、しかも第9表にみられるようにデータ・ソースや推定者によってその分配率に大きな相違が存在する。利用可能なデータ・ソースは国民所得統計と工業センサスである

（6）Langoni〔11〕は、IBGEの人口センサス・データからゼロ所得家計を除外し、Pfefferman and Webb〔22〕は非貨幣所得を追加した上に、国民所得勘定における個人所得統計と人口センサス・データとの乖離を考慮した修正値を求めている。第8表のWorld Bank〔26〕の数値は、1960年と70年についてはLangoni〔11〕を利用し、1972年と76年についてはIBGEのPNAD（家計所得調査）のデータを利用している。

第9表 労働分配率の推移 (%)

年次	FGV (1)			World Bank (2)	IBGE (3)			
	工業	サービス	非農業	製造業と鉱業	年次	未調整	調整A	調整B
1949	40.3	65.3	56.6	37.7	1950	28.3	31.7	31.4
1959	41.6	64.9	55.5	38.2	1960	26.1	30.8	29.6
1970	43.3	57.9	52.0	37.5	1970	23.1	31.0	29.4
1973	45.2	57.4	52.2	41.1	1973	23.3		

(出所) (1) : FGV, *Conjuntura Econômica*, 1977(8), pp.96-7

(2) : World Bank [26], Annex II, p.24

(3) : IBGE, *Censo Industrial*, Macedo [12], pp.143,144,163

(注) (1), (2)は国民所得統計から算出されている。

(3)の工業センサスにおける付加価値額は、粗生産から原材料費、燃料費、契約料などを差引いた残余として定義されている。調整Aは, Bacha, Meta and Modenesi [2]で推定された社会保障給付を, 調整Bは, Almeida [1]で推定されたそれを考慮して Macedo [12]が調整したものである。

層別分配、機能的分配それぞれに関連して、筆者が重視するいくつかの問題認識が提示される。まず、階層別所得分配について検討してみよう。最近のBacha and Taylor〔4〕の研究は、1960年代におけるブラジル経済の所得分配問題に関する研究をサーベイし、階層別所得分配が悪化した原因を6つの仮説に分類して詳細なコメントを与え、同時に機能的分配についても若干の言及を行なっている。以下ではこれを簡単に要約してみよう。

(1) 計測上の問題

ブラジルの階層別分配を扱ったデータ、研究には、既に述べたように種々の問題点があった。貨幣所得以外の所得をどう取扱うのか、ゼロ所得階層を含めるかどうか、などであった。さらに、過小申告の問題や個人間と家計間の区別の問題も存在する。これに対し、Fields〔7〕やMorley and Williamson〔14〕は以上の問題を考慮した上での研究を行なったが、Bachaは彼らの研究の方法論上の誤りを指摘し、依然として1960年代には階層間所得分配の格差が拡大したと考えるのが妥当であるとしている。

(2) Kuznets 効果による解釈

Kuznets〔10〕は、開発過程においては一時的に所得分配が悪化し、所得集中と一人当たり所得との間に周知のU字カーブが出現するとした。これは、開発過程において、教育水準の改善、農村から都市への人口移動、若年・婦人層の労働市場への参入などにより一時的に所得稼得者の構成比率が変化し、これが所得分配に反映されるとするものである。しかしBachaは、分散分析を用いて階層間格差拡大の決定要因を分析し、稼得者構成比の変化がもつ影響力がきわめて小さいことから、この仮説を強調したLangoni〔11〕などの研究を否定している。

(3) 熟練労働と未熟練労働の格差拡大

熟練労働者と未熟練労働者間の代替性欠如を仮定すると、一方で前者は超過需要にあり、他方で後者は超過供給にあることから、労働市場における市場調

整を通じて賃金格差が拡大するという仮説である。この仮説に対して労働の供給側からアプローチした Langoni [11] の研究については、「大卒」の労働者の供給増加率が「文盲」の労働者のそれより大きかったにもかかわらず、前者の所得増加率の方が高かったとして Bacha はこの仮説を否定している。さらに、労働の需要面を考慮した Fishlow (8), Morley and Williamson [14] らの研究に対しても、結局この仮説は熟練労働と未熟練労働との間の代替性が非常に低いことを仮定しなければならず、これが成立するためには熟練労働者へのバイアスのかかった技術変化が unreasonable な高い率で生じることが必要で、Bacha はこれを認めないとして、熟練度格差の仮説を棄却している。

(4) 賃金抑制

1960年代後半はインフレ抑制のために傾向的に賃金抑制政策がとられていた。このための最低賃金抑制やインフレにラグを持つ賃金フォーミュラは、特に都市の賃金労働者に影響し、このことが階層間分布(十分位)の中位層(5th ~ 7th)のシェア低下をもたらしたというのが Fishlow (8), Hoffman & Duarte [9] らの仮説である。Bacha は、回帰分析を用いて平均賃金に対する最低賃金、一般物価水準などの影響力を推定し、これらが有意であることから基本的にはこの仮説を支持している。しかし、高所得者層に関しては賃金決定は別の体系にあり、賃金抑制政策の影響は小さいとして、これを別の観点から説明する必要があるとする。

(5) 高所得者層の賃金上昇

これは、労働市場が管理者と生産労働者とに分断されたヒエラルキー構造にあり、両者間で異なる賃金決定体系にあるとする Wells (25) らの主張する仮説である。⁽⁷⁾ Pastore, Holler and Gomez [21] は賃金を、職能レベル、職歴年数、勤続年数などを用いて回帰し、この仮説を支持する研究を行なっている。Bacha

(7) 賃金格差に対する分断市場理論は既に先進国における研究では一般的であり、ブラジルに関してはじめて分析したのが Wells [25] である。

はこの研究を妥当なものだとしてこの仮説を認めているが、さらにブラジルの場合、政府高級官吏の賃金上昇の影響が大きかったとしている。

(6) 機能的分配の影響

Bacha は、1960年代に機能的分配が労働に不利に変化してきたとする立場にある。特に高度成長期においては、急速に拡大する投資需要を満たすために利潤率の上昇が必要であり、これを実現したのが賃金抑制政策による実質賃金の低下とマーク・アップ率上昇による価格転嫁であったとする⁽⁸⁾。しかし、階層別所得分配への影響は、階層別所得が異なる所得源に分割されたデータが得られないので、その程度は明らかではないとしている。

以上、主として階層別所得分配の悪化の原因を Bacha の整理に従って明らかにしてきた。しかし、筆者はブラジルの所得分配の問題に対し、異なる側面からの3つの新たな認識をもっている。

第1は、階層別所得分配の格差格大をもたらした原因として賃金格差を重視することである。この意味で、筆者の認識は、管理者と生産労働者間などの職種間賃金格差を取扱った、上の Bacha の分類という熟練労働と未熟練労働の格差に関する仮説とヒエラルキー仮説に基本的には関連している。ただし、決定的に相違するのは、職種間の賃金格差決定要因を産業ごとの特性を反映した産業間賃金格差で分析し、また賃金格差をもたらすメカニズムとして、工業化過程の基本的な特質を表現する、生産物市場・労働市場の競争の不完全性に直面する企業の行動を重視する点にある。したがって、賃金格差の問題に対し産業間のそれからアプローチすることにより、階層別所得分配の変化をもたらす

(8) 筆者は、必ずしも労働分配率が悪化したとは考えていない。既に述べたように、データ上の問題があるし、高度成長期には遊休設備が存在しており強い投資圧力があつたとは考えられないこと、以下の第3章での計測にあるように賃金率と利潤率との間に有意な負の関係が存在しないこと、さらに資本と労働の間の代替弾力性が1であるという仮説が第4章の推定では棄却されず理論的に機能的分配が変化するとは考えられないこと、などがその理由である。

た要因について、工業化過程における基本的背景から明らかにする点で有意義であり、かつ工業化過程そのものの特質を知るうえで意味があるであろう。

第10表は、各種賃金格差の変動を示したものである。各種賃金格差とは、①産業間格差、②職種間格差、③企業規模間格差、④地域間格差である。一見して明らかなように、1960年代はいずれの賃金格差も傾向的な拡大をみせ、高度成長期には格差はピークとなり、その後格差が低下傾向にあるといえる。このことは、第8表の階層別所得格差と非常に類似した変動であり、賃金格差が階層間所得格差と密接な関係にあることを十分に認識させるであろう。

第10表 各種賃金格差の変動

年	産業間格差			職種間格差	規模間格差	地域間格差
	全体	職員	生産労働者			
1939	0.2382					
1949	0.2449	0.5147	0.2369	1.2958		1.3683
1959	0.2364	0.3131	0.1742	1.6013	1.2484	1.5572
1964	0.2589	0.2549	0.2320	1.9431		1.7418
1965	0.2549	0.2362	0.2420	1.8486		1.5901
1966	0.2682					
1967	0.2816	0.2037	0.2905	2.1111	1.5177	
1968	0.2955	0.2047	0.2702	2.2780	1.5595	
1969	0.3096	0.1991	0.3088	2.2276	1.5734	
1970	0.3174	0.2693	0.2990	2.1049	1.5249	1.8536
1971	0.3233					
1972	0.3302	0.2071	0.3181	2.4237		1.7122
1973	0.3274	0.1954	0.3019	2.4787	1.5068	1.6423
1974	0.3016	0.1969	0.2900	2.3839		1.6136

(出所) 本書第3章第1表

さて、このような賃金格差の変動をもたらした要因としてどのようなものを考慮しなければならないであろうか。以下では、筆者が重視する産業間賃金格差に限定して議論してみよう。一般的に産業間の賃金格差を規定する要因として重視されるものは、(i)労働の付加価値生産性(企業の支払能力)、(ii)市場支

配力（生産物市場の競争条件）、(iii)組合交渉力・労働の移動性（労働市場の競争条件）、(iv)労働の属性構成、(v)需要成長率、などである。したがって、産業間賃金格差の変動要因を理解するためには、これら諸要因が工業化過程の進展のなかでどのような変化をとげてきたのかを明らかにする必要がある。産業の労働付加価値生産性を規定する、資本／労働比率、規模の経済性、技術革新の程度などの産業の技術特性の変動は、同時に産業構造の変動に影響する基本的要因でもある。市場支配力はその産業の市場構造を規定し、特にブラジルの場合、外国の巨大企業や国営企業に依存した工業化がもたらした市場構造の非競争性の激化はとりわけ重要な意味をもっている。また、労働市場の競争条件に関しては、ブラジルの場合、制度的な理由から労働組合の影響力は一応無視しうる⁽⁹⁾としても、工業化の進展とともに経済の地域的集中が拡大し広大な国土を背景とした労働者の地域間移動性の欠如や、内部市場の形成による職種間の労働市場の分断は、賃金格差の要因として重要である。このような、工業化とともに随伴してきた産業の技術的特性の変化や生産物市場・労働市場における市場構造の非競争化のなかで、より強く独占的企業の賃金決定メニズムが作用し、産業間の賃金格差が形成されてきたのである。

したがって、筆者は、以上の諸要因が工業化過程の進展のなかでいかなる変化をみせてきたのかを明らかにすることは、工業化過程そのものの特質を明確にすると同時に、所得分配変化の基本的な背景をも明確にしうるという点で、工業化過程と所得分配の問題を架橋するものとして重視すべきであると考えている。しかし、理論的にも実証的にも残された問題は多く、ブラジル経済の一つの重要な課題である。

第2の所得分配問題に対する筆者の基本的認識は、階層別所得分配の悪化が高度成長にどのような影響をもたらしたかという点にある。所得分配の問題は、

(9) 1964年の軍事政権への交替以降は、少なくとも1970年代中期に至るまで、その政治的介入によって労働組合の賃金交渉力は存在しえなかったといえる。

そもそも高度成長がもたらした社会・経済的帰結に対する批判点としてクローズ・アップされてきた問題である。機能的分配に関しては、その変化がマクロの変数、特に高度成長期の投資や貯蓄にどのような影響をもっていたかという認識が多いのに対し、階層間分配が成長にどのような効果をもたらしたかという認識⁽¹⁰⁾に関してはまったく稀薄な状態であるといつてよい。しかし、工業化過程はいかなる場合においても経済循環の高度化によって達成されていくものであるから、階層別分配→成長といった過程を無視してはならない。

第Ⅱ節で既に明らかとしたように、高度成長期の需要面を支えた一つの要因は耐久消費財の急激な成長であった(第3表参照)。しかし問題は、耐久消費財の需要がいかにして急激に拡大したかにある。第11表は、Cline〔6〕がFGVの家計支出データを用いて推定した消費関数の推定結果である。消費の所得弾力性値が最も高い品目のなかには、自動車、家屋などの耐久消費財が含まれている。したがって、1960年代、とくに高度成長期の家計所得における所得格差の拡大がこれら耐久消費財への需要に強い影響力をもち、成長をリードしてきた可能性は否定しがたいといえる。さらに、このようなメカニズムが存在するとしたならば、高度成長期後半以降に耐久消費財の成長率が低下していることと、階層別所得分配が改善傾向にあることと無関係とはいえないかもしれない。したがって、ブラジルの高度成長が耐久消費財の需要成長によってリードされ、これが階層別所得分配の悪化によって可能とされてきたとするならば、たんに高度成長期の基本的な特質としての問題のみならず、高度成長と経済厚生とのtrade-offという工業化過程、工業化戦略上の問題に対する一つの重要な問題となるであろう。例えば、高度成長期に所得再分配政策が有効に実施され、所得格差が縮小させられていたとするならば、少なくとも経済成長率は大幅に低下せざるを得なかったであろう。このことは、まさに工業化政策の困難性を示す事実であ

(10) 筆者の知る限りでは、ブラジルの高度成長期においてのこのような認識をもった研究はない。

第11表 消費関数の推定結果

	α	β	τ	R^2
食 品	0.7401 (0.2)	0.5087 (0.04)	0.8062 (0.21)	0.972
飲 料	-7.7476 (0.4)	0.9712 (0.07)	2.0963 (0.4)	0.978
タ バ コ	-1.8544 (0.4)	0.5282 (0.08)	0.4021 (0.4)	0.893
衣 服・織 維	-3.6473 (0.27)	0.9168 (0.05)	1.0816 (0.3)	0.984
ク リ ー ニ ン グ	-2.4911 (0.18)	0.5197 (0.03)	0.8597 (0.18)	0.981
保 健	-3.4006 (0.17)	0.6007 (0.03)	1.7863 (0.17)	0.987
家 具・じ ゅ う 器	-6.6545 (0.68)	0.9661 (0.13)	2.6717 (0.71)	0.939
交 通・通 信	-4.4970 (0.84)	1.2979 (0.17)	-0.2205 (0.88)	0.894
サ ー ビ ス	-1.5491 (0.33)	0.9623 (0.07)	-0.0532 (0.35)	0.939
光 熱	-1.8152 (0.17)	1.0277 (0.03)	-0.8561 (0.18)	0.991
家 屋	-8.1380 (0.8)	1.5019 (0.15)	0.9876 (0.8)	0.946
自 動 車	-11.9251 (2.5)	2.0031 (0.4)	0.9293 (2.25)	0.796
雑 誌	-9.0537 (0.9)	1.5244 (0.14)	0.3470 (0.82)	0.941

(注) 推定式は $\frac{C_i}{F} = e^{\alpha_i} \left(\frac{y}{F} \right)^{\beta_i} \left(\frac{N}{F} \right)$

(出所) Cline [6], p.211

ただし、 C/F : 家計当り消費支出、 y/F : 家計当り所得、 N/F : 家計当り構成員数、 β : 所得弾力性、 τ : 構成員数弾力性、である。推定はFGVの1962—63年の家計支出データに基づいた、家計所得階層間のクロス・セクション分析である。なお、()は標準誤差、 R^2 は決定係数である。

り、ブラジルの経験をかっこうの対象として実証すべき重要なテーマである。

第3のブラジルの所得分配問題に対する筆者の基本的な認識は、所得の機能的な分配面と、同時に雇用吸収の問題にかかわっている。まず機能的分配に関

してであるが、既に述べたように少なくとも基礎的なデータから直接的に判断する限り、高度成長期に顕著な分配率の変化が生じていたかどうかについては不明であった。したがって、データが整備されなければ解決しえない問題である以上、他の方法によって何らかの解答を出す必要がある。理論的には、周知のように、新古典派の生産関数に利潤極大行動などを仮定すれば、労働分配率・資本分配率は資本と労働の間の代替弾力性の値に依存するものである⁽¹¹⁾。すなわち、資本/労働比率が上昇したときに、代替弾力性 σ が1より大であれば労働分配率は低下し、 σ が1より小であればその逆であり、 $\sigma = 1$ であれば分配率は不変である。したがって、主として技術的条件によって規定される資本と労働の間の代替弾力性が短期的には変動しないものとするれば、この代替弾力性を推定することによって、機能的分配の変化に関する間接的な情報を提供することが可能である。結論的には、第IV章で推定されるように、1973年代の製造業における代替弾力性は1であるという仮説は棄却されず、したがって、機能的分配は不変であったとするのが妥当である。

さらに、この資本と労働の間の代替弾力性は、雇用吸収の問題にも有効な手がかりを与えるものである。所得分配問題の背後に雇用吸収の不足の問題が潜んでいることは云うまでもない。ブラジルの1960年代における階層別所得分

(11) いま、 X を生産量、 K を資本量、 L を労働量、 W を賃金率とすれば、技術進歩を無視した一次同次の生産関数は、

$$X = Lf(k), \quad k = K/L$$

と表現される。利潤極大化を仮定すれば、労働の限界生産力と賃金率の一致が成立するので、労働分配率 wL/X は、

$$\frac{d(wL/X)}{dk} = \frac{f''k(\sigma-1)}{f}, \quad f'' < 0$$

より、代替弾力性 σ の値に依存して変化することがわかる。ただし、 σ は、

$$\omega = \frac{\partial X}{\partial L} / \frac{\partial X}{\partial K}$$

としたときの、

$$\sigma = \frac{dk}{d\omega} \frac{\omega}{k} = - \frac{f'(f - kf')}{kff''}, \quad f' > 0$$

である。

配のかかわりで見ると、Fishlow〔8〕が指摘したように、特に所得シェアの低下が顕著であったのは所得階層における中間層であり、これは都市の労働者層に対応している。急激な人口増加に加えて、工業化とともに農村から都市へ労働者が流入し、工業部門で吸収されない労働者は失業するか、所得の低いサービス部門に滞留せざるを得ないことになる。したがって、彼らの所得水準に対しては工業部門での雇用吸収能力はきわめて重要である。

高度成長期に関してみれば、都市の実質賃金は傾向的に低下しており、これが雇用拡大に貢献したはずである。しかし、この議論が成立するには、資本と労働の間の代替弾力性が十分に大きな値であり、要素価格比率の変化に応じて資本と労働の代替が生じなければならない。すなわち、成長が、資本と労働の代替性が乏しくかつ資本集約的な生産技術に依存していたなら、たとえ実質賃金の傾向的低下を伴っていたとしても十分な雇用の拡大は期待しえないからである。次に、資本と労働の代替弾力性が十分に大きいとしても以下の点に注意が必要である。生産要素市場にディスティーションが存在し、競争的な市場で決定されるよりも労働の価格が相対的に高く、資本の価格が相対的に低く決定されれば雇用の拡大は阻害されるであろう。ブラジルの場合、歴史的・政策的背景より、たとえ実質賃金が傾向的に低下していたとしても、より速いスピードで資本の実質価格が低下するようなディスティーションの存在は十分に考えられることである。

いずれにせよ、雇用吸収の問題に対しても資本と労働の代替弾力性の値は有益な情報を提供するものであり、実証するに十分な価値があるであろう。

V 工業製品輸出

ブラジルの工業製品輸出の急増は、高度成長をもたらした核心ともいえるべき要因であったとされる⁽¹²⁾。第7表の輸出構成比の変化をみると、いかに工業製品

(12) 西向〔19〕, p.43

輸出の拡大が急激に進展したかが理解できる。西向〔19〕によれば、このような工業製品輸出の急増をもたらした基本的な要因として、輸入代替期に育成された産業基盤を背景に輸入代替的工業化から輸出志向的工業化へと開発政策の転換があったことが重視される。さらに、以上の基本的な要因に加えて、より直接的な以下の諸要因⁽¹³⁾があげられている。

① 為替レートの小刻み切下げ方式の採用。これにより、従来の著しい過大評価レートが回避され輸出増進に貢献した。

② 税制上の優遇措置。これには、(i)工業製品税の免除、(ii)流通税の免除、(iii)所得税の払い戻し、(iv)輸出税の免除、(v)輸入税の払い戻し、(vi)関税の払い戻し、などを含み、これらの優遇措置を最大限に利用すれば国内価格の約2分の1の価格で輸出しても、同じ収益をあげうる程に手厚いものであった。

③ LAFTAの効果。LAFTAの域内特恵による輸出に対する刺激も重要であるが、LAFTAの間接的效果とも云うべき輸出メンタリティーを高めたことも見逃せない。

そして、以上のような要因によってもたらされた輸出の急増は、輸出需要の拡大による国内需要隘路の打開と、外貨稼得による輸入隘路からの脱却をもたらし、成長への多大なる影響を与えたとされる。さらに、工業製品輸出は、国内生産の能率改善、技術導入を容易にすること、市場拡大が規模の経済による利益を獲得させること、などを通じてより強い経済成長への刺激を与えてきたとされる。また、工業製品輸出にまつわる問題点として、輸出が可能となったのは税制上の優遇措置による補助金効果に負うところが少なくなく、真の輸出競争力をつける必要があることなどを示唆している⁽¹⁴⁾。以上が西向〔19〕の要約であり、かつ高度成長期の工業製品輸出に関する端的な理解でもある。

以上の基本的理解に加えて、Tyler〔24〕のブラジルの工業製品輸出に関す

(13) 西向〔19〕, pp.50-53

(14) 西向〔19〕, p.58.

る包括的な研究のなかでは、以下の興味あるいくつかの問題が検討されている。

第1は、工業製品輸出が成長にどの程度貢献したかという問題である。Tyler は、周知の Chenery 方式を修正した需要面における成長の要因分析を行ない、1967年から1971年に関する輸出需要の貢献度は量的に僅かにすぎなかったとしている。結果は第12表の通りである。すなわち、工業化政策が基本的には

第12表 成長への需要別貢献度 (%)

	輸入代替	輸出需要	国内需要
1949-64	0.27	0.02	0.71
1964-67	-0.08	0.04	1.04
1967-71	-0.09	0.07	1.02

(出所) Tyler [24], p.81より作成

輸出志向的政策であったとしても、ブラジルの場合高度成長の主体はあくまでも国内需要であり、工業製品輸出をたんに需要面から判断する限り過大に評価することはできない。しかし、Tyler はこのような評価は需要面だけからの数量的な把握にすぎず、工業製品輸出の拡大がもたらした品質の改善や規模の経済性の実現などの効率性に関する諸側面をも考慮する必要性をも追加している。そして、この時期のブラジルの経験から導びかれる一般的解釈として、輸入代替から輸出促進段階への移行過程においては、国内需要の拡大による需要面での支えと経済効率の改善が必要な条件であるとしている。

第2は、工業製品輸出の外貨稼得能力に関する問題である。確かに、工業製品輸出の拡大は輸入隘路と国内需要隘路を同時に打開するものとしてきわめて有効である。しかし、たとえ輸出向生産であったとしても、経済の産業連関よりながしかの輸入需要を派生させるものである。Tyler は1971年の産業連関表を利用して、輸出向生産が直接・間接的に派生させる輸入必要量を算出している。彼の計測結果によれば、⁽¹⁵⁾工業製品輸出の派生する輸入必要額はその輸出総額の約10.2%という僅かな値であり、残りの89.8%がネットの意味で外

(15) Tyler [24], p.156.

貨獲得にむかうとされる。ところで、このような結果は、既に述べたように高度成長期にあつては、工業製品輸出のうち伝統的軽工業製品（連関効果が比較的小さい）のシェアが急増してきたことの反映であり、また生産技術構造が産業連関を低める方向に変化してきたことの結果であると解しうるであろう。しかし、今後の工業製品輸出が重化学工業製品（連関効果が比較的大きい）のシェアを拡大しようとするならば、産業基盤が稀薄であることは、必然的に国内で生産されない多くの資本財・中間財の輸入を増大させることになり、輸出志向の工業化における新たな制約条件として重要である。

第3は、工業製品輸出の雇用創出効果の問題である。工業製品輸出の急増はどの程度の雇用創出効果をもっていたのであろうか。一般的には、労働集約的な工業製品輸出の拡大は資本集約的な輸入代替よりもその直接的な雇用創出効果は高いであろう。しかし、連関効果を考慮した直接・間接的な雇用創出効果については、経済の迂回度に依存して一概には云えないであろう。Tylerは1971年の産業連関表を用いて、工業製品輸出が創出した雇用効果を算出している。彼の結果によれば、⁽¹⁶⁾1971年に輸出生産に従事した労働者は製造業における全活動人口の約5.9%にすぎないものであった。この結果に対して Tyler は、最も雇用創出効果の高い産業はブラジルの比較優位にマッチした労働集約的産業であったが、現実にはより資本集約性の高い産業の輸出比率が高かったことが影響したと解釈している。したがって、たんに雇用創出効果の観点のみから議論すれば、より労働集約財への輸出のシフトが必要であるとしている。

しかし、このような Tyler の議論は一面的である。労働集約財の雇用創出効果が資本集約財のそれより大きかったのは、ブラジルにおいては依然として産業基盤が整備されておらず、産業連関が稀薄であるからにはかならない。したがって、産業基盤がより高度化していけば間接的な雇用創出効果が増大し、資本集約財であっても直接・間接の雇用創出効果が労働集約財のそれより大き

(16) Tyler [24], p.171.

くなる可能性は存在する。さらに、資本集約的な財の輸入代替工業化は、輸入代替が産業基盤を整備し連関関係を深化させ、それ自身のもつ直接・間接の雇用創出効果の大きさを高めていくのであるから、雇用創出の問題に対し労働集約財の輸出志向的工業化一辺倒で議論するのは問題である。

第4は、工業製品輸出と資源配分の効率性の問題である。一般的に、輸出志向的工業化政策の最も重要な意義は、国内需要制約や輸入制約を克服しうる点もさることながら、輸入代替的工業化政策がその適用の誤りから過度の保護に陥り著しく資源配分の効率性を損なったのに対し、輸出志向的工業化政策が市場メカニズムを重視した自由市場志向的な政策であり、資源配分の効率性を十分に高めうる可能性にある。したがって、輸入代替的工業化から輸出志向的工業化へと転換したブラジルの工業化政策の問題の焦点もまさにここに存在し、この点を明らかにすることが肝要である。Tylerは主として、1960年代のブラジル経済の効率性を種々の角度から分析しているが、輸入代替的工業化政策から輸出志向的工業化政策への移行という観点からの分析ではない。この問題も、筆者を含めて今後の重要な課題である。

以上は、Tyler〔24〕の多岐にわたるトピックスのなかから、筆者が重要と考えるものを取上げたにすぎないが、高度成長期の工業製品輸出における問題点は概観できたであろう。しかし、筆者はさらに、以下に述べるような問題意識をもっている。

第1は、高度成長期にブラジルの比較優位構造にどのような変化が生じていたのかという問題である。高度成長期に工業製品輸出の構成が急激に変化したのであるから、比較優位構造に大きな変化があつてしかるべきである。工業製品輸出の拡大の問題に対しては、このような比較優位構造からのアプローチは基本的な分析方法として重要視されるべきである。一般的に、比較優位構造に作用する要因は、資本蓄積・技術進歩などがもたらす資本/労働比率・労働生産性の変化などが基本的であるが、ブラジルの場合には筆者は異なる側面からの

要因にも注目している。まず、比較優位構造と貿易政策の関連があげられる。通常の議論からすれば、関税・数量制限・輸出補助金などの貿易政策は比較劣位産業に有利となるように適用されるのが一般的である。しかし、ブラジルの場合第6章で明らかにされてるように、貿易政策の主たる対象は比較優位産業であった。ここに、ブラジルの貿易政策のユニークさが存在し、急激な輸出拡大の一つの要因が隠されている。したがって、工業製品の比較優位構造の変化をもたらした一つの要因として、ブラジルにとって特別の意味をもつ貿易政策との関連を検討する必要が存在するであろう。もう一つの側面は、比較優位構造と多国籍企業の関連である。周知のように、ブラジルの工業製品輸出における多国籍企業の役割はきわめて重要であり、Tyler〔24〕によれば1969年の多国籍企業による輸出シェアは43.3%にも達していた⁽¹⁷⁾。したがって、積極的な外資導入政策を採用した高度成長期には、ブラジルの特徴的な要因として、その比較優位構造の変化と多国籍企業の関連を分析することはきわめて重要であろう。

第2は、工業製品輸出の決定要因を数量的に明らかにする問題である。既に述べたように、工業製品輸出の決定因として数多くの要因があげられている。この工業製品輸出の決定要因を計量的に分析した研究は、既にTyler〔24〕でなされている。それは、1963～72年にかけての輸出供給関数を推定することにより、税制上の優遇、為替切下げ効果、稼動率、工業生産トレンドなどの説明変数の有意性を検定するものである。ここでは、税制上の優遇が最も有意な変数として推定されている。筆者のねらいは基本的にはTylerと相違しないが、ただ、停滞期と高度成長期の間には輸出供給に構造的な差異が存在することを重視している。工業製品輸出に対する税制上の優遇措置は高度成長期に至って急激に手厚いものとなってきたし、為替レートの小刻み調整は1968年から開始されたものである。稼動率は輸出ドライブによる効果の代理変数であ

(17) Tyler〔24〕, p.149.

るが、停滞期には有意であっても高度成長期には妥当しないであろう。さらに、輸出マインドの形成や輸出供給体制の整備などがようやく高度成長期に成熟し、これが輸出供給行動の変化をもたらしたことは重要である。したがって、このような停滞期と高度成長期における差異を明らかにすることによって、高度成長期の工業製品輸出の決定要因をより明確にしうるのであろう。また、以上の差異は輸出供給関数の推定においても十分に反映されるべきである。

第3は、狭隘な国内市場に制約されている開発途上諸国が工業製品の輸出を可能とする基本的原理に関する問題である。一般的には、ブラジルの工業製品輸出を可能とした最も重要な要因として、税制上の優遇措置が重視されている。既に述べたように、ブラジルの工業製品輸出に対しては、「上げ底輸出⁽¹⁸⁾」と呼ばれる程の過度な税制上の優遇がさまざまに与えられていた。これらの優遇措置は実質的には輸出補助金であり、価格競争力をもたない産業であっても十分な輸出インセンティブを持ちうるものであった。しかし筆者は、巨大な外国企業や国営企業による独占的な市場支配や、1964年以降漸次引下げが実施されたものの依然として残存する関税や数量制限などの保護政策が、市場の競争を著しく不完全とし、企業レベルもしくは産業レベルでの独占的な輸出行動を許すことを重視している。すなわち、このような条件下の輸出行動はミクロ理論でいう独占企業の価格差別行動（ダンピング）にはかならない。つまり、国内市場と輸出市場との間に価格差別が可能である限り、たとえ国内市場が狭隘で国内市場のみを対象として生産したときには輸出競争力をもちえない場合であっても、輸出市場をも対象とすることによって全体として正の利潤が保証され、十分な輸出インセンティブが存在しうるのである。したがって、過度の税制上の優遇に加えて、隠れた基本的原理として価格差別に基づく輸出行動が重要である。

さらに、このような原理に基づく輸出の拡大には、理論的に以下の問題が含

(18) 西向〔19〕, p.58.

まれている。価格差別による輸出である限り、社会的限界評価と社会的限界費用が一致せず、常に経済余剰の低下という資源配分のロスをもたらすであろう。また、このような輸出行動に基づく限り、既に述べた税制上の優遇や為替レートの切下げなどの輸出促進政策や、世界需要の拡大や外部経済効果による費用低下（費用関数の下方シフト）などの輸出拡大誘因は、必ずや国内販売量の絶対的低下を伴うであろう。したがって、ブラジルの工業製品の輸出はその基本原理を価格差別に基づく輸出行動に求める限り、短期的な経済厚生という観点からは肯定しがたいのである。もちろん、ダンピングによる輸出であるが故に、世界の経済的効率を阻害し、先進国の保護主義的傾向を誘発しやすいという点も重要である。

VI 高度成長期以降との関係

本節では、これまでに明らかとなってきた高度成長期に内在する問題点を踏まえ、1974年以降のブラジル経済に言及する。つまり、高度成長期に内在したいくつかの問題点が、1974年以降の経済的困難と深いかかわりがあることが明らかとされる。転換期における経済的困難とは、成長率の低下、厳しい国際収支不均衡、インフレの再燃であった。このような高度成長期からの急激な変化に関しては、石油ショックや世界的な景気後退の影響は無視しえないとしても、このことのみによって以上の経済的困難を十分に説明しえないと考えるのが妥当である。第13表にみられるように、石油ショックの煽りを受けて1974年には輸入価格は実に53%の上昇を示しており、輸入インフレによる国内価格の大幅な上昇と輸入額の急激な増加がもたらされたことは否定しがたい。しかし、1975年以降に関しては輸入価格の上昇率が著しく低下していることから、1975年以降のインフレの昂進と輸入の急増を石油ショックのみで説明することは困難である。⁽¹⁹⁾

(19) 西向〔20〕, pp.43-44

第13表 輸出入の推移 (%)

	1972	1973	1974	1975	1976
輸 出					
金額	36.8	54.6	28.2	10.9	16.9
量	13.5	15.5	-1.4	9.8	-0.9
価格	20.5	29.4	30.0	1.0	17.5
輸 入					
金額	29.2	46.8	104.1	-3.1	0.8
量	20.0	24.1	33.5	-11.1	-3.0
価格	7.7	18.3	52.9	9.0	4.0
交易条件	11.9	9.4	-15.0	-7.3	13.0

(出所) ECLA, *Economic Survey of Latin America*, 1976, p.180.

一般的には、1975年以降の状況について以下の要因が重視されている。⁽²⁰⁾インフレに関しては、①高度成長期に所得格差が拡大し、所得再分配政策の必要性が高まったために実質賃金が上昇傾向にあること、そして、1974年からの新しい賃金フォーミュラが賃金・物価のスパイラルを抑えるかどうか疑問であること。②農産物生産が不振であるため農産物価格の上昇率が高く、これが物価体系に有意に働いていること、などが重視されている。国際収支の不均衡に関しては、①工業製品輸出が世界的な景気後退と先進国の保護主義的傾向により、その拡大が期待できないこと、②資本財・中間財の輸入が急増していること、③対外債務の累積により債務返済負担が増大したこと、などが挙げられる。そして、これらの総合的な影響によって高い成長率を維持できなくなったとされる。

ところで、筆者が重視してきた諸問題を考慮すれば以下の議論が可能である。高度成長期の後半には設備稼働率はほぼ限界に達しつつあった。当然、さらに生産を急激に拡大するには生産設備の拡大が必要である。実際にも高度成長期

(20) 西向〔20〕, Bacha〔2〕

の後半より投資が増加しはじめたことは既に指摘した通りである。しかしながら、依然として基本的には、高度成長期に産業基盤が十分に拡充していなかったために、これらの設備投資をまかなうための基礎的中間財や資本財は輸入に強く依存せざるを得ない構造であった。基礎的中間財や資本財の輸入シェアが高度成長期の後半より急激に拡大していたことも既に指摘しておいた。したがって、稼働率がほぼ限界に達した1972年～73年には必然的にこれらの財の供給水準によって成長が制約されるにいたったのであり、高い成長率を維持するためにはこれらの財の輸入が不可欠であり、国際収支の不均衡も必然的であった。

さらに、1974年の石油ショックは一段と供給サイドから成長を制約することになる。既に上で述べた構造的な要因が存在していたのに加えて、原油供給の制約が化学・金属などの基礎的中間財部門の生産に影響し、他方で世界的な景気後退による輸出の停滞がもたらした輸入能力の低下があった。つまり、転換期における基本構造として、以上の要因が高い産出成長率にみあう基礎的中間財や資本財の供給を十分に保証せず、高度成長期が稼働率を高めつつも基本的には有効需要によって成長率が規定される需要制約にあったのとは対照的に転換期には基礎的中間財や資本財の供給制約が成長率を規定したといえる。さらに、このような状況のもとで、一定水準の成長率を達成するために積極的に外資の導入を図り、このことが中間財・資本財輸入の増大を促進し一層国際収支の不均衡を激化させたことや、周知の債務累積問題に直面するに至ったことは言うまでもない。さらに、石油危機がもたらした供給制約の影響は、ブラジルの場合、産業基盤が脆弱であると同時に厳しい国際収支制約を受けていたがために、先進国においてみられたそれより一層深刻なものであったことは想像に難くないであろう。

一方、需要面においては、ブラジルの工業製品輸出が労働集約財の拡大にリードされてきたこと、多国籍企業の輸出戦略に強く依存してきたこと、過度の

輸出補助金やダンピング的な輸出行動に基づき真の輸出競争力をもったものではなかったことを理由に、世界的景気後退と保護主義化の影響を直接的に受ける体質であったことが重要である。また、転換期においては所得分配が改善する傾向がみられ、高度成長期の主導部門であった耐久消費財の需要が鈍化する方向にあることなどを認めるならば、これらの要因も高度成長期に内在する問題点と転換期の問題点とを関連させる点であろう。さらに、高度成長期の後半に稼働率がほぼ限界に達し、それ以降は超過需要の局面にあったことと転換期のインフレ再燃との関連についての議論も可能であるが、詳しい分析は別の機会に譲りたい。

Ⅶ むすびにかえて

以上において、ブラジル経済の高度成長期の基本問題と、それに対する筆者の認識を明らかにしてきた。以下の諸章での分析と直接的に対応する問題は次の通りである。

(1) 高度成長期には、輸入代替的工業化政策から転出志向的工業化政策への転換を背景とし、高度成長がたんに景気循環過程の景気上昇局面に対応していたにすぎないことから、産業基盤の高度化が進展せず、むしろ非迂回的な生産技術構造の変化を伴っていたこと。そして、このことが国際収支不均衡の構造的要因であり、高度成長期以降の経済的諸困難の基本的要因でもあること。

(2) 1960年代から高度成長期にかけて生じた階層別（個人間）所得分配の急激な悪化は、むしろ高度成長期の必要条件であったこと。すなわち、所得分配の悪化が耐久消費財への需要を高め、これが高度成長期の需要面からの支えとなっていたこと。

(3) 階層別所得分配の規定要因に関し、従来の研究で重視されてきた諸側面に加えて、産業の特性や生産物市場・労働市場における競争の不完全性など、工業化過程の基本的特質によっても規定されていること。そして、これを明ら

かにするには、産業間の賃金格差構造からの分析が有効であること。

(4) 資本と労働の間の機能的所得分配の変化の方向に関する問題と、雇用吸収不足の原因に関する問題に対し、資本と労働の間の代替弾力性の値を推定することにより、間接的な情報を与えること。ちなみに、これに基づき資本と労働の機能的分配率は高度成長期には不変であり、生産要素市場のディストーションが雇用吸収不足の一因であると推測しうること。

(5) ブラジルの工業製品輸出における比較優位構造と貿易政策との関係には、通常の比較劣位産業に保護が与えられるというパターンとは対照的な、比較優位産業に多大な保護が与えられているという逆のパターンであり、ここにブラジルの貿易政策のユニークさが存在すること。また、比較優位構造の変化に対しては多国籍企業の役割を無視しえないこと。

(6) 工業製品輸出が急激に拡大した背景の一つには、輸出供給態度・能力について高度成長期前と高度成長期の間には明確な差異が存在しており、このことが輸出供給関数の構造的変動に反映されていること。

(7) 工業製品輸出を可能とした基本的原理は、外国企業や国営企業の独占的市場支配や保護政策の残存を背景に、産業レベルでのいわゆる価格差別に基づく輸出行動（ダンピング）であると考えるのが妥当であり、このような原理に基づく輸出行動には経済厚生上の問題などを多々含んでいること。

これらの高度成長期に対する筆者の問題設定は以下の各章で詳しく分析されるが、しかし、本書では扱えなかった重要な問題が多々残されている。主たるものをごく簡潔に列挙すれば以下の通りである。

(1) 戦後ブラジル経済の全般にわたる最も重要な問題はいうまでもなくインフレーションである。しかも、工業化過程の進展とともに停滞期(高インフレ)、高度成長期(インフレ終熄)、転換期(インフレ再燃)とそれぞれに異なる様相を呈している。したがって、高度成長期の特徴を知る上でインフレーションの分析は不可欠であり、かつ有効である。

(2) 高度成長期の基本的問題の相互関係について、分析が不十分である。たとえば、工業製品輸出と産業構造変動の相互関係、工業製品輸出と所得分配の相互関係などの分析が残されている。

(3) 転換期の経済的困難に対して、内在的要因としての高度成長期の基本的問題がいかなるかわりをもっているかについて、より詳細な分析が必要である。同時に内在的要因と石油危機などの外在的要因との統一的な分析が必要である。

(4) 高度成長期に内在する基本的問題の指摘とその検証に終始し、ブラジルの工業化政策に対する政策的インプリケーションに言及されていない。

(5) 既存の開発経済学に対して、ブラジルの高度成長期に関する研究がいかなる contribution をなしているかについて積極的提言がなされていない。

以上の諸問題は、本書の研究を完結させるための不可欠な要素であり、したがって今後の課題としたい。

参 考 文 献

- [1] Almeida, A. L. O., *Distribuição de Renda e Emprego em Serviços*, (Rio de Janeiro : IPEA), 1976.
- [2] Bacha, E. L., "Issues and Evidence on Recent Brazilian Economic Growth," *World Development*, Vol. 5, No 1/2, (Jan.-Feb. 1977)
- [3] Bacha, E. L., Mata, M. and R. Modenesi, *Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-Obra*, IPEA, 1971
- [4] Bacha, E.L. and L. Taylor, "Brazilian Income Distribution in the 1960s : 'Facts,' Model Results and the Controversy", *The Journal of Development Studies*, Vol. 14, No 3 (April 1978)
- [5] Chenery, H. B., "Patterns of Industrial Growth," *American Economic Review*, Vol. L, No 4 (Sept. 1960)
- [6] Cline, W. R., *Redistribution on Economic Growth : Latin American Cases*, Praeger Publishers, N. Y., 1972

- [7] Fields, G. S., "Who Benefits from Economic Development ? — A Reexamination of Brazilian Growth in the 1960's," *American Economic Review*, Vol. 67, No 4, (Sept. 1977)
- [8] Fishlow, A., "Brazilian Size Distribution of Income," *American Economic Review*, Vol. LXII, No 2 (May 1972)
- [9] Hoffman, R. and J. C. Duarte, "A Distribuição da Renda no Brasil," *Revista de Administração de Empresas*, Vol. 12, No 2 (1972)
- [10] Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, Vol. XLV, No 1 (March 1955)
- [11] Langoni, C., *Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*, Rio de Janeiro, Editora Expressão e Cultura, 1973
- [12] Macedo R., "A Critical Review of the Relation between Post-1964 Wage Policy and the Worsening of Brazil's Size Income Distribution in the 1960's," *Explorations in Economic Research*, Vol. 4, No 1 (Winter 1977)
- [13] Malan P. S., and R. Bonelli, "The Brazilian Economy in the Seventies : Old and New Developments," *World Development*, Vol. 5, No 1/2 (Jan.—Feb. 1977)
- [14] Morley, S. and J. Williamson, "Growth, Wage Policy and Inequality: Brazil During the Sixties," SSRJ Workshop Series, No 7519, University of Wisconsin (July 1975)
- [15] 西向嘉昭, 「輸入代替的工業化政策に関する一視点(I) —とくにブラジルに関連して—」, 『経済経営研究年報』 21, 神戸大学, 1971年
- [16] 西向嘉昭, 「輸入代替的工業化政策に関する一視点(II) —とくにブラジルに関連して—」, 『経済経営研究年報』 22(III), 神戸大学, 1972年
- [17] 西向嘉昭, 「輸入代替的工業化政策の一評価 —ラテン・アメリカの事例—」, 『国民経済雑誌』, 第126巻, 第2号 昭和47年8月
- [18] 西向嘉昭, 「ブラジル経済の高度成長 —その回顧と展望—」, 『経済経営研究年報』 23(III), 1973年
- [19] 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』, 第131巻, 第2号, 昭和50年2月
- [20] 西向嘉昭, 「ブラジルの経済成長の課題と展望」, 『国民経済雑誌』, 第137巻, 第2号, 昭和53年2月
- [21] Pastore, J., A. O. Haller and H. Gomez—Buendia, "Wage Differentials

- in São Paulo's Labor Force," *Industrial Relations*, Vol. 14, No.3 (Oct. 1975)
- [22] Pfeffermann, G. P. and R. Webb, "The Distribution of Income in Brazil," World Bank Staff Working Paper, No.356 (Sept. 1979)
- [23] Suzigan, W. et al, "Crescimento industrial no Brasil — incentivos e desempenho recente", IPEA, *Coleção Relatorios de Pesquisa*, No. 26, 1974.
- [24] Tyler, W. G., *Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil*, Kieler Studien, No. 134, 1976.
- [25] Wells, J. "Distribution of Earnings, Growth and the Structure of Demand in Brazil During the 1960's ; *World Development*, Vol. 2, No. 1 (Jan. 1974)
- [26] World Bank, *Brazil: Human Resources Special Report*, A World Bank Country Study (Oct. 1979)

第2章 基本的問題の産業連関分析

I はじめに

本章の目的は、ブラジル経済の1960年代の工業化過程、とくに高度成長期における基本的な問題点とされた、産業基盤の脆弱化と階層別（個人間）所得分配の悪化がブラジル経済に与えた効果を検討することにある。分析方法は、1959年と1970年の2枚の産業連関表を利用して、1959年の産業構造を初期値とし1970年の産業構造を予測する静学モデルを作成し、これに基づき上記の問題に関する比較静学のシミュレーション分析を行ない、産業構造、経済成長率、貿易収支構造に与えた効果を検討するものである。なお、産業基盤の脆弱化は生産技術構造の変化（中間需要・投入比率の低下）として、また、階層別所得分配の悪化は家計所得の十分位シェアの変化として取扱われる。したがって、本章の意図は前章で指摘された1960年代、とくに高度成長期におけるこれらの基本的問題点について、その意味を実証的により明確にすることにある。

既に第1章で述べたように、1960年代のブラジル経済の工業化過程は、戦後期から開始された輸入代替的工業化の終焉と停滞期から出発したものの、1964年から輸出志向的工業化への転換、そして1968年からの高度成長期の開始へと、急激な変化を伴っていた。当然のことながら、この期間には産業構造においても同様に急激な変化が予想され、総生産に占める第一次産業、製造業、サービス業のシェアでみると、それぞれ1959年の19.76%、44.39%、35.85%から1970年の11.67%、48.21%、40.12%へと変化し、ブラジル経済の着実な工業化過程を示しているかにみえる。しかし、この1960年代の産業構造の変化には、階層別所得分配の悪化とこれに基づく消費需要構造の偏向がその背後に存在することを見逃してはならない。第1表にみられるように、所得階層

第1表 階層別所得分配 (1960年, 1970年)

十分位	階層別所得シェア			平均所得額 (月額) Cr.		
	1960	1970	変化率(%)	1960	1970	変化率(%)
10-	1.17	1.11	-5.13	25	32	+28.00
10	2.32	2.05	-11.64	48	58	+20.83
10	3.42	2.97	-13.16	71	84	+18.31
10	4.65	3.88	-16.55	96	110	+14.58
10	6.15	4.90	-20.32	127	139	+9.45
10	7.66	5.91	-22.75	158	168	+6.33
10	9.41	7.37	-21.68	195	210	+7.69
10	10.85	9.57	-11.80	225	272	+20.89
10	14.69	14.45	-1.64	305	411	+34.75
10+	39.66	47.79	+20.05	815	1360	+66.87
5+	27.69	34.86	+25.90	1134	1984	+75.42
1+	12.11	14.57	+20.32	2389	4147	+73.59
40-	11.57	10.00	-13.57	60	71	+18.33
20	13.81	10.81	-21.73	142	153	+7.74
40+	74.62	79.19	+6.13	385	563	+46.23
ジニ係数	0.4999	0.5684				

(出所) Langoni〔4〕, p. 64.

の上位10%が占める所得シェアは1960年の39.66%から1970年の47.79%へと著しく上昇し、全体の所得分布の不平等性を示すジニ係数も0.4999から0.5684へと上昇しており、この10年間にいかに急激な所得格差の拡大が進展したかがうかがえる。そして、この所得分配の悪化が、第1章の第3表でみた耐久消費財需要の急成長をもたらした背景であった。また、第2表にみるように中間需要比率・中間投入比率の著しい低下を随伴してきたことも、1960年代の産業構造を特徴づける重要な問題である。いま産業全体の中間需要比率の変化でみると、1959年の0.4414から1970年の0.4094へと低下しており、このことは工業化の進展とともに中間需要・中間投入比率が増大していくという経済発展の一般的経験法則⁽¹⁾からすると、まったく対照的な技術構造変化のパター

(1) Chenery〔1〕.

第2表 産業構造・中間需要比率・中間投入比率

	1959年 (%)			1970年 (%)		
	産出シェア	中間需要比率	中間投入比率	産出シェア	中間需要比率	中間投入比率
農業	16.57	49.46	14.71	9.89	71.86	26.61
消費財産業	16.93	20.96	66.20	18.84	19.81	56.73
中間財産業	18.59	76.86	66.63	16.34	68.72	45.41
投資財産業	12.06	63.56	53.75	14.77	62.43	53.61
サービス産業	35.85	28.73	32.42	40.12	16.30	22.90
全体	100.0	44.14	44.14	100.0	40.94	40.94

(注) 各産業分類は本章の第3表の産業分類と以下の対応関係にある。

農業: 1

消費財産業: 9,10,13,19,20,21,22,23

中間財産業: 2,3,11,12,14,15,16,17,18,25,30

投資財産業: 4,5,6,7,8

サービス産業: 26,27,28,29

(出所) 1959年, 1970年の産業連関表より作成。

ンであるといえる。このような変動をもたらした理由としては、1960年代の超インフレに基づく相対価格の急激な変化の影響を受けているかもしれないが、産業連関表から作成された第2表をみる限り、1960年代の産業構造変動は消費財部門が相対的に増大し（16.93%→18.84%）反対に中間財部門が相対的に低下した（18.59%→16.34%）ものであって、このこと自体が産業の迂回化が進展しなかったことの反映であると理解しうるであろう。さらに、農業部門を除くすべての部門で中間需要比率・中間投入比率が低下していることから、生産技術そのものの変化も生じていたとみるべきであろう。そしてこのような1960年代の産業構造の変化は、第1章で言及したように1970年代のブラジル経済の特質を規定するものであった。1970年代のブラジル経済はその産業基盤の高度化が立遅れたため、公共投資・輸出促進などによる経済成長の推進が中間財・資本財供給のネックを顕在化し、同時にこれら中間財・資本財輸入の急増が構造的貿易収支赤字をもたらす一因となったのである。

ところで、産業構造の変化は需要構造と供給構造の相互関連のなかで進展す

のものである。例えば、本章で問題とされる階層別所得分配と技術構造のかかわりで見れば、まず所得分配構造は消費需要を規定しこれが需要構造に影響し、需要構造は産業構造を規定し、さらに産業構造は各産業の有する独自の分配構造によって全体の分配構造を規定していく、というプロセスによって産業構造変化が進展するであろう。他方、技術構造の変化は中間需要・中間投入構造の変化をもたらす、これが産業構造を規定し、さらに産業構造の変化は技術構造自体を変革していくであろう。したがって以上のような意味で、産業構造の進展を取扱うには、分配率、技術構造の変化それ自体を内生化することが望ましいが、本章においては第一次接近として階層別分配率、投入・産出係数をパラメータとして特定化し、これらの変化に基づく比較静学分析がなされるであろう。

II 分析の基本的性格

本章で採用される産業連関分析の基本的性格は以下5つの特徴に要約される。

(1) 競争輸入型

現在ブラジル経済に関し入手しうる産業連関表は、IPEA（経済社会計画院）で作成された1959年表（内生部門数32×32）とIBGE（ブラジル地理統計院）が1980年に最終版を出した1970年表（内生部数160×87）の2枚である。1959年表は競争輸入型、1970年表は非競争輸入型であるため、1970年表に付属している輸入表を利用して1970年表を競争輸入型に変換した。また、部門数の統合に際し、仮設部門の取扱いに相違があるために両表の仮設部門を一括し、部門数を30×30に縮約した⁽²⁾。各産業部門名は第3表に記載されている。

(2) 輸入内生・自給率表示

(2) 1970年表の縮約における生産物部門と産業部門の対応は、1970年表に記載されている対応表に従った。また、両表の産業分類はIBGEで採用している産業中分類と産業小分類にそれぞれ対応している。

輸入内生・自給率表示の産業連関表とは以下のように表現される。ここで、 S ：総供給、 X ：総産出、 M ：輸入、 AX ：中間需要、 F ：最終需要、 \hat{M} ：供給ベースの輸入係数 ($M = \hat{M}S$) とすると、

$$S = X + M = AX + F$$

$$X = (I - \hat{M})S$$

より、

$$S = (I - A(I - \hat{M}))^{-1}F$$

$$X = (I - \hat{M})(I - A(I - \hat{M}))^{-1}F$$

が求まる。⁽³⁾ 供給ベースの自給率表示を採用したのは、後述の輸入代替政策の政策的パラメータを直接的に取扱うためである。

(3) 消費・投資需要内生の closed system

産業構造変化の進展は、産業構造の変化それ自体が最終需要構造に影響し、この最終需要構造の変化が産業構造を新たに規定していくというプロセスの繰返しによって実現していくものである。したがって、産業構造の変化を表現しようとするモデルをよりコンプリートなものとするには、最終需要の各項目を内生化するのが望ましいこととなる。本章での試みは、全産業に対する消費需要と主要投資財産業に対する投資需要を内生化し、政府需要、輸出需要、その他投資財産業への投資需要を外生とするものである。なお、消費関数の推定は、① FGV (バルガス財団経済研究所) の家計支出調査データ⁽⁴⁾に基づき、クロス・セクション分析で行なった推定結果を産業連関表の産業分類にコンバートしたものの、②直接的に1959年と1970年の産業連関表から推定したものの、2つを試

(3) 輸入係数を総産出ベースで定義すると、通常の輸入内生自給率表示の

$$X = (I - (I - \hat{M})A)^{-1}(I - \hat{M})F$$

となる。

(4) FGV, *Pesquisa sobre Orçamentos Familiares*, 1962~63. なお、現在日本で入手できるブラジルの家計支出調査はこれ以外に、1975年以降を対象とした調査のみである。

みたが、予測能力の点から実際の予測においては後者を採用した。また、投資関数に関する推定値は、Rijckeghem〔7〕の結果を利用した。

(4) 変化率表示

変化率表示の産業連関分析を採用した理由としては、直接的に各産業の成長率を表現できることや、変数・データが節約でき取扱いが簡便になることに加えて、以下の理由が重要である。一般的に、投入・産出係数は①平均値表示 ($a_{ij} = X_{ij} / X_j$)、②限界値表示 (da_{ij})、③変化率表示 ($\hat{a}_{ij} = da_{ij} / a_{ij}$) の3つが可能であるが、既に述べたようにブラジル経済においては分析期間中に、一般に比較的安定的であるとされている投入・産出係数が著しく変化しており、これを分析に陽表的に反映させるために変化率表示の投入・産出係数が採用された。ただ、モデル全体が変化率で表現されれば多くのパラメータが弾力性表示となり、とくに2つの産業連関表のみを用いてパラメータの値を推定する場合、その推定値には大きな誤差が含まれる可能性が強く、したがってこれを用いた場合には体系が著しく不安定となるという問題がある。

(5) 静学分析による予測モデル

理論的には、産業連関分析における予測モデルと呼ばれるものはダイナミックなシステムで扱われる方がより望ましいであろう。しかし、本章では第一次接近として、変化率表示の特性を活かした静学分析での予測を行なう。すなわち、1959年値を初期値とし、外生変数である政府需要成長率、輸出需要成長率、一部投資財産業への投資需要成長率に現実の1959年から1970年までの成長率 ($\hat{x} = (x^{70} - x^{59}) / x^{59}$ で定義) を用いて、これら外生的需要成長率の直接・間接の誘発効果によって、各内生変数の成長率を予測するものである。さらに、これら内生変数の予測された成長率と現実の成長率との比較によって予測精度を検討したうえで、階層別所得分配率、投入・産出係数などのパラメータの値を変化させた比較静学分析がなされるであろう。なお、ここでの変化率とはす

べて実質成長率であり、1970年表はFGVの商品分類別の卸売物価指数を利用⁽⁵⁾して各部門が実質化されている。

以上が本章における産業連関分析の基本的特徴であるが、本章の研究は自給率表示の輸入内生化、変化率表示、投資需要の内生化の点で1959年表の産業連関分析を行なった Rijckeghem〔7〕の研究に多くを負っているが、以下の点で相違するものである。2枚の産業連関表を使った予測モデルであり、予測テストがなされること、投入・産出係数の変化を陽表的に考慮したこと、階層別所得分配率、付加価値比率の変化がモデルに含まれることなどである。

第3表 産業分類と産出シェア（1959年、1970年）

産業名	X_i/X	X_i/X	産業名	X_i/X	X_i/X
	1959	1970		1959	1970
1.農 牧 水 産 業	0.16566	0.11053	16.香 料・石けん	0.00642	0.00600
2.鉱 業	0.02644	0.00616	17.プラスチック	0.00285	0.00691
3.石油採取(仮)	0.00544	0.00315	18.織 維	0.05283	0.03627
4.非 金 属	0.01887	0.01867	19.衣 料	0.01437	0.01456
5.金 属	0.04435	0.05531	20.食 品	0.10172	0.12299
6.機 械	0.01200	0.02157	21.飲 料	0.00998	0.00728
7.電 気 機 器	0.01675	0.01907	22.タ バ コ	0.00470	0.00459
8.輸 送 機 器	0.02859	0.03360	23.印 刷・出 版	0.00962	0.0111
9.木 材	0.01114	0.00966	24.雑 貨	0.00545	0.00588
10.家 具	0.00775	0.00752	25.電 気・ガ ス	0.00673	0.01597
11.紙・パ ル プ	0.01253	0.01011	26.建 設	0.06404	0.1035
12.ゴ ム	0.01065	0.00693	27.商 業	0.10007	0.14532
13.皮 革	0.00456	0.00277	28.輸 送	0.05727	0.03133
14.化 学	0.03677	0.05097	29.サ ー ビ ス	0.13711	0.11147
15.薬 品	0.00822	0.00925	30.く ず(仮)	0.01610	0.01559

(5) FGV. *Conjuntura Econômica*, 実質化は価格条件を排除するために避けられないが、連関表の実質化にはやっかいな問題が存在している。一般的に、各部門に対応する価格指数を用いてそれぞれの部門を実質化すれば、各部門の行和と列和の一致は保証されなくなるであろう。しかし、行和と列和の乖離がすべての部門で1%以内(平均0.159%以内)であることから、この問題は一応無視している。

III モデル

まず、モデルで使用される変数名とその個数を一覧しておこう。ただし、

$$i = 1, \dots, n \quad (n=30)$$

$$j = 1, \dots, n \quad (n=30)$$

$$k = 1, \dots, m \quad (m=10)$$

である。産業部門名は第3表を参照されたい。また、 $\hat{x} = dx/x$ である。

<内生変数>

$$\hat{X}_i: \text{第 } i \text{ 産業産出成長率} \quad (n)$$

$$\hat{C}_i: \text{第 } i \text{ 産業への消費需要成長率} \quad (n)$$

$$\hat{Z}_i: \text{第 } i \text{ 産業への投資需要成長率} \quad (4)$$

ただし、 $i = 6, 7, 8, 26$

$$\hat{S}_i: \text{第 } i \text{ 産業総供給成長率} \quad (n)$$

$$\hat{y}_k: \text{第 } k \text{ 所得階層の所得成長率} \quad (m)$$

$$\hat{y}: \text{総所得成長率} \quad (1)$$

<外生変数>

$$\hat{G}_i: \text{第 } i \text{ 産業への政府需要成長率}^* \quad (n)$$

$$\hat{E}_i: \text{第 } i \text{ 産業への輸出需要成長率}^* \quad (n)$$

$$\hat{Z}_i: \text{第 } i \text{ 産業への投資需要成長率}^* \quad (26)$$

ただし、 i は 6, 7, 8, 26 以外

$$\hat{F}: \text{家計数成長率}^* \quad (1)$$

$$\beta_i: \text{第 } i \text{ 産業への消費需要の所得弾力性}^* \quad (n)$$

$$\theta_{i,k}: \text{第 } i \text{ 産業への消費需要における第 } k \text{ 所得階層シェア}^{**} \quad (n \times m)$$

$$\omega_j: \text{第 } j \text{ 産業の付加価値の総付加価値に占めるシェア}^{**} \quad (n)$$

$$(v_j X_j / \sum_{j=1}^n v_j X_j)$$

$$\epsilon_{i,j}: \text{第 } i \text{ 産業生産物に対する第 } j \text{ 産業からの投資需要シェア}^{**} \quad (4 \times n)$$

$$\tau_j : \text{第 } j \text{ 産業の資本・産出弾力性}^{**} \quad (n)$$

$$\pi_i : \text{第 } i \text{ 産業自給率}^{**} \quad (n)$$

$$\delta_{ij} : X_{ij}/S_i^{**} \quad (n)$$

$$\delta_{iC} : C_i/S_i^{**} \quad (n)$$

$$\delta_{iZ} : Z_i/S_i^{**} \quad (n)$$

$$\delta_{iG} : G_i/S_i^{**} \quad (n)$$

$$\delta_{iE} : E_i/S_i^{**} \quad (n)$$

<パラメータ>

$$\hat{\lambda}_k : \text{第 } k \text{ 所得階層の所得分配率変化率}^* \quad (m)$$

$$\mu_i : \text{第 } i \text{ 産業の輸入代替弾力性 } (M_i=S_i\mu_i)^* \quad (n)$$

$$\hat{a}_{ij} : \text{投入・産出係数変化率}^* \quad (n \times n)$$

$$\hat{v}_j : \text{第 } j \text{ 産業の付加価値比率変化率}^* \quad (n)$$

ただし、* : 現実の成長率（もしくは1959年値と1970年値の2時点から求めた弾力性）、** : 1959年値、である。

(1) 消費関数

消費関数の基本形は、Rijckeghem〔7〕, Cline〔2〕, Morley and Smith〔5〕, Morley and Williamson〔6〕らに従い、一家計あたりの第*i*産業に対する消費需要を、

$$C_i/F = e^{\alpha_i} (y/F)^{\beta_i} (N/F)^{\tau_i}$$

で定義する。ただし、 C_i : 第*i*産業への消費需要、 y : 給家計所得、 F : 給家計数、 N : 給家計構成員数、 β_i : 所得弾力性、 τ_i : 一家計あたり構成員数の弾力性、である。ここで産業構造の変化に対して重要なのは、 β_i の大小関係であり、 β_i が1より大であれば所得の成長率以上にその産業に対する消費需要が増大し、これが直接・間接の誘発効果を通じてその産業の産出シェアを増大させていくことになる。

さてつぎに、所得階層間の所得分配率変化を考慮するために、(1)式を所得階

層別の消費需要関数に書改めると、

$$\begin{aligned} - C_{ik}/F_k &= e^{\alpha_i} (y_k/F_k)^{\beta_i} (N_k/F_k)^{\tau_i} \\ \therefore \hat{C}_{ik} &= \beta_i \hat{y}_k + (1 - \tau_i - \beta_i) \hat{F}_k + \tau_i \hat{N}_k \end{aligned}$$

となる。ただし、 C_{ik} ：第 k 所得階層の第 i 産業への消費需要、 y_k ：第 k 所得階層の所得、 F_k ：第 k 所得階層の総家計数、 N_k ：第 k 所得階層の総家計構成員数である。ここで単純化のために、一家計あたりの構成員数は不変であると仮定すると、 $\hat{N} = \hat{F}_k$ であるから、

$$\hat{C}_{ik} = \beta_i \hat{y}_k + (1 - \beta_i) \hat{F}_k$$

が成立する。さて、第 i 産業への総消費需要は所得階層別消費の総計であるから、

$$\begin{aligned} C_i &= \sum_{k=1}^m C_{ik} \\ \therefore \hat{C}_i &= \sum_{k=1}^m \theta_{ik} \hat{C}_{ik} \quad (\theta_{ik} = C_{ik}/C_i) \end{aligned}$$

より、

$$\hat{C}_i = \beta_i \sum_{k=1}^m \theta_{ik} \hat{y}_k + (1 - \beta_i) \sum_{k=1}^m \theta_{ik} \hat{F}_k$$

となる。いま、所得階層を所得の高い（低い）家計順に並べて 10% ずつに区分した十分位で表現すると、各階層の家計数はすべて等しく、常に、

$$\hat{F}_1 = \dots = \hat{F}_k = \dots = \hat{F}_m (= \hat{F}_{10}) = \hat{F}$$

となるから、結局、第 i 産業への消費需要成長率は、

$$\hat{C}_i = \beta_i \sum_{k=1}^m \theta_{ik} \hat{y}_k + (1 - \beta_i) \hat{F} \quad (2)$$

となる。よって、初期値 θ_{ik} と所得分配の変化率 \hat{y}_k に応じて消費需要にバイヤスがかかることを示している。 β_i の推定値は既に述べたように、家計支出調査データを利用して(1)式を推定して求めた場合と、産業連関表のデータを利用して直接的に(4)式から求めた場合⁽⁶⁾の 2 つを試みたが、予測能力の点から後者を探

(6) ただし、 β_i は以下の方法で求めた。

$$\beta_i = (\hat{C}_i - \hat{F}) / (\hat{y} - \hat{F})$$

結果は付表に記載されている。

用している。なお、 θ_{ik} のデータは初期の階層別所得を β_i 乗 ($y_k^{\beta_i}$) したものと、それらの総和 ($\sum_{k=1}^m y_k^{\beta_i}$) との比率 ($\theta_{ik} = y_k^{\beta_i} / \sum_{k=1}^m y_k^{\beta_i}$) として求めた。

(2) 階層別所得

各所得階層が十分位で表現されている場合のそれぞれの所得分配率を λ_k とすると、各階層の所得は、

$$y_k = \lambda_k y, \quad \left(\sum_{k=1}^m \lambda_k = 1 \right)$$

$$\therefore \hat{y}_k = \hat{\lambda}_k + \hat{y} \quad (3)$$

であり、したがって、各所得階層の所得成長率は所得分配率の変化率と総所得成長率との和によって表現される。いま、(3)式を(2)式に代入すると、

$$\hat{C}_i = \beta_i \sum_{k=1}^m \theta_{ik} (\hat{\lambda}_k + \hat{y}) + (1 - \beta_i) \hat{F} \quad (4)$$

となり、所得階層間の所得分配率の変化が直接的に消費需要に影響することを示している。もちろん、所得分配率に変化がない場合 ($\lambda_k = 0$) には、 $\sum_{k=1}^m \theta_{ik} = 1$ より(4)式は、

$$\hat{C}_i = \beta_i \hat{y} + (1 - \beta_i) \hat{F} \quad (4')$$

となる。

ところで、モデルをよりコンプリートなものとするためには、所得分配率 λ_k 自体が内生化されることが望ましいであろう。ある産業が生産活動を行えば付加価値が発生し、その一部が機能的分配を通して家計所得に帰属するであろう。さらにこの家計所得は、それぞれの産業の特性や社会的条件を反映したそれぞれの所得階層分布を有し、これが産業全体について総計されることによって社会全体の階層別所得分配が求まるであろう。そして、このことによって初めて生産と階層別所得分配のループが完成し、階層別所得分配が内生化されたことになる。しかし、以上のようないわゆる機能的分配と階層別分配の結合を可能とするためには、ある産業で発生する賃金所得や個人業主所得・個人財産所得がそれぞれどのように所得階層ごとに配分されるかが理論的にも実証的

にも明らかにされねばならず、周知のように困難な問題である⁽⁷⁾。したがって本章においては、既に述べたように、階層別所得分配率はパラメータとして与え、これを変化させた場合の比較静学分析を行なうものである。

(3) 家計所得

家計所得 y は、前節の階層別所得のところで説明されたように付加価値の一部から帰属するものである。最も単純化して考えれば以下のようなになるであろう。今、 V_j ：付加価値、 W_j ：賃金所得、 P_j ：利潤所得、 R_j ：企業留保、 ζ_j ：個人業主所得・個人財産所得などの利潤所得より家計に帰属する部分の、利潤所得との比率、 v_j ：付加価値比率、 η_j ：賃金分配率、とすると、第 j 産業の生産活動により発生する家計所得は、

$$\begin{aligned} y_j &= W_j + \zeta_j P_j \\ &= [\eta_j + \zeta_j (1 - \eta_j)] v_j X_j \end{aligned}$$

と定義されるであろう。しかし、ブラジルでは国民所得統計が非常に不備であり、現在もなお個人所得勘定が詳細には公表されておらず、 ζ に関するデータが得られないために上式の定式化は断念せざるを得なかった。そこで、家計総所得は総付加価値の一定割合 ξ であると仮定し、

$$\begin{aligned} y &= \xi \left(\sum_{j=1}^n v_j X_j \right) \\ \therefore \hat{y} &= \sum_{j=1}^n \omega_j (\hat{v}_j + \hat{X}_j) \quad (5) \\ \text{ただし、} \quad \omega_j &= v_j X_j / \sum_{j=1}^n v_j X_j \end{aligned}$$

で近似することにした。

(4) 投資需要

投資需要の発生は加速度原理で説明される⁽⁸⁾。資本ストックと産出量のあいだ

(7) しかし、最近のインド経済に関する研究で、少なくともデータの的には機能的分配と個人間分配との対応をはかり、消費を内生化した産業連関分析がなされている。Sinha, R., P. Pearson, G. Kadekodi and Gregory [8].

(8) したがって、過剰設備の存在や企業家の投資態度を無視するという問題は残る。

に一定の技術的關係 ($K_j = X_j^{\tau_j}$) を仮定すると、第 j 産業の産出成長率とこれに伴う必要資本ストックとの関係は、

$$\dot{K}_j = \tau_j \hat{X}_j$$

で示される。ただし、 K_j : 資本ストック、 τ_j : 資本・産出弾力性である。いま、粗投資を、

$$Z_j = \dot{K}_j + \sigma K_j$$

で定義すると、第 j 産業で発生する投資需要の成長率は、

$$\hat{Z}_j = (\dot{K}_j + \sigma K_j) / (1 + \sigma / \hat{K}_j)$$

となる。ただし、 Z_j : 第 j 産業で発生する投資需要、 σ : 償却率、である。

ここで単純化のために、資本ストックの成長率を一定である ($\hat{K}_j = 0$) と仮定すると、

$$\hat{Z}_j = \hat{K}_j = \tau_j \hat{X}_j$$

が求まる。さて、第 j 産業で発生した投資需要は他の（もしくは自らの）投資財産業への投資需要 (Z_{ij}) として振り分けられる。したがって、第 i 投資財産業への総投資需要は、

$$Z_i = \sum_{j=1}^n Z_{ij}$$

となる。ここで、第 j 産業で必要とされる投資財の構成比率を一定と仮定すると、第 j 産業で発生する投資需要成長率 (\hat{Z}_j) と第 j 産業から第 i 投資財産業へ振り分けられる投資需要の成長率 (\hat{Z}_{ij}) は等しくなるから、結局、

$$\hat{Z}_i = \sum_{j=1}^n (Z_{ij} / Z_i) \hat{Z}_{ij} = \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \hat{Z}_j = \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \tau_j \hat{X}_j \quad (6)$$

が成立する。ただし、 $\epsilon_{ij} = Z_{ij} / Z_i$ は初期における第 i 投資財の第 j 産業と最終需要への配分比率であり、いわゆるコンバータの役割を果たすものである。

ところで、実際の予測においては、投資需要に関するデータを Rijckeghem [7] に負ったため、内生化する投資需要は、機械、電気機器、運送機器、建設の4部門に対するもののみである。他の部門に対する投資需要は外生変数として扱われている。ただし、この4部門で1959年においては投資需要全体の

82.0% を占めている。なお、資本・産出弾力性、投資配分行列は本章の付表に記載されている。

(5) 総供給・輸入

総供給は定義により国内生産と輸入の和であるから、総供給ベースの初期の国産自給率 (X_i/S_i) を π_i で表わすと、

$$\hat{S}_i = \pi_i \hat{X}_i + (1 - \pi_i) \hat{M}_i$$

が求まる。いま、輸入成長率と総供給成長率との関係を

$$\hat{M}_i = \mu_i \hat{S}_i$$

で表現すると、

$$\hat{S}_i = \frac{\pi_i}{1 - (1 - \pi_i) \mu_i} \hat{X}_i \quad (7)$$

が求まる。すなわち、 $\mu_i = 1$ であれば自給率は不変であり、 $\mu_i < 1$ であれば輸入代替が進み自給率は高まり、 $\mu_i > 1$ であれば逆に自給率が低まることを示している。分析期間のブラジルにおいては、輸入は強く貿易政策（輸入代替政策）のありかたに依存してきたものであり、後にこの輸入代替政策を評価するために μ_i に関する比較静学分析がなされるのであろう。ちなみに、ここでは μ_i を輸入代替弾力性と呼ぶことにする。

(6) 需給バランス式

中間需要を投入・産出係数 a_{ij} を用いて

$$X_{ij} = a_{ij} X_j$$

で表現すると、需給バランス式は定義より

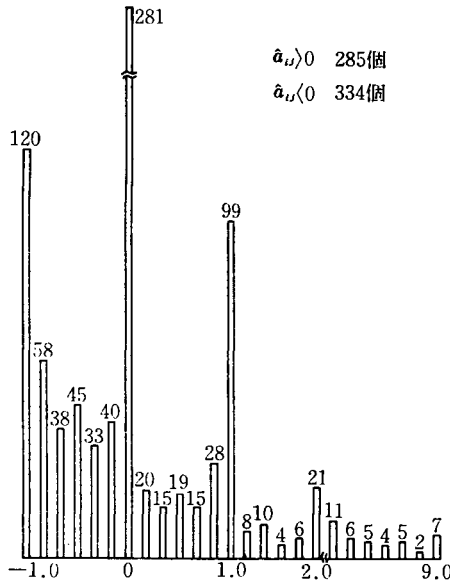
$$S_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} X_j + C_i + Z_i + G_i + E_i$$

となる。いま、初期の中間需要・各最終需要の総需要に占める比率を、 δ_{ij} , δ_{iC} , δ_{iZ} , δ_{iG} , δ_{iE} で示すと、需給均衡を達成するための総供給成長率は、 δ_{ij} の加重をつけた投入・産出係数の成長率ならびに産出成長率と、それぞれの加重をつけた各最終需要の成長率の和として表現される。すなわち、

$$\hat{S}_i = \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (\hat{a}_{ij} + \hat{X}_j) + \delta_{iC} \hat{C}_i + \delta_{iZ} \hat{Z}_i + \delta_{iG} \hat{G}_i + \delta_{iE} \hat{E}_i \quad (8)$$

である。ここで、 \hat{a}_{ij} について注意が必要である。 \hat{a}_{ij} は分析期間における技術構造の変化を表現するものであるが、その定義は $\hat{a}_{ij} = (a_{ij}^{70} - a_{ij}^{59}) / a_{ij}^{59}$ であり、1959年の a_{ij} 行列ではゼロであった要素が1970年においては正值をとる場合、 \hat{a}_{ij} は定義されず、十分に投入・産出係数の変化を評価できない。したがって本章ではGaiha〔3〕に従い、便宜的に、 a_{ij}^{59} が十分小さい場合も含めて、 $a_{ij}^{59} < 0.0001$ の場合は、 $\hat{a}_{ij} = (a_{ij}^{70} - a_{ij}^{59}) / \frac{a_{ij}^{70} + a_{ij}^{59}}{2}$ で評価した。第1図は

第1図 \hat{a}_{ij} の度数分布



(9) とところで、 a_{ij} 自体も内生化される方が理論的には望ましいであろう。筆者は基本的には以下の方法で a_{ij} の内生化を試みた。

$$X = AX + F$$

$$A = X^B$$

$$\therefore \hat{X} = [I - A(B+I)]^{-1} \pi \hat{F}, \quad \pi = F/X$$

しかし、 B の推定値（1959年と70年の連関表から推定）にバイヤスが多く含まれたためか、安定的な結果は得られなかった。

\hat{a}_{ij} の度数分布図であるが、ブラジルの場合分析期間中においては a_{ij} は安定的であるとはいえず、しかも、負値の \hat{a}_{ij} の度数の方が多いことを明瞭に示している。

ここでモデルの全体とシェーマ図を掲げておこう。

$$(2) \text{ 消費需要 } \hat{C}_i = \beta_i \sum_{k=1}^m \theta_{ik} \hat{y}_k + (1 - \beta_i) \hat{F} \quad (n)$$

$$(3) \text{ 階層別所得 } \hat{y}_k = \hat{\lambda}_k + \hat{y} \quad (m)$$

$$(5) \text{ 家計総所得 } \hat{y} = \sum_{j=1}^n \omega_j (\hat{v}_j + \hat{X}_j) \quad (1)$$

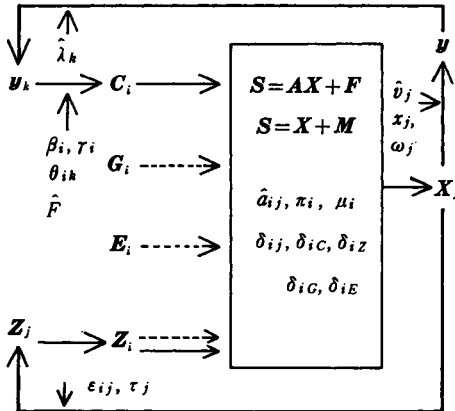
$$(6) \text{ 投資需要 } \hat{Z}_i = \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij} \tau_j \hat{X}_j \quad (i = 6, 7, 8, 26) \quad (4)$$

$$(7) \text{ 総供給 } \hat{S}_i = \frac{\pi_i}{1 - (1 - \pi_i) \mu_i} \hat{X}_i \quad (n)$$

(8) 需給バランス

$$\hat{S}_i = \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (\hat{a}_{ij} + \hat{X}_j) + \delta_{iC} \hat{C}_i + \delta_{iZ} \hat{Z}_i + \delta_{iG} \hat{G}_i + \delta_{iE} \hat{E}_i \quad (n)$$

シェーマ図



IV 計測結果

第4表には、すべての内生変数の成長率について、現実値、予測値、ならびに現実値と予測値の誤差が記載されている。産出成長率に関しては、最終需要をすべて外生変数としたいわゆるオープン・システムでの予測値もあわせて載せている。また比較のために、FGVの家計支出調査データを用いて推定された消費関数による予測結果も産出成長率と消費需要成長率についてのみ列記してある。さらに第4表には、簡単な予測テストのためのいくつかの統計量も追加されている。すなわち、現実値と予測値のそれぞれについての平均値、現実値と予測値のあいだの単純相関係数、それと誤差についての、平均誤差、加重平均誤差、RMS 誤差、タイルの不等係数である⁽¹⁰⁾。いま、現実値を A_i 、予測値を P_i であらわすとそれぞれの誤差に関する統計量は、

$$\text{平均誤差} = \sum_{i=1}^N (A_i - P_i) / N$$

$$\text{加重平均誤差} = \sum_{i=1}^N w_i (A_i - P_i) / N \quad w_i = x_i / \sum_{i=1}^N x_i$$

ただし、加重はそれぞれの内生変数の現実値を用いている。

$$\text{RMS 誤差} = \sqrt{\sum_{i=1}^N (A_i - P_i)^2 / N}$$

$$\text{タイルの不等係数} = \sqrt{\sum_{i=1}^N (A_i - P_i)^2 / \sum_{i=1}^N A_i^2}$$

で定義される。

第4表の結果は、直接的に2枚の産業連関表から求めた消費需要の所得弾力性を用いて予測したものであるが、すべての内生変数について、いずれの予測テストの統計量をとってもその予測精度はきわめて満足すべきものであるといえる。例えば産出成長率についてみると、その予測値はオープン・システムでの予測値に非常に近い値となっている。すなわち、消費需要や投資需要などの内性変数がうまく予測され、これらの変数を内生化することによって発生する

(10) 詳しくは齊藤〔9〕 pp. 209～212 参照。

第4表 予 測 結 果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	現実の産 出成長率	オープン ・システムでの予 測産出成 長率	(1)-(2)	予測産出 成長率	(1)-(4)	現実の消 費成長率	予測消費 成長率	(6)-(7)	現実の総 供給成長 率
1	0.27809	0.24130	0.03679	0.26490	0.01319	-0.52378	-0.49894	-0.02484	0.28591
2	1.16988	0.93083	0.23905	0.99583	0.17405	0.0	0.0	0.0	0.11325
3	-0.77152	-0.22674	-0.54478	-0.17472	-0.59680	-2.0000	-1.90733	-0.09267	-0.27288
4	0.89514	1.20918	-0.38405	1.25234	-0.35720	-0.47941	-0.42734	-0.05206	0.88455
5	1.38951	1.44393	0.05442	1.50310	-0.11358	2.09185	2.14392	-0.05206	1.24359
6	2.44246	2.01025	0.43221	1.99510	0.44736	3.57427	3.62633	-0.05206	2.35333
7	1.18146	0.92089	0.26057	0.95495	0.22650	-0.14025	-0.04472	-0.09553	1.43251
8	1.25155	1.19541	0.05614	1.35000	-0.09845	3.86128	3.96254	-0.10126	0.98304
9	0.66152	1.25515	-0.59362	1.29957	-0.63805	-0.65156	-0.59950	-0.05206	0.66633
10	0.85827	0.91175	-0.05348	0.95359	-0.09531	0.82988	0.88194	-0.05206	0.85869
11	0.54499	0.71129	-0.16630	0.75140	-0.20642	3.34433	3.37920	-0.03487	0.60796
12	0.24703	0.20703	0.04000	0.27550	-0.02846	-0.68289	-0.59023	-0.09267	0.28895
13	0.16359	0.39555	-0.23196	0.43244	-0.26885	0.23239	0.27063	-0.04824	0.16903
14	1.58653	1.05150	0.53503	1.09920	0.48733	10.98965	11.03789	-0.04824	1.35605
15	1.15599	1.05138	0.10461	1.09683	0.05917	0.89877	0.84176	-0.04299	1.10442
16	0.79132	0.77795	0.01337	0.80594	-0.01462	0.92041	0.94907	-0.02866	0.81489
17	3.64353	1.11839	2.52514	1.17285	2.47068	-0.68162	-0.62056	-0.05206	3.66344
18	0.31539	0.12299	0.19241	0.15570	0.15969	-0.62605	-0.57780	-0.04824	0.44493
19	0.94008	0.93988	0.00021	0.98663	-0.04654	0.96647	1.01471	-0.04824	0.95947
20	1.18638	1.14422	0.17217	1.16349	0.15290	1.17168	1.19652	-0.02484	1.30900
21	0.39805	0.40850	-0.01044	0.45292	-0.05487	0.36281	0.41201	-0.04920	0.44251
22	0.87191	1.02138	-0.14948	1.04359	-0.17168	0.92057	0.94302	-0.02245	0.87191
23	1.21023	1.34552	-0.13529	1.39879	-0.18855	0.69691	0.75757	-0.06066	1.18036
24	1.06652	1.01951	0.04701	1.05220	0.01431	0.55782	0.60659	-0.04777	1.46682
25	3.54516	3.83464	-0.28948	3.87651	-0.33136	11.51853	11.56677	-0.04824	3.54516
26	2.09636	1.97442	0.12194	2.01758	0.07878	-2.00000	-1.90542	-0.09458	2.09636
27	1.78235	1.62766	0.15469	1.66752	0.11483	1.91368	1.96144	-0.04777	1.78235
28	0.04791	0.26580	-0.21790	0.31964	-0.27173	-0.12838	-0.04622	-0.08216	0.04791
29	0.55760	0.69369	-0.13609	0.74619	-0.18859	0.16773	0.22505	-0.05732	0.55919
30	0.37547	0.72586	-0.35040	0.76261	-0.38714	0.0	0.0	0.0	0.45481
平均値	1.06709	1.01097		1.05574		1.23350	1.28530		1.05686
相関係数		0.82709		0.82678			0.99996		
平均誤差			0.05612		0.01135			-0.05179	
加重平均 誤差			0.02480		-0.01732			-0.05105	
RMS 誤差			0.52433		0.52196			0.05766	
タイトルの 不等係数			0.37124		0.36956			0.01774	

(10) 予測総供給成長率	(11) (9)-(10)	(12) 現実の投資成長率	(13) 予測投資成長率	(14) (12)-(13)	(15) 現実の階層別所得成長率	(16) 階層別所得予測成長率	(17) (15)-(16)	(18) (19) 家計支出データによるを用いた	
								予測産出成長率	予測消費成長率
0.27235	0.01356				0.86457	0.91234	-0.04776	2.38743	2.30013
-0.75551	-0.64226				0.79947	0.84724	-0.04776	6.43325	0.23330
0.17472	-0.09816				0.78427	0.83204	-0.04776	4.47381	8.28755
1.23752	-0.35297				0.75037	0.79814	-0.04776	5.96508	4.64605
1.34524	-0.10165				0.71267	0.76044	-0.04776	5.97619	4.64605
1.92230	0.43104	1.70548	1.67796	0.02752	0.68837	0.73614	-0.04776	4.66403	4.64605
1.15787	0.27463	1.36051	1.33679	0.02372	0.69907	0.74684	-0.04776	5.53044	8.54766
1.06036	-0.07732	0.41705	0.55620	-0.13915	0.79787	0.84564	-0.04776	7.04779	9.06815
1.30901	-0.64268				0.89947	0.94724	-0.04776	5.56532	4.64605
0.95405	-0.09536				1.12087	1.16164	-0.04776	4.09753	4.64605
0.83823	-0.23027							3.54962	3.15318
0.32225	-0.03329							6.00320	8.28755
0.44682	-0.27779							3.11690	4.31101
0.93952	0.41653							4.75550	4.31101
1.04789	0.05653							4.39711	3.85334
0.82995	-0.01506							2.49322	2.62361
1.17926	2.48418							6.25828	4.64605
0.21965	0.22528							3.24976	3.31101
1.00697	-0.04750							4.19662	4.31101
1.14980	0.15110							2.05658	2.30013
0.50350	-0.06099							4.04098	4.39460
1.04359	-0.17168							2.18778	2.09884
1.36426	-0.18390							5.44757	5.40614
1.44714	0.01969							3.58311	4.26925
3.87651	-0.33136							4.73992	4.31101
2.01758	0.07878	3.98338	4.01456	-0.03118				7.12540	8.46094
1.66752	0.11483							4.14578	4.26925
0.31964	-0.27173							5.06588	7.33545
0.74619	-0.18699							4.98590	5.10959
0.76261	-0.30780	0.76261	0.30780					3.44678	0.23330
1.05228		1.86661	1.89638		0.8117	0.85947		4.56623	4.65544
0.81468			0.96118			0.99999		0.32701	-0.10506
	0.00458			-0.02977			-0.04776	-3.49913	-3.42194
	-0.00501			-0.01380			-0.04776	-3.32266	-3.75870
	0.52287			0.07358			0.04776	3.76448	5.20554
	0.37659			0.03227			0.05819	2.66532	1.60143

であろう誤差がきわめて微量であったことを意味している。しかし、このようにオープン・システムでの予測値に非常に近い予測精度をもたらした原因については注意が必要である。消費需要に関しては、2枚の産業連関から求まる現実の消費需要成長率 \hat{C}_i と、他の同様に現実の成長率をデータとする家計数成長率 \hat{F} 、所得成長率 \hat{y} (=産出成長率 \hat{X}) を用いて、所得弾力性 β_i を

$$\beta_i = (\hat{C}_i - \hat{F}) / (\hat{y} - \hat{F})$$

で推定している点が重要である。この意味で、内生化されたといっても現実の成長率がほぼ実現される方法で内生化されたといえる。したがって、内生変数のなかでも消費需要が最も高い予測精度をもつものである。ちなみに、家計支出調査データから推定した β_i を用いた場合には、その予測精度は非常に低いものでしかなかった。つぎに、総供給成長率に関してみれば、産出成長率 \hat{X}_i と総供給成長率 \hat{S}_i のあいだにも、2枚の産業連関表から直接的に求められた輸入代替弾力性 μ_i が存在し、 \hat{X}_i と \hat{S}_i に同等の予測精度をもたせることがわかる。投資需要に関しては、Rijckeghem〔7〕のデータを利用しているのでコメントをさしひかえるとしても、4つの産業のみが内生化されたものである。階層別所得成長率についてみると、本章においては現実の成長率 (\hat{y}_k^R) と予測成長率 (\hat{y}_k) をそれぞれ

$$\hat{y}_k^R = \hat{\lambda}_k + \hat{y}^R$$

$$\hat{y}_k = \hat{\lambda}_k + \hat{y}$$

と定義しているため、現実値の \hat{y}^R (1.06709) と予測値の \hat{y} (1.11485) のあいだの誤差 (-0.04776) 以上の誤差は生じないことになっている。

いずれにせよ、本章での予測は予測精度を高めるいくつかの特性を有しており、なかでも重要なのは消費関数の推定に関するものであった。したがって、この2枚の産業連関から現実の \hat{C}_i を求め、これを用いて推定された β_i を利用している点で、予測の一般性を著しくそこなっているといえるかもしれない。しかし、1962～63年のみを対象とした、少ないサンプリングの支出調査データし

か利用できない現状においては、時系列データとクロス・セクションデータを用いたプーリング・メソッド⁽¹¹⁾などで正しい消費関数を推定することは非常に困難である。しかも、本章の目的は予測そのものにあるのではなく、よりコンパクトなモデルのなかでの階層別所得分配率や投入・産出係数に関する比較静学にあるので、より高い予測精度をもつデータを採用することにした。したがって、本章での分析はある一定期間（1959～70年）のみについて妥当するのであって、より広い一般性をもたないといえるであろう。

つぎに比較静学分析を検討してみよう。第5表には、いくつかのパラメータの値を変化させた場合の予測結果が記載されている。すなわち、

(1) $\hat{\lambda}_k = 0$: 階層別所得分配率が1960年のままで悪化しなかったと仮定するケース、

(2) $\hat{v}_i = 0$: 付加価値比率が1959年のままで増加しなかったと仮定するケース、

(3) $\hat{a}_{ij} = 0$: 投入・産出係数が1959年のままで低下しなかったと仮定するケース、

(4) $\hat{\mu}_i = 1, i = 2, 3, 11 \sim 18, 25, 30$: 中間財部門で輸入比率が1959年のままで増加しなかったと仮定するケース、

である。第5表においては、パラメータを変化させなかった場合の各産業のものと予測成長率(\hat{X}^*)と上の4つのケースの予測成長率、ならびにそれぞれの平均値(A)、現実成長率との単純相関係数(R)、輸入誘発成長率⁽¹²⁾(MS : 初期の総供給比率で加重したもの、 MM : 初期の輸入比率で加重したもの)、貿易収支誘発成長率(BPS : 現実の輸出成長率と MS との差、 BPM : 現実の輸出成長率と MM との差)も追加されている。

(11) 例えば、斉藤〔9〕をみよ。

(12) 輸入誘発額 M^* は、輸入係数を総供給ベースで定義した場合、

$$M^* = \hat{M}(I - A(I - \hat{M}))^{-1} F$$

となる。

第5表 比較静学による予測成長率

	$\hat{\lambda}^*$	$\hat{\lambda}_k = 0$	$\hat{v}_i = 0$	$\hat{a}_{ij} = 0$	$\mu_i = 1$
1	0.26490	0.00038	0.14246	0.60100	0.09108
2	0.99583	0.12245	0.65270	3.13796	0.31808
3	-0.17472	-0.88434	-0.44594	1.30525	-0.55505
4	1.25234	0.60337	1.00503	2.34710	0.90960
5	1.50310	0.70810	1.20190	2.71189	1.08380
6	1.99510	1.46315	1.79146	2.48472	1.70742
7	0.95495	0.19286	0.67530	1.60499	0.56729
8	1.35000	0.02889	0.87082	2.73685	0.69028
9	1.29957	0.66968	1.05501	2.63311	0.96025
10	0.95359	0.43236	0.73267	1.61548	0.64983
11	0.75140	0.25549	0.54431	2.06740	0.53668
12	0.27550	-0.62830	-0.06262	1.26541	-0.22754
13	0.43244	-0.00852	0.24178	1.36059	0.17651
14	1.09920	0.48358	0.85103	1.96000	0.61829
15	1.09683	0.56294	0.86184	1.65582	0.73829
16	0.80594	0.50011	0.66101	1.24536	0.62456
17	1.17285	0.48124	0.88711	0.87398	0.78386
18	0.15570	-0.23838	-0.01333	0.53363	-0.12081
19	0.98663	0.43180	0.74472	1.70596	0.65408
20	1.16349	0.95889	1.06377	1.34174	1.02621
21	0.45292	-0.07880	0.22307	1.09215	0.13509
22	1.04359	0.81203	0.92867	1.54195	0.88566
23	1.39879	0.72827	1.12320	2.44882	1.01639
24	1.05220	0.66135	0.88335	1.50975	0.81956
25	3.87651	3.34690	3.65942	4.34519	3.56705
26	2.01758	1.32278	1.76014	2.91864	1.66228
27	1.66759	1.16796	1.45749	2.24121	1.37661
28	0.31964	-0.41691	0.03966	1.29447	-0.06736
29	0.74619	0.09278	0.47614	1.79837	0.37125
30	0.76261	0.30997	0.57297	1.74933	0.48798
A	1.05574	0.46940	0.81956	1.87094	0.80474
R	0.82678	0.78340	0.81854	0.50665	0.71624
MS	2.43884	-1.27246	0.86327	6.33652	0.71281
MM	0.82767	0.21640	0.57894	1.60114	0.58534
BPS	-0.96915	2.90802	0.67741	-4.78062	0.83627
BPM	0.72824	1.33950	0.97696	-0.04524	0.97056

以下、それぞれのケースについて検討してみよう。

(1) $\hat{\lambda}_k = 0$ のケース。最も注目すべき点は、予測成長率の平均値が 0.46940 へと \hat{X}^* の場合と比較して半分以下に低下することである。1960年代は第1表にみたように階層別所得分配率は著しく悪化していた。したがって、ここでの分析でみる限り、階層別分配率の悪化はより高い産出成長率をもたらしたといえそうである⁽¹³⁾。表には記載されていないが、分配率不変の場合の消費需要の平均予測成長率が 0.62721 であったのに対して、もとの分配率が悪化した場合の消費需要の平均予測成長率は 1.28520 であり、現実の成長率は 1.23350 であった。さらに、オープン・システムで計測された各最終需要と技術変化のそれぞれの産出成長率誘発効果は、

$$\begin{array}{cccccc} \hat{a}_{ij} & \hat{C} & \hat{G} & \hat{Z} & \hat{E} & \hat{X} \\ -0.13938 & 0.50682 & 0.05065 & 0.43644 & 0.15644 & 1.01097 \end{array}$$

であり、生産誘発効果における消費需要の重要性をも考慮すると、階層別分配率の悪化にともなう、バイヤスのかかった消費需要の拡大が産出成長率の決定に大きく貢献していたといえるであろう。したがって、ここでの分析は近年とみに途上国問題で重要となってきた所得再分配政策に対する一つの問題提起となりうるであろう。

(2) $\hat{v}_i = 0$ のケース。付加価値比率の変化による効果は、ここでのモデルによる定式化では $v \rightarrow y \rightarrow C \rightarrow X$ のルートを通じるものであった。したがって、付加価値比率が上昇しなかったケースとしては予測成長率が低下するのは妥当であるといえる。しかし、モデルには定式化されなかった問題であるが、現実には付加価値比率の上昇と中間投入比率の低下という対抗関係を見逃してはなら

(13) ただし、必ずしもより高い所得成長率をもたらすとはいえない。本章では、

$$\hat{y}_j = \hat{v}_j + \hat{X}_j$$

と単純化されているが、第Ⅱ節の家計所得のところで説明したように、一般的には、

$$y_j = [\eta_j + \zeta_j(1 - \eta_j)] v_j X_j$$

であり、機能的分配率の変化の影響を受けるからである。

ない。したがってこの問題は、付加価値比率の上昇が産出成長率に与える効果と投入・産出係数の低下による効果との総合的判断が必要であろう。

(3) $\hat{a}_{ij}=0$ のケース。投入・産出係数が低下しなかった場合は予想通り、著しく産出成長率が高いものとなっている。したがって、1960年代のブラジル経済の技術構造変化は、付加価値率上昇の効果を考慮したとしてもその非迂回的な生産技術への後退によって産出成長率をより低いものとしていたといえる。しかし、 $\hat{a}_{ij}=0$ のケースでもう一つの興味ある点は、その貿易収支へ与える効果である。4つのケースのなかでも輸入成長率誘発効果、貿易収支赤字成長率ともに最も高い値を示し、輸入成長率は産出成長率自体よりもはるかに高いものであった。つまり、投入・産出係数を1959年の高いレベルに維持することは、国内の中間財供給の成長率より中間財輸入成長率のテンポがはるかに速く、著しく貿易収支を圧迫するものであった。したがってここであえて一つの推論を行えば、1960年代のブラジル経済は非常にきつい潜在的な国際収支制約のもとで、非迂回的な生産技術への後退によるいわゆる「あげ底」の成長パターンを推進せざるをえなかったといえるかもしれない。そして、これを可能としたのが資本財・中間財部門の輸入代替政策から軽工業部門に重点を置いた輸出志向的政策であり、また停滞期から高度成長期前半にかけての多大な遊休設備の存在と、これに基づく資本財・中間財部門への設備投資の不振であった。しかし、このような成長パターンには限度があり、高度成長期後半に至ると稼働率がほぼ限界に達し資本財・中間財部門への設備投資需要が急激に高まり、産業構造の高度化・迂回化の方向へと転換することになる。ところがこれらの部門の生産能力は即時的には高まらないことから、これらの財の輸入需要が急激に高まり、貿易収支の大幅な不均衡を顕在化させたのが高度成長期後半・転換期であった。したがって、1960年代から高度成長期の工業化過程には、産業基盤の高度化を実現するという意味で依然として輸入代替政策が有効であったことを示唆している。

(4) $\mu_i = 1$ のケース。迂回的な生産技術への変化は著しく貿易収支を圧迫するものであった。そこで、1964年以降の輸出指向的工業化政策がとられず、引続き輸入代替政策が推進されたとし、特に中間財部門で少なくとも輸入比率が1959年の低いレベルに固定されたと仮定した場合の予測を試みてみよう。産出成長率には大きな変化はみうけられないにもかかわらず、予想通り輸入成長率誘発効果は \hat{X}^* の場合と比較してかなり低いものとなっている。もちろん、輸入代替政策が引続きとられた場合には輸出成長率はより低い値しか期待しえないであろうから一般的な議論はできないとしても、1970年代に入って中間財部門が稀薄であることの制約が顕在化してきた現在の状況を考慮してみると、少なくとも過度な輸出指向的工業化への転換ではなく、いわゆる「裾野」部門をも重視した工業化政策を採用すべきであったといえる。本章では、この点も、ブラジル経済に対する一つの問題点として提起しておく。

V むすびにかえて

本節では結論の要約は行なわず、今後の課題を述べるにとどめたい。

(1) 家計支出調査データの整備、もしくは他の統計データを利用した、正しい消費関数の推定が必要である。

(2) 本章では投入・産出係数、階層別所得分配率はパラメータとして導入したモデルを採用したが、これら変数自体を内生化したモデルがより望ましいであろう。しかし、ここでもデータ制約は厳しいといわなければならない。

(3) 投入・産出係数の内生化や階層別所得分配率の内生化のためにも、これら変数がなぜ変化したかについてより詳しい追究が必要である。ある意味でミクロ・レベルまで掘下げる必要があるかもしれない。

(4) 予測結果の解釈について、個別産業でのより詳しい検討が必要である。個別産業レベルでの傍証によって、本章の分析はより意義のあるものとなる。

(5) 本章のモデルでは、貯蓄→投資のルートを考慮しておらず、したがって

モデルをよりコンシステントなものとするためには貯蓄・投資の制約を含める必要があるであろう。

本章は1960年代のブラジル経済について、この種の産業連関予測モデルとしては最も簡潔な方法で分析したものであり、以上を今後の課題としたい。

参 考 文 献

- [1] Chenery, H. B., "The Use of Interindustry Analysis in Development Programing," in T. Barna (ed.), *Structural Interdependence and Economic Development*, John Wiley and Sons, N. Y., 1956.
- [2] Cline, W. R., *Potential Effects of Income Redistribution on Economic Growth : Latin American Cases*, Praeger Publishers, N. Y., 1972.
- [3] Gaiha, R., "On the Testing the Stability of Input-Output Relationship in the Indian Economy," *Journal of Development Economics* 7, No 2, June, 1980.
- [4] Langoni, C. G., *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Economico do Brasil*, Editora Expressão e Cultura, Rio de Janeiro, 1973.
- [5] Morley, S. A., and G. W. Smith, "The Fffect of Changes in the Distribution of Income on Labor, Foreign Investment, and Growth in Brazil," in A. Stepan (ed.) *Authoritarian Brazil, Origins, Policies, and Future*, Yale University Press, 1973.
- [6] Morley, S. A. and J. G. Williamson, "Demand, Distribution, and Employment: The Case of Brazil," *Economic Development and Cultural Change*, Oct. 1974.
- [7] Rijckeghem, W., "An Intersectoral Consistency Model for Economic Planning in Brazil," in H. S. Ellis (ed.), *The Economy of Brazil*, University of California Press, 1969.
- [8] Sinha, R., P. Pearson, G. Kadekodi and M. Gregoly, *Income Distribution, Growth and Basic Needs in India*, Croom Helm, London, 1979.
- [9] 齊藤光雄, 『一般均衡と価格』, 創文社, 東京, 昭和48年。

付 表

	β_i	τ_j	$\varepsilon_{6,j} \cdot \varepsilon_{7,j}$	$\varepsilon_{8,j}$	$\varepsilon_{26,j}$	μ_i
1	-1.2180	0.0	0.034	0.009	0.036	1.84836
2	0.0	0.0	0.003	0.0	0.005	-7.20332
3	-2.7967	0.0	0.0	0.0	0.0	-7.32923
4	-1.0251	1.00	0.018	0.001	0.005	0.68563
5	2.6731	0.40	0.103	0.001	0.014	0.36186
6	4.8052	0.96	0.045	0.0	0.005	0.92646
7	-0.4646	0.80	0.036	0.0	0.007	1.98755
8	4.4555	1.02	0.187	0.001	0.019	-0.10565
9	-1.2727	0.63	0.005	0.002	0.002	3.96045
10	0.8580	0.81	0.005	0.002	0.002	2.76312
11	4.8105	0.83	0.011	0.0	0.003	2.73503
12	-1.1473	0.80	0.019	0.0	0.002	29.29703
13	-0.0013	0.0	0.004	0.0	0.001	9.38545
14	15.7206	1.07	0.041	0.0	0.008	0.45899
15	0.8451	1.07	0.007	0.0	0.003	0.47866
16	1.0894	1.07	0.004	0.0	0.003	3.78007
17	-1.3159	1.07	0.003	0.0	0.001	4.61836
18	-1.2559	0.53	0.004	0.0	0.005	95.91480
19	1.0715	0.85	0.008	0.0	0.002	27.24382
20	1.5097	0.80	0.059	0.003	0.021	0.37631
21	0.1885	0.77	0.01	0.001	0.002	4.90514
22	1.1155	0.65	0.004	0.0	0.001	0.0
23	0.6439	0.51	0.012	0.0	0.002	0.36952
24	0.4753	0.66	0.008	0.0	0.001	3.43656
25	16.4936	0.0	0.042	0.0	0.009	0.0
26	-2.7838	1.00	0.07	0.015	0.009	0.0
27	2.4609	0.0	0.079	0.032	0.018	0.0
28	-0.4661	1.00	0.028	0.314	0.009	0.0
29	-0.0923	0.0	0.065	0.019	0.187	3.57658
30	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	4.39742
C			0.0	0.532	0.386	
G			0.046	0.065	0.236	

第Ⅱ部 ブラジル経済の所得分配問題

第3章 産業間賃金格差構造とその規定因

I はじめに

本章の目的は、ブラジルの製造業における産業間賃金格差の規定因を計量的に明らかにすることにある。いわゆる賃金格差構造とは、労働市場や生産物市場における競争条件、さらに制度的・歴史的条件などを反映する経済現象である。同時に、労働という生産要素の資源配分を決定する重要な要因でもある。この意味で、一国の経済的特質を明らかにし、その評価を行なう際に、賃金格差構造の分析は非常に有効なものとなってくる。例えば、日本経済の発展過程における分析で、周知の二重構造の問題に対し、賃金格差構造にまつわる分析が大きな役割を果たしたことは一つの事例であった。

さらに、賃金格差構造が階層別所得分配と密接なかわりをもっていることは云うまでもない。1960年代から高度成長期のブラジル経済においては、既に第1章でみたように、賃金格差の変動と階層別所得分配の変動とは著しい一致を示していたし、Bacha and Taylor〔2〕の研究においては、賃金格差の拡大が階層別所得分配悪化の主要因であることが明らかにされている。したがって、階層別所得分配を考える際にも、賃金格差構造の分析は決定的に重要である。とくに、産業間における賃金格差構造は、産業の特性や生産物市場・労働市場の競争条件などに規定されることにより、工業化過程における特質の直接的表現である。したがって、われわれの関心事であるブラジル経済の高度成長期における階層別所得分配問題に対しては、産業間賃金格差の規定因を明らかにすることによって、階層別所得分配に作用してきた工業化過程に内在する、より基本的な背景からアプローチすることが可能である。⁽¹⁾

(1) もっとも、ここで明らかとなった基本的な背景を踏まえての、階層別分配悪化の再検討は本書では十分になされておらず、今後の課題としたい。

なお、本章のプランは、第Ⅱ節で以下で行なう産業間賃金格差の分析のための予備的考察として、各種の賃金格差の実態とその変動について若干の事実認識を行なう。第Ⅲ節では、産業間の賃金格差を規定する代表的な規定因とその代表的な分析方法を探るために、日本経済に関してなされてきた産業間賃金格差の計量的研究のいくつかが検討される。第Ⅳ節でブラジルの賃金格差を規定する独自の諸要因・諸条件が明らかにされ、第Ⅴ節では以上の検討を踏まえて、ブラジルにおける産業間賃金格差を分析するにふさわしいモデルと説明変数の提示がなされるであろう。第Ⅵ節では、1970年における産業間クロス・セクション分析による計測と推定結果の解釈がなされる。最後に第Ⅶ節では、以上の結果に基づき簡単ではあるが日本経済との比較、及びブラジルにおける過去の若干の研究との比較について言及がなされるであろう。

Ⅱ 賃金格差構造とその変動

本節においては、以下の分析のための予備的考察として、ブラジル製造業における種々の賃金格差構造がいかなるものであるかが概観されるであろう。⁽²⁾資料の制約上われわれが明らかにしうる賃金格差は、産業間、職種間、企業規模間、地域間のそれである。使用されたデータ・ソースは、IBGE（ブラジル地理統計院）の① *Anuário Estatístico do Brasil*の各年度版、② *Censo Industrial* - 1960, 1970, ③ *Pesquisa Industrial* - 1973, である。第1表～第3表には1970年における各種の賃金格差が記載されている。⁽³⁾産業間の賃金格差は、

(2) 筆者の知る限りでは、ブラジル経済の賃金格差構造に関するこれまでの研究としては、企業内の職種間賃金格差を扱ったものとして Pastore, et al. (18), Morley, et al. (15) があり、産業間のそれには Lowinger (12), da Cunha, et al. (5) があるにすぎない。

(3) ただし、賃金とは年間現金給与額でその他報酬は含まない「きまって支給する給与」である。また、産業間・職種間の賃金格差は5人以上の従業員を有する事業所のみを対象としたデータによるものであり、規模間・地域間のそれはすべての事業所を対象としたものである。

第1表 産業間賃金格差：1970年

(1,000クルゼイロ)

	全 体	職員賃金	生産労働者賃金		
			全 体	労務者	技術者
1. 非金属(窯業等)	3.58	5.65	3.22	3.04	21.79
2. 金 属	5.56	9.72	4.94	4.53	21.21
3. 機 械	7.06	11.89	6.30	5.71	17.73
4. 電気・通信機器	6.49	11.46	5.69	4.99	18.99
5. 運 輸 機 器	7.54	12.42	6.75	6.27	20.75
6. 木 材	2.86	5.15	2.55	2.50	10.36
7. 家 具	3.72	6.35	3.28	3.21	11.08
8. 製 紙	5.25	10.32	4.39	4.14	22.89
9. ゴ ム	5.66	9.72	4.99	4.76	13.21
10. 皮 革・毛 皮	3.63	8.38	3.12	2.99	11.47
11. 化 学	8.34	14.06	6.80	5.74	26.50
12. 薬 品	7.82	12.72	5.47	4.56	18.56
13. 香 料・石けん	5.50	9.82	4.11	3.66	16.08
14. プラスティック	4.71	9.56	3.96	3.69	19.52
15. 織 維	3.86	9.38	3.40	3.25	20.32
16. 衣 料 ・ 靴	3.11	6.45	2.71	2.65	14.27
17. 食 品	3.45	5.90	2.99	2.89	12.50
18. 飲 料	5.14	8.25	4.08	3.81	19.91
19. タ バ コ	6.00	12.61	4.99	4.97	7.73
20. 印 刷・出 版	6.79	8.81	6.15	5.69	16.41
21. 雑 貨	4.80	9.27	4.01	3.66	17.70
平 均	5.24	9.26	4.45	4.09	17.56

〔出所〕 IBGE, *Censo Industrial* - 1970 より作成。

〔注〕 5人以上企業の事業所対象。

製造業中分類21産業について全労働者、職員、生産労働者（労務者と技術者に分類）に関するものである。この産業間格差については第1表にみるように、化学、薬品、輸送機器、機械などの重化学工業部門が最も高く、木材、衣料・靴、食品などの伝統的部門が最も低くなっている。職種間格差はその平均で見ると、技術者賃金が著しく高く、次いで職員、生産労務者の順となっている。また、第2表の製造業全体についての企業規模間格差（従業者規模分布）、第3表の地域間格差（連邦州ごとの平均賃金）についても当然予想されるように明らかな賃金格差が存在している。このようにブラジルの製造業に厳然として存在している種々の賃金格差は、これまで意外に重要視されてこなかった問題であり、いまやわれわれはブラジルという一発展途上国が急激な工業化を推進してきたとき、その結果としてもつ賃金格差構造にはいったいどのような意味があるのか、改めて問題としなければならぬであろう。また、例えば日本経済などと比較してその程度の差はどうであるのか、その規定要因

第2表 企業規模間賃金格差:1970年
(1,000クルゼイロ)

従業員規模	事業所数	平均賃金
1 ~ 4	90,539	1.09
5 ~ 9	27,529	2.50
10 ~ 19	15,382	3.38
20 ~ 29	5,852	3.85
30 ~ 49	5,120	4.08
50 ~ 69	2,368	4.41
70 ~ 99	1,963	4.77
100 ~ 149	1,482	4.88
150 ~ 249	1,270	5.03
250 ~ 499	1,027	5.39
500 ~ 999	453	5.66
1,000 ~ 1,999	141	6.35
2,000 ~ 3,499	35	} 8.36
3,500 ~ 4,999	2	
5,000 ~ 9,999	1	
10,000 ~	2	

〔出所〕第1表と同じ

にどのような差が存在するのかなどに関する分析は、両国経済あるいは広く先進国と発展途上諸国間の構造的特質の差異を明らかとしようであろうし、さらに、賃金格差構造の時間的変動をたどれば、両国間の発展過程における構造的差異あるいは類似点を知るうえで興味あるところである。

第4表は、各種賃金格差の時間的推移を示したものである。産業間格差は21産業の変動係数（標準偏差を平均賃金で除したもので、格差の程度を示す）の

時間的推移でその変動を示し、職種間格差は職員賃金と生産労働者賃金の比率、企業規模間格差は500人以上規模企業の平均賃金と、20～99人規模企業のそれとの比率、地域間格差は東南部4州（ミナス・ジェライス、グアナバラ、サン・パウロ、リオ・デ・ジャネイロ）の平均賃金とその他諸州の平均賃金の比率で示されている。表より明らかなように、少なくとも戦後に関しては、1970年頃まで一貫して各種格差が拡大してきたことがうかがえる。したがって、このことは戦後ブラジルの工業化過程が製造業部門における賃金格差の拡大を随伴してきたこと、そして、1970年前後のいわゆる高度成長期がおよそ格差のピークであり、この時期がブラジル経済のいわゆる転換点であった可能性をも示唆するものである。

以上のように、賃金格差に関するいくつかの興味ある事実は、ブラジル経済研究における多くの課題をわれわれに提供するものである。しかし、本章においてはかかる課題への第一歩として、特に賃金格差の一形態である産業間賃金格差に着目し、その格差が最も顕著であったと

思われる時期の1970年を選び、その規定要因が何であったのかを計量的に分析

第3表 地域間賃金格差：1970年
(1,000 クルゼイロ)

連 邦 州	平均賃金
ロンドーニャ	1.64
ア ク レ	2.40
アマゾナス	2.75
ロ ラ イ マ	(×)
パ ラ ー	2.24
ア マ パ	(×)
マラニョウン	1.23
ピ ア ウ イ	0.91
セ ア ラ ー	2.04
リオ・グランデ・ド・ノルテ	1.68
パライーバ	1.71
ペルナンブーコ	2.95
アラゴアス	2.40
セルジッペ	1.62
バ イ ー ア	3.60
ミナス・ジェライス	3.60
エスピリト・サント	2.37
リオ・デ・ジャネイロ	5.36
グアナバラ	5.54
サン・パウロ	5.70
パ ラ ナ	3.04
サンタ・カタリーナ	2.90
リオ・グランデ・ド・スル	3.45
マツ・グロッシ	(×)
ゴ ヤ ス	1.92
連 邦 都	(×)

〔出所〕第1表に同じ。

〔注〕(×)は記載なし。

第4表 各種賃金格差の変動

年	産業間格差			職種間 格差	規模間 格差	地域間 格差
	全体	職員	生産労働者			
1939	0.2382					
1949	0.2449	0.5147	0.2369	1.2958		1.3683
1959	0.2364	0.3131	0.1742	1.6013	1.2484	1.5572
1964	0.2589	0.2549	0.2320	1.9431		1.7418
1965	0.2549	0.2362	0.2420	1.8486		1.5901
1966	0.2682					
1967	0.2816	0.2037	0.2905	2.1111	1.5177	
1968	0.2955	0.2047	0.2702	2.2780	1.5595	
1969	0.3096	0.1991	0.3088	2.2276	1.5734	
1970	0.3174	0.2693	0.2990	2.1049	1.5249	1.8536
1971	0.3233					
1972	0.3302	0.2701	0.3181	2.4237		1.7122
1973	0.3274	0.1954	0.3019	2.4787	1.5068	1.6423
1974	0.3016	0.1969	0.2900	2.3839		1.6136

〔出所〕 IBGE, *Anuário Estatístico do Brasil* 各年度版より作成。

〔注〕 (1) 産業間格差は変動係数

$$\sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{N-1}} / \bar{X} \quad \text{ただし, } \bar{X} = \frac{\sum X}{N}$$

で示されている。

- (2) 職種間格差は製造業全体についての
(職員賃金/生産労働者賃金) 比率
- (3) 規模間格差は同じく
(500人以上企業の賃金/20~99人企業の賃金) 比率
- (4) 地域間格差は同じく
(東南部4州の賃金/その他諸州の賃金) 比率
- (5) 空白欄はデータが得られなかった年次である。

するものである。⁽⁴⁾

Ⅲ 日本経済に関する研究について

まず、日本経済の製造業に関しその産業間賃金格差構造を、特に回帰分析を用いて分析した代表的研究をいくつか検討してみよう。⁽⁵⁾ここでの目的は、以下で行なうブラジルにおける産業間賃金格差の分析のために、計量分析の基本的アイデア — つまり、どのような賃金決定の理論が用意され、またどのような推定式、説明変数が採用されているのか — を学ぶことにあり、したがって包括的な展望を試みるものではない。以下、佐野[21]、小野[17]、木下[9]、新庄[23]の4人の研究をとりあげるが、

- ① 対象産業と推定期間
- ② 賃金決定理論(式)
- ③ 推定式・説明変数
- ④ 主要結果
- ⑤ 評価と問題点

の順に検討するものとする。

(a) 佐野 [21]

①大分類の8産業における男子自家用自動車運転手と女子和文タイピストを対象とする、昭和36年のクロス・セクション分析。

②明示的には賃金決定の理論式は提示されていないが、いわゆる「支払能

(4) その他の形態の賃金格差の分析や、賃金格差構造からの日本経済とブラジル経済の比較、開発政策に対する賃金構造からの評価、賃金格差拡大の要因分析、さらにはいわゆる転換点の問題などは今後の課題である。

(5) 産業間賃金格差を計量的に分析したもので、分散分析の手法を用いたものとしては、ブルメンタール [4]、Tachibanaki [24]などの研究があるが、本章では取り上げない。

力説」, 「競争仮説」, 「労働組合仮説」, 「賃金波及説」⁽⁶⁾ が並列的に考慮されている。

③推定式は単純線形回帰であり, 説明変数は, 付加価値生産性の代理としての就業者一人当たり(産業別)国民所得(支払能力説), 雇用増加率(競争仮説), 労働協約適用率(組合仮説), 男子比率(賃金波及仮説)である。

④競争仮説と組合仮説が非常に有意であり, 支払能力仮説と賃金波及仮説は有意であるがその影響の程度は小さい。

⑤佐野[21]の特徴は, 後にみる他の研究が産業の平均賃金を対象とし, したがって異なる属性・職種を有する労働者が混在する平均賃金を被説明変数とするのに対し, これら属性・職種構成が産業間で相違する問題を避けるために, 対象を特定の属性・職種(男子自家用自動車運転手と女子和文タイピスト)に限定している点にある。このアプローチ自体は, 特に属性・職種構成の問題に対してすぐれて有効であるが, その他の点で以下の問題点が存在するであろう。まず, 説明変数の妥当性に関しては佐野氏自身の記述⁽⁷⁾があるのでここでは考慮しないとしても,

①賃金決定理論が明確でなく, したがってまったく属性・職種の異なる運転手と和文タイピストに関し, あたかも同一の賃金決定メカニズムが働くかのように両者ともに諸仮説が並列的にとり扱われ, 当然予想される賃金決定メカニズムにおける差異が隠されてしまっている。このことは, さらに, 運転手, タイピストそれぞれに固有な賃金決定要因を表わす説明変数ではなく, 産業全体の労働者に関する賃金決定要因が説明変数として採用されている点にもみられるものである。したがって, 職種, 属性を限定することはその構成問題に対し

(6) 「産業別賃金格差を説明するもう一つの有力な要因は産業内の賃金の結びつきである。……この短期賃金格差が産業内で相似てくる傾向については, たとえば, S・H・スリクターが指摘して, 高賃金の熟練労働者と結びつきが強いほど, 不熟練労働者の賃金は高いといっている。」佐野 [21] pp. 45-46。

(7) 佐野 [21] p. 51。

てはきわめて有効であるが、他方、限定された職種、属性に固有な賃金決定メカニズムを特定化しなければならないという非常に困難な問題に遭遇することになるのである。

⑩支払能力を示す付加価値生産性には、物的生産性、利潤、集中度が含まれるもの⁽⁸⁾と考慮されているが、いま集中度が企業の市場支配力を代理するものとする、市場支配力が強ければそれだけ価格転嫁が容易で労働組合の賃上要求に答えやすく、したがって、集中度は組合交渉力による影響と分離できないものであるかもしれない。同様に、組合交渉力が利潤率に依存するものとする、集中度、利潤を含む付加価値生産性と組合交渉力を同時に独立な説明変数として採用することには問題があるであろう。

(b) 小野 [17]

①製造業中分類20産業の平均賃金を対象とし、昭和33年から42年に至る各年のクロス・セクション分析である。

②理論式は、各産業の平均賃金を w 、付加価値生産性を y 、労働組合の交渉力を ζ 、雇い主側の抵抗力を ξ 、労働者の構成を z とすると、

$$w = f(y, \zeta, \xi, z) \quad \dots\dots\dots(1)$$

と表わされる。ところで、雇い主側の抵抗力は一般的に組合勢力の関数であると想定しうるので、 $\xi = g(\zeta)$ より(1)式は、

$$w = f(y, \zeta, z) \quad \dots\dots\dots(2)$$

となる。

③推定式は対数線形であるが、労働者の年令構成と性別構成が産業間で相違することの影響をコントロールするために、固定ウエイト法⁽⁹⁾を用いて修正した賃金を利用している。したがって、最終的には説明変数は付加価値生産性 (y)

(8) 佐野 [21] p. 48.

(9) 小野 [17] p. 218. 要するに、各産業で同一の年令構成と性別構成をもつと仮定した場合の賃金水準を算出したものである。

と組合交渉力の代理変数である労働組合組織率(θ)の2つとなる。

④多くの重要な結果を得ているが、われわれの関心にかかわるものに限定すると、 y 、 θ のいずれもが有意な影響力を有しているが、組合交渉力の有意性がより高いこと、しかし、異時点間では y の有意性がほぼコンスタントにあったのに対し、 θ の有意性が傾向的に低下したことなどが明らかにされた。

⑤小野〔17〕の力点は、産業間賃金格差に及ぼす組合衝撃を生産性効果より分離して計量的に把握すること、労働者の属性構成の問題に対して固定ウェイト法を用いた点にあるが、問題点として以下の点が指摘しうる。

①基本的な問題であるが、なにゆえ各産業の賃金決定式が(1)式のような形になるのか明確には述べられていない。その背景としていかなる賃金決定メカニズムが考慮されているのであろうか。

②木下〔9〕が批判したように、生産物市場における競争条件が(1)式では明示的に扱われておらず、生産物市場の競争条件が賃金格差に与える効果を明らかにすることはできない。小野氏自身その予備的考察において、生産物市場の競争条件の重要性を認めているものの⁽¹⁰⁾、「……賃金と集中度を関連づける道は、……集中度の高い独占的産業には往々にして強力な労働組合が存在しているということである。われわれは、もしかしたら、集中度の賃金に与える作用として、労働組合の影響力を測定しているのかも知れない⁽¹¹⁾」として、推定式に市場構造に関する説明変数を追加することには消極的である。⁽¹²⁾

③固定ウェイト法に関しては、新庄〔23〕が賃金データのみ適用され、他の2つの説明変数には適用されない点を問題としている⁽¹³⁾。「もし労働者の年令・性別構成が変化すれば、その産業の平均賃金のみならず、付加価値生産性や組

(10) 木下〔9〕p. 2。

(11) 特に p. 215 の注(7)では、集中度が有意に賃金格差に影響する推定結果を得ている。

(12) 小野〔17〕p. 215。

(13) 特に新庄〔23〕p. 58 の注(4)での指摘は重要な問題である。

合組織率にも同様に何らかの修正が必要になると思われ、ひとり修正賃金のみを用いることは分析上 consistency を欠くことになる⁽¹⁴⁾。

②理論式では、雇い主側の抵抗力が考慮されており、(2)式における組合交渉力は(1)式で意味する組合交渉力と雇い主側の抵抗力とのネットの意味での交渉力である⁽¹⁵⁾。にもかかわらず、ここで採用されている組合交渉力の代理変数は組合組織率(θ)であり、これは(1)式における $\partial w / \partial \zeta$ のみを反映すると考えられるものである。したがって、小野氏自身も述べられているように⁽¹⁶⁾、組合組織率がいくら高くとも雇い主側の対抗力がそれを相殺する程十分大きければ賃金への労働組合の影響力は存在しないことになり、いわゆる組合組織率は組合交渉力と雇い主側の対抗力との乖離をいちがいに反映するとは言えず、(2)式の意味での組合交渉力の代理変数としては不適當である。

(c) 木下〔9〕

①製造業四桁分類の35産業の平均賃金に関し、昭和34年から42年を三期間に区分したそれぞれのクロス・セクション分析である。

②理論式は以下の如くである。いま、支払能力を y 、労働組合の交渉力を θ 、雇い主側の対抗力を λ とすると、賃金 w は

$$w = w(y, \theta, \lambda) \dots\dots\dots(1)$$

によって決定される。ところで、雇い主側の対抗力が労働組合自体の交渉力に加えて企業の市場支配力(δ)によっても規定されるとすると、⁽¹⁷⁾

(14) 新庄〔23〕p. 58。

(15) モデルは、
 $w = f(y, \zeta, \xi) \quad \partial w / \partial y > 0, \partial w / \partial \zeta > 0, \partial w / \partial \xi < 0$

$\xi = g(\zeta) \quad \partial \xi / \partial \zeta > 0$

であり、 ζ の w への最終効果は、
 $dw/d\zeta = \partial w / \partial \zeta + \partial w / \partial \xi \cdot \partial \xi / \partial \zeta \geq 0$

であり、符号は決定されない。

(16) 小野〔17〕p. 217の注(11)。

(17) 「企業が市場支配力を持ち、生産物の価格に影響を与える可能性を持っている場合には、そうでない場合に比べて、賃上げを拒んでストライキによる損失を受けるよりも、賃上げの要求に譲歩する確率が高い、と考えられるからである。」木下〔9〕p. 3。しかし、この市場支配力を有する企業の価格転嫁の議論に対し、Levinson〔11〕は、より集中度の高い産業はストライキ対抗資金がより潤沢であることより、賃上要求を抑え込む力が強い可能性が存在することを示している (p. 203)。

$$\lambda = \lambda(\delta, \theta) \quad \dots\dots\dots(2)$$

となり、結局(1)式は、

$$w = w(y, \theta, \delta) \quad \dots\dots\dots(3)$$

と書き換えられる。

③推定式は対数線形回帰である。説明変数には、支払能力として付加価値生産性、市場支配力として上位5社生産集中度、組合交渉力としては組合組織率の代理変数である雇用規模分布がとられている。その他、労働者の属性である平均年令、勤務年数、女子比率⁽¹⁸⁾や、さらに雇用成長率が追加的説明変数として導入されている。

④結果を要約すると、生産性・集中度・規模分布・女子比率が有意な影響力を持っていた。時点間の比較では、女子比率の有意性が傾向的に低下し、集中度の有意性が傾向的に上昇したことなどが挙げられる。

⑤木下〔9〕の特徴は、小野〔17〕では明示的に扱われなかった生産物市場の競争条件（集中度）が考慮されたことである。しかし、以下の問題点が存在すると思われる。

①木下モデルにおいても、雇い主側の対抗力が考慮されており、小野〔17〕に対してなされた批判⑨が同様に妥当するであろう。(3)式における交渉力は、(1)式における意味での交渉力と対抗力の純効果である。したがって、(3)式における意味での組合交渉力を表わす説明変数として組合組織率が考慮され、これの

(18) 平均年令や勤務年数は日本経済の場合、終身雇用制や年功序列制などの賃金体系とのかわりて特に重要である。

(19) モデルは、

$$w = w(y, \theta, \lambda) \quad \partial w / \partial y > 0, \quad \partial w / \partial \theta > 0, \quad \partial w / \partial \lambda < 0$$

$$\lambda = \lambda(\delta, \theta) \quad \partial \lambda / \partial \delta < 0, \quad \partial \lambda / \partial \theta > 0$$

であり、 θ 、 δ の w への最終効果は、

$$dw/d\theta = \partial w / \partial \theta + \partial w / \partial \lambda \cdot \partial \lambda / \partial \theta \geq 0$$

$$dw/d\delta = \partial w / \partial \lambda \cdot \partial \lambda / \partial \delta > 0$$

である。

代理変数として規模分布がとられるのは不適當であろう。すなわち、大規模企業比率が高いほど、(1)式の意味での交渉力と対抗力との乖離が大きいとは考えられないからである。

㊸データの制約から、組合組織率の代理変数として企業規模分布がとられているが、新庄[23]の批判にもあるように、「大規模企業労働者ほど組合組織率が高いことから、この規模変数はある程度まで組合組織率と対応していることは事実であるが、後者の代理変数とみなすことはできない⁽²⁰⁾」かもしれない。新庄[23]においては、企業規模分布は、わが国労働市場の特徴として問題とされてきたいわゆる企業規模間の賃金格差を直接的に表現するものとされ、「これは規模間に見られる労働者属性の違いと同時に労働市場の移動性の欠如に由来す⁽²¹⁾る」として、組合交渉力とは別の意味で労働市場の不完全要因を反映するものとして考慮されている。さらに、規模分布変数はむしろ生産性の格差や市場支配力を反映している可能性も存在するであろう。⁽²²⁾

㊹生産物市場の競争がより不完全で、企業がより強い市場支配力を有しているならば、それだけ容易に価格転嫁が可能となるが、木下[9]においては、この市場支配力の効果は雇い主側の組合交渉力に対する対抗力を弱める効果を通じてのみ考慮されている。しかし、木下氏自身が指摘されているように、市場構造の効果は付加価値生産性や組合交渉力自体へも影響するものであろう。⁽²³⁾

㊺最後に、本章での小野[17]への批判④は木下[9]においても当然妥当する。

(20) 新庄[23]p. 62。

(21) 新庄[23]pp. 61-62。

(22) 木下[9]のデータを用いて規模分布と生産性の単純相関係数を求めると、昭和34年～36年、37年～39年、40年～42年についてのそれぞれの値は、0.47、.0.30、0.28であり、特に34年～36年の値は1%水準の片側検定で有意であった。

(23) もっとも、木下[9]のデータを用いて筆者が行なった計算では、集中度と付加価値生産性、集中度と規模分布の間には1%の有意水準の片側検定では有意な相関は認められなかった。しかし、後述するようにブラジルではこれらの関係は非常に重要なものであった。

(d) 新庄〔23〕

①製造業四桁分類の50産業の平均賃金を対象とし、昭和32年から47年を3カ年平均5期間に区分したクロス・セクション分析である。

②賃金決定理論は、限界生産力説に基づくものである。第*i*産業の平均賃金、生産物価格、限界生産物をそれぞれ、 w_i 、 p_i 、 $\partial O_i / \partial N_i$ とし、また、第*i*産業が直面する生産物需要の価格弾力性を $-e_i$ 、労働供給の価格弾力性を E_i とすると、両市場で競争が不完全なもとの利潤極大化の均衡条件は、

$$\left(1 + \frac{1}{E_i}\right) w_i = \left(1 - \frac{1}{e_i}\right) p_i \frac{\partial O_i}{\partial N_i} \dots\dots\dots(1)$$

となる。すなわち、(1)式は「 w_i が(i)限界生産物価値、(ii)生産物市場の不完全性、(iii)労働市場の不完全性、という三種の要因に依存して決定されることを示している⁽²⁴⁾」。さらに、各産業の労働者の属性を k_i で示せば、結局、賃金決定式は一般に、

$$w_i = f\left(p_i \frac{\partial O_i}{\partial N_i}, e_i, E_i, k_i\right) \dots\dots\dots(2)$$

と書き直すことができる。

③推定式は対数線形である。説明変数としては、限界生産物価値の代理変数として付加価値生産性⁽²⁶⁾、生産物市場の不完全要因として上位3社生産集中度と中小企業製品に関するダミー⁽²⁷⁾、労働市場の不完全要因として企業規模分布と労働

(24) 新庄〔23〕p. 59。

(25) (1)式の w は同質的労働を仮定したものであり、実際に観察される賃金が、当該産業の労働属性の構成によって修正を受けていることを考慮すると、現実の賃金は(1)式の w に一定の修正比 k_i をかけたものとして表現しうる。新庄〔23〕p. 60。

(26) コブ・ダグラス型生産関数と各産業共通の労働の生産弾力性を仮定すると、限界生産物価値は平均労働生産性で代理しうる。

(27) 規模分布は企業規模間の賃金格差を直接的に表現するものであり、規模間賃金格差それ自体が産業間賃金格差の一部の構成因であると考えられるので、当然、規模間賃金格差の影響を除去するためにこれを代理する変数を説明変数として追加しなければならないが、新庄〔23〕の場合、規模間賃金格差の原因の一つとして、労働の移動性の欠如に着目しようとするものであると理解される。

働組合組織率，労働者の属性に関しては男子常用労働者比率，職員比率，平均年令，平均勤続年数，労働市場の需給動向として年率雇用成長倍率が考慮されている。

④主要な結果を要約すると，全期間を通じて労働生産性，規模分布，男子労働者比率，平均年令，生産集中度などが高い有意性を示し，異時点間の比較では，労働生産性と性別構成は一貫して有意であったが，規模分布と年令構成の有意性が傾向的に低下し，逆に集中度の有意性が増大していた。

⑤新庄〔23〕の貢献は，これまでの諸研究の成果を踏まえ，(i) 産業の標本数を多くし，(ii) 異時点間の比較による構造変化の分析に重点をおき，(iii) 限界生産力説に基づく賃金決定理論により，これまでに産業間賃金格差の規定因として考慮されてきた多くの変数を，生産性，生産物市場の不完全性，労働市場の不完全性，労働者の属性の4つの範疇に明確に整理し，これを推定しようとしたことにあるが，特に(iii)に関しては以下の注意が必要である。

①周知のように，完全競争企業の利潤極大化行動に基づく均衡式

$$w = p \cdot \partial O / \partial N$$

は，通常，賃金決定式とはみなせない。この式の意味は， w ， p を与えられた企業が利潤を極大とする雇用量 N を決定することを示すものである。しかし，労働市場が不完全な場合（労働需要独占），労働供給曲線は右上りとなり，企業が主体的行動により決定した雇用量は右上りの労働供給曲線上で賃金を決定することになる。さらに企業はこの新たな賃金に基づき雇用計画を変更し，やがて均衡においては均衡雇用量と均衡賃金が決定されることになるのである。したがって，この意味で新庄〔23〕の(1)式は賃金決定式とみなしうるのである。また，右上りの労働供給曲線上で賃金が決定されとすることは，非自発的失業が存在しないという意味で完全雇用を仮定するものである。

②均衡条件式(1)における e ， E は完全競争にあっては無限大であるが，競争が不完全になるにつれて e ， E の絶対値は小さくなり，均衡賃金は完全競争に

おける水準より低下していくであろう。市場が不完全になるに従い、すなわち、独占度が高くなるにつれて雇用量が減少し、労働供給曲線が右上りであればこれに沿って均衡賃金が低下するからである。したがって、理論式における市場の不完全性要因が賃金に与える変化の方向（減少させる）と、推定式において集中度とか組合交渉力といった説明変数に関して期待される市場の不完全性要因が賃金に与える変化の方向（増大させる）とはまったく矛盾するのである。

以上の諸研究の検討から明らかとなった諸点を、以下で簡単に要約しておく。

(1) 日本経済における産業間賃金格差の主たる規定要因とその説明変数は、(i) 企業の支払能力—付加価値生産性、(ii) 生産物市場の競争条件—市場支配力の代理としての生産集中度、(iii) 労働市場の競争条件—組合交渉力の代理としての組合組織率・企業規模分布、(iv) 労働者の属性：(a) 日本経済固有の賃金体系とされる年功序列・終身雇用制—年令構成・勤続年数、(b) 男女間格差—性別構成、(v) 労働市場の需給動向—雇用成長率などである。

(2) 属性・職種構成問題の取扱いは、(i) 対象を特定の属性・職種に限定するか、(ii) 固定ウェイト法などを利用した修正賃金を利用するか、(iii) 追加的説明変数として属性・職種構成に関する変数を考慮するかなどがある。⁽²⁸⁾

(3) いずれの研究においても、賃金そのものを決定する理論・メカニズムが明確に提示されていないか、もしくは提示されていてもその解釈が不適當で理論と採用された説明変数との期待される符号の間に矛盾が生じていた。このため説明変数の解釈に若干の混乱が生じている。特に市場支配力（集中度）の効果に関しては、企業の支払能力に含まれるとする立場（佐野）、労働組合の影響

(28) 既に述べたように、(i)に関しては特定の属性・職種の賃金を説明するモデルと説明変数が必要であるし、(ii)に関してはすべての変数を固定ウェイト法で処理できないこと、(iii)に関しては多重共線性の可能性が高くなり推定値が不安定となるなどの問題点が指摘しうる。

力と分離できないとする立場(小野)、価格転嫁能力を通じて雇い主側の対抗力に影響するとする立場(木下・新庄)などの対立が存在した。また企業規模分布に関する、組合組織率の代理とする立場(木下)と企業規模間格差もしくは労働の移動性の代理とする立場(新庄)の対立もあった。これらの問題は、労働組合の交渉力を付加価値生産性・市場支配力・規模分布などの効果から分離することが困難なことにその原因があると同時に、より基本的にはこれら諸要因の賃金への影響を統一的に説明しうる賃金決定理論が不明確であることがその原因であろう。

さて、以下では日本経済に関する諸研究の検討を踏まえてブラジルにおける産業間賃金格差の分析を行なうが、もちろん、以上の諸研究における問題点にすべて答えるものではない。しかし、ブラジルという国の独自性を考慮することによって多くの方法論上の問題点を解決しうることが示されるであろう。まず第IV節でブラジルの産業間賃金格差を規定する独自の諸要因・諸条件が明らかとされ、ついで第V節ではこれらを考慮したモデルと説明変数が提示されるであろう。

IV ブラジルの産業間賃金格差規定因

本節は、ブラジルの産業間賃金格差を規定する固有な事情を概観し、さらにこのことがもたらす方法論上における日本経済の場合との相違点を明らかにするものである。

(1) 労働組合について

ブラジルにおいては、1950年代から60年代初期にかけて労働運動の高揚がみられたものの、1964年の軍事政権成立以後は、軍部の労働組合への直接的干渉やストライキを実質的に禁止する法令などにより、労働組合はたんに政府の

(29) 例えば組合活動資金は、労働組合税によって全労働者から徴収され各組合に分配される資金を主たる源泉としているが、これらの資金はストライキに用いることを法令で禁止しているので、実質上ストライキを打てない仕組となっている。

Robock (20) p. 71.

社会保障行政の一端を担う「準政府機関」に転じてしまっているとされる。⁽³⁰⁾この意味で、ストライキ等を用いて団体交渉力を発揮し賃金闘争を展開しう状況にはないといえる。さらにこの事実は、毎年一回行なわれる(1970年現在)組合別(産業別組合)賃金改訂には通貨価値修正(*correção monetária*)の一環である賃金公式が一律に適用され、各組合とも大差のないベース・アップ率となっていることが端的に物語っている。ちなみに、1970年と71年の各組合の対前年賃上率(%)は第5表に記載されている通りである。したがって、ブラジルにおいては、産業ごとの組合組織率のいかんにかかわらず賃上げ率はほぼ一律であり、労働組合の賃金格差形成への影響力は存在しないと考えるのが妥当であろう。⁽³²⁾

(2) 外国企業の役割

戦後ブラジルの工業化過程において、欧米諸国からの直接投資が決定的に重要な役割を担ってきたことは周知の事実である。1971年の Tyler [25] の推定によれば、製造業における外国系企業の販売高シェアは45.1%にも達し、⁽³³⁾いかにブラジルの製造業に外国資本が進出しているかをうかがわせる。産業別にみると、機械産業の64.2%、電気通信機器の68.1%、輸送機器の64.8%、化学産業の54.0%などが顕著である。一般的に外国企業が、現地企業に比して高い生産性を有する生産設備・技術を導入し、また、より優れた経営資源を有していることを考慮すると、各産業の外国企業シェアの相違が各産業の労働生産性

(30) Robock [20] p. 71.

(31) 基本的にはインフレ率(実際値と予想値)と各産業の生産性上昇率を考慮したものである。

(32) サン・パウロにおける企業内の職種・職能間の賃金格差を分析した Morley, et al. [15] も明確にこの立場をとっている(p. 262)。

(33) Tyler [25] pp. 52-53. この数値は主として *Visão* 誌の企業データに依拠するもので、産業全体の販売高に占めるシェアではないが必ずしも誇張された数値ではない。同じく *Visão* 誌によると、年間売上高からみたブラジル10大企業のなかに外資系企業が7社を占め、上位100社については50社が、また上位200社については104社が外資系企業であった。

の相違をもたらし、これが産業間の賃金格差を形成する要因となっていると考えられよう。同時に、雇用・賃金体系に関し本国でのそれをそのままブラジルに導入すれば現地企業のそれとは当然に相違し、同質的な労働者に対しても、現地企業と外国企業との間には賃金支払に差異が存在するかもしれない。

(3) 地域間格差

戦後めざましい速度で推進されてきた経済開発は、製造業・商業・公的部門等における地域的集中を一層助長してきた。特に東南部諸州への集中は著しく、

製造業に関してみればミナス・ジェライス、リオ・デ・ジャネイロ、グアナバラ、サン・パウロの4州で1970年には製造業全体の78.3%の生産額を占めるにいたっている。したがって、これら地域への経済全般にわたる集中は、他地域との間に種々の経済的格差を形成・助長することとなった。ことに賃金水準に関しては、これら先進地域でのより近代的な労働市場の形成、成長産業の集中、生計費の上昇などを反映して、他地域より著しく高い水準となっている(第3表参照)。また法定最低賃金にも同様の地域間格差が存在し、⁽³⁴⁾地域間における賃金水準格差を固定化する役割を果たしてきたといえる。したがって、製造業に

第5表 労働組合別対前年賃上げ率(%)

	1970	1971
銀行労働組	24	23
技工労働組	24	22
電気器具労働組	24	22
製紙労働組	24	23
紡績労働組	25	23
化学労働組	23	23
自動車部品労働組	24	22
自動車・トラクター労働組	24	22
電話労働組	26	21.4
金属労働組	24	22
薬品工業労働組	23	23
電力工業労働組	26	21.4

(出所) WEIS, ARC レポート・ブラジル, 1973, P. C12

(34) 1970年5月の法定最低賃金月額、東北部の124.8クルゼイロに対し、東南部のそれは187.2クルゼイロであった。

おける産業間賃金格差を考える上で、これら先進地域により多く立地している産業ほどその平均賃金が高くなることを、一つの規定因として考慮すべきであろう。

(4) 保護政策の残存

戦後の早い時期から開始された工業化戦略は、基本的には保護貿易政策に依拠した輸入代替的工業化であった。しかし、一応の成果を収めた輸入代替的工業化も1960年に至り深刻な行詰りを経験し、1964年以降は市場自由化を基調とする輸出指向的工業化への転換を余儀なくされた。これに伴い、例えば関税保護率などはかなり軽減されてきたが、1970年現在も依然として先進諸国と比べると高率の関税が残存しているといえる。⁽³⁵⁾ところで関税保護率には産業間で大きな格差が存在し、これが産業間の賃金格差の一因として考慮されるわけであるが、関税保護が賃金に与える効果については理論的にはいくつかのルートが考慮しうる。関税は、関税が賦課されていない場合に比してより高い国内販売価格を可能とし、これがより高い利潤を保証するであろう。また、より基本的には関税保護は、保護された産業の市場構造を著しく非競争的にするものであり、これら産業の企業はいわゆる独占的利潤を享受するであろう。したがって、関税保護率が産業に高利潤をもたらし、他方、労働者に高利潤であることを理由に高賃金を要求する交渉力が存在しないとする限り、関税保護率と賃金の間には負の関係が期待されるものである。さらに、ブラジルの場合、長年にわたる過度の保護政策が生産性の上昇を阻み、多くの低生産性産業を形成してきたことを考慮すると、関税保護と低生産性・低賃金という関係も重視すべきであるかもしれない。

(5) 離職率について

周知のように、アメリカ型の労使関係に近いブラジルでは、日本型の年功序

(35) 製造業における名目関税保護率は1969年と1973年の平均で61.5%であった。Tyler (25) p. 239.

列・終身雇用的賃金体系は妥当せず、一般的に労働者は少しでも高給の職場を求めて移動する傾向が強い。さらに、ブラジルにおいては制度的理由から非自発的な離職率も高い可能性に注意しなければならない。労働法で規定されている安定制度（Estabilidade）は、10年以上同一の企業に勤務した労働者を特別な理由なくしては解雇できないというものだが、このためかえって在職10年目を迎える労働者が直前に解雇されるという傾向を生むこととなったことは周知の事実であった。⁽³⁶⁾ また、この安定制度の弊害を是正するために1966年には勤続年限保証基金（FGTS）なる制度が制定されたが、Erickson⁽³⁷⁾〔6〕の研究によれば、これもまたかえって非自発的な離職率を高めたとされている。すなわち、FGTSとは各労働者の退職手当を一種の社会的な方法で毎月の給与から積立てさせることを目的としたもので、これが企業にとって従業員を一方向的に解雇するときの負担を軽減したと

第6表 業種別年間離職率
(%)

紡績工業	34.4
金属工業	38.9
化学・薬品工業	48.8
食品工業	33.8
非鉄金属工業	34.6
土木・建築工業	82.7
衣料・製靴業	35.3
電気通信工業	41.3
機械工業	26.8
印刷・出版業	23.0
輸送資材工業	38.7
飲料工業	49.8
製紙工業	45.0
ゴム製造工業	64.6
家具工業	31.0
タバコ工業	17.8
皮革・毛皮工業	41.5
木材工業	27.4
その他	62.4

〔出所〕「ブラジル経済事典、1967年版」、ブラジル日本商工会議所編

いうものである。いずれにせよ、ブラジルにおける離職率の高さは第6表でうかがえる。⁽³⁸⁾

以上、ブラジルの賃金格差を規定する独自の要因や事情をみてきたが、これに日本経済に関する研究で明らかとされた規定因のうちでブラジルと共通する

(36) Robock〔20〕p. 139.

(37) Erickson〔6〕p. 166.

(38) なお、離職率の高さは必ずしも産業間・地域間の移動性の高さを示すものではない。

と思われるものを加えると、ブラジルの賃金格差規定因をはほぼ網羅しうるのであろう。すなわち、付加価値生産性、市場支配力、企業規模分布、労働者の属性などである。

ところで、以上のブラジルにおける独自の諸要因は、日本経済に関する研究で生じた諸問題をいくつかの点で回避しうることには注意しなければならない。すなわち、労働組合の影響力が存在しないと考えるブラジルでは、労働組合の影響力とこれと関連のあった他の規定因の影響力とを分離することが可能となり、これら規定因に関してはそれらの pure な影響力のみに着目することが可能となるであろう。例えば、市場支配力に関しては組合交渉力の賃上げ要求との関連で議論する必要はなく、市場支配力それ自体の影響力のみを議論することが可能であろう。市場支配力は付加価値生産性もしくは利潤率のみを通じて賃金に影響するかもしれない。さらに、組合交渉力と関連ありとされた企業規模分布は、ここでは規模の経済性が労働生産性を高める効果を反映するものとして解釈しうるのである。⁽³⁹⁾ 一方、離職率が高いというブラジルの事情が、日本におけるような年功序列や終身雇用制が顕著ではないことを物語るものであるとすると、労働者の年齢構成や勤続年数を代理する変数はとくに必要とはならないであろう。また、このことは、これらの説明変数を追加した場合に生ずるかもしれない多重共線性の影響を回避しうることにもなる。⁽⁴⁰⁾ 以上、ブラジルにおいては労働組合の影響力が存在せず、年功序列・終身雇用制が妥当しないとすることは、賃金格差の規定因を分析するうえで日本経済の分析と基本的に相違するアプローチを提供する根拠となるものであり、特に前者は次節で示さ

(39) 企業規模分布は企業規模間の賃金格差を直接的に表現するものであり、ブラジルの場合、1970年の製造業全体に関するデータによれば、企業規模ごとの賃金と付加価値生産性の間の順位相関は実に1.00であった。

(40) 年齢構成や勤続年数を説明変数として採用しない理由には、そもそもこれらの変数に関する有効なデータが得られないことと、da Cunha, et al.(5)に示されているように年齢構成と労働生産性の間に高い相関関係が存在すると予想されることなども挙げられる。

れるように既存の賃金理論を用いて統一的に諸規定因の効果を説明することを可能とする役割を担うものである。

V モデルと説明変数

産業間の賃金格差の規定因には、既にみたように、それぞれ異なる性質を有する多数の要因が存在するが、これらの規定因がどのように作用するかを統一的に理解するためには、何らかの賃金決定理論に基づいたフレーム・ワークを用意しなければならない。従来の賃金水準の決定理論にはその代表として、古典的賃金理論、ケインズの賃金理論、制度的賃金理論などが考慮しうが、しかし、いずれも本章の目的である賃金格差の分析には適さない部分を有している。労働市場の需給で賃金が決定されるとする古典的理論においては、多数の賃金格差規定因をすべて労働の需要要因と供給要因に分離しなければならないし、非自発的失業の問題が扱えない。ケインズ的な賃金理論では、周知のように、完全雇用状態と不完全雇用状態とは異なる賃金決定を含むものであるが、貨幣賃金が水平となる不完全雇用下では労働需要要因がまったく賃金水準に影響せず、現実的とは言えない。また、労働市場の需給とは関係のないところで主として賃金の決定が説明されるとする制度的要因を重視する立場も現実的とはいえないであろう。したがって、いずれの基本理論も産業間の賃金格差を分析するにあたって困難な問題を有しているといえる。しかし、本章では賃金格差の諸規定因を最も整理しやすいという点で、古典的な市場需給説を採用するであろう。⁽⁴¹⁾ 何故なら、前節で明らかとなったように、日本経済においては労働

(41) ここでは、非自発的失業が存在しないという意味での完全雇用の仮定が必要であるが、この問題に対しては以下のように考えるものである。ブラジルの場合、製造業に雇用されるのは一定以上の教育・技能を有する労働者であり、農村や都市の伝統的部門に滞留しているいわゆる偽装失業者はこれに含まれないであろう。一般に、途上国における失業問題はこれら偽装失業者の問題であり、製造業に雇用される労働者にはそれほど失業が存在しているわけではない。この意味においては完全雇用を仮定するのは非現実的とはいえないであろう。

生産性や市場支配力（集中度）、規模分布などの本質的に労働需要に影響する諸要因が労働組合の交渉力という供給側の要因と密接に結びついて賃金に影響しており（例えば賃上げ要求に答える価格転嫁）、労働の需要要因と供給要因を分離するのが困難であったのに対し、ブラジルの場合労働組合の交渉力を考慮する必要がなく、労働の需要要因と供給要因の分離が可能となるからである。したがって、産業間の賃金格差は基本的には労働需要曲線と供給曲線の位置の差で規定されることになる。さらに、いまここで、労働需要の決定に関し、競争の不完全な生産物市場と労働市場に直面する企業の主体的行動を仮定すると新庄[23]のアプローチに従うことになる。ただし、この場合には、労働組合の交渉力を無視しうることにより、新庄[23]に対して本章の ページで行なった批判⑩、すなわち理論式において市場の不完全性をもつ符号と推定式における説明変数に期待する符号が一致しない問題もうまく解決しうるのである。

さて、第 i 産業の賃金決定を以下のようなモデルで考えてみよう。産業には独占的行動を行なう少数の企業からなる集団が存在すると仮定し、また、その生産関数、労働供給曲線、生産物需要曲線、利潤定義式をそれぞれ、

$$y_i = f(N_i)$$

$$w_i = w(N_i)$$

$$p_i = p(y_i, \theta_i)$$

$$\Pi_i = p_i y_i - w_i N_i$$

とする。ただし、 y_i は第 i 産業の生産量、 N_i は雇用量、 w_i は賃金、 p_i は生産物価格、 θ_i は生産物需要のソフト・パラメータ、 Π_i は利潤である。また、ここでは、 $dy/dN > 0$ 、 $d^2y/dN^2 < 0$ 、 $dw/dN > 0$ 、 $\partial p/\partial y < 0$ 、 $\partial p/\partial \theta > 0$ 、 $\partial^2 p/\partial \theta^2 \geq 0$ が仮定されている。いま、 $-e$ を生産物需要の価格弾力性、 E を労働供給の価格弾力性とする、生産物市場・労働市場ともに競争が不完全なもとでの利潤極大均衡条件式は、

$$w_i = p_i \frac{\partial y_i}{\partial N_i} \left(1 - \frac{1}{e_i}\right) / \left(1 + \frac{1}{E_i}\right)$$

となる。これは、均衡賃金が①労働の限界生産物価値、②生産物市場の不完全性、③労働市場の不完全性という要因に依存して決定されることを示しており、したがって、第*i*産業の賃金は他産業の賃金に比して、他の条件にして一定ならば、それぞれ $p_i \partial y_i / \partial N_i, e_i, E_i$ の値が大きい程高いことを示している。

さらに、生産物需要のシフト($\theta_i > 0$)は、利潤極大の二階の条件が満たされるとすると $dw_i/d\theta_i > 0$ ⁽⁴²⁾であるから、このシフトの程度の差も賃金格差の一因となるであろう。また、ここでは同質的な労働を仮定しているので、労働者の職種・属性構成の差を k_i で表現すると、結局以上の基本モデルと θ_i, k_i を考慮することにより、賃金 w_i の規定要因を形式的には次のような形で書き表わすことができる。

$$w_i = f(p_i \partial y_i / \partial N_i, e_i, E_i, \theta_i, k_i)$$

以下では、前節で考察された種々の規定因と上式との対応関係を明らかとし、計測可能な推定式を特定化してみよう。

(1) 労働の限界生産物価値

周知のように、生産関数にコブ・ダグラス型 ($y = AN^\alpha K^\beta$)⁽⁴³⁾ を仮定すれば、労働の限界生産物価値は平均労働価値生産性と労働の生産弾力性の積として表現しうる。

$$p \frac{\partial y}{\partial N} = \alpha \frac{py}{N}$$

(42) 利潤極大の一階の条件を全微分して $dN/d\theta$ を得、これに $dw = (\partial w/\partial N) dN$ を考慮して、

$$dw = \frac{\partial w/\partial N}{d^2\pi/dN^2} \left\{ - \frac{\partial y}{\partial N} \left(\frac{\partial^2 p}{\partial y \partial \theta} y + \frac{\partial p}{\partial \theta} \right) \right\} d\theta$$

を得る。二階の条件 $d^2\pi/dN^2 < 0$ が満たされるなら、仮定より $dw/d\theta > 0$ となる。

(43) 本書の第4章でブラジル製造業21産業についてそれぞれの資本・労働間の代替弾力性が CES 関数を用いて推定されているが、そこではほとんどの産業で代替弾力性が1より有意には離れず、したがってCES関数を仮定しても非現実的ではない。

さらに、平均労働生産性は技術的条件、資本・労働比率、規模条件に分割するので、

$$\frac{y}{N} = A \left(\frac{K}{N} \right)^{\beta} N^{\alpha + \beta - 1}$$

より、労働の限界生産物価値は以下のように表現しうる。

$$p \frac{\partial y}{\partial N} = \alpha \frac{py}{N} = \alpha p A \left(\frac{K}{N} \right)^{\beta} N^{\alpha + \beta - 1}$$

したがって、労働の限界生産物価値に関しては、この式を利用することにより、各要因の説明変数を以下のように特定化しうる。

まず、 $\alpha \frac{py}{N}$ の α に関しては、直接に生産関数を推定しなければ有効な情報は得られないが、Tyler [25] がかつてブラジルの製造業について本章と同一の産業分類で行なったコブ・ダグラス型生産関数の推定結果より、労働の生産弾力性 (NEP) のデータを得ることとする。⁽⁴⁴⁾ py/N については粗付加価値生産性 (V/N) で代理するものとする。結局、労働の限界生産物価値 $\alpha \frac{py}{N}$ は NEP と V/N の積で表わすことができる。以後これを $V/N * E$ と記すことにする。

さらに、 py/N 自体を説明する要因として、価格条件 (p)、物的生産性に関する技術条件 (A)、資本・労働比率 ($(K/N)^{\beta}$)、規模の経済性 ($N^{\alpha + \beta - 1}$) に分割されたが、これらの諸要因に対しては以下の代理変数が採用されるであろう。

p : 価格条件は付加価値生産性を価値の面から規定する要因であるが、本章では、生産集中度 (C10 : 上位10社の生産集中度) をその代理変数とする。通常、生産集中度は企業の市場支配力を表わす指標として用いられ、企業がより強い市場支配力を発揮できる状態であればそれだけ強い価格支配力をもつと考

(44) 本章の第4章においてもコブ・ダグラス型生産関数の推定が試みられているが、安定的な結果は得られていない。また、労働の生産弾力性を労働の分配率 (wN/py)

で代理することはできない。何故なら、 $\alpha \frac{py}{N} = \frac{wN}{py} \cdot \frac{py}{N} = w$ となり、 $\alpha \frac{py}{N}$ で w を説明させれば、 w で w を説明することになるからである (新庄[23] p. 60 参照)。

えられるであろう。もちろん、ここでの価格支配力はブラジルにおけるように労働組合の交渉力が存在しないと考えられるケースでは、賃上げ要求に答え易くそれだけ容易に高賃金を認めるということは意味せず、ただ付加価値生産性への効果を通じて賃金に影響するとするものである。

A：技術条件に関しては、外国企業が有する生産技術上の優位性に着目し、産業における外国企業の参入度が考慮される。前節で既に明らかとしたように、工業化を大きく外国資本に依存してきたブラジルでは生産技術の導入・波及には外国企業の役割が決定的に重要であった。外国企業の参入度として、売上比率と資産比率に関するデータが入手可能であったが、本章では統計的有意性より資産比率 (FA) を採用した。

$(K/N)^{\beta}$ ：通常、物的生産性を規定する最も重要な要因とされるのが資本・労働比率であるが、ブラジルの場合、産業別の正確なデータは得られない。そこで、工業センサスから、雇用者一人当たりホース・パワー (HP/N)、雇用者一人当たり電力・燃料消費量 (CLE/N)、雇用者一人当たり粗投資額 (I/N)、Visão 誌の企業データから算出した労働装備率 (K/N) を考慮したが、本章では、統計的に最も有意であった K/N を採用した。

$N^{\alpha+\beta-1}$ ：規模の経済性を代理する変数として、本章では、産業の規模そのものではなく、企業の規模分布 (SDN: 150人以上企業の雇用者比率) を採用した。規模の経済性を実現するのは産業の規模そのものではなく、企業の規模だと考えるからである。日本経済においては、木下〔9〕におけるように企業の規模分布と組合組織率の対応関係が問題とされたが、ブラジルの場合、この問題を無視しうることはいうまでもない。

以上におけるように、本章では $P \frac{\partial y}{\partial N}$ に関し、NEP, V/N, C10, FA, K/N, SDN が説明変数として採用されるが、C10以下の変数は付加価値生産性それ自体を説明するものであるので、いま従業員一人当たりの平均賃金を W/N とすると、推定は基本的には以下の2式でなされるであろう。

$$W/N = f(V/N * E, \dots)$$

$$V/N = g(CIO, FA, K/N, SDN)$$

(2) 生産物市場の不完全性

生産物需要の価格弾力性(e)に関する有効な情報は入手困難であるので、⁷ブラジルの事情を反映した何か他の生産物市場の不完全性を代理する変数が必要である。本章のモデルによれば、市場が不完全になればなる程 (e が無限大より小さくなればなる程)、企業が享受する利潤(限界生産物価値と賃金との乖離)は大きくなり、と同時に、完全競争状態に比して雇用量、賃金とも減少することになる。したがって、市場の不完全性の程度と賃金の間には負の関係が期待されるものである。またブラジルの現実に照らしてみると、ブラジルのように組合交渉力が存在しないと考えられる場合、市場支配力などの生産物市場の不完全性を表わす変数と賃金との間に正の関係を想定する積極的理由は⁽⁴⁵⁾ない。何故なら、いくら価格転嫁能力が高くとも企業にとっては容易に賃上げ要求を認める必要がないからである。したがって、この意味でも、市場の不完全性と賃金との間には負の関係が期待されるわけである。

ところで、生産物市場の不完全性を代理する変数として最も高い頻度で使用されるのは集中度である。しかし、日本経済においても、また後述するようにブラジルにおいても集中度と賃金との間には高い有意性をもつ正の相関関係が

(45) 市場構造と賃金の関係を取り扱ったこれまでの研究はほとんどが労働組合の存在を不可決とする議論であった。Bowen [3], Garbarino [7], Levinson [10]などは基本的には非競争産業は高利潤産業であり、この高利潤が組合交渉力に影響し賃金を高めるとするものであるし、Segal [22]は非競争産業は参入が困難でこのことが雇用に対する影響を危惧させることなく組合に交渉力を高めさせるとしている。また、Weiss [27]は高集中産業の労働者の質が高いことを重視するが、基本的には高賃金を生み出すのは組合の存在もしくは組合に対する脅威だとする結果を得ている。また、Masters [14]の研究は市場構造の代理変数として集中度よりプラント・サイズの方がより有意でかつ直接的に組合交渉力と結びつくとしている。なお、市場構造、利潤、労働組合交渉力、賃金の関係に対し、以上と同様の解釈が Levinson [11] p.199 に言及されている。

存在していた。これは、日本経済においては集中度が組合の賃上げ要求に答える価格転嫁能力を反映すると考えられるのに対し、このような事情の存在しないブラジルでは、集中度と付加価値生産性との間に存在する非常に有意な関係が反映されたものである。本来、集中度が代理する価格支配力は、物的生産性の上昇による価格の下落をふせぎ、物的生産性上昇と価値生産性上昇を結びつける重要な条件である。したがって、本章においては、市場の不完全性を代理する変数として集中度は採用せず、制度的に重要な要因である関税保護率を採用するであろう。関税保護率が高い産業ほど市場の競争が制限的であることに注目するものである。指標としては論理的には有効保護率の方が望ましいが、ここではデータがアベイラブルである名目関税率（NP）を採用する。

(3) 労働市場の不完全性

労働供給の価格弾力性についても有効な情報を得るのは困難であるので、ここでも代理変数が必要である。日本経済などの分析においては、労働組合の組織率や争議率を用いるのが一般的であるが、ブラジルに関しては組織率の産業別データを得られないし、1970年には一度の労働争議も記録されていない。まして、政府の圧力により組合交渉力が存在しないのであるから、そもそも代理変数としては不適當である。さて、労働市場の不完全性に関し、労働者の地理的移動性に着目すれば、ブラジルの労働市場の地域間統合の不十分性が決定的に重要である。この労働市場の地域間統合の不十分性を物語る一つの指標としては、法定最低賃金でさえもその地域間格差が最高地域の賃金と最低地域のそれとが187.2対124.8であったことを示せば十分であろう。前節の地域間賃金格差の項で述べたように、⁽⁴⁶⁾ 東南部諸州へのあらゆる部門での集中は著しく、この地域では十分に統合された一大労働市場が形成されており、したがって、この地域の労働市場が最も競争的であるとみなしうるであろう。一方、その他の

(46) ミナス・ジェライス、リオ・デ・ジャネイロ、グアナバラ、サン・パウロの4州である。

後進地域は広大な範囲に分布し、労働者の移動性はきわめて制限されており、労働市場としては非競争的であろう。したがって、産業の先進地域への雇用者集中度 (RDN) を産業が直面する労働市場における競争の程度を代理する指標とみなすことが可能であろう。ここでは、RDN の定義より、RDN と賃金の間には正の符号を期待するものである。なお、産業間の移動性に関しては、本章で採用する産業分類のデータが入手できないという理由から、ここでは取扱わないことにする。

(4) 生産物需要のシフト

生産物需要そのものの変動に関する情報も入手困難であるので、ここでは過去5年間の生産量の成長率 (GO) を代理変数として採用する。完全稼働水準に近ければ産出成長率は供給能力そのものの成長率を示すことになろうが、Bacha [1] 等が推定したように、ブラジルにおいては60年代の稼働率は非常に低く、1973年に至るまで一貫して稼働率が上昇してきたことを考慮すれば、需要変数としてあながち不適当な代理変数とはいえないであろう。⁽⁴⁷⁾

(5) 労働者の属性

労働者の属性には大別すると、職種、男女、年令、勤続年数、教育水準などの諸属性が含まれるが、職種に関しては本章では①職員、②生産労働者、③技術者に分類してそれぞれの賃金格差を分析するものである。年令、勤続年数、教育水準に関しては必要なデータが得られないことと、特に年令、勤続年数に関してはブラジルにおいて終身雇用・年功序列制などの賃金体系が妥当しないと考えられることより、これらを考慮しないことにする。したがって、本章では唯一の属性指標として男子比率 (M/N) を採用するであろう。⁽⁴⁸⁾

(47) Bacha [1] の推定では1970年の稼働率は87.7%であり (p. 49), P. Malan and R. Bonelli [13] の推定では89.0%であった (p. 29)。

(48) ただし、産業の平均賃金に関しては職員/全労働者比率を説明変数として追加するであろう。

(6) その他

以上で基本モデルにおける賃金規定因に直接的に対応する説明変数はすべて提示されたが、ここでもう一つの重要な説明変数を追加しておこう。すなわち、利潤率に関するものである。企業の支払能力として通常、付加価値生産性と並び重視されるのが利潤率である。例えば、Kaldor〔8〕は賃金決定と組合交渉力の関係について、交渉力が利潤率に依存する所説を展開した。しかし、組合交渉力が存在しえないと考えられるブラジルにおいては利潤率は賃金と負の関係をもつものであろう。本章の基本モデルによれば、企業が享受する独占的利潤は以下のように、労働の限界生産物価値と賃金の乖離によって表現され、

$$p \frac{\partial y}{\partial N} = \frac{1 + \frac{1}{E}}{1 - \frac{1}{e}}$$

これはまさに両市場の不完全性の程度に規定されるものである。したがって、生産物市場と労働市場における不完全性を同時に代理する変数として利潤を考慮するものである。ここでは、売上純利益率（PEL）を用いて推定する⁽⁴⁹⁾。

以上で、本章で採用される説明変数は網羅されたが、これより基本的な推定式は以下になるであろう。

$$V/N = g(CIO, FA, K/N, SDN) \dots\dots\dots (1)$$

$$W/N_i = f(V/N * E, NP, RDN, GO, M/N_i) \dots\dots\dots (2)$$

$$W/N_i = h(V/N * E, PFL, GO, M/N_i) \dots\dots\dots (3)$$

ただし、 i は①産業全体、②職員、③生産労働者、④技術者に関する変数であることを示す⁽⁵⁰⁾。

(49) PELは Visão 誌の企業データ（産業全体で約3,000社）より算出したものであるが、産業利潤率をよりよく代表すると思われる価格－費用マージン率（PCM）は付加価値生産性と非常に高い相関関係にあり、期待した符号が得られなかったので本章では採用していない。

(50) ただし、職員に関する男子比率についてはデータが得られないので、産業全体の男子比率で代理するものとする。

VI 推 定 結 果

推定は1970年の産業間クロス・セクション分析でなされ、標本は製造業中分類の20産業である。⁽⁵¹⁾賃金やその他変数の記号・定義・データの出所は第7表に一覧してある。推定式の関数計は、推定値が最も安定的であった対数線形を採用した。

推定結果(1)

まず、付加価値生産性に関する推定結果からみてみよう(第8表)。各変数の統計的有意性を t 値でみてみると、⁽⁵²⁾理論式から直接的に導かれる基本推定式(1)に対応する推定式①では、集中度(C10)と雇用規模分布(SDN)が有意な変数として計測されている。しかし、外国企業比率(FA)とSDNの間には高い相関関係が存在するので、⁽⁵³⁾FAとSDNを別途に推定した②式、③式でみると多重共線性の影響が除去され、FAは有意性を回復し、SDNは有意性をさらに高めている。一方、資本・労働比率(K/N)はいずれの推定においても有意なものではなかった。⁽⁵⁴⁾一般的には、K/Nは物的生産性に対して最も有意性の高い変数として期待されるが、ここでは付加価値生産性(V/N)が被説明変数であり、したがって、価格条件を含んだV/Nに対してK/Nの説明力が低下したと解釈しうるであろう。このことは、価格支配力を反映するとされる集中度が最も高い説明力を有していることから説明がつくものであろう。⁽⁵⁵⁾最後に、参考式

(51) 20産業とは第1表におけるタバコ産業を除いたものである。タバコ産業は事業所数が他産業と比較して極端に少ないために標本から除外した。なお、本章で対象とする事業所とは基本的には5人以上の従業員を有する事業所である。

(52) 有意性検定は片側検定で行なった。

(53) FAとSDNの単純相関係数は0.53であった。

(54) 資本・労働比率に対するその他の代理変数である、粗投資/従業者比率(I/N)、Horse Power/従業者比率(HP/N)、電力・燃料消費/従業者比率(CE/N)についてもいずれも有意な結果は得られなかった。

(55) VとKが同時に価格評価されている場合、V/NとK/Nとに密接な関係が存在するはずであるという反論があるかもしれないが、VとKの価格評価における価格基準は同一のものではないし、高いインフレ率を反映して両者の価格基準の間には乖離が存在するかもしれない。一方、C10はその性質上、規模分布と関連があり、C10のV/Nへの効果はこの規模間格差の効果を反映するものではないかという反論に対しても、C10とSDNの単純相関係数が0.35で有意でないことより、これを認めないことにする。

第7表 変数・データ一覧表

記号	変数名・定義	データの出所
W/N	従業員一人当り平均賃金	IBGE, <i>Censo Industrial</i> , 1970
WA/NA	事務職員・管理者一人当り平均賃金	"
WO/NO	生産労働者一人当り平均賃金	"
WT/NT	技術者一人当り平均賃金	"
V/N	付加価値生産性	"
C10	上位10社生産集中度	Visão 誌企業データより作成
FA	外国企業資産比率	Tyler (25)p. 52
K/N	固定資本・労働比率	Visão 誌企業データより作成
SDN	雇用規模分布: 150人以上企業	IBGE, <i>Censo Industrial</i> , 1970
NP	名目関税率: 1969年~73年の平均	Tyler (25)p. 239
RDN	雇用者地域集中度: 東南部4州	IBGE, <i>Censo Industrial</i> , 1970
GO	産出成長倍率(名目): 1970/1964	IBGE, <i>Anuário Estatístico do Brasil</i>
M/N1	男子雇用比率(産業全体)	IBGE, <i>Censo Industrial</i> , 1970
M/N2	" (生産労働者)	"
M/N3	" (技術者)	"
PRC	自己資本利益率(純)	Visão 誌企業データより作成
NEP	労働の生産弾力性	Tyler (25)p. 328
VN*E	V/N・NEP	
NA/N	職員比率	IBGE, <i>Censo Industrial</i> , 1970
I/N	粗投資/従業者比率	"
HP/N	Horse Power, 従業者比率	"
CLE/N	電力燃料消費/従業者比率	"
PCM	価格/費用マージン比率	"
PEL	売上利益率(純)	Visão 誌企業データより作成

第8表 推定式(1): 付加価値生産性 (V/N)

	ln V/N	ln C10	ln F A	ln K/N	ln SDN	ln NP	CONS	\bar{R}^2	SE	DF
①	0.4183** (2.8402)	0.0801 (0.9778)	0.0516 (0.3345)	0.3706* (1.8877)			-0.1081 (-0.1467)	0.5804	0.3095	15
②	0.5111** (3.4179)	0.1601* (2.1200)	0.0209 (0.1265)				0.8265 (1.4058)	0.5132	0.3333	16
③	0.3962** (2.7260)		0.0957 (0.6495)	0.4699** (2.8006)			-0.3073 (-0.4346)	0.5816	0.3090	16
④	0.3223** (2.7906)	0.0294 (0.4587)	0.0526 (0.4479)	0.3894* (2.6049)	-0.4072** (-3.4501)	1.9515** (2.3826)	0.7570	0.2355		14

(注) () は t 値 * 5%水準で有意

** 1%水準で有意

\bar{R}^2 は自由度修正決定係数

SEは標準誤差の推定値

DFは自由度

として関税保護率(NP)を追加して推定された④式をみると、NPは非常に高い有意性をもっていることがわかる。したがって、これは本章で生産物市場の不完全性を代理するとされるNPが、 V/N を通じて賃金に影響をもつことに注意しなければならないことを示すものである。以上、付加価値生産性を説明する要因として価格支配力と規模の経済性が重要であり、外国企業の技術的有意性はむしろ、外国企業が一般的に大規模企業であることを反映したものであると解釈しうるのである。

以下においては、基本推定式(2)、(3)の推定がなされるが、さらに付加価値生産性を規定した $C10$ 、 FA 、 K/N 、 SDN などの変数が V/N を通して賃金にそれぞれどのように影響するかをみた推定もなされるであろう。⁽⁵⁶⁾

推定結果(2)

次に、基本推定式(2)をみてみよう(第9表)。まず、産業の平均賃金をみると、基本推定式(2)に直接的に対応する推定式①においては、労働の限界生産物価値($V/N \cdot E$)、雇用者地域集中度(RDN)、男子比率(M/N)が有意な変数として計測されている。しかし、この推定式にも多重共線性の影響が存在しているようである。関税保護率(NP)と産出成長倍率(GO)との間の単純相関係数は -0.59 、 $V/N \cdot E$ と職員比率(NA/N)の間のそれは 0.57 である。したがって、これらの変数の組合せを避けた推定式②～⑤においては、いずれもの変数がいずれかの推定式でその有意性を回復していることがわかる。

さて、これらの変数がそれぞれの程度賃金格差形成に寄与しているかを相

(56) ここで注意しなければならないことは、木下〔9〕、新庄〔23〕などの研究では V/N と $C10 \cdot SDN$ が同時に独立な説明変数として採用された推定を行なっているが、本章では V/N と $C10 \cdot SDN$ は独立な説明変数とは考えておらず、この点が木下〔9〕、新庄〔23〕などと基本的に相違する点の一つである。ちなみに、 $V/N \cdot E$ 、 $C10$ 、 SDN 、 FA を同時に説明変数として採用した推定を行なうと、 $C10$ 、 SDN 、 FA は有意な変数として計測されず、したがって、 $C10$ 、 SDN 、 FA は $V/N \cdot E$ とは独立に賃金に対して影響力をもたないことが明らかとされ、本章でのアプローチが妥当であることを支持する。

第9表 推定式(2): W/Ni

ln W/Ni	ln V/N*E	ln NP	ln RDN	ln GO	ln M/Ni	ln NA/N	CONS	\bar{R}^2	SE	DF
ln W/N	① 0.1455* (2.0308)	-0.0500 (-0.4420)	0.5193** (3.9233)	0.3837 (1.1905)	0.4251* (2.3887)	0.0984 (0.6095)	-4.2386** (-2.6077)	0.7145	0.1773	13
	② 0.1496* (2.5124)	-0.1527 (-1.6198)	0.5335** (3.9506)		0.4377* (2.4327)		-3.6356* (-2.1539)	0.7012	0.1773	15
	③ 0.1810** (3.4911)		0.5290** (4.2607)	0.5376* (2.3153)	0.4609** (2.8321)		-4.4896** (-4.7906)	0.7413	0.1650	15
	④	-0.1455 (-1.4195)	0.5661** (4.0395)		0.3295* (1.7911)	0.2929* (2.0739)	-2.4358 (-1.7324)	0.6700	0.1863	15
	⑤	-0.2361* (-2.3188)	0.5982** (3.9105)		0.3337 (1.6513)		-1.4226 (-0.9824)	0.6020	0.2046	16
ln WA/NA①'	0.1261* (1.9486)	-0.0846 (-0.6900)	0.4848** (3.3772)	0.0414 (0.1277)	0.1758 (0.9214)		-1.2821 (-0.7304)	0.5679	0.1880	14
ln WO/NO①'	0.1009* (1.7820)	0.0100 (0.0939)	0.5148** (4.1122)	0.4148 (1.4644)	0.5328* (3.2903)		-4.6257* (-3.0445)	0.6509	0.1640	14
ln WT/NT①'	0.0856 (1.1194)	-0.0831 (-0.5871)	0.4120** (2.4622)	-0.1250 (-0.3268)	0.8312 (0.8871)		-2.7687 (-0.5639)	0.2908	0.2213	14
ln WA/NA③'	0.1443* (2.4861)		0.5015** (3.6081)	0.1712 (0.6585)	0.2065 (1.1336)		-2.1881* (-1.9122)	0.5830	0.1847	15
ln WO/NO③'	0.0987* (1.9764)		0.5128** (4.2990)	0.3993* (1.7935)	0.5294** (3.4728)		-4.5190** (-4.6312)	0.6739	0.1585	15
ln WT/NT③'	0.1032 (1.5009)		0.4258** (2.6277)	0.0083 (0.0275)	0.9050 (0.9967)		-3.8559 (-0.8685)	0.3218	0.2164	15

(注) 第8表に同じ。

対的な貢献度によって測定してみよう。ある回帰式 $y = x\hat{\beta} + e$ において、被説明変数の標本平均の回りの平方和 $y'y$ は、

$$y'y \cdot R^2 = \hat{\beta}'x'y = \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{2i} y_i + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ki} y_i$$

より、各説明変数の“説明された”平方和として表わされる。これより、第9表の推定値 $\hat{\beta}$ を利用して $\hat{\beta}'x'y$ を求め、各説明変数について $y'y$ との比率をとると、それぞれの比率は各要因がどの程度賃金格差のばらつきを説明するのか、その貢献度を示すことになる。第10表はこの比率(%)と、被説明変数の平方和 (Var(lnW/N)と記す)、第9表で推定された“説明された”平方和 $y'y \cdot R^2$ (Var(lnW/N)と記す) がかがげられている。第9表における有意性の検定ではすべての説明変数が有意たりうる事が確かめられたが、貢献度の分析によればブラジルの賃金格差を規定した要因として、およそ労働市場の不完全性(RDN)と企業者の支払能力(V/N*E)が最も重要であったことがわかる。次いで、生産物市場の不完全性を代理する関税保護率(NP)、生産物市場の成

第10表 推定式(2)における各説明変数の貢献度

() %

	Var (ln W/N)	R ²	Var ^ (ln W/N)	$\hat{\beta}'x'y$					
				lnV/N*E	lnNP	lnRDN	lnGO	lnM/N	lnNA/N
①	0.105	0.8047	0.085	0.0215 (20.51)	0.0047 (4.48)	0.0384 (36.60)	0.0092 (8.76)	0.0038 (3.64)	0.0063 (6.00)
②	0.105	0.7641	0.080	0.0221 (21.09)	0.0144 (13.67)	0.0395 (37.62)		0.0039 (3.75)	
③	0.105	0.7958	0.084	0.0268 (25.52)		0.0391 (37.24)		0.0041 (3.90)	
④	0.105	0.7394	0.078		0.0137 (13.03)	0.0419 (39.90)	0.0129 (12.29)	0.0030 (2.86)	0.0188 (17.85)
⑤	0.105	0.6648	0.070		0.0222 (21.14)	0.0443 (42.16)		0.0030 (2.86)	

長率(GO), 職種構成(NA/N)などが重要であり, 男子比率(M/N)は有意性が比較的に高い割にはその貢献度は最小であった。ただ注意すべき点は, 本章では労働の生産性を表わす変数としてV/N*Eを使用しているが, 通常の研究におけるように付加価値生産性(V/N)を採用した場合にはV/Nが最も高い影響力を有していることと、NPが有意であった唯一の推定式⑤にはV/N*Eが含まれておらず, したがってV/Nに関して推定した第8表でも明らかとなったように, NPの有意性はV/Nを通じた効果が反映されているかもしれないことである。

次に, 第9表にかえり, 各職種に関する結果をみてみよう。産業の平均賃金W/Nに関する結果と基本的には差異はないが, 以下のいくつかの興味ある点が観察される。

(i) V/N*Eの有意性が全体的に低下していることと技術者賃金(WT/NT)には有意性が認められなくなっている点である。V/N*Eは企業の支払能力を示すものであり, 企業の雇用者全体に対する賃金支払に対しては結果的に支払能力が有意な影響力をもつとしても, 各職種に関してはそれぞれの事情が反映され支払能力の影響力が弱められていると解しうるのであろう。特に, 技術者などの高度の教育・技能を要求される職種は, ブラジルにおいては全般的に供給不足で, これら職種の賃金は労働市場における逼迫が強く影響しているであろう。⁽⁵⁸⁾したがって, 企業は生産活動において技術的に一定の技術者が必要であり, 企業の支払能力にかかわらず労働市場で決定される高賃金で雇用せざるを得な

(57) ちなみに, V/Nを採用した場合の推定結果は以下の如くであった。

$$\begin{aligned} \ln W/N = & -3.8425^{**} + 0.4603^{**} \ln V/N + 0.0809 \ln NP + 0.3486^{*} \ln RDN \\ & (-2.8296) \quad (2.8466) \quad (0.6730) \quad (2.4899) \\ & + 0.5425^{*} \ln GO + 0.3347^{*} \ln M/N - 0.0632 \ln NA/N \\ & (1.7826) \quad (2.1693) \quad (-0.3698) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.7683, \quad SE = 0.1561, \quad () : t \text{ 値} \begin{cases} * : 5\% \text{水準で有意} \\ ** : 1\% \text{水準で有意} \end{cases}$$

(58) 技術者と生産労働者間の極端な賃金格差については第1表参照。

い状況にあると考えられる。

(ii) 労働市場の競争の程度を代理するRDNについてみると、⁽⁵⁹⁾ その有意性と係数推定値は生産労働者賃金(WO/NO)、職員賃金(WA/NA)、技術者賃金(WT/NT)の順に高くなっている。つまり、労働市場の不完全性が賃金に与える影響は、生産労働者に最も強く影響し、高い教育・技能を必要とする職種になる程その影響の程度が小さくなることを意味している。本章の理論モデルから解釈すれば、競争の不完全な労働市場に直面する企業は、生産労働者賃金に対して最も強い支配力をもち、職員、技術者の順にその賃金に対する支配力が低下することを意味していることになる。

(iii) 産出成長率(GO)に関しては、最も有意性が高いのはWO/NOであった。GOが労働需要の成長率とも密接な関係があるとすると、産業が生産を拡大しようとするときに労働需要の拡大が最も強く賃金に影響する職種が生産労働者であるといえる。これは、産業が好況か不況であるかに応じて最も敏感にその雇用の拡大もしくは縮小の対象となる職種が生産労働者であることを反映するものであろう。

(iv) 男子比率(M/N)は予想通り生産労働者賃金のみ強い影響力を有していた。これは、職員に関してはそれ自身の男子比率を示すデータではなく産業全体のそれを用いたという問題があるが、女子労働者は圧倒的に生産労働者として就業しており、技術者として就業するものは極めて少ないことを反映するものである。⁽⁶⁰⁾

以上のように、それぞれの職種についての結果より、それぞれの労働市場構造や就業構造における特質が賃金決定のプロセスに明らかな差異をもたらすことが確認できるであろう。

さて、企業の支払能力を示す付加価値生産性は賃金に対し有意な説明力をも

(59) RDNは先進諸州、つまり労働市場が最も統合され最も競争的である地域への雇用集中度をとっているので、RDNが高い程産業が直面する労働市場の不完全性の程度は低いことを意味する。したがって、モデルにおける企業の行動よりRDNと賃金の間にはプラスの符号が期待されている。

(60) 製造業全体の女子労働者比率は、生産労働者が20.57%、技術者が3.44%であった。

第11表 C10, FA, K/N, SDNを用いた推定結果: W/Ni

	ln C10	ln NP	ln RDN	ln GO	ln M/Ni	ln NA/N	CONS	\bar{R}^2	SE	DF
ln W/N	0.2262* (2.0717)	-0.0867 (-0.8014)	0.4656** (3.3631)	0.4921 (1.4349)	0.1521 (0.8002)	0.0373 (0.2098)	-2.3553 (-1.6293)	0.7173	0.1725	13
ln WA/NA	0.1285 (1.3538)	-0.1314 (-1.0563)	0.4702** (2.9750)	0.0387 (0.1104)	-0.0087 (-0.0412)		0.2885 (0.1780)	0.5143	0.1993	14
ln WO/NO	0.1648* (2.2216)	-0.0015 (-0.0155)	0.4686** (3.7869)	0.4771 (1.7381)	0.3425* (2.1473)		-0.4545** (-2.7530)	0.6833	0.1562	14
ln WT/NT	0.0690 (0.6719)	-0.1137 (-0.8016)	0.4208* (2.4182)	-0.1534 (-0.3868)	0.4763 (0.5038)		-0.6130 (-0.1308)	0.2515	0.2273	14

	ln FA	ln NP	ln RDN	ln GO	ln M/Ni	ln NA/N	CONS	\bar{R}^2	SE	DF
ln W/N	0.0589 (1.2218)	-0.0645 (-0.5117)	0.3549** (3.4864)	0.1871 (0.5718)	0.3641* (1.9302)	0.3420* (2.2105)	-3.3517* (-2.0293)	0.6627	0.1884	13
ln WA/NA	0.0716 (1.5073)	-0.1276 (-1.0415)	0.4873** (3.2202)	-0.0024 (-0.0070)	0.1368 (0.6960)		-0.1883 (-0.1145)	0.5274	0.1966	14
ln WO/NO	0.0131 (0.2994)	-0.0577 (-0.5127)	0.5493** (3.9409)	0.3204 (1.0318)	0.4722** (2.6872)		-3.3762* (-2.2574)	0.5744	0.1811	14
ln WT/NT	0.0504 (0.9427)	-0.1102 (-0.8040)	0.4047* (2.3419)	-0.1540 (-0.4010)	0.5720 (0.6218)		-0.9391 (-0.2033)	0.2735	0.2240	14

	ln K/N	ln NP	ln RDN	ln GO	ln M/Ni	ln NA/N	CONS	\bar{R}^2	SE	DF
ln W/N	0.0740 (0.6589)	-0.0950 (-0.7409)	0.5628** (3.8224)	0.2864 (0.7056)	0.2661 (1.2427)	0.2397 (1.4657)	-2.9786* (-1.7769)	0.6361	0.1957	13
ln WA/NA	0.0439 (0.3915)	-0.1603 (-1.1682)	0.5371** (3.3994)	-0.0209 (-0.0514)	0.0550 (0.2414)		0.1953 (0.1088)	0.4567	0.2108	14
ln WO/NO	0.0764 (0.8087)	-0.0294 (-0.2540)	0.5520** (4.1474)	0.4366 (1.2777)	0.4036* (2.1686)		-3.6482* (-2.4342)	0.5908	0.1776	14
ln WT/NT	0.2192* (0.1258)	-0.0235 (-0.1790)	0.4437** (2.9862)	0.1503 (0.3946)	-0.0111 (-0.0128)		0.0138 (0.0033)	0.4159	0.2008	14

	ln SDN	ln NP	ln RDN	ln GO	ln M/Ni	ln NA/N	CONS	\bar{R}^2	SE	DF
ln W/N	0.3620** (2.9783)	-0.0902 (-0.9437)	0.2203 (1.3471)	0.3592 (1.3085)	0.3873* (2.5331)	0.2635* (2.2127)	-3.3396* (-2.5826)	0.7765	0.1534	13
ln WA/NA	0.3951** (3.0290)	-0.1425 (-1.4402)	0.1626 (0.9261)	0.1355 (0.4704)	0.1571 (0.9567)		-0.3155 (-0.2322)	0.6682	0.1647	14
ln WO/NO	0.3103** (2.6386)	-0.0369 (-0.4149)	0.2620 (1.6565)	0.4866* (1.8750)	0.5155** (3.5872)		-3.8334** (-3.1705)	0.7139	0.1485	14
ln WT/NT	0.3453* (2.1925)	-0.1150 (-0.9739)	0.1171 (0.5525)	-0.0156 (-0.0448)	0.7909 (0.9594)		-2.0586 (-0.4961)	0.4248	0.1993	14

(注) 第1表に同じ。

つものであったが、同時に付加価値生産性は C10, FA, K/N, SDNなどに規定されるものであった。したがって、次に C10, FA, K/N, SDNなどの付加価値生産性を通じて賃金に影響すると考えられる変数を直接的に賃金の上に回帰し、その影響力をみてみよう。これらの変数すべてを同時に V/N*E の代りに回帰させると多重共線性の影響を強く受けるので、個別に回帰させた結果が第11表である。予想通り、付加価値生産性に対して最も強い影響力をもったSDNはすべての職種に有意であり、次いで影響力の大きかったC10は、W/N, WO/NOに対し有意であった。また、付加価値生産性に対しては有意ではあるが、その影響力が最も低かったFAについては賃金に対し有意性は認められなかった。⁽⁶¹⁾このように、SDN, C10, FAは直接的に賃金の上に回帰された場合にも、付加価値生産性における回帰で予想されたことと非常に整合的な結果となり、したがって、注(56)で述べたように賃金に対し付加価値生産性と独立に特に強い影響力をもたないことを考慮すると、付加価値生産性を通じて影響するものであることが確認される。ところで、付加価値生産性に対して有意性をもたず賃金に影響をもたないはずのK/Nは技術者賃金に対しては有意であった。K/Nは付加価値生産性を通さず賃金に影響していることになる。おそらく、資本・労働比率の高い産業は技術者の雇用比率が高く、このような産業では技術者の雇用を十分に確保するために、より高い賃金を支払わざるを得ない状況を反映するものであろう。

推定結果(3)

次に、利潤率が賃金に与える影響をみた基本推定式(3)の結果をみてみよう(第12表)。利潤率を支払能力とみなし、労働組合の交渉力がこの利潤率の水準に影響されるとみなすKaldor流の立場は、利潤率と賃金の間にプラスの関係を想定するものであった。しかし、組合交渉力が存在しないと考えられるブラ

(61) もちろん第9表と同じ組合せで回帰すればC10, FAなどの有意性は高まるが、SDN, C10, FAという有意性の順序は変わらない。

ジルの場合、このような関係を想定する必然的な理由はなかった。本章のモデルによれば、生産物市場ならびに労働市場における不完全性の程度が企業の独占的利潤を規定し、この利潤率と賃金の間にはマイナスの関係を期待するものであった。この利潤率の代理変数である売上純利益率(PFL)に関する推定結果をみてみると、有意性は認められないものの、符号条件はすべての職種で満たされている。したがって、少なくとも Kaldor 流の所説はブラジルにおいては妥当しないと言えそうである。ところで、売上純利益率に最も強く影響する要因を探るために、PFL の上に $V/N \cdot E$ 、NP、RDN を回帰させてみると、唯一⁽⁶²⁾ RDN がマイナスに有意であることがわかる。既にみたようにこの RDN は賃金を規定する最も有意な変数でもあった。したがって、RDN が労働市場における競争の程度を代理する変数であることを考慮すると、ブラジルの企業が支払う賃金または享受する利潤率は労働市場における不完全性の程度に最も強く規定されているということになる。また、RDN の係数推定値の符号は、労働市場が不完全であればあるほど賃金は低く、利潤率が高いことを意味し、このような労働市場の不完全性と賃金・利潤率との関係は、労働組合の交渉力が存在しないことと、労働市場の不完全性に直面する企業の利潤極大化行動により説明しうるとわれわれは考えるものである。

以上の推定結果を簡単に要約しておこう。産業の平均賃金に対し有意に推定された変数で最も貢献度の高いと考えられるものは、企業の支払能力を示す労働の限界生産物価値 ($V/N \cdot E$) と労働市場の不完全性を代理する雇用地域集中度 (RDN) であり、次いで生産物市場の不完全性を示す関税保護率 (NP)、生産物需要のシフトを代理する産出成長率 (GO) や職員比率 (NA/N) などが重要

(62) 推定結果は以下の如くであった。

$$\ln PFL = 7.3801^{**} + 0.0673 \ln V/N \cdot E - 0.2498 \ln NP - 0.8205^{**} \ln RDN$$

$$(3.8511) \quad (-0.4966) \quad (-1.1782) \quad (-2.6990)$$

$$\bar{R}^2 = 0.2382, \quad SE = 0.4149, \quad () : t \text{ 値}, \quad ** 1\% \text{水準で有意}$$

第12表 推定式(3): W/Ni

ln W/Ni	ln V/N*E	ln PEL	ln GO	ln M/Ni	ln NA/N	CONS	\bar{R}^2	SE	DF
ln W/N	0.2190*	-0.0925	0.7062*	0.3532	0.0841	-2.7623*	0.4143	0.2482	14
	(2.3165)	(-0.6731)	(1.8098)	(1.3211)	(0.3623)	(-1.9957)			
ln WA/NA	0.2063**	-0.0121	0.3742	0.0578		-0.1897	0.2215	0.2523	15
	(2.7001)	(-0.0872)	(1.0729)	(0.2169)		(-0.1382)			
ln WO/NO	0.1521*	-0.1341	0.6373*	0.4749*		-2.5899*	0.3239	0.2282	15
	(2.1947)	(-1.0710)	(2.0211)	(2.0310)		(-2.1031)			
ln WT/NT	0.1478*	-0.0992	0.1942	0.6692		-1.3922	0.0428	0.2571	15
	(1.8739)	(-0.7217)	(0.5461)	(0.5943)		(-0.2651)			

(注) 第8表に同じ。

であり、男子比率(M/N)の貢献度は比較的小さいものであった。また、付加価値生産性を通じて賃金に影響力をもつものとしては生産集中度(C10)と規模の経済性を示す雇用規模分布(SDN)が重要であり、外国企業比率(FA)と資本・労働比率(K/N)には特に有意性は認められなかった。生産物市場と労働市場の不完全性を同時に代理する利潤率としての売上利益率(PEL)は符号条件を満たすもののその有意性は認められなかった。また、各種の職種の賃金については、以上の変数が必ずしも同程度の影響力をもつものではなく、特にM/N、GOは生産労働者のみに対して有意であり、V/N*Eは技術者に対しては有意ではなく、逆にK/Nは技術者に対してのみ有意に推定されていた。しかし問題点としては、関税保護率NPはV/Nに対して高い有意性をもっていたのに対し、賃金に対しては符号条件を満たすもの高い有意性をもった変数としては計測されず、したがって、V/Nとは独立に賃金に影響するとされた生産物市場の不完全性を代理する変数として期待通りに推定されたとは必ずしもいえないことがあげられよう。

Ⅶ 結果の比較

さて本節では、まず、(1)で過去においてブラジルの製造業の賃金格差を分析した Lowinger[12]と da Cunha, et al. [5]の結果との比較、及び(2)で日本経済との若干の比較を試みてみよう。

(1) Lowinger[12]の研究は、1959年における製造業の賃金格差を回帰分析(18産業と57産業について)によって計測したものである。説明変数は(i)付加価値生産性、(ii)集中度、(iii)関税保護率、(iv)資本・労働比率、(v)賃金費用・付加価値比率であり、18産業における推定で有意な変数は関税保護率、集中度であり、57産業における推定では付加価値生産性、賃金費用・付加価値比率、関税保護率(いずれも有意性の高い順番)であった。Lowinger[12]における問題点には、①賃金決定理論が明確でなく、特に組合交渉力を無視しうると

しているにもかかわらず、集中度が賃金に影響するのはその価格転嫁能力と組合組織率・交渉力の対応関係にあるとする矛盾がある。⁽⁶³⁾②職種・属性構成の無視、③賃金費用・付加価値比率すなわち労働分配率を用い、注(44)で示したように賃金を賃金で説明するという無意味な操作を行なっている、などが存在するようである。しかし、以上の問題点を無視し本章の結果と比較すると関税保護率に関し興味ある事実がみつかるとする。1959年当時は関税保護率が非常に高い時期であり、Lowinger[12]においては関税保護率は非常に有意な変数として推定されていた。⁽⁶⁴⁾しかし、1964年からの自由化がかなり進展した1970年を対象とした本章では、わずかに第9表の⑤式でのみ有意な変数として計測されていた。このことは、自由化政策への転換が関税保護の賃金格差に対する影響力を低下させたことを可能とするであろう。しかし、依然として関税保護は付加価値生産性と有意な関係にあることには相違ないといえる。

da Cunha, et al.[5]は1970年における製造業について分散分析を用いてその賃金格差要因(産業と地域のプールに関し)を推定したものである。説明変数とパーセント表示によるそれぞれの説明力は、(i)年令構成(19%)、(ii)教育レベル(21%)、(iii)男子比率(7%)、(iv)生産労働者比率(10%)、(v)資本・労働比率(2%)、(vi)事業所当り労働者数(7%)、(vii)労働者一人当り粗利潤(9%)、(viii)地域間格差(29%)であった。分散分析の性格からしてもとより賃金決定理論は明確ではないが、彼らは Watchel & Betsey[26]らが強調したいわゆる人的資本にのっとったアプローチに基づき、労働者の属性(年令、教育レベル、男子比率)と産業特性(その他)とに区別した規定因のうち、特に前者を重視した議論を行なうものである。ところで、彼らの結果においては年令構成も説明力の高い変数として推定されている。しかし、このことから直ちにブラジルにおいても年功序列もしくは終身雇用制が妥当することを示す

(63) Lowinger [12] pp. 181 - 182.

(64) 関税保護率のt値は18産業の場合、3.75 ~ 4.42であった。

ものであるとはいえないであろう。なぜなら、彼ら自身も認めているように、⁽⁶⁵⁾労働者の属性は労働者の質・生産性と密接な関係にあるものであり、どのような雇用体系にあらうとも、労働生産性が賃金に対し有意な影響をもつ限り、労働者の属性も賃金に対し有意な影響力をもつと期待されるからである。彼らの推定においても、このことを考慮し、年令構成・教育レベルと労働生産性が賃金に対し独立には影響するものではないと予想されることより、労働生産性を反映する付加価値生産性などの変数は含まれていない。したがって、ブラジルにおける年令構成は、年功序列・終身雇用制を反映するものではなく、あくまでも労働生産性を反映するものと解すべきであろう。

いま、彼らの推定における労働者の属性（特に年令構成と教育レベル）を労働生産性を代理するものと読めば、本章の結果と非常に似かよっていることがわかる。本章における説明変数と対比させれば、付加価値生産性（ V/N ）と年令構成・教育レベルが対応し、雇用規模分布（SDN）と事業所当り労働者数、労働市場の不完全性（RDN）と地域間格差が対応し、職員比率（ NA/N ）の裏返しが生産労働者比率であるし、売上利益率（PFL）と労働者一人当たり利潤率が対応する。男子比率、資本・労働比率はそれ自身である。彼らの推定において特に説明力が高いのは地域間格差、年令構成・教育レベルであり、最も低いのは資本・労働比率であり、その他は中間の説明力をもっていた。したがって、本章の結果とおおよそ整合的であることがわかる。

(2) 日本経済においては既にみたように産業間の賃金格差を規定する要因として、付加価値生産性、組合交渉力、集中度、規模分布、男子比率、年令構成などが有力であるとされているが、本章でのブラジルに関するこれまでの分析により、以下の相違点が明らかとなった。制度的な相違点である労働組合の交渉力が存在せず、年功序列・終身雇用制が支配的でないという点が基本的には

(65) da Cunha, et al. [5] p. 135.

重要であるが、この点を除けば日本における規定因と共通するものが多く認められる。労働生産性、集中度、規模分布、男子比率などである。しかし、ブラジルにおけるもう一つの重要な規定因は労働市場の不完全性を代理するものとして考慮された地域間格差である。ブラジルにおいては労働市場の地域間統合が依然として未熟であり、かつ最低賃金法における地域間賃金格差の固定化が産業間の賃金格差に対する最大の要因といえるであろう。⁽⁶⁶⁾次に、関税保護構造と外国企業の役割も日本経済と根本的に異なる規定因として考慮されなければならないが、本章における推定に関する限りでは、期待通りに計測されたとはいえないものであった。

Ⅷ むすびにかえて

本章は 1970 年におけるブラジル製造業の産業間賃金格差について、その規定因を産業間クロス・セクション分析に基づき計測したものである。1970 年とはブラジルにおいて各種の賃金格差が最もピークに達した時期に属すると認められ、また大規模な工業センサスが実施された年でもあったことより推定の対象となったものである。産業間賃金格差の規定因を計量的に分析したものは既に日本経済に関して多くのすぐれた研究が続出しており、本章における方法論もこれら日本経済に関する研究のうち代表的と思われる 4 人の研究を批判的に検討することから導かれたものである。これらの検討においては、主として推定式の背後にある賃金決定理論が明確でなく、したがっていくつかの有意な影響力をもつと思われる説明変数に関し、異なる解釈の存在することが問題とされた。特に、市場支配力に関し、(i) 企業の支払能力に含まれる、(ii) 労働組合の影響力と分離できない、(iii) 価格転嫁能力を示し賃上要求に答えやすい、

(66) 日本経済においても当然地域間格差が存在するであろうが、産業間賃金格差の規定因として地域間賃金格差を考慮した研究はあまりみられず、その影響力は明らかでない。

などの解釈の差が生じることが指摘された。

ところで本章においては、ブラジルの賃金格差を規定する独自の要因として、

- ①制度的に労働組合の交渉力が認められないこと、
- ②外国企業の進出が著しく産業の特性に大きな影響力をもっていること、
- ③労働市場が統合されておらず地域間格差が甚だしいこと、
- ④関税保護が依然として高く、産業間で保護格差が存在すること、
- ⑤日本的な年功序列・終身雇用制が妥当しないこと、

などを重要視してきた。そして、これらのブラジルに独自と思われる要因のうち、特に①のブラジルにおいては労働組合の交渉力が認められないということをも前提条件として認めるならば、日本経済と共通する規定因についてもブラジルに独自であると思われるそれについても、これらの規定因を統一的に把握する賃金決定理論として、不完全な生産物市場・労働市場に直面する独占的企業の利潤極大化行動を想定するのが最も reasonable であることが明らかにされた。

したがって、本章では以上の賃金決定理論に基づき推定式と説明変数の特定化を行ない、これを計測した。日本経済に関する上の諸研究と基本的に相違する点は、(i)労働組合の交渉力を認めないので、日本では労働組合の交渉力と密接な関係があると考えられる説明変数が労働組合の影響力と完全に分離され、(ii)独占的企業の利潤極大化行動より、生産物市場・労働市場における競争の不完全性を示す変数は賃金とマイナスの関係にあり、(iii)付加価値生産性を規定する諸変数を、付加価値生産性とは独立に賃金を説明する変数としては考慮せず、推定においてこれら諸変数と付加価値生産性とを同時に説明変数として採用していないこと、などであった。推定結果は良好であり、上の賃金決定理論がブラジルに関しては、本章での分析における限りにおいて、ほぼ妥当することが確認された。ただ、生産物市場構造を代理するとして考慮された関税保護率に関しては、生産物市場の不完全性を經由して賃金に影響するののか、付加

価値生産性を經由して賃金に影響するのかは明確とはならなかったこと、両市場の不完全性を同時に代理するとして考慮された利潤率についての変数が、符号条件は満たしたものの有意な変数としては推定されなかったこと、などの問題が残るが、これらは今後の課題としたい。

もちろん、本章はブラジルという興味ある開発途上国の、賃金格差構造という多くの課題を提供する問題に対する第一歩にすぎない。また本章は限られたデータのなかでブラジル製造業の産業間賃金格差を計測したもので、今後さらに、データ面での改善や、より reasonable な賃金決定メカニズムの定式化などが必要である。しかしながら、本章で明らかとなった諸点を踏まえるならば、賃金格差の一つの形態である産業間賃金格差がブラジル経済の特性や工業化過程の特質を密接に反映していたことより、本章の分析が個人間所得分配問題に対する一つの有意義なアプローチたりうることが示唆されるであろう。

参 考 文 献

- [1] Bacha, E., "Issues and Evidence on Recent Brazilian Economic Growth," *World Development*, Vol. 5, No 1 & 2, Jan.—Feb. 1977.
- [2] Bacha, E. and L. Taylor. "Brazilian Income Distribution in the 1960s : ' Facts', Model Results and the Controversy," *Journal of Development Studies*, Vol. 14, No 3, April 1978.
- [3] Bowen, W. G., *The Wage—Price Issue : A Theoretical Analysis*, Princeton University Press, 1960.
- [4] Blumenthal, T., " The Effect of Socio—Economic Factors on Wage Differentials in Japanese Manufacturing Industries," 『季刊理論経済学』, 1966年9月。
- [5] da Cunha, P. V. and R. Bonelli, " Estrutura de salários industriais no Brasil : um estudo sobre a distribuição de salários médios em 1970," *Pesquisa Planejamento Econômico*, 8 (1), abr. 1978.
- [6] Erickson, K. P., *The Brazilian Corporative State and Working—*

- Class Politics*, University of California Press. 1977.
- [7] Garbarino, J. W., "A Theory of Inter-Industry Wage Variation," *Quarterly Journal of Economics*, LXIV, May 1950.
- [8] Kaldor, N., "Economic Growth and the Problem of Inflation -Part II," *Economica*, 26, Nov. 1959.
- [9] 木下宗七, 「市場構造と産業間賃金格差」, 『名古屋大学経済科学』, XXII - 3, 1975年。
- [10] Levinson, H. M., *Postwar Movement of Price and Wages in Manufacturing Industries*, Study Paper No 21, Study of Employment, Growth, and Price Levels, Joint Economic Committee, Washington: Government Printing Office, 1960.
- [11] Levinson, H. M., "Unionism, Concentration and Wage Changes: Toward a Unified Theory," *Industrial and Labor Relations Review*, XX, Jan. 1967.
- [12] Lowinger, T., "The Determinants of Inter-Industry Wage Differentials in Brazil's Manufacturing Industries," *Economia Internazionale*, Febbraio-Maggio, 1967.
- [13] Malan, P. S. and R. Bonelli, "The Brazilian Economy in the Seventies: Old and New Developments," *World Development*, Vol. 5, No 2, Jan.-Feb. 1977.
- [14] Masters, S. H., "An Inter-Industry Analysis of Wages and Plant Size," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LI, No 3, Aug. 1969.
- [15] Morley, S., M. Barbosa and M. C. C. de Souza, "Evidence on the International Labor Market during a Process of Rapid Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 6, 1979.
- [16] 西島章次, 「ブラジルの製造工業における代替弾力性の推定」, 『国民経済雑誌』, 第139巻, 第6号, 昭和54年6月。
- [17] 小野 旭, 『戦後日本の賃金決定』, 東洋経済新報社, 昭和48年。
- [18] Pastore, J., A. O. Haller, and H. Gomez-Buendia, "Wage Differentials in Sao Paulo's Labor Force," *Industrial Relations*, Vol. 14, No 3, Oct. 1975.
- [19] Reder, M. W., "Wage Differentials: Theory and Measurement," in *Aspect of Labor Economics*, Princeton University Press, 1962.
- [20] Robock, S. H., *Brazil: A Study in Development Progress*, Lexington

Books, 1975.

- [21] 佐野陽子, 『賃金決定の計量分析』, 東洋経済新報社, 昭和45年。
- [22] Segal, M., "The Relation between Union Wage Impact and Market Structure," *Quarterly Journal of Economics*, LXXVIII, Feb. 1964.
- [23] 新庄浩二, 「産業間賃金格差変動の分析: 昭和32年~47年製造業」, 『国民経済雑誌』, 第135巻, 第4号, 昭和52年4月。
- [24] Tachibanaki, T., "Wage Determinations in Japanese Manufacturing Industries—Structural Change and Wage Differentials," *International Economic Review*, Oct. 1975.
- [25] Tyler, W. G., *Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil*, Kieler Studien, 134, 1976.
- [26] Watchel, H. M. and C. Betsy, "Employment at Low Wages," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 54, No 2, May 1972.
- [27] Weiss, L. W., "Concentration and Labor Earnings," *American Economic Review*, Vol. LVI, Mar. 1966.

付表 データ

	W/N	WA/NA	WO/NO	WT/NT	V/N	C10	FA	K/N	SDN	NP	RDN	GO
	Cr. 1000	Cr. 1000	Cr. 1000	Cr. 1000	Cr. 1000	%	%	Cr. 1000	%	%	%	倍率
1	3.58	5.65	3.04	21.79	15.07	22.02	33.30	72.70	31.80	51.50	64.11	5.85
2	5.56	9.72	4.53	21.21	23.76	22.18	62.70	84.10	53.70	43.50	81.46	5.15
3	7.06	11.89	5.71	17.73	21.30	12.36	68.40	29.60	50.70	41.00	83.50	8.87
4	6.49	11.46	4.99	18.99	25.29	27.28	64.90	34.80	60.30	63.50	89.65	5.59
5	7.54	12.42	6.27	20.75	27.24	67.24	57.30	47.80	64.30	67.00	88.73	5.32
6	2.86	5.15	2.50	10.36	10.75	14.62	17.30	44.60	12.60	66.50	19.96	6.02
7	3.72	6.35	3.21	11.08	11.92	13.65	3.60	22.50	14.80	81.50	64.46	5.36
8	5.25	10.32	4.14	22.89	20.45	21.86	28.30	26.40	56.60	53.50	74.41	5.56
9	5.66	9.72	4.76	13.21	32.05	39.79	67.00	63.50	53.10	79.50	82.38	5.14
10	3.63	8.38	2.99	11.47	14.02	23.63	16.60	26.00	34.10	79.50	48.42	4.38
11	8.34	14.06	5.74	26.50	51.70	80.05	82.20	170.00	57.50	25.50	74.94	5.15
12	7.82	12.72	4.56	18.56	58.87	29.47	60.50	33.80	63.40	25.00	93.65	7.00
13	5.50	9.82	3.66	16.08	45.24	39.09	51.10	38.80	49.00	38.50	80.45	6.20
14	4.71	9.56	3.69	19.52	23.74	30.98	48.70	30.10	40.50	36.50	85.32	6.24
15	3.86	9.38	3.25	20.32	14.60	8.20	28.50	39.70	72.30	106.50	75.96	4.52
16	3.11	6.45	2.65	14.27	11.06	17.57	32.90	20.40	37.40	141.00	67.38	4.92
17	3.45	5.90	2.89	12.50	21.65	18.03	14.60	63.90	39.30	65.50	52.55	4.69
18	5.14	8.25	3.81	19.91	22.83	45.74	9.80	81.00	45.20	157.00	58.74	5.07
19	6.79	8.81	5.69	16.41	20.99	37.37	1.30	28.60	38.10	39.50	75.34	7.09
20	4.80	9.27	3.66	17.70	18.68	16.84	39.50	62.10	32.80	51.00	81.97	5.77

附表 データ

M/N1	M/N2	M/N3	PFL	NEP	NA/N	I/N	HP/N	CLE/N	PCM
%	%	%	%	×100	%	Cr. 1000	H. P.	Cr. 1000	%
91.50	91.46	98.64	9.76	88.20	85.20	31.44	7.96	21.61	32.70
94.50	94.35	99.10	13.37	59.70	86.90	24.86	8.79	20.65	22.60
97.40	97.29	99.01	11.31	49.40	86.40	21.16	3.68	5.69	23.90
73.90	72.66	98.17	11.61	67.70	86.20	26.95	5.63	5.38	26.60
96.10	96.00	91.06	8.85	86.00	86.00	38.82	5.39	8.31	22.90
97.30	97.25	99.38	46.50	55.00	88.00	15.50	4.81	7.44	23.30
95.30	95.29	96.00	10.21	17.60	85.70	7.94	2.58	3.03	23.00
80.10	79.92	98.77	10.49	133.40	85.30	37.31	12.51	19.79	21.70
87.80	87.55	97.96	15.01	65.10	85.70	31.03	6.13	13.77	33.60
88.50	88.37	97.51	13.37	129.10	90.30	12.92	5.13	6.19	20.80
91.80	91.56	96.90	9.00	81.20	78.70	61.37	13.83	32.24	27.50
48.10	45.91	79.44	10.55	119.20	67.50	22.53	2.98	5.85	50.30
67.60	66.63	93.96	9.24	106.80	75.70	22.79	3.61	7.48	35.70
76.20	75.82	98.68	11.61	40.50	86.60	32.48	3.73	7.79	30.80
52.20	51.88	87.54	12.27	43.10	92.20	20.30	3.95	6.47	21.70
41.80	41.46	86.29	3.38	136.50	89.20	7.60	1.34	1.73	20.50
83.30	83.13	96.99	6.25	59.30	84.20	23.35	6.72	13.12	18.00
92.70	92.57	99.09	15.15	94.00	74.50	40.43	4.93	11.04	27.60
86.60	86.27	94.21	8.77	53.10	76.00	15.51	2.76	3.42	27.50
69.80	69.16	94.24	12.39	48.00	85.00	16.50	7.02	18.67	30.10

第4章 資本と労働の代替弾力性の推定

I はじめに

第1章で明らかとしたように、1960年代のブラジル経済の工業化過程には、明確な階層別（個人間）所得分配の悪化を随伴していた。しかし、資本と労働の間の機能的所得分配に関しては確定的な答えを出す統計資料上の証拠は存在していない。ところで、資本と労働の機能的分配に対しては、新古典派経済学の限界生産力説による分配理論に基づけば、別個のデータからその分配率に関する情報を得ることが可能である。例えば、生産関数に含まれる分配パラメータを推定することによって、現実の分配率を推測することができる。Douglas〔21〕は、アメリカやその他多くの諸国で生産関数の分配パラメータの値が現実の分配率と非常によく一致することを明らかにしている。また、生産関数に含まれる資本と労働の間の代替弾力性は、分配率の変化の方向を決定するパラメータである。周知のように、代替弾力性が1の場合には分配率は変化せず、1より大か小かによって分配率の変化の方向が決定される。したがって、本章においてはこの代替弾力性の性質を利用し、製造業における代替弾力性の値を推定することによって、現実の機能的分配率の変化の問題に一つの情報を与えようとするものである。さらに、この代替弾力性は以下に述べるように雇用吸収の問題にも重要な情報を与えるパラメータでもある。

経済開発過程で直面する雇用吸収の不足の問題は、今日の開発途上諸国にとっての最重要問題の一つである。工業部門で生産が急速に拡大しているにもかかわらず、多くの場合その雇用成長率は増大する労働力を十分に吸収しえないものであった。⁽¹⁾例えばブラジルの場合、戦後の輸入代替期に工業部門の成長と

(1) Baer and Hervé〔5〕

ともに工業部門の労働者の総労働者に占めるシェアが低下したことが認められている⁽²⁾、また高度成長期においても1970年の人口センサスによれば依然として都市では約20%、農村では約60%の労働者が法定最低賃金以下の収入しか得ておらず、いわゆる偽装失業もしくは不完全就業の状態にあるとされている⁽³⁾。いうまでもなく、雇用の問題は所得分配問題の背後に存在する基本的要因の一つであり、既に第1章で言及されたように、1960年代の個人間所得分配の悪化がとくに都市の労働者階層の分配シェアの低下に対応していることを考慮すると、工業部門の雇用吸収能力はブラジル経済にとってとりわけ重要である。

ところで、工業部門の雇用吸収能力の不足については多くの要因が考慮されるが、ラテン・アメリカ諸国に関しては、“構造派”と“市場派”の二つの議論が存在する⁽⁴⁾。両派ともに生産技術における資本集約的偏向を強調するものであるが、それをもたらす要因については異なる立場をとっている⁽⁵⁾。構造派の議論は、開発途上国の現地企業にとっての利用可能な技術が、先進国で開発された先進国の要素賦存比率に適合したものであるにすぎないこと、また、外国系企業も本国での技術をそっくり移転させる傾向にあることを主張する。したがって、実現される技術は資本集約的偏向をもち、中間技術の開発も困難であることから、途上国の要素賦存比率に適合せず、雇用吸収は不十分となる。この構造派の主張には明らかに、資本と労働の間の代替性が存在しないか、もしくは、極めて小さいことが前提条件として必要である。他方、市場派の議論は資本と労働の間の代替性を認めるものであり、生産技術の選択には要素価格比率が重要であることを強調するものである。したがって、生産要素市場に労働

(2) Tyler (19), p. 93.

(3) Robock (16), p.136.

(4) Baer [4]

(5) 両派の議論は最近の雇用と所得分配に関するいわゆる appropriate technology の議論の先駆となっている。この議論については White (20) が広範なサーベイをおこなっている。

の価格が相対的に高く、資本の価格が相対的に低くなるようなディスティーションが存在すれば、生産技術の資本集約的偏向が生じることとなる。ラテン・アメリカの工業化においては、一般的に、投資を促進するために資本市場に政策的介入がなされてきたし、一方、労働者に対しては歴史的に社会保障制度が整備されており、資本の価格は相対的に安く、労働の価格は相対的に高くなっているとされる⁽⁶⁾。したがって、企業は競争的要素市場で決定される要素価格比率からの乖離に応じて、より資本集約的技術を選択することになり、現地の要素賦存比率に適さないものとなる。しかし、この市場派の主張には、明らかに構造派とは逆に、資本と労働の間の代替性が十分に大きいことが前提条件として必要である。

以上の構造派と市場派の論争に一つの解答を与えようとするならば、生産技術（資本・労働比率）の選択において要素価格比率がどれほどの重要性をもっているかを実証するのが妥当であろう⁽⁷⁾。したがって、この問題に対する一つの実証としても、資本と労働の間の代替弾力性を推定することは有効である。なお、推定は1973年におけるブラジルの製造工業に関する地域間におけるクロス・セクション分析である⁽⁸⁾⁽⁹⁾。

(6) 要素市場の政策的ディスティーションについてブラジルの例でみると、資本市場においては、都市銀行の貸付利率は少なくとも1959年から1966年まで、また、ブラジル銀行のそれは1956年から1967年までそれぞれの実質値は負であった（Syvrud [18] p. 101）。さらに、為替レートの過大評価・差別的関税による輸入資本財に対する優遇、新投資への税制上の優遇、などの政策的介入が実施されてきた。労働市場（都市の工業部門）においては、最低賃金法、クリスマス・ボーナス、有給休暇制、福祉厚生、ヴァルガス以来の社会保障の整備などが挙げられる。

(7) Tyler [19] 参照。

(8) 1964年以降のブラジルは、市場諸力を重視する方向に経済政策が転換し、特にインフレ抑制のために実質最低賃金は傾向的低下を示している。しかし、依然として賃金は労働の社会的機会費用を上回っているであろう。労働の機会費用の正しい値を知ることが困難であるが、農村での平均賃金で代理させると、1973年6月には、サンパウロ州以外の農村での平均賃金はサンパウロ市の最低賃金の65%にすぎなかったと観察されている（Bacha [2] p. 55）。

(9) 推定にあたり、太田 [15] の研究から非常に多くの示唆を得ている。

II データについて

使用された統計資料は、IBGE（ブラジル地理統計院）の、①工業センサス *Pesquisa Industrial—1973, Brasil*. ② *Anuário Estatístico do Brasil—1973*, ③ *Censo Industrial—1970* の各州版，である。このうち，推定には，年間生産額15万クルゼイロ以上または5人以上の従業員を有する事業所に関するデータが用いられた。現在ブラジルには27の連邦州（準州を含む）が存在するが，

第 1 表

産業番号	産 業 名	観 察 数
0	全 産 業	25
1	非 金 属	23
2	金 属	20
3	一 般 機 械	13
4	電 気・通 信 機 器	11
5	輸 送 用 機 器	15
6	木 材・木 製 品	24
7	家 具	18
8	紙・パ ル プ	12
9	ゴ ム 製 品	17
10	な め し 皮・革 製 品	16
11	化 学	18
12	薬	10
13	香 料・石 け ん	13
14	プ ラ ス チ ッ ク	11
15	織 維	19
16	衣 類・そ の 他	18
17	食 品	25
18	飲 料	22
19	タ バ コ	8
20	印 刷・出 版 物	24
21	雑 貨	15

すべての州ですべての産業が存在するとは限らないので(特に Fernando de Noronha と Rondonia ではすべての産業でデータが記載されていない), 最大限25個の観察数が得られる。産業分類は21個の中分類であり, 本章では1から21の産業番号が付せられ, 全産業にアグリゲートされたものには0の産業番号が付せられている。⁽¹⁰⁾ 各産業, 各州について以下のデータが利用しうる。資料①より, (1)付加価値 (V), (2)従業者数 (L), (3)賃金支払額 (W), (4)燃料・電力消費量 (K), (5)一人当り賃金率 (w), 資料②より, (6)法定最低賃金率 (w^*), 資料③より, (7)企業規模分布 (X) が求まる。⁽¹¹⁾ 賃金支払額に

(10) センサスに掲載されている全産業という項目においては, 個別産業とはデータの記載基準が異なるためであろうか, 観察数は22個にすぎなかった。したがってここでは, 各州ごとに個別産業を総和したものをデータとした。

(11) 1973年のセンサスには必要なデータが記載されていないので1970年のセンサスを利用した。

は現金給与以外の報酬も含まれる。燃料・電力消費は、資本データが人手できないので Daniel〔7〕に従い資本フローの代理としたものである。法定最低賃金率は年額に換算したものであり、企業規模分布は年生産額 500 万クルゼイロ以上の企業の総生産額に占める割合である。一人当たり賃金率は $w = W/L$ で求めた。それぞれの単位は、 V, W, K, w, w^* が Cr.1000, L が人, X は%である。なお、1970 年に関する資料③より推定に必要なデータが得られるが、1973 年の推定がなされたのは、1970 年の稼働率が 88%, 1973 年のそれが 98% であったとされることによる。⁽¹²⁾

Ⅲ 代替弾力性の推定

資本と労働の間の代替弾力性の推定には、生産関数を直接的にか、もしくはその近似関数によって推定する場合と、市場の完全競争を仮定し、企業の利潤極大化行動より導出される式（労働の限界生産力＝賃金率）を利用してなされる間接的方法とが考えられる。本章では、(1)CES関数とVES関数の近似関数による推定と、(2)CES関数の間接的推定を順次おこなうことにする。

(1) 近似関数による推定

CES関数は、

$$V = r[\delta K^{-\rho} + (1-\delta)L^{-\rho}]^{-\mu/\rho} \quad (\rho \geq -1, r \geq 0, 0 \leq \delta \leq 1)$$

と表現される。 r, δ, ρ, μ はそれぞれ技術水準、分配、代替、規模の経済性を表わすパラメータである。資本と労働の間の代替弾力性は $\sigma = 1/(1+\rho)$ である。CES関数においては、代替を表わすパラメータ ρ は複雑な非線型の形が入っており、直接的に推定することは困難である。しかし、何らかの近似をほどこすことにより $\hat{\rho}$ ($\hat{\cdot}$ は以後推定された値を示す) を得、これより $\hat{\sigma}$ を得る

(12) Bacha〔2〕p.49 参照。また、全般的に観察数が少ないために、1973年のデータと、1970年のデータをプールのことを考えたが、両年間の稼働率が大きく異なるためにこれを断念した。

ことが可能となる。Kmenta〔8〕は、CES関数を以下のように近似した。
CES関数を $\rho = 0$ の近傍でテイラー展開すると次の近似式を得る。

$$\ln(V/L) = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln(K/L) + a_3 (\ln K - \ln L)^2$$

ただし、 $a_1 = \mu$, $a_2 = \mu(1 - \delta)$, $a_3 = -\frac{1}{2} \rho \mu \delta (1 - \delta)$

第 2 表

産業	Kmenta 近似 t 値	translog 関数 F 値 (自由度)
0	-0.5903	1.0782 (3, 16)
1	0.7345	0.1822 (3, 17)
2	1.6230	13.9964** (3, 14)
3	1.1089	2.8111 (3, 7)
4	-0.9307	1.5020 (3, 5)
5	-0.1826	0.1027 (3, 9)
6	-0.7431	2.3273 (3, 18)
7	-0.0186	1.3508 (3, 12)
8	-4.4953**	16.1288** (3, 18)
9	0.7839	0.5899 (3, 11)
10	-1.5392	1.9473 (3, 10)
11	-0.0189	0.5048 (3, 14)
12	-0.0713	0.0523 (3, 4)
13	-1.1560	0.5900 (3, 9)
14	-0.8233	1.0698 (3, 5)
15	-0.0161	0.0433 (3, 13)
16	0.2630	0.1964 (3, 12)
17	-1.5777	1.6029 (3, 19)
18	-0.3824	0.1486 (3, 16)
19	0.8401	0.7939 (3, 4)
20	2.6265*	0.5669 (3, 18)
21	0.1597	0.0544 (3, 9)

しかし、Kmenta 近似は形式的には代替弾力性一定を前提としないVES関数の近似と識別できない。⁽¹³⁾したがって、Kmenta 近似で推定された ρ のなかには、注(13)でみたVES関数のパラメータ m が含まれているかもしれない。したがって、ここでは $\hat{\sigma}$ 自体を求めることはせず、 $\sigma = 1$ という仮説を検定するにとどめよう。 $\sigma = 1$ という仮説は $\rho = 0$ より、 $a_3 = 0$ という仮定に他ならない。
更に、 $\sigma = 1$ の仮説検定として、もう一つのVES

$a_3 = 0, b_{31} = b_{32} = b_{33} = 0$ という帰無仮説に対する有意水準 (*: 5%, **: 1%)

(13) Lu and Fletcher (11) が示したVES関数、 $V = r[\delta K^{-\rho} + (1 - \delta)K^{-m\rho} L^{\rho(m-1)}]^{-1/\rho}$ を $\rho = 0$ の近傍でテイラー展開すると、

$$\ln(V/L) = b_0 + b_1 \ln L + b_2 \ln(K/L) + b_3 (\ln K - \ln L)^2$$

$$b_1 = \mu - 1, b_2 = \mu[\delta + m(1 - \delta)], b_3 = -(1/2) \mu \rho (m - 1)^2 \delta (1 - \delta)$$

となり、Kmenta 近似と識別できない。したがって、Kmenta 近似はCES関数の近似というより、より一般的な生産関数の近似であるといえる。

関数の近似である translog 関数の推定を行なおう。translog 関数は以下の⁽¹⁴⁾ように表現される。

$$\begin{aligned} \ln(V/L) = & b_0 + b_1 \ln(K/L) + b_2 \ln L + b_3 (\ln K)^2 \\ & - b_{32} (\ln K \cdot \ln L) + b_{33} (\ln L)^2 \end{aligned}$$

$\sigma = 1$ という仮説は、 $b_{31} = b_{32} = b_{33} = 0$ という仮説にほかならない。よって、ここでは分散分析による F 検定がなされる。第2表には、Kmenta 近似関数の係数推定値 \hat{a}_3 の t 値と、translog 関数の分散分析における F 値のみが記載されている。いずれの場合も、帰無仮説が5%水準で棄却されるのは2個の産業にすぎない。したがって、以上の近似関数を前提とする限り、 $\sigma = 1$ という仮説と代替弾力性一定という仮説は形式的には棄却されない。

しかし、以上の近似関数による推定は、市場の限界条件を必要としないというメリットを有しているが、資本データが必要である。ブラジルのように、資本データが入手できず、代理変数を用いなければならない場合には、その代理変数の妥当性が確かめられない限り、説得的な推定とはなりえないかもしれない。以下では、資本データを必要としないCES関数の間接的推定によって代替弾力性を推定してみよう。なお、VES関数の場合は市場条件を用いる場合でも資本データが必要であり、ここでは省略した。

(2) CES 関数による間接的推定

生産物市場と労働市場に完全競争を前提すると、企業の利潤極大化行動から、労働の限界生産力＝賃金率が成立する。この市場の限界条件を用いると、規模に関し収穫一定のCES関数より以下の式が導出される。⁽¹⁵⁾

(14) Christensen, Jorgenson and Lau [6] 参照。

(15) この推定式は、Arrow, et al. [1] 以来その簡便さゆえに広く代替弾力性の推定に利用されてきたが、多くの批判も輩出されてきた。新古典的生産関数自体への批判（同質的生産要素・putty-puttyな資本）、利潤極大化行動・競争的市場の仮定への批判、代替弾力性一定、収穫不変、技術水準無視の仮定への批判、長期・短期の区別の問題などである。これら批判については、Nerlove [14]、Morawetz [13] を参照されたい。本章では後に、これらの批判を考慮したいいくつかの推定がなされるであろう。

$$\ln(V/L) = a_0 + a_1 \ln w$$

$$\text{ただし, } a_1 = 1/(1+\rho) = \sigma$$

推定結果は第3表に示されている。 $\sigma = 1$ という帰無仮説の検定をおこなうと、有意に1より離れているのは5%水準で産業11, 18, 19の3個であり、1%水準では産業19のみである。したがって、CES関数による間接的方法で代替弾力性の推定をおこなった場合、規模に関して収穫一定を仮定すれば、ほぼ $\sigma = 1$ という仮説は棄却されないことになる。全産業の $\hat{\sigma}$ は0.8665であり、個別産業の算術平均は1.0193であり、各産業の付加価値額による加重平均は0.8701であった。全産業の $\hat{\sigma}$ がアグリゲーションによるバイヤスを有意に持っているかどうかはLovell〔10〕のテストで明らかになる。全産業の $\hat{\sigma}$ と個別産業の $\hat{\sigma}$ の平均(算術平均もしくは加重平均)の差は、全産業の $\hat{\sigma}$ の標準偏差の2倍以上には離れていない。この意味で有意なバイヤスはない。

IV バイヤスの除去

しかし、(1)式による推定には、misspecificationによるバイヤスが含まれているかもしれない。従属変数 $\ln(V/L)$ の変動が $\ln w$ 以外の説明変数に依存しているとすれば、誤差項はその他の説明変数に応じて変動するであろう。したがって、残差にsystematic partが存在すればspecificationの誤りによるバイヤスが存在すると考えられる。そこで、残差を定数と $\ln(V/L)$ の上に回帰させ、残差にsystematic partが存在するかどうかを調べた。⁽¹⁶⁾

$$u = \alpha + \beta \ln(V/L) \quad (2)$$

このバイヤス・テストの結果は第3表に示されている。22個の産業分類中、全産業と10個の産業において係数は正で有意であった。従って約半数の産業で有意にバイヤスが生じていることがわかる。以下、misspecificationによるバイヤスをもたらした要因として、以下の三つの要因を検討する。①規模の経

(16) 太田〔15〕p. 59 参照。

第 3 表

	$\ln(V/L)$ $a_0, a_1, \ln w$		$\frac{u}{\beta} \frac{\alpha}{\beta} \ln(V/L)$		$\ln(V/L)$ $b_0, b_1, \ln w, b_2, \ln V$			$\ln(V/L)$ $c_0, c_1, \ln w$			
	$\hat{a}_1 (\sigma)$	\bar{R}^2	$\hat{\beta}$	\bar{R}^2	$\hat{b}_1 (\sigma)$	\hat{b}_2	\bar{R}^2	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\bar{R}^2	$\hat{\sigma}$
0	0.8665 (0.1720)	0.4937	0.4981** (0.0900)	0.5368	0.8208 (0.1722)	0.0357 (0.0261)	0.5114	0.7807 (0.1707)	0.0436 (0.0238)	0.5391	0.7481
1	1.0070 (0.1303)	0.7274	0.0990 (0.1089)	0.0079	0.9851 (0.1698)	0.0065 (0.0312)	0.7144	1.0373 (0.1519)	-0.0127 (0.0308)	0.7162	1.0506
2	0.7007 (0.1786)	0.4309	0.4338** (0.1168)	0.2467	0.2704** (0.1845)	0.2715** (0.0764)	0.6543	0.2590 (0.2730)	0.1022* (0.0480)	0.5151	0.2350
3	0.9030 (0.1843)	0.6577	0.3094 (0.1532)	0.2467	0.8062 (0.2342)	0.0209 (0.0296)	0.6412	0.8575 (0.2239)	0.0121 (0.0308)	0.6292	0.8472
4	1.1254 (0.1802)	0.7916	0.1812 (0.1285)	0.0898	0.9090 (0.3014)	0.0397 (0.0441)	0.7872	1.0212 (0.2769)	0.0241 (0.0470)	0.7730	0.9972
5	0.9353 (0.2307)	0.5245	0.2841* (0.1261)	0.2254	0.2201* (0.2775)	0.1355** (0.0410)	0.7303	0.3868 (0.3052)	0.1263* (0.0534)	0.6486	0.3434
6	1.0691 (0.1762)	0.6089	0.2152* (0.0954)	0.1796	0.8443 (0.1311)	0.1074** (0.0218)	0.8099	0.9601 (0.1395)	0.1064** (0.0270)	0.7645	0.8678
7	0.7461 (0.1430)	0.6066	0.2793* (0.1121)	0.2345	0.5103** (0.1508)	0.0531* (0.0200)	0.7144	0.5647 (0.1522)	0.0491* (0.0222)	0.6837	0.5383
8	0.9249 (0.1421)	0.7899	0.1848 (0.1227)	0.1034	0.8917 (0.1498)	0.0241 (0.0289)	0.7832	0.9173 (0.1480)	0.0166 (0.0301)	0.7742	0.9023
9	1.0876 (0.2596)	0.5084	0.4609** (0.1287)	0.4248	0.9544 (0.3363)	0.0295 (0.0458)	0.4884	1.0902 (0.3137)	-0.0007 (0.0449)	0.4733	1.0909
10	0.7193 (0.2853)	0.2631	0.1288 (0.1297)	0.5923	0.1545* (0.3824)	0.0095 (0.0047)	0.3940	0.3686 (0.4051)	0.0068 (0.0057)	0.2858	0.3661
11	0.6108* (0.1571)	0.4538	0.4841** (0.1249)	0.4521	0.2493** (0.2328)	0.1068 (0.0539)	0.5383	0.4398 (0.2375)	0.0616 (0.0640)	0.4513	0.4143
12	0.9038 (0.1811)	0.7265	0.2339 (0.1497)	0.1381	0.7291 (0.2062)	0.2510 (0.1697)	0.7619	0.7605 (0.3488)	0.0560 (0.1143)	0.6918	0.7202
13	0.8675 (0.1864)	0.6325	0.3334* (0.1423)	0.2724	0.5749* (0.1863)	0.0776 (0.0699)	0.6401	0.6731 (0.2343)	0.2174 (0.1668)	0.6545	0.5529
14	0.8746 (0.1909)	0.6665	0.2685 (0.1477)	0.1873	0.9661 (0.2694)	-0.0281 (0.0556)	0.6365	0.9928 (0.2273)	-0.0497 (0.0514)	0.6641	1.0447
15	1.1627 (0.3021)	0.4342	0.3665** (0.1169)	0.3296	1.3362 (0.3064)	-0.0936 (0.0567)	0.4864	1.2478 (0.2595)	0.1233* (0.0454)	0.5885	1.4233
16	0.6925 (0.3047)	0.1969	0.6927** (0.1152)	0.6739	0.3409** (0.1243)	0.2092** (0.0220)	0.8782	0.5895 (0.1555)	0.2843** (0.0415)	0.7927	0.4590
17	1.2234 (0.2347)	0.5217	0.3813** (0.1015)	0.3531	0.9940 (0.2240)	0.0613* (0.0225)	0.6260	1.0922 (0.2288)	0.0520* (0.0241)	0.5807	1.0382
18	1.2991* (0.1209)	0.8449	0.0797 (0.0605)	0.0338	0.8847 (0.2442)	0.1565 (0.0794)	0.8632	1.2912 (0.1881)	0.0059 (0.0978)	0.8930	1.2836
19	1.3886** (0.1008)	0.9643	0.0192 (0.0558)	-0.1441	1.5297** (0.1401)	-0.0748 (0.0549)	0.9687	1.4575 (0.2518)	-0.0382 (0.1258)	0.9579	1.5153
20	1.0686 (0.0872)	0.8663	0.1222 (0.0975)	0.0826	1.1054 (0.1487)	-0.0210 (0.0679)	0.8606	1.1294 (0.0934)	-0.0917 (0.0596)	0.8741	1.2434
21	1.2283 (0.1526)	0.8201	0.1657 (0.1031)	0.1016	1.0765 (0.2176)	0.0591 (0.0603)	0.8195	1.0903 (0.3513)	0.0217 (0.0494)	0.8081	1.0671

() : 標準偏差
 \bar{R}^2 : 自由度修正決定係数 { * : 5%水準 } で有意比 { $\frac{a_1 - 1}{\beta} - 1, \frac{b_1 - 1}{0}, \frac{c_1 - 1}{0} \}$ より離れる
 { ** : 1%水準 }

済性, ②地域間の技術水準の差, ③労働市場における競争の不完全性である。

(1) 規模の経済性 (または不経済性)

規模に関し収穫一定の仮定をはずし, CES関数に市場の限界条件を用いると以下の二つの式が求められる。

$$\ln(V/L) = b_0 + b_1 \ln w + b_2 \ln V \quad (3)$$

ただし, $b_1 = 1/(1+\rho) = \sigma$, $b_2 = -\rho(1-\mu)/(1+\rho)\mu$

$$\ln(V/L) = c_0 + c_1 \ln w + c_2 \ln L \quad (4)$$

ただし, $c_1 = \mu/(\mu+\rho)$, $c_2 = -\rho(1-\mu)/(\mu+\rho)$

規模の経済が存在するのであれば, これらの式が正しい推定式である。規模の経済が存在するにもかかわらず, 収穫一定を仮定 ($\mu=1$) した(1)式で推定すれば, 生産規模に関する変数 ($\ln V, \ln L$) が説明変数としてではなく誤差項に入れられることになる。したがって, 賃金率と生産規模に相関関係があれば, 賃金率と誤差項は相関をもちバイヤスが生じることになる。

(3)式, (4)式の結果は第3表に示してある。 \hat{b}_2, \hat{c}_2 より規模の経済性が認められるのは, 5%の有意水準で, (3)式, (4)式共通の6つの産業と(4)式の産業15である。これらの産業はすべて, (2)式のバイヤス・テストで有意であった産業に含まれており, 決定係数も全ての産業で高くなっている。したがって, 規模の経済性を無視することはバイヤス要因として重要であり, これを推定式に加えることによって残差の systematic part がある程度除去されることがわかる。次に, 規模の経済性を認めることにより, 代替弾力性の推定値 \hat{b}_1 が収穫一定を仮定した場合の推定値 \hat{a}_1 と有意な差が生じるかどうかをみてみよう。ここでは, 二つの推定値の差がそれぞれの標準偏差の和より大きければ二つの推定値に有意な差があると⁽¹⁷⁾する。(3)式に関してみれば, 有意な差が生じるのは, 産業2, 5, 18にすぎない。しかし, (3)式では規模に関する変数を含めたことの影響に

(17) 太田 [15] p.57 参照。

より、 \hat{b}_1 が1より有意に離れるのは5%の有意水準で計8個の産業に増加している。その内、7個の産業で $\hat{\sigma}$ は1より有意に小さい。(4)式については、代替弾力性が1より有意に離れているかどうかをみるには、 $\hat{\sigma} = \hat{c}_1 / (1 + \hat{c}_2)$ によって求めた $\hat{\sigma}$ の分散を求めなくては直接的には検定できない。そこで、(4)式で求めた $\hat{\sigma}$ と(3)式の推定値 \hat{b}_1 に有意な差があるかどうか調べてみよう。一つの近似として、それぞれの推定値の差が \hat{b}_1 の標準偏差を2倍したものより大きければ、2つの推定値に有意な差があると考えよう。この検定によると、すべての産業で有意な差がなく、規模に関する変数は V でも L でも有意な差が生じないことになる。

以上のように、規模に関し収穫一定の仮定をはずすことにより、 $\sigma = 1$ という仮説は22個の産業分類の内8個の産業で棄却されることになり、収穫一定の仮定はいくつかの産業で $\hat{\sigma}$ に有意なバイヤスを持つことがわかった。しかし、依然として産業全体としては $\sigma = 1$ という仮説は棄却されないであろう。全産業0の代替弾力性 \hat{b}_1 は1より有意に離れていない。この \hat{b}_1 (0.8208)が、個別産業の \hat{b}_1 の算術平均(0.7777)・加重平均(0.7497)より有意に離れていないことはLovellのテストより明らかで、アグリケーションによる有意なバイヤスも持たない。

(2) 技術水準の差によるバイヤス

市場の限界条件を利用した、規模に関して収穫一定のCES関数より導出された推定式は以下のようであった。

$$\ln(V/L) = a_0 + a_1 \ln w \quad (5)$$

ただし、 $a_0 = -\sigma \ln(1-\delta) + (1-\sigma) \ln r$, $a_1 = \sigma$

この推定式においては、技術水準 r は各地域において同一でかつ constant であると仮定されるか、または $\ln w$ とは独立であるとして r は定数項に入れられていた。しかし、技術水準に地域ごとの差があり、技術水準と賃金率に相関が存在すれば、上の推定式にはバイヤスが生じることになる。地域間での技

術水準の差は、地域間での労働の質の差、機械設備の差によって生じるであろう。これらの差による技術水準の差が賃金率の差に何らかの形で反映されるならば、技術水準と賃金率に相関が存在しバイヤスが生じることになる。

技術水準の差を無視することによるバイヤスは以下のように生じる。(5)式は、

$$\ln(V/L) = b_0 + \sigma \ln(w \cdot r^\rho)$$

ただし、 $b_0 = -\sigma \ln(1-\delta)$

と書き直せる。これより明らかに、 r^ρ を無視した推定値は正しい推定値より、 $r^\rho > 1$ のとき過大評価され、 $r^\rho < 1$ のとき過小評価される。したがって、 $0 < r < 1$ の場合には、 $\sigma > 1$ ($\rho < 0$) のとき $r^\rho > 1$ であり、 $\sigma < 1$ ($\rho > 0$) のとき $r^\rho < 1$ であるから、 r^ρ を無視した推定値は1から遠ざかるバイヤスをもつ。逆に $r > 1$ の場合には1に近づくバイヤスをもつ。

Lucas [12]、Sveikaukas [17] は技術水準の差を無視したことに基づくバイヤスに対し、修正した推定値 \hat{s} を求める方法を示している。Sveikaukas によると、バイヤスを除去した推定値 \hat{s} は、

$$\hat{s} = (\hat{g} - \hat{f}) / (1 - \hat{f}) \quad (6)$$

ただし、 \hat{g} : (1)式の推定値

\hat{f} : $\ln r = a + f \ln w$ の推定値

より求まる。 r のデータは、⁽¹⁸⁾技術進歩率の計測でよく利用される残差法に従うことにする。 $\ln V = a + b \ln K + c \ln L$ という式を推定し、 $a +$ 残差を r の代理とした。⁽¹⁹⁾これを $\ln r = a + f \ln w$ で推定し \hat{f} を求め、(6)式より \hat{s} を求めた。結果は第4表に示されている。 \hat{f} で有意なものは、全産業0と他7個の産業で

(18) Sveikaukas では、 r のデータは

$$r = (V/L) \{ \delta (K/L)^{-\rho} + (1-\delta) \}^{1/\rho}$$

で得るとされている。しかし、この方法には ρ 情報が必要である。当然のことながら (1)式で求めた ρ を使うのは無意味である。Sveikaukas は ρ にいくつかの仮説値を与え、分散共分散分析を行っている。

(19) 太田 [15] p. 61 参照。なお、 K のデータは燃料・電力消費量を代理変数として用いている。

第 4 表

	\hat{f}	\hat{a}_1	\hat{s}		\hat{f}	\hat{a}_1	\hat{s}
0	0.3093** (0.1042)	0.8665 (0.1720)	0.8067	11	0.2381* (0.0996)	0.6108 (0.1571)	0.4892*
1	0.1760 (0.2753)	1.0070 (0.1303)	1.0085	12	0.1979 (0.2088)	0.9038 (0.1811)	0.8801
2	0.0645 (0.1561)	0.7007 (0.1786)	0.6801	13	0.5419* (0.2088)	0.8675 (0.1864)	0.7108
3	0.1217 (0.1641)	0.9030 (0.1843)	0.8896	14	0.3307 (0.2426)	0.8746 (0.1909)	0.8126
4	0.3102 (0.2262)	1.1254 (0.1802)	1.1818	15	0.1341 (0.1775)	1.1627 (0.3021)	1.1880
5	0.1995 (0.1748)	0.9353 (0.2307)	0.9192	16	0.4460 (0.3123)	0.6925 (0.3047)	0.4449
6	0.9319** (0.1343)	1.0690 (0.1762)	2.0132**	17	0.4143* (0.1882)	1.2234 (0.2347)	1.3814
7	0.3908* (0.1379)	0.7460 (0.1430)	0.5831*	18	0.1610 (0.1044)	1.2991 (0.1209)	1.3565**
8	0.6392** (0.1429)	0.9249 (0.1421)	0.7919	19	0.1841 (0.2192)	1.3886 (0.1008)	1.4763*
9	0.1286 (0.2559)	1.0876 (0.2596)	1.1005	20	0.4930 (0.2052)	1.0686 (0.0872)	1.1353
10	0.3408* (0.1534)	0.7193 (0.2853)	0.5742	21	0.2097 (0.1863)	1.2283 (0.1526)	1.2889

(): 標準偏差 { * : 5%水準 } で有意に $\left\{ \begin{matrix} f = 0 \\ s = 1 \end{matrix} \right\}$ より離れる
 ** : 1%水準

あった。この内、産業8以外のものが(2)式のバイヤス・テストで有意であった産業に含まれている⁽²⁰⁾。したがって、技術水準の差を無視することが、(1)式のバイヤスの一つの要因であったことがわかる。 $\hat{\sigma}$ と \hat{s} に有意な差があるもの ($\hat{\sigma}$ と \hat{s} の差が $\hat{\sigma}$ の標準偏差の2倍以上離れているもの) は産業6のみであり、地域間の技術水準の差を無視したことによって生じたバイヤスを除去しても $\hat{\sigma}$ の推定値とはほとんど差が生じないことがわかる。したがって、技術水準の差自体 $\hat{\sigma}$

(20) 産業8は近似関数による仮説検定で最も有意に1より離れる産業であった。

にとっては重要ではないかもしれない。しかし、 \hat{s} で1より有意に離れているものは($\hat{\sigma}$ の標準偏差を近似として用いる)、5%の有意水準で5個の産業に増加し、この内3個が1より有意に大きく、2個が1より有意に小さい。しかし、ここでも産業全体としては、全産業0にみるように $\sigma = 1$ という仮説は棄却されない。個別産業の算術平均0.9955、加重平均0.9103ともに全産業0の $\hat{\sigma}$ 0.8283と有意に離れておらず、アグリゲーションによるバイヤスも有意でない。

(3) 労働市場の競争の不完全性

労働の限界生産力=賃金率という限界条件が成立するためには、生産物市場・労働市場における完全競争と企業の利潤極大化行動の仮定が必要である。いま、生産物市場における完全競争は認めて、労働市場における競争が不完全であるとすると、企業は以下の限界条件が成立する点で利潤を極大化する。いま、利潤(π)を $\pi = V - wL$ とすると、利潤極大化より、

$$\partial V/\partial L = w(1+1/e), \quad \text{ただし、} e = (\partial L/\partial w) \cdot (w/L)$$

が成立する。労働市場が完全競争にあれば労働供給の弾力性は無限大であるから $\partial V/\partial L = w$ が成立する。ところで、労働市場での競争の不完全性を認めると、CES関数は、

$$\ln(V/L) = a_0 + \sigma \ln w + \sigma \ln(1+1/e)$$

となる。したがって、労働市場の競争が不完全であるにもかかわらず完全競争を仮定した推定式(1)は、 $\ln(1+1/e)$ を誤差項に含めることにほかならない。労働市場の競争が不完全であれば、 $\ln(1+1/e) > 0$ であり、市場の不完全性と賃金率に相関があれば $\ln w$ と誤差項は相関をもち、(1)式の推定にはバイヤスが含まれることになる。

さて、各産業、各地域の労働の供給弾力性を知ることは困難なので、労働市場の不完全性を表わす代理変数が必要となる。通常、賃金決定に関する実証分析などでは、労働市場における競争の不完全性を表わすものとして労働組合組織率が最も頻繁に使用されているが、第3章で言及されたように、ブラジルの

場合制度的理由から労働組合の賃金決定への影響力は認められず、代理変数としては不適当である。したがって、以下の二つの代理変数を用いることにする。第一のものは、各州ごとに制定された法定最低賃金に関するものである。ブラジルでは、この法定最低賃金は賃金決定に非常に重要な役割を果たしている。このことは、以下の回帰で容易に確かめられる。一人当たり賃金率(w)を定数と法定最低賃金率(w^*)の上に回帰させる($\ln w = \alpha + \beta \ln w^*$)。結果は第5表に示されている。 $\ln w^*$ の係数推定値 $\hat{\beta}$ はすべて正で、産業8と産業14を除くすべての産

第 5 表

$\ln w = \alpha + \beta \ln w^*$					
	β	\bar{R}^2		β	\bar{R}^2
0	1.6374** (5.9535)	0.6212	11	2.0685** (3.3616)	0.3773
1	1.5480** (5.2411)	0.5461	12	2.7554* (2.6718)	0.4055
2	2.2410** (5.6788)	0.6219	13	0.2075** (3.9571)	0.5499
3	1.4837** (3.2949)	0.4510	14	0.8099 (1.1878)	0.0395
4	1.6151* (3.1426)	0.4702	15	1.4227** (3.6775)	0.4103
5	1.8721* (2.9107)	0.3480	16	1.0064** (3.0299)	0.3249
6	1.7153** (4.5823)	0.4651	17	1.1437** (5.6322)	0.5614
7	1.4627** (4.8044)	0.5650	18	2.0053** (4.9516)	0.5285
8	0.1185 (0.1404)	-0.0978	19	4.0148** (5.0634)	0.7787
9	1.3488** (4.3446)	0.5277	20	1.7181** (7.7294)	0.7186
10	0.9136* (2.5283)	0.2644	21	1.4716** (3.5007)	0.4457

() t 値 { * : 5%水準で有意 , \bar{R}^2 : 自由度修正済決定係数
 ** : 1%水準で有意

業で有意であった。このように、法定最低賃金はブラジルの賃金決定において重要な役割を果たしているが、その影響力の程度は労働市場の競争の程度（労働供給の弾力性の大きさ）に依存しているであろう。労働の質の差を考慮すると、熟練・技能労働者が不足している地域・産業においては、彼らの労働供給の弾力性は著しく小さいものであるから、企業はより高い賃金を支払ってこれら労働者を雇用しようとしなければならないであろう。要するに、労働市場において競争が不完全である程、現実の賃金が法定最低賃金より上方に乖離することに着目するものである。したがって、推定式は $\ln(V/L) = d_0 + d_1 \ln w + d_2 \ln M$ となる（ただし、 $M = (w - w^*)/w$ ）。第二の代理変数は、企業の規模分布に関するものである。⁽²¹⁾ある地域、ある産業において大規模企業の割合に差異が存在することは、その地域、その産業における企業の資本装備率の差を反映し、したがって労働の質の差を考慮すると、資本装備率の差は異なる労働供給に対応するであろう。すなわち、資本装備率の高い産業ほど、労働供給の弾力性の小さい熟練・技能労働者をより多く雇用しなければならないであろう。ここで採用される企業の規模分布をあらわす変数は、データの都合上、従業員比率ではなく生産額比率でとっている。すなわち、年間生産額 500 万クルゼイロ以上の企業が総生産額に占める比率である（以後 X と表わす）。推定式は $\ln(V/L) = e_0 + e_1 \ln w + e_2 \ln X$ となる。結果は第 6 表に示されている。

最低賃金に関する推定式には、心配された多重共線性の影響はみられない。10% レベルで $\ln M$ の有意な産業は 6 個であった。これらの産業は全て、(2) 式のバイヤス・テストで有意であった産業にすべて含まれている。決定係数も高くなっている。したがって、 $\ln M$ を無視することはバイヤス要因として重要であったことを示している。しかし、(1) 式の \hat{a}_1 と \hat{d}_1 に有意な差があるもの（係数推定値の差がそれぞれの標準偏差の和より大きいもの）はまったくなかった。この意味で $\ln M$ は有意でないかもしれない。しかし、 $\ln M$ を考慮することによって、 $\sigma = 1$ の仮説が棄却される産業は 2 個に変化している。産業全体とし

(21) 木下〔9〕参照。

第 6 表

$\ln(V/L) = d_0 + d_1 \ln w + d_2 M$							$\ln(V/L) = e_0 + e_1 \ln w + e_2 \ln X$								
	\hat{d}_1	\hat{d}_2	\bar{R}^2		\hat{d}_1	\hat{d}_2	\bar{R}^2		\hat{e}_1	\hat{e}_2	\bar{R}^2		\hat{e}_1	\hat{e}_2	\bar{R}^2
0	0.8637 (0.2356)	0.4921 (0.6734)	0.7369	11	0.7875 (0.1826)	0.4511** (0.1694)	0.5681	0	0.8283 (0.1151)	0.0539 (0.0752)	0.7402	11	0.4032*** (0.1598)	0.4314* (0.1729)	0.5882
1	1.0066 (0.1512)	0.0001 (0.0286)	0.7138	12	1.0707 (0.2816)	0.5587 (0.7090)	0.7129	1	0.8142 (0.1919)	0.1242 (0.0922)	0.7376	12	0.7535 (0.3002)	-0.1781 (0.2773)	0.7048
2	0.6902 (0.1824)	0.3552 (0.5595)	0.4114	13	0.7654 (0.2146)	0.0159 (0.0818)	0.5973	2	0.5465** (0.2078)	0.1153 (0.0831)	0.4570	13	0.8892 (0.1887)	0.2139 (0.2255)	0.6291
3	0.9215 (0.1855)	0.3069 (0.3148)	0.6561	14	0.8184 (0.1884)	-0.3731 (0.2834)	0.6917	3	0.6584 (0.2469)	0.3869 (0.2735)	0.6862	14	0.8200 (0.2549)	0.0972 (0.2796)	0.6305
4	1.1253 (0.2323)	0.0022 (0.4151)	0.7655	15	0.3840*** (0.1911)	1.3628** (0.4982)	0.5904	4	1.1205 (0.1923)	0.0223 (0.1147)	0.7666	15	0.2400*** (0.2341)	1.1363*** (0.1922)	0.8112
5	1.1536 (0.2387)	1.0489* (0.5428)	0.6071	16	0.8636 (0.3086)	-0.8957** (0.3412)	0.2716	5	0.4563* (0.2147)	0.1002* (0.0514)	0.6087	16	1.0718 (0.2237)	-0.4097*** (0.0922)	0.6300
6	1.0477 (0.1698)	0.6803* (0.3811)	0.6390	17	1.0688 (0.2762)	0.6363* (0.3095)	0.5640	6	0.9749 (0.1569)	0.0782 (0.0886)	0.6048	17	0.7286 (0.2427)	0.5473*** (0.1608)	0.6724
7	0.7018 (0.1709)	0.1776 (0.3524)	0.5873	18	1.2918 (0.2866)	0.2215 (0.3535)	0.8400	7	0.7458 (0.1476)	0.0219 (0.1268)	0.5811	18	1.2984** (0.1379)	0.0014 (0.1207)	0.8343
8	0.8942 (0.2207)	-0.0143 (0.0756)	0.7675	19	1.4498*** (0.1190)	0.4730 (0.4845)	0.9640	8	0.8089 (0.1318)	0.2451* (0.1114)	0.8482	19	1.2797 (0.2412)	0.1165 (0.2308)	0.9592
9	1.0371 (0.2889)	0.2474 (0.5422)	0.4816	20	1.0882 (0.1010)	-0.2064 (0.2350)	0.8898	9	0.9211 (0.2952)	0.1777 (0.1550)	0.5185	20	1.0327 (0.0909)	0.0703 (0.0565)	0.8696
10	0.6532 (0.2852)	0.5035 (0.4076)	0.2898	21	1.0703 (0.1595)	0.4218 (0.3394)	0.8149	10	0.7176 (0.2966)	0.0158 (0.1732)	0.2070	21	1.2867 (0.1710)	-0.0299 (0.0373)	0.8150

() : 標準偏差

* : 10%水準
 ** : 5%水準
 *** : 1%水準

} 有意に { $d_1 = 1, e_1 = 1$
 $d_2 = 0, e_2 = 0$ } より離れる

\bar{R}^2 : 自由度修正決定係数

では、ここでもやはり、 $\sigma = 1$ という仮説は棄却されないであろう。全産業 0 の $\hat{\sigma}$ は 0.8637 であり、個別産業の平均は 0.9471 であった。

規模分布を考慮した推定式には、 $\ln X$ が有意であった産業は 10% レベルで 6 個あった。このうち、(2) 式のバイヤス・テストで有意であった産業に含まれるものは産業 8 以外の 5 個の産業であった。 $\ln X$ が有意であった産業では決定係数はいずれも高くなっている。したがって、 $\ln X$ を無視することはバイヤス要因として重要であったことを示している。 $\hat{\alpha}_1$ と $\hat{\epsilon}_1$ に有意な差がある産業は、産業 15, 17 の 2 個にすぎず、この意味で $\ln X$ は $\ln M$ と同様に有意でないかもしれない。しかし、 $\sigma = 1$ の仮説が棄却されるものは 5 個の産業に変化している。ところで、ここでも産業全体としては $\sigma = 1$ の仮説は棄却されないであろう。全産業の $\hat{\sigma}$ は 0.8283 であり、個別産業の平均は 0.8366 であった。

ここで、以上の労働市場における競争の不完全性を考慮した推定には若干の補足説明が必要である。 $\ln M$ と $\ln X$ が有意であったそれぞれ 6 個の産業のうち、共通する産業が 5 個存在した。このことは、労働市場における競争の不完全性を示すものとして本章において採用された、現実の賃金率と法定最低賃金率の乖離と企業の規模分布は、ある程度代理変数として rational であったことを物語っているかもしれない。しかし、逆に、これらの代理変数の係数推定値には、いくつかの産業で負であるものが存在した。特に、産業 16 はいずれの場合も係数は負で有意であった。したがって、これらの変数は労働市場における競争の不完全性を代理するものとしては不適格であったかもしれない。不整合な符号をもたらした要因として以下のような可能性が存在するかもしれない。
①生産物市場においても競争の不完全性が存在し、 $\ln M$ 、 $\ln X$ が生産物市場における競争の不完全性をも反映している可能性である。⁽²²⁾ 市場支配力の強い企業

(22) 両市場で競争が不完全な場合、市場の限界条件は、

$$\frac{\partial O}{\partial L} = \frac{w}{P} \cdot \frac{(1 + 1/\epsilon)}{(1 - 1/\epsilon)}$$

ただし、 O ：生産物、 P ：生産物価格、 ϵ ：生産物の需要の価格弾力性 ($\epsilon = -(\partial O / \partial P) / (O/P)$)

となる。これまで、生産物市場においては完全競争が仮定されてきたので、 $\epsilon = \infty$ であったし、 P に関してもある産業においては唯一の価格が成立し地域的に差がないとされてきた。しかし、生産物市場における競争の不完全性を認めると、 ϵ 、 P の影響が含まれ、期待される係数の符号は一意的ではない。

であれば、第3章で言及されたように、独占的利潤の極大化をはかり、両市場が不完全なもとでの均衡賃金が完全競争賃金より低められるという意味で、現実の賃金が法定最低賃金により近づけられているのかもしれない。さらに、企業の規模分布に関しても、本章ではデータの都合上、大規模企業比率を従業員比率ではなく生産額比率でとっているのも、むしろ、一種の市場集中度の代理となっているのかもしれない。②ブラジルの賃金決定における特殊な事情が考えられる。(2)式でみたように、バイヤスの systematic part は V/L と有意な関係にあった。この意味で、バイヤス要因として考慮される資格があるのは労働生産性と有意な関係をもつものでなければならない。ところで、ブラジルでは賃金決定において法定最低賃金が果す役割は重要であった。したがって、ある地域において、賃金が労働生産性を反映せず、制度的に決まる最低賃金に非常に強い影響を受けている場合には、⁽²³⁾ V/L と $(w-w^*)/w$ の間に必ずしも期待された関係が存在しないかもしれない。

V むすびにかえて

本章では、ブラジルの製造工業における資本と労働の間の代替弾力性を推定してきた。CES関数とVES関数の近似関数による代替弾力性の仮説検定では、 $\sigma=1$ という仮説は棄却されなかった。さらに、CES関数の間接的推定においては、規模の経済性、地域間における技術水準の差、労働市場における競争の不完全性の無視によるバイヤスの存在を検討し、このバイヤス除去を試みた推定がなされた。CES関数の間接的推定においても、産業全体としては、ほぼ $\sigma=1$ という仮説は棄却されなかった。⁽²⁴⁾ いうまでもなく、この結論は本章で

(23) Bacha and Tayler [3] pp. 288 ~ 289 参照。

(24) 産業全体として、ほぼ $\sigma=1$ という仮説が棄却されなかったことから、本章で扱ったデータの範囲内で Cobb-Douglas 型の生産関数の推定も同時におこない、生産弾力性(分配率)の推定や規模の経済性の検定を試みた。しかし、結果は全体的に多重共線性の影響を受け rationalなものではなかった。したがってこの結果は記載しないことにする。

試みられた推定に限ってのものであって、残された課題は多い。特に、労働市場における競争の不完全性を表わすより適当な代理変数が必要であろうし、いくつかのバイアスを同時に除去した推定も必要であろう。さらに、misspecification によるバイアスとして、本章で考慮されたもの以外に、同時性バイアスやラグ効果の無視、企業の利潤極大化行動からの乖離によるバイアスが存在するかもしれない。⁽²⁵⁾そして、より基本的な問題として注(15)で述べられたことが考慮されなければならないし、より現実的意味のあるものとして、企業レベルでの実証が必要であろう。⁽²⁶⁾

さて、本章での結論を認めるものとして、最初の問題について若干のコメントを加えておこう。産業全体としての代替弾力性が1であるという仮説が棄却されない限り、新古典派的な分配決定理論に基づけば、資本と労働の間の機能的分配は不変であるとみなさなければならない。したがって、一般的に代替弾力性のような生産関数に含まれるパラメータが短期的には変化しないことを認めるならば、本章での推定が1973年を対象としていたことから、少なくとも高度成長期には機能的分配は不変であったといえそうである。

一方、雇用吸収の問題にまつわる構造派と市場派の論争に関しては、産業全体としての代替弾力性が1であるという仮説が棄却されない限り市場派の主張を認めざるを得ないであろう。⁽²⁷⁾したがって、雇用拡大のためには要素市場のディスティーションを排除すべきであるということになろう。既に述べたように、資本利率がプラスに転じ、賃金率が傾向的に低下してきた1964年以後のブ

(25) 太田 (15) pp. 59 ~ 65 参照。

(26) appropriate technology の議論はおよそマクロ・産業レベルでの代替弾力性の実証には批判的である。これに関しては、例えば、White (20) Morawetz (13) を参照されたい。特にブラジルに関してみると、周知のようにその経済構造は大企業と中小企業、外国企業・政府企業と現地企業の並存という二重構造であり、両者の比較をおこなえば興味ある事実が明らかとなるかもしれない。

(27) 1960年のブラジルの製造工業について代替弾力性を推定した Tyler (19) も同様の結論を得ている。しかし、Tyler の推定は本稿での1式のみである。

ラジルにおいては、この要素価格の変動は雇用拡大にプラスの効果を持っていたことになる。しかし、依然として要素市場に残存しているディストーションは、産業全体の代替弾力性が1であるという仮説が棄却されない限り、工業部門の雇用吸収力を不満足なものとする一つの要因であることには相違ない。⁽²⁸⁾

参 考 文 献

- [1] Arrow, K., Chenery, H., Minhas, B. and Solow, R., "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 43, No 3, (Aug. 1961).
- [2] Bacha, E.L., "Issues and Evidence on Recent Brazilian Economic Growth," *World Development*, Vol. 5, No 1-2 (Jan.- Feb. 1977).
- [3] Bacha, E. and Taylor, L., "Brazilian Income Distribution in the 1960s: 'Facts', Model Results and the Controversy," *Journal of Development Studies*, Vol. 14, No 3 (Apr. 1978).
- [4] Baer, W., "Import Substitution and Industrialization in Latin America: Experiences and Interpretations," *Latin American Research Review*, Vol. 7, No 1 (Spring 1972).
- [5] Baer, W. and Hervé, M. E., "Employment and Industrialization in Developing Countries," *Quarterly Journal of Economics*, LXXX No 1 (Feb. 1966).
- [6] Christensen, L. R., Jorgenson, D.W. and Lau, L.J., "Transcendental Logarithmic Production Frontiers," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LV, No 1 (Feb. 1973).
- [7] Daniels, M.R., "Differences in Efficiency Among Industries in Developing Countries," *American Economic Review*, Vol. 59, No 1 (March 1969).

(28) しかし、このような議論には以下に述べるような限界がある。代替弾力性に基づく雇用吸収不足の議論は、基本的には工業部門で雇用されうる資質をもった労働者の自発的失業に適用しうるものである。しかし、ブラジルを含め開発途上国の失業問題の核心は、主として農村から都市に流入し都市のインフォーマル部門に滞留する労働者にある。彼らは工業部門で雇用されるに十分な教育・技能をもたず、そもそも工業部門での雇用機会が制限されているといえる。したがってこの意味で彼らは非自発的失業にあり、本章での代替弾力性の議論は彼らの失業問題に対しては有効ではない。

- [8] Kmenta, J., "On Estimation of CES Production Function." *International Economic Review*, Vol. 8, No 2 (June 1967).
- [9] 木下宗七, 「市場構造と産業間賃金格差」, 『名古屋大学経済科学』, 第22巻, 第3号, 1975年.
- [10] Lovell, C.A.K., "A Note on Aggregation Bias and Loss," *Journal of Econometrics* (Oct. 1973).
- [11] Lu, Y. and Flecher, L.B., "A Generalization of CES Production Function," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 50, No 4 (Apr. 1968).
- [12] Lucas, R.E., "Labor Capital Substitution in U.S. Manufacturing," in Harberger, A.C. and Bailey, M.J. (eds.), *The Taxation of Income from Capital* (Brookings Institution, 1969).
- [13] Morawetz, D., "Elasticities of Substitution in Industry: What Do We Learn From Econometric Estimates?" *World Development*, Vol. 4, No 1 (June 1976).
- [14] Nerlove, M., "Recent Empirical Studies of the CES and Related Production Functions," in Brown, M. (ed.), *The Theory and Empirical Analysis of Production*, (Columbia University Press, 1967).
- [15] 太田誠, 「代替弾力性, 規模の経済および分配率—1970年の日本の製造業における生産関数の推定—」, 『経済学論集』, 第43巻, 第4号, 1978年1月.
- [16] Robock, S.H., *Brazil; A Study in Development Progress*, (Lexington Books, 1975).
- [17] Sveikauskas, L., "Bias in Cross-Section Estimates of Elasticity of Substitution," *International Economic Review*, Vol. 15, No 2 (June 1974).
- [18] Syvrud, D., *Foundations of Brazilian Economic Growth*, (Hoover Institution Press, 1974).
- [19] Tyler, W.G., "Labor Absorption with Import-Substituting Industrialization: An Examination of Elasticities of Substitution in the Brazilian Manufacturing Sector," *Oxford Economic Papers*, Vol. 26, No 1 (March 1974).
- [20] White, L., "The Evidence of Appropriate Factor Proportions for Manufacturing in Less Developed Countries: A Survey," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 27, No 1 (Oct. 1978).

- [21] Douglas, P.H., "The Cobb-Douglas Production Function Once Again: Its History, Its Testing, and Some New Empirical Values," *Journal of Political Economy*, (Oct. 1976).

第Ⅲ部 ブラジル経済の工業製品輸出

第5章 比較優位構造と貿易政策

I はじめに

本章の目的は、高度成長期の工業製品輸出に関しその比較優位構造の変化を明らかにし、主として貿易政策との関連性を分析することにある。既に第1章で言及されたように、高度成長期には工業製品輸出は急激な拡大を実現してきたが、その際立った特徴の一つは、商品別・地域別輸出構成の変化に求められる。第1表にみるごとく、対世界輸出において、加工食品、軽工業品が1968年に64.3%、1973年には71.8%のシェアを占め、ブラジルの工業製品輸出を特徴づけているが、加工食品のシェアは、この期間に、47.4%から38.1%へ減少し、逆に軽工業品のシェアは16.9%から33.7%へと増加している。の傾対対先進国輸出にお

第1表 工業製品輸出構成

いてさらに顕著である。他方、化学・金属・機械などの重化学工業品のシェアは、1968年の35.6%、1973年の28.1%にすぎないが、化学品・金属品のシェアは低下しているのに対し、機械・機器のシェアは若干増加してい

	対世界		対先進国		対発展途上国		対LAFTA諸国	
	1968	1973	1968	1973	1968	1973	1968	1973
加工食品	47.4	38.1	61.0	32.0	22.2	38.7	12.3	5.2
軽工業品	16.9	33.7	14.7	44.2	20.4	20.8	24.0	25.1
化学品	9.3	5.5	9.8	6.1	7.9	5.5	5.0	7.7
金属品	12.2	7.3	8.9	7.0	18.8	9.1	22.8	17.1
機械・機器	14.1	15.3	5.6	10.7	30.7	26.0	35.9	44.9
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(出所) U, N, *Commodity Trade Statistics*, 1968, 1973.

(注) 本表の商品分類は、SITC分類を以下のように修正した。

加工食品：013・032・046・047・048・053・055・061・062・091・111・112・122

軽工業品：61～66・8

化学品：5

金属品：67・68・69

機械・機器：7

る。しかしながら、対LAFTA諸国への重化学工業品のシェアをみてみると、1968年に63.7%、1973年に69.7%であり、ブラジルの重化学工業品のLAFTA諸国内での競争力の強さを示している。特に、機械・機器は35.9%から44.9%へとそのシェアを拡大している。

これらの事実は、高度成長期におけるブラジル工業製品の急激な比較優位構造の変化を物語るものである。このような比較優位構造の変化をもたらした要因には、国内の供給条件や輸出市場の需要条件など、いくつかの要因が考えられるが、この時期の工業製品輸出の決定因として重要であったとされる種々の貿易政策は、いったいどのようにブラジルの工業製品の比較優位構造とかわかってきたのであろうか、これが本章の関心である。したがって、まず、ブラジルの高度成長期における工業製品の比較優位構造を労働熟練説の側面から捉え、さらに、この比較優位構造と貿易政策の関係を明らかにするものである。

II 工業製品の比較優位構造

本章で採用する比較優位構造の算定方法は Keesing[3]などの労働熟練説によるものである。⁽¹⁾レオンチェフ・パラドックス以後、レオンチェフ自身が労働者の能率の差に着目したのに続き、ヘクシャー・オリー理論に人的資本、労働熟練の概念をとり入れて拡張されたのが、労働熟練説である。労働を同質的なものとみなさず、例えば、熟練労働と未熟練労働に区分し、これらの相対的賦存状態が比較優位を決定すると考えるものである。したがって、労働は国際的に移動せず、1人当たり所得と人的資本の発展度とに強い正の関係があることを認めるならば、⁽²⁾先進国は相対的に熟練労働集約的な財に比較優位をもち、発展途上国は相対的に未熟練労働集約的な財に比較優位をもつことが予想される。

(1) 比較優位構造の算定には、資本・労働比率、1人当たり付加価値、1人当たり賃金率、規模性など多くの方法があるが、資料の制約上労働熟練比率が唯一の採用可能なものであった。

(2) Harbison and Myers [1] 参照。

この労働熟練説により比較優位構造を実証した研究は、その大半がアメリカ等先進諸国を対象としたものであったが、ブラジルのケース・スタディーをおこなったものに、Tyler[6]の研究がある。Tylerは、Keesing[4]のアメリカ製造工業46産業の skill index (熟練度指数)と、1960年のブラジルIBGEの工業センサスより算出した製造工業21産業の skill index を用いて、ブラジルの1968年の輸出入の skill content (熟練集約度)を求めている。両指数による結果は、表Aのごとくであった。

表A

	輸出の skill content	輸入の skill content
Keesing の skill index	0.340	0.663
Tyler の skill index	7.85	8.87

両指数による結果は、いずれも輸入の skill content が輸出のそれを上回り、労働熟練説がブラジルに関して予想する結果と一致している。

しかしながら、この Tyler の研究には、以下の技術的弱点が存在している。

(1) ブラジル工業製品の輸出入の skill content を求めるに際し、Keesing の skill index すなわちアメリカの1960年における46産業の skill index を用いている点である。当然、ブラジルとアメリカとでは、生産技術や生産要素価格比率の差異が存在し、各産業の熟練労働の集約性は両国でかなり異なるであろう。また、両国におけるそれぞれの産業の生産物構成 (product mix) も異なるであろう。現に、両指数による結果は、輸出と輸入の skill content の大小関係で両指数は一致しているが、輸出と輸入の skill content の比率は

(3) 21産業とは、第2表の分類と同じである。

(4) 各産業の skill index は、職能分類 (Ⅰ大学卒技術者、Ⅱ親方・職人、Ⅲ未熟練労働者、Ⅳその他) における

$$\frac{3I + II}{I + II + III + IV}$$

$$\frac{I + II + III + IV}{I + II + III + IV}$$

の比率である。 Tyler [6]p. 320.

両指数でかなりのひらきがある。Keesing の skill index では、輸入の skill content は輸出のその 1.95 倍であるのに対し、Tyler のそれは 1.13 倍であった。

ところで、この問題に対しては、たとえ各国の各産業における熟練労働集約性の値が異なるとしても、各産業間の集約度の順位が両国で一致すれば、すなわち、両国で産業間の集約度の逆転が存在しないならば、このようなアプローチは rational であるとして、一般的に正当化されている。しかしながら、Tyler の研究の場合、この正当化が保証されるための、両指数の各産業における熟練労働集約度の順位の比較がなされていない。Tyler の skill index は 21 産業分類であるのに対して、Keesing のそれは 46 分類であり、熟練労働集約度の順位の比較には、産業分類について適当な再分類がなされない限り、それは不可能である。したがって、Keesing の skill index を用いることの正当性は保証されていないのである。

(2) この問題に対して Tyler は、前述のごとく、ブラジルのセンサス・データからも skill index を算出し、Keesing の skill index を補っている。ところが、この skill index にも弱点がある。ブラジルではこの種のセンサスが 10 年ごとになされるという事情もあって、Tyler の skill index は 1960 年のセンサス・データによるものであり、これを 1968 年の貿易データにあてはめるという非整合性をみせている。既に述べたように、ブラジルは 1964 年には大きな政策転換を経験し、1968 年以降は工業生産が飛躍的に拡大している。したがって、1960 年から 1968 年の間には、人的資本や生産技術の進歩、資本・労働比率や熟練労働・未熟練労働比率の変化があったと考えるのが妥当である。このことは、高度成長期の skill content をよりの確に反映する skill index が必要であることを意味するものである。

以上の問題点をふまえ、本章では以下の方法により、ブラジルの工業製品に関する比較優位構造を算定した。まず、1970 年のブラジル IBGE の工業セン

第2表 産業分類の対応

	Brazil index (1)	SITC分類	Hufbauer index (2)
1. 非金属鉱物	0.0095	66	0.0500
2. 金属製品	0.0245	67 68 69	0.0502 0.0735 0.0966
3. 機械・機器	0.0486	71 864*	0.0913 0.1622
4. 電気・通信機器	0.0501	72	0.1523
5. 輸送機器	0.0334	73	0.1218
6. 木材製品	0.0063	63 242	0.0149 0.0122
7. 家具	0.0083	82	0.0197
8. 紙・パルプ	0.0129	64 251	0.0390 0.0620
9. ゴム製品	0.0265	62 231.2	0.0604 0.1564
10. 皮革製品	0.0149	61	0.0171
11. 化学製品	0.0513	51 52 53 56 57 59 332	0.1564 0.1564 0.1075 0.1564 0.1564 0.1564 0.1468
12. 薬品	0.0652	54	0.1926
13. 香料・石けん	0.0363	55	0.1564
14. プラスチック	0.0166	58	0.1564
15. 繊維	0.0085	65 266	0.0208 0.1124
16. 衣類・はきもの	0.0055	84 85	0.0102 0.0066
17. 食品	0.0108	013 032 046 047 048 053 055 061 062 091 421	0.0179 0.0330 0.0180 0.0180 0.0180 0.0330 0.0330 0.0156 0.0156 0.0452 0.0532
18. 飲料	0.0166	111 112	0.0452 0.0277
19. タバコ	0.0071	122	0.0221
20. 印刷物・書籍	0.0431	892*	0.0730
21. 雑貨	0.0250	89(-892) 81 83 86(-864)	0.0730 0.0455 0.0138 0.1622

(出所) (1) IBGE, *Censo Industrial Brazil*, 1970

(2) G. C. Hufbauer [2], Table A-2, A-3

(注) (a) ハフバウワーの分類には, (*印のついた864, 892はないので, それぞれ, 86と89の skill index を用いた。

(d) Brazil index は, 各産業の総生産従事者に占める技術者 (technicos) の割合である, ただし, 5人以上を雇用する企業対象。

(c) Hufbauer index は, U. S. の1960年の人口センサをもとに, 総労働者に占める, 専門家 (professional), 技術者 (technical), 科学者 (scientific personnel) の割合として算出されている。

(5)
サスより skill index を求めた（以下、Brazil index と呼ぶ）。しかしながら、この工業センサスの産業分類は21分類にすぎず、Keesing の46分類に比して少ないため、いわゆる生産物構成の差によるバイヤスが大きくなる可能性が高い。したがって、本章ではこの弱点をカバーするために、Hufbauer・[2] の skill index を利用する（以下、Hufbauer index と呼ぶ）。Hufbauer index は47分類であり、ブラジル・センサスや Keesing による skill index に比して、生産物構成の差によるバイヤス回避にすぐれている。また、Hufbauer index は第3表にみるごとく、ブラジルの輸出に大きなシェアを占めている加工食品の分類に詳しく、この点からも、ブラジルの比較優位構造の算定にすぐれている。さらに、Hufbauer index を利用する一層重要な理由は、Hufbauer index と Brazil index の各産業間の熟練労働集約度の逆転がきわめて少ないことである。産業間の集約度順位の比較には、まず、両指数を同数の産業分類に再分類することが必要である。この点、両指数の産業分類は比較的に類似しており、両指数の産業分類から SITC の商品分類への転換を利用して、Hufbauer index を21分類へと aggregate することができた。そこで、この21分類された両指数の熟練労働集約度の順位相関をとると、0.84 と比較的高く、したがってこれは、両指数間の集約度順位の逆転はきわめて少なく、Hufbauer index をブラジルの比較優位構造算定に使用することの正当化を保証するものである。

以上のように、本章では、ブラジル国内のデータから算出した Brazil index と生産物構成の差によるバイヤス回避にすぐれている Hufbauer index の両者を補完的に利用するものであり、両指数による結果が整合的であれば、ブラジルの比較優位構造がある程度 rational に算定されたと考えるものである。既述のごとく、本章の関心の一つは、高度成長期における比較優位構造の変化をみることであり、また、地域別の比較優位構造をみることであった。したがっ

(5) 第2表参照。

て1968年と1973年の両年度にわたり、地域別（世界・先進国・発展途上国・LAFTA諸国）構成による個々の skill content を算出した。Brazil index と Hufbauer index は第2表に、工業製品の輸出入の skill content は第3表に記してある。

第3表 ブラジル輸出・輸入の⁽¹⁾
skill content ⁽²⁾

	Brazil index		Hufbauer index	
	1968年輸出	1973年輸出	1968年輸出	1973年輸出
世界	0.0210	0.0188	0.0491	0.0460
先進国	0.0173	0.0171	0.0397	0.0423
途上国	0.0280	0.0228	0.0668	0.0575
LAFTA諸国	0.0294	0.0317	0.0697	0.0844
	1968年輸入	1973年輸入	1968年輸入	1973年輸入
世界	0.0389	0.0394	0.1100	0.1091
先進国	0.0396	0.0400	0.1116	0.1100
途上国	0.0320	0.0331	0.0947	0.1055
LAFTA諸国	0.0308	0.0294	0.0914	0.0837

(1) U. N., *Commodity Trade Statistics*. 各年度版より算出。

(2) skill content の算出は、各商品の skill index に各商品の総輸出・入に占めるシェアを加重し、合計したものである。

結果をまとめた第3表より、両指数は整合的であることが、若干の計算により明らかとなる。両指数による両年度の対世界輸出の skill content に対する対世界輸入の skill content の比率をとってみると、ほぼ2対1であった⁽⁶⁾（表B）。このように、集約度の差や生産物構成の問題に対して補完的に利用された両指数が、かなりの整合性をみせたことにより、ある程度的確にブラジルの工業製品の比較優位を捉えることができたと考えるものである。したがって、第3表より以下の事実が明らかとなる。

表B

	1968年	1973年
Brazil index	1.8523	2.0957
Hufbauer index	2.2403	2.3717

(6) Tyler が Keesing の指数を用いて計算した1968年の値も、輸出入の比率が1.95であることは興味深い。

(1) ブラジルの輸出・輸入を比較してみると、1968年においては、両指数による skill content はともに、すべての地域に対して輸入が輸出を上回っていた。また、1973年においても、skill content は両指数ともに、世界、先進国、発展途上国に対して輸入が輸出を上回り、LAFTA 諸国に対してのみ、輸出が輸入を上回っていた。これは、要素賦存理論、労働熟練説が予想する結果と一致し、ブラジルは熟練労働集約財を輸入し、未熟練労働集約財を輸出していることを示すものである。次に、skill content の地域別ランクをみると、両指数による skill content はともに、両年度にわたり

輸出：LAFTA 諸国>発展途上国>世界>先進国

輸入：先進国>世界>発展途上国>LAFTA 諸国

の順であった。これも、要素賦存理論や労働熟練説がブラジルに関して予想するところと一致するものであり、ブラジルは、LAFTA 諸国、発展途上国、先進国の順に熟練労働集約財に比較優位を有していることを物語るものである。

(2) 第3表より明らかにされる最も興味深い事実は、1968～1973年にかけての比較優位構造の変化である。ここでは、両年にわたり同一の skill index を用いて skill content を算出しているので、両年度の skill content の差には、産業特性の変化は含まれていない。したがって、ここでいう比較優位構造の変化とは、貿易の商品構成変化による熟練集約度の変化を示すものである。対世界輸出の skill content は、表Cのごとく変化しており、ブラジルはこの期間に、対世界輸出において未熟練労働集約財への比較優位を高めたと解釈しうる。一方、LAFTA 諸国に対する輸出は表Dのごとくであり、熟練労働集約財への比較優位が高まっている。このような対世界輸出とは逆方向の変化

表C

	1968年	1973年
Brazil index	0.020	0.0188
Hufbauer index	0.0491	0.0460

表D

	1968年	1973年
Brazil index	0.0294	0.0317
Hufbauer index	0.0697	0.0844

は、第1表でみたように、比較的 skill content の高い重化学工業品の地域別輸出シェアの変化からも読みとれる。対世界輸出の重化学工業品（化学品、金属品、機械・機器の合計）のシェアは低下し、対LAFTA諸国への輸出シェアは増加している。特に対LAFTA諸国へは機械・機器の増加が著しい。問題は、なぜこのような輸出構成の変化、すなわち、工業品輸出の比較優位構造の変化が生じたかである。この問題は次節で検討する。

Ⅲ 比較優位構造と貿易政策

前節で明らかとなったように、ブラジルの工業製品輸出は、1968～1973年に至る期間に、対世界輸出においてその skill content を低下させ、逆に対LAFTA諸国においてその skill content を高めている。このような比較優位構造の変化はいったいどのような要因によるのであろうか。もちろんいろいろな要因が考慮されなければならないが、既述のごとく、高度成長期の工業製品輸出の決定因として一般的に重要であったとされる貿易政策に焦点をしばり、この問題を検討してみよう。

ブラジルでは、1964年以降貿易政策の転換にともない数々の輸出促進政策が実施され、主要なものだけでも第4表のごとくである。例えば税制上の優遇措置は、税額の免除のみならず、tax credit や rebate を含む複雑なものであり、すべての税制上の優遇措置を考慮すると、輸出向けの工業生産に対しては、1973年には国内販売価格の40%に達する優遇を与えていたことになる。また、保護関税は、1964年以降かなり軽減されたものの依然として高水準で、ちなみに1973年の平均名目関税率は、資本財に40%、中間財に36%、消費財に67%であった。しかもその構造はエスカレーティングであり、消費財生産にはかなり有利である。その他、為替政策や輸出信用、輸出手続きの簡略化から政府

(7) Tyler [7]p.221.

第4表 1964年以降の主たる工業製品輸出促進策

税制上の誘因	64 65 65 66 67 67 68	輸出向生産に対する投入財輸入の関税払い戻し 印紙税免除 工業製品税 (IPI) の免除 金融取引税の免除 所得税免除 流通税 (ICM) の免除 IPIの tax credit
輸出信用	67 68	CACEXによる輸出向生産への信用 FINEXによる特別輸出信用
為替レート政策	64 68	為替レートの統一 小刻み調整への移行
通商政策	65-66 67	輸入課徴金の廃止 関税引下げ
その他	64 66 72	輸出手続きの簡略化 CONCEX (輸出政策の調整機関) の設立 BEF IEX (") の設立

自身による輸出マーケティングに至るまで種々雑多な諸政策が実施されている。これらの種々の貿易政策のうち、各産業に差別的に与えられているのは、関税政策と税制上の優遇政策である。したがって、前節での問題を明らかにするために、これらの各産業に差別的な貿易政策が、各産業の熟練労働集約度や地域別輸出シェアとどのように関係しているかを、相関分析により検討してみよう。

以下の相関分析で使用される指標は次の通りである。

BSI : Brazil index による熟練労働集約度,

HSI : Hufbauer index による熟練労働集約度,

ETP : 有効関税保護率 (1973年12月),

NTP : 名目関税保護率 (1973年12月),

IPI : 工業製品税率 (1973年12月),

ICM : 流通税率 (1973年12月),

P : 税制上の優遇の総合指標 (1973年12月),

これには, IPI・ICM・所得税・金融取引税の免除, 関税払戻し, Resolution 71による信用供与などが含まれており, これらの優遇措置により, 国内販売価格よりどの程度まで安く輸出できるかを計算した Tyler[7]の数値を利用した。

LAR : 各産業の総輸出に占める LAFTA 諸国へのシェア (1973年),

DCR : 各産業の総輸出に占める先進諸国への輸出シェア (1973年),

EE : 各産業の1973年の輸出 / 1968年の輸出,

EX : 各産業の総生産に占める輸出シェア (1973年),

以上の指標のそれぞれについて, 工業部門21産業の各産業ごとに数値の高いものの順に順位をつけ Spearman の順位相関をとったのが第5表である。

第5表 21産業における Spearman の順位相関

	(1)	(1)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(3)	(3)	(3)
	BSI	HSI	ETP	NTP	IPI	ICM	P	LAR	DCR	EE
HSI	0.84									
ETP	-0.78	-0.80								
NTP	-0.79	-0.77	0.98							
IPI	-0.23	-0.21	0.37	0.41						
ICM	-0.26	-0.16	0.35	0.34	0.63					
P	0.33	0.32	-0.50	-0.46	-0.76	-0.89				
LAR	0.44	0.52	-0.45	-0.34	-0.01	-0.06	0.27			
DCR	-0.33	-0.37	0.28	0.18	0.06	0.14	-0.31	-0.81		
EE	-0.21	-0.25	0.14	0.11	0.30	0.56	-0.38	0.08	0.39	
EX	-0.06	-0.29	0.11	-0.02	-0.38	-0.23	0.07	-0.58	0.56	0.23

5%有意水準に対する係数値 0.438

(出所) (1)第2表, HSIは21産業分類へ aggregateしたもの。

(2)Tyler[7] p. 239, p. 244, p. 225

(3)U. N. *Commodity Trade Statistics*, 1973, 1968

これより, 以下の諸点が明らかとなる。

(1) 熟練労働集約度(BSI, HSI)と関税保護率(ETP, NTP)は負の高い相関をもち、したがって、熟練労働集約的な産業ほど低い関税保護を受けていることになる。すなわち、関税政策は熟練労働集約産業に差別的で、未熟練労働集約産業を保護するものである。労働熟練説からは、ブラジルは未熟練労働集約産業に比較優位をもつと考えられるから、ブラジルの関税政策は比較優位産業を保護していたことになる。

(2) 熟練労働集約度と税制上の優遇政策(IPI, ICM, P)には、有意な関係は認められないが符号条件より次の特徴がうかがえる。ここでは、IPI, ICMは税率そのものをとっているので、高税率産業ほど生産段階において高い差別を受けていることになるが、1965年以降輸出向生産に対しては全額免除の措置がとられているので、高税率産業ほど高い輸出への誘因を受けていることになる。熟練労働集約度とIPI, ICMの相関係数は負であり、この符号条件より税制上の優遇としての工業製品税(IPI)免除、流通税(ICM)免除は、主として未熟練労働集約産業、すなわち、労働熟練説でいうブラジル工業の比較優位産業に誘因を与えていたことがわかる。さらに、その他の税制上の優遇を含めた総合指標(P)に関しても同様のことが見出される。Pは定義により、その値が小さい程高い誘因が与えられていることを示すものであるから、各産業の熟練労働集約度とPの正の相関は有意ではないが、符号条件からみると税制上の優遇は全体として未熟練労働集約産業に与えられていたことになる。

したがって、関税保護政策と税制上の優遇政策はともに未熟練労働集約産業に保護と優遇を与えており、このことは1968～1973年にかけて、ブラジルの対世界工業製品輸出の skill content が低まったことに対する一つの説明を与えるものである。換言すれば、関税政策と税制上の優遇政策により、ブラジル工業の未熟練労働集約産業は世界に対して、その比較優位を高めていたと解釈しうる。また、EEとの係数からも示唆されるように、1968～1973年の間に輸出成長率の高かった産業ほど未熟練労働集約的であり、これらの産業に

税制上の優遇（特に ICM）が与えられていたことから納得しうるものである。すなわち、ブラジルの貿易政策は通常のパターンとは異なり、未熟練労働集約産業である比較優位産業に保護・優遇を与えており、ここに急激な工業製品輸出の拡大をもたらしたブラジルの貿易政策のユニークさを見出すことができる。

(3) しかしながら、LAFTA 諸国への skill content が高まったことはどう説明されるのであろうか。LAFTA 諸国への各産業の輸出シェアのランク（LAR）についてみると、LAR と BSI、HSI とは有意な正の関係にあり、LAFTA 諸国への輸出シェアの大きい産業ほど熟練労働集約的であることがわかる。また、関税政策との関係は負であり、これらの産業には関税政策は差別的であり、税制上の優遇も有意な関係はなかった。さらに、特筆すべきことは、LAFTA 諸国への輸出シェアの高い産業は EX との関係により、輸出特化率の低い産業であることがわかる。逆に先進国への輸出シェア（DCR）の高い産業は、輸出特化率の高い産業であった。

したがって、LAFTA 諸国への輸出シェアの高い産業は、差別的に関税政策を受け、税制上の優遇も受けず、しかも、輸出特化率の低い、すなわち依然として十分に輸出産業に成長していない産業であることがわかる。にもかかわらず、1968～1973年にかけてその skill content を増加させている。これはどのような要因に起因するものであろうか。

IV その他の要因

われわれはここで、貿易政策以外の要因を考えなければならない。考えうる要因として次の二つをあげておこう。

(1) ブラジルは、LAFTA 諸国内においては最も先進的な国であり、相対的に高度な industrial mix を保有している。さらに、1968～1973年の高度成長期における急激な工業生産の拡大は、ブラジルの LAFTA 諸国内における相対的な経済力を高め、LAFTA 諸国に対する熟練労働集約産業の比較優位はさらに高まったと考えられる。

(2) さらに、より説得力のある要因は、多国籍企業がブラジルの工業製品輸出に強く関与していることである。LAFTA の一つの成果としてあげるべき産業

補完協定は、電気・電子製品、化学・石油製品、自動車、事務用機器などにわたっているが、その実体は周知のように、多国籍企業の子会社間の業務・生産協定といった性格の強いものである。したがって、多国籍企業にとってブラジルは、LAFTA諸国内での生産活動の基地として重要であり、ブラジルの子会社から他の域内諸国の子会社への輸出が大規模におこなわれている。ちなみに、Müller and Morgenstern[5]によると、LAFTA諸国内で生産活動をおこなう外国支配企業で、年間10万ドル以上の輸出をおこなった企業のうち信頼しうるデータの得られた94社は、1969年に平均72.3%の企業内取引をおこなっていた。このように、LAFTA諸国内の多国籍企業の輸出活動は、企業内取引によりその大部分が域内諸国に向かっており、さらに、企業内取引によらない輸出活動を考慮するならば、LAFTA諸国内における輸出取引に多国籍企業が重要な位置を占めているとみななければならない。これを反映して、UNCTAD[8]の推定では、1968年のLAFTA域内の工業製品輸出のうち、40%がUS多国籍企業の関与したものであった。

さて、ここで、ブラジルの工業製品輸出と多国籍企業の関係をみるために、ブラジル工業21産業における多国籍企業の販売シェア⁽⁸⁾(MSS)と他の指標との相関をとってみよう。第5表と同じくSpearnanの順位相関である(表E)。

表E

	BSI	HSI	ETP	P	LAR	DCR
MSS	0.39	0.50	-0.20	0.20	0.60	-0.43

* 5%有意水準に対する係数値は0.438である。

* MSSの出所：Tyler[7]p.52, その他の指標は第5表と同じ。

(8) 多国籍企業の販売シェアが高いのは以下の産業である(1971年値)。ガラス(88.1%), 非鉄金属(51.4%), 工業用機械(58.0%), 事務用機器(98.5%), トラクター(73.0%), 電気・通信(68.1%), 輸送機器(64.8%), 造船(73.3%), 鉄道建設(97.2%), 自動車(67.8%), 飛行機(82.2%), ゴム(75.0%), 化学(54.0%), 天然ガス(88.6%), 薬品(66.5%), 衣類(52.5%), タバコ(97.6%), なお、工業全体としては多国籍企業の販売シェアは、45.1%であった。Tyler[7]p.52.

これより、多国籍企業の販売シェアの高い産業は熟練労働集約的であり、L AFTA 諸国への輸出シェアは高いが、逆に先進国への輸出シェアの低い産業であることがわかる。また、関税保護も税制上の優遇とも特に関係のない産業でもあった。このように、熟練労働集約的産業は多国籍企業の進出度が高く、また、多国籍企業の販売戦略によりその輸出は主に LAFTA 諸国へ向けられていることから、高度成長期における対 LAFTA 諸国輸出の skill content の増加には、この期にブラジルへの直接投資が急激に拡大したことを考慮すると、多国籍企業が大きく関与しているとみなければならない。

V むすびにかえて

ブラジルは、1968～1973年にかけて高度成長を実現し、工業製品輸出も急激に拡大した。本章の関心は、この時期における工業製品の比較優位構造の変化についてであった。われわれは、まず、労働熟練説によりブラジルの工業製品の比較優位構造を算定した。ここでは、skill index を用いて比較優位構造を算定することにもなういくつかの問題を回避すべく、ブラジルの工業セクタスによる skill index と Hufbauer の skill index を用いて算定し、補完的に利用された両指数の結果が非常に整合的であることから、ある程度の確にブラジルの工業製品の比較優位構造を捉えることができた。この結果、ブラジルは労働熟練説が予想するごとく、未熟練労働集約財に比較優位をもつことが確認された。

さらに、ブラジルの工業製品輸出は、高度成長期に対世界輸出において未熟練労働集約財の比較優位を高め、逆に、対 LAFTA 諸国輸出においては熟練労働集約財の比較優位を高めていた。われわれは、このような比較優位構造の変化を説明する一つの重要な要因として、貿易政策に焦点をあて、相関分析によりその関係を明らかにした。この結果、関税保護と税制上の優遇はともに未熟練労働集約財に与えられており、対世界輸出の skill content の低下に対する一

つの説明を与えた。しかし、対 LAFTA 諸国輸出の skill content の増加に対しては、貿易政策はその説明には有効ではなかった。そこで、われわれは、補足的ではあるが重要な説明要因として、ブラジルの LAFTA 諸国内における経済力と多国籍企業の問題にふれた。

最後に、本章の以上の分析から一般的な結論として以下の二点が引き出さるであろう。

(1) ブラジルの貿易政策（関税政策と税制上の優遇政策）は、ブラジル工業製品の比較優位財に向けられていた。

(2) 未熟練労働集約財から熟練労働集約財へ比較優位を転換するには、その過渡的段階として、LAFTA と多国籍企業が重要である。

参 考 文 献

- [1] Harbison, F. and Myers, C., *Education, Manpower and Economic Growth*, 1964.
- [2] Hufbauer, G. C., "The Impact of National Characteristics & Technology on the Commodity Composition of Trade in Manufactured Goods," McDougall & Snape (eds), *Studies in International Economics*, 1970.
- [3] Keasing, D. B., "Labor Skills and Comparative Advantage," *American Economic Review*, May 1966.
- [4] Keasing, D. B., "Labor Skills and the Structure of Trade in Manufactures," in Kenen, P. B. and Lawrence, R., (eds), *The Open Economy*, 1968.
- [5] Muller, R. and Morgenstern, R. D., "Multinational Corporations and Balance of Payments Impacts in LDCs: An Econometric Analysis of Export Pricing Behavior," *Kyklos*, Vol. XXVII-1974-Fasc. 2.
- [6] Tyler, W. G., "Trade in Manufactures and Labor Skill Content: The Brazilian Case," *Economia Internazionale*, Vol. XXV. No. 2., Maggio 1972.
- [7] Tyler, W. G., *Manufactured Exponson and Industrialization*

in Brazil, 1976.

[8] UNCTAD, "Restrictive Business Practices" TD/122/Suppl. 1, Santiago, Chile, 7. January 1972.

[9] 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.

第6章 工業製品輸出の決定因の推定

I はじめに

本章の目的は、ブラジルの工業製品輸出の決定要因を回帰分析を用いて明らかにすることにある。輸入代替的政策から輸出志向的政策に転換した1968年以降の工業製品輸出に関しては、西向〔5〕、Tyler〔7〕らによって詳しい分析がなされており、とくに Tyler〔7〕においては既に工業製品輸出の決定要因が回帰分析を用いて数量的に明らかにされている。したがって、本章の分析は基本的には Tyler の研究に依拠するものであるが、いくつかの点で決定要因の推定に改良が試みられている。とくに、停滞期と高度成長期との間には、工業製品輸出の供給態度に構造的な差異が存在することを重視し、回帰分析においてこれが陽表的に考慮されることが重要である。

II 工業製品輸出の決定要因

上記の西向〔5〕、Tyler〔7〕らの研究によって明らかにされた、ブラジルの工業製品輸出の決定要因として重要なものを列挙すると、以下のごとくである。

- (1) 工業生産の拡大。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、工業製品輸出は工業生産の成長率をはるかに上回っており、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。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回の切下げを行なっている。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1978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干の切下げ(約5.5%)となっており、アメリカの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。既に前章第4表に示されたように、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。

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 $R \cdot WPI^{BR}$	購売力平価 レート $R \cdot WPI^{US}$ $/WPI^{BR}$
'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 [7], p. 220, *Conjuntura Econõmica* 各版

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、⁽¹⁾ 上の(イ)～(ホ)に Resolution 71 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

第2表 LAFTA関税譲許累積数(国別リスト)

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、また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

	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, Suplemento*
No 14 Set - Oct. 1976

(1) Tyler [7], p. 220

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に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な重要性は低下している。しかしながら、Tyler〔7〕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。したがって、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。

III モデルと説明変数

以上が、一般的に重視され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よう。もちろん、これら決定因を数量的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、西向、Tyler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。したがって、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。

西向, Tyler 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。したがって、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。

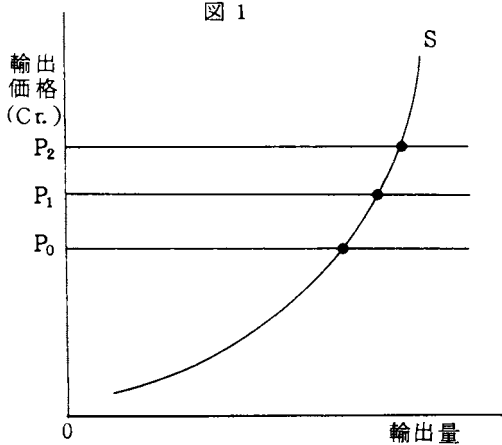
モデルの specification に際しては、次の2つの仮定が重要である。第一は、ブラジルの工業製品輸出に対する世界需要の価格弾力性は無限弾力的であるという仮定である。現実に決定される輸出量、輸出価格などは、輸出供給要因と輸出需要要因の双方によって決定されており、われわれが利用しうるデータはこれを反映したものである。このため、輸出供給関数を推定する際には、供給要因を需要要因から識別しなければならない。この識別問題に対し、ブラジルの工業製品輸出に対する世界市場における需要は、競争的価格のもと、無限弾力的であると仮定する。これは、ミクロ理論で完全競争のもと各企業の規模が十分小さく価格に影響を及ぼさないとすると、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る。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。したがって、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とみなすことができる。

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、

$$(1) \log X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log p_t + \alpha_2 \log O_t + U_t$$

ただし、 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 α_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意味での均衡システムが暗黙裡に仮定されている。したがって、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、部分的調整のアプローチをとるであろう。⁽²⁾ 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 X_t とすると、部分的調整は、

$$(2) \Delta \log X_t = r [\log X_t^* - \log X_{t-1}], (0 \leq r \leq 1)$$

ただし、 $\Delta \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1}$

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

(2) Khan [2], Turnovsky [6] 参照。なお、均衡システム (equilibrium system) という表現は Khan [2], p. 680 による。

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からである。ここで、輸出供給関数(1)を(2)に代入すると、

(3) $\log X_t = r\alpha_0 + r\alpha_1 \log P_t + r\alpha_2 \log O_t + (1-r) \log X_{t-1} + rU_t$
 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 α_1 、 α_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。

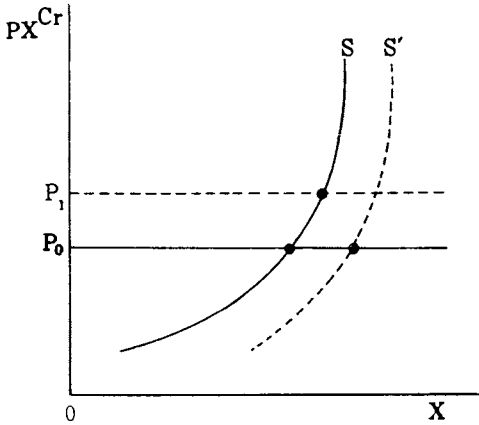
P：相対価格

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（ $R = Cr/\$$ ）で交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。したがって、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、Kreinin〔3〕などにみられる。なお、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

税制上の優遇が与えられた場合、それが輸出を行う企業の行動にどのように

図 2



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かる(図2)。税制上の優遇措置が実施されたとすると。

- ①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 ($S \rightarrow S'$)、
 - ②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①②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、したがって、以下の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 P_T を説明変数とする。

なお、 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⁽³⁾ の指標より計算され

(3) Tyler [7], p. 220

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。したがってここでは、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、稼働率の低下が生じ、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。⁽⁴⁾ 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

(4) Cooper, Hartley and Harvey [1] 参照。

(5) RE はマイナス項を含み、対数をとれないので一次線形で推定している。

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、年次データにウエイトをつけて四半期データにならすことにする。いま、 $(t-1)$ 年の累積件数を C_{t-1} 、 t 年のそれを C_t ($C_t > C_{t-1}$) とすると、

t 年度の譲許成立件数 ($\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$) を以下のように分割する。

$$\Delta C_t = (\Delta C_t + 3 \Delta C_t + 5 \Delta C_t + 7 \Delta C_t) / 16$$

したがって、 t 年度各四半期の仮説的累積譲許件数は、

$$\text{第I期} \quad C_t + \frac{1}{16} \Delta C_t$$

$$\text{第II期} \quad C_t + \frac{4}{16} \Delta C_t$$

$$\text{第III期} \quad C_t + \frac{9}{16} \Delta C_t$$

$$\text{第IV期} \quad C_t + \Delta C_t$$

となる。なお、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。

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

X : 被説明変数は工業製品輸出数量である。

さて、以上の説明変数を用いて推定がなされることになるが、その前にTylerの推定と本章の推定との相違点を明らかにしておこう。

(1) Tyler の価格変数としての説明変数はアメリカの卸売物価指数でデフレー

とした実質為替レートであり、⁽⁶⁾輸出供給関数における価格変数としてその意味が不明確であるのに対し、本章の価格変数はクルゼイロ表示の輸出価格を国内物価水準でデフレートした、輸出価格と国内販売価格との相対価格である。⁽⁷⁾

(2) Tyler の被説明変数は、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のに対し、われわれは輸出数量を採用し、実質化に伴う恣意性を排除している。

(3) Tyler は均衡システムを仮定しているが、各期内に輸出計画のすべてが実現されると仮定するのは非現実的であり、われわれは部分調整システムを採用している。さらに、部分調整システムは長期と短期の価格弾力性を区別しうる点で有効である。

(4) Tyler は1963年から72年までを推定期間とし、またダミー変数なども考慮していないので、1968年を境とする輸出供給態度の構造的変動を見逃している。本章においては、1963～67年、1968～72年の2つの期間に分割して推定することによってこの問題に対処している。

(5) Tyler は税制上の優遇措置を、輸出供給曲線（限界費用曲線）のシフト変数として捉えているのか、輸出価格の増分として捉えているのか明らかでなく、税制上の優遇措置に対する企業の輸出行動を解釈するのに困難である。これに対し、われわれは上の2つの行動を区別しうる推定を行っている。

(6) Tyler は工業生産水準そのものを説明変数として採用しているが、工業生産水準は不規則要因に影響され、生産性上昇の指標として不適當である。本章では工業生産のタイム・トレンドを推定し、これを採用している。

(7) Tyler はLAFTA効果、季節変動を無視しており、これらの要因に基

(6) 実効為替レートを $R (= C_r / \$)$ とすると、実質為替レートは R / WPI^{BR} （ただし、 WPI^{BR} はブラジルの卸売物価指数）であり、アメリカの卸売物価指数（ WPI^{US} ）でデフレートした実質為替レートとは $R \cdot WPI^{US} / WPI^{BR}$ となる。

(7) いま、ドル表示の輸出価格を $P_x \$$ とすると、クルゼイロ表示の輸出価格は $R \cdot R_x \$$ であり、したがって相対価格は $R \cdot P_x \$ / WPI^{BR}$ となる。

づくバイアスが存在する可能性がある。したがって、われわれはこれらの変数も説明変数として採用している。

なお、各変数のデータの出所は以下の通りである。

X : 輸出数量 - *conjuntura econômica* 各版

PX^{\$} : ドル表示輸出価格指数 - *conjuntura 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 [7], p. 220

T : 税制上優遇指数 - Tyler [7], p. 220

O : 工業生産水準指数 - Tyler [7], p. 352

LA : LAFTA関税譲許累積件数 - ALALC, *Sintesis, Suplemento*

Na 14, Sep. - Oct. 1976

IV 推定結果

推定結果は第3・第4表にまとめられている。推定は、1968年からの構造の変動を考慮して、1963～67年と1968～72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。() は t 値であり、 \bar{R}^2 は自由度修正済決定係数、D. W. はダービン・ワトソン値である。

まず、1968～72年についてみてみよう。すべ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、 \bar{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

第3表 推定結果 63年～67年

説明変数 推定式	P_{t-1}	T_{t-1}	PT_{t-1}	RE_{t-1}	LA_t	OT_t	DM	X_{t-1}	\bar{R}^2	D・W
1.	0.2807 (1.0956)	-0.0434 (-0.0294)					-0.2500 (-1.5170)	0.7106 (2.9476)	0.2957	2.3712
2.			0.2712 (1.0822)				-0.2423 (-1.4162)	0.6853 (3.4235)	0.3380	2.3195
3.	0.2336 (0.9063)	-0.1319 (-0.0901)		-0.0049 (-1.1801)			0.1965 (-1.0655)	0.6537 (2.6726)	0.3071	2.3198
4.			0.2223 (0.8838)	-0.0049 (-1.1481)			-0.1880 (-1.0691)	0.6245 (3.0465)	0.3519	2.2636
5.	0.0673 (0.2186)	-1.6015 (-0.8255)			0.9713 (1.2083)		-0.2754 (-1.5497)	0.5922 (2.3078)	0.3184	2.4506
6.			0.1269 (0.4198)		0.5451 (0.8682)		-0.2406 (-1.3942)	0.5553 (2.2099)	0.3271	2.2079
7.			0.2376 (0.8864)			0.5880 (0.4503)	-0.2264 (-1.2678)	0.6266 (2.5729)	0.3007	2.2118

第4表 推定結果 68年～72年

説明変数 推定式	P_{t-1}	T_{t-1}	PT_{t-1}	RE_{t-1}	LA_t	OT_t	DM	X_{t-1}	\bar{R}^2	D・W
1.	1.4995 (2.0520)	1.9653 (2.0896)					-0.1540 (-2.9401)	0.3320 (2.2257)	0.8924	2.2010
2.			1.6908 (4.8259)				-0.1509 (-3.0029)	0.3500 (2.5822)	0.8987	2.2643
3.	1.4077 (2.0926)	1.3328 (1.4397)		-0.0046 (-1.8962)			-0.1444 (-2.9839)	0.4821 (3.0477)	0.9093	1.9636
4.			1.3728 (3.8486)	-0.0046 (-2.0042)			-0.1443 (-3.1401)	0.4807 (3.4400)	0.9158	1.9601
5.	1.5182 (1.9933)	2.0335 (1.9884)			-0.1987 (-0.2190)		-0.1512 (-2.7128)	0.3394 (2.1459)	0.8846	2.2101
6.			1.7202 (4.2827)		-0.1481 (-0.1701)		-0.1486 (-2.7652)	0.3368 (2.4446)	0.8914	2.2101
7.	1.7139 (2.1988)	0.5311 (0.2748)				0.5004 (0.8519)	-0.1629 (-3.0220)	0.2609 (1.5151)	0.8903	2.2462
8.	1.9867 (3.0989)					0.9481 (4.6443)	-0.1629 (-3.0732)		0.8881	2.0058

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とき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。これらは、1968年から急速に稼働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。西向、Tyler の仮説が正しいとするならば、specification を失敗したとみなすべきである。

工業生産トレンド(OT)は、 T_{t-1} 、 X_{t-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。

季節調整変動(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_{t-1})も有意であり、部分的調整メカニズムが妥当することを物語っている。⁽⁸⁾ここで X_{t-1} の係数値を(1)~(6)式の平均値で代表させると

(8) 説明変数として X_{t-1} を追加することにより、すべての推定式で決定係数は改善している。

0.3867となる。これより、(3)式の X_{t-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。ちなみに r を用いて長期の価格弾力性を求めると、

短期 1.4～2.0

長期 2.3～3.3

である。

次に、1963～67年に関しては、いずれも \bar{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。1963～67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。

(1) 1968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かったことに対し、ブラジルは高インフレであったことを考慮すると、1963～67年の推定において価格変数が有意でないことはこの期間に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この期間にはいまだその効果を発揮するにいたっていなかったと考える。

(4) 不況効果とLAFTA効果に関しては、理論的にこの期間における最も重要な決定因と考えられるので、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働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) 季節の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。この期間においても部分的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1968～72年のそれ(0.6133)に比してかなり小さい。このことは、1963～67年には輸出供給の時間的反応が緩慢であったが、1968～72年にはより敏感となり、それだけ輸出供給態度に構造的な変動があったことを物語っている。

V むすびにかえて

本章は、ブラジルの工業製品輸出を決定した諸要因について、西向, Tylerの研究で重要視されたいくつかの要因に基づいて、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) 西向, Tyler が重視する諸要因のいくつかは、1968～72年のみに妥当する。

(2) 1963～67年、1968～72年のそれぞれの期間には輸出供給態度に関し、明らかに構造的相違が存在している。

(3) 1968～72年の輸出を説明する有意な変数は、 P 、 T 、 OT 、 DM 、 X_{t-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) 輸出供給行動には部分的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、1968～72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1968～72年の期間においてはおよそ短期弾力性が1.4～2.0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) 1968～72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。

参 考 文 献

- [1] Cooper, R. A., K. Hartley and C. R. M. Harvey, *Export Performance and the Pressure of Demand, A Study of Firms*, George Allen and Unwin Ltd., 1970.
- [2] Khan, M. S., "Import and Export Demand in Developing Countries," *Staff Papers*, Nov. 1974.
- [3] Kreinin, M. E., "Disaggregated Import Demand Functions - Further Results," *Southern Economic Journal*, July 1973.
- [4] Leamer, E. E. and R. M. Stern, *Quantitative International Economics*, Allyn and Bacon, Inc., 1970.
- [5] 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.
- [6] Turnovsky, S. J., "International Trading Relationships for a Small Country: The Case of New Zealand," *Canadian Journal of Economics*, Nov. 1968.
- [7] Tyler, W. G., *Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil*, Kieler Studien, No. 134, 1976.

第7章 工業製品輸出の基本原則

I はじめに

一般的に、狭隘な国内市場に直面する開発途上国が、工業化を推進し輸出産業を保有するに至ることは、きわめて困難であるとされる。しかし、国内産業の市場構造が非競争的で、国内市場と輸出市場の間に市場差別が可能である場合には、たとえ国内市場が狭隘であっても輸出が可能となるケースが存在する。すなわち、企業レベルもしくは産業レベルでの価格差別に基づいた輸出行動（いわゆるダンピング）が行なわれる場合に他ならない。筆者は、ブラジル経済が急激に工業製品輸出を拡大しえた理由には、このような基本原則ともいうべき背景があったことを重視している。したがって、本章の目的は価格差別に基づいた輸出行動を分析し、開発途上国の輸出の可能性に対するインプリケーションを検討することにある。なお、本章の議論は理論的分析であることから、ブラジルを含め開発途上国一般に妥当しうものとして展開されている。

ところで開発経済論において、これまで、開発途上国の工業製品輸出について多くの関心が寄せられてきた。しかし、これらの研究は主として開発政策や貿易政策と関連したマクロ的分析であり、その基礎となる企業の輸出行動、すなわち、ミクロ的側面に関してはほとんど注意が払われてこなかった。企業の輸出行動に関し、これらのマクロ的分析においては一般的に完全競争の仮定がおかれ、いわゆる price taker としての企業が輸出にたずさわるとして分析されている。しかしながら、開発途上国（特にラテン・アメリカのいくつかの国々）には以下に述べるような状況が存在しており、企業の輸出行動を分析するにあたり、完全競争を仮定するのは妥当ではない。

(1) 工業化を実現するために国内市場は関税・数量制限などにより外国の競

争から高度に保護されている。

(2) 生産設備の最適生産規模との相対関係において国内市場規模が狭隘であるため、多数企業が市場を分割すれば個別需要曲線は利潤を保証しえないことになり、したがって、企業数は著しく制限されざるをえなくなっている。

(3) 国内市場の地域間統合が不十分な場合、一国全体としては同一産業に多数の企業が存在しても個々の企業はいわゆる local monopoly として独占力⁽¹⁾を行使しうる。

(4) 新産業は政府企業や外国企業によって設立される場合が多く、その市場構造は著しく非競争的で容易に参入しえない。

以上のように、開発途上国においても伝統的工業部門はともかくとして、その他の工業部門においてはその市場構造が非競争的である場合が存在し、したがって、開発途上国の工業製品輸出を分析するにあたっては、そのミクロ的行動に関し不完全競争下で分析しておくことは重要な意味を有しているであろう。

これまで、不完全競争企業による輸出行動に関する理論的分析としては、主として独占企業の価格差別（ダンピング）という側面で扱われてきた。われわれもこれらの議論の成果を利用し、不完全競争の一つの形態としての独占企業による輸出行動のケースで分析をすすめるであろう。もちろん、寡占や独占的競争などの独占以外の不完全競争下での分析は今後の重要な課題であるが、独占の場合についても、これまで、その価格差別行動に関する分析がもつ開発途上国の輸出可能性に対するインプリケーションを明示的に議論したものは数少ない。本章では、価格差別に関するこれまでの議論に非負の利潤条件が新たに導入され、これを用いて輸出が可能となるいくつかのケースを分析し、開発途上国の輸出可能性へのインプリケーションを探るであろう。次に、輸出が可能となる場合について比較静学分析がなされるが、これには、ブラジルの実証研

(1) J. M. Hunter and J. W. Foley (8) 参照。

究によって明らかとされたいいくつかの工業製品輸出拡大要因が考慮され、これらの諸要因が独占企業の価格差別というフレームにおいてはどのように輸出に影響するかが分析されるであろう。

II 価格差別による利潤極大化 (1)

まず、分析の基礎となる独占企業の価格差別による利潤極大化の議論を簡単にフォローしておこう。⁽²⁾ 当該企業が2つの市場において独占的供給者であり、両市場間で価格差別が可能である場合これを実施したときの利潤極大化は以下の如く示される。企業の総利潤は2つの市場からの総収入と総費用の差である。

$$\Pi = p_1 q_1 + p_2 q_2 - C(q) \quad \dots\dots\dots (1)$$

ただし、 Π : 総利潤

p_i : 第 i 市場販売価格 ($i = 1, 2$)

q_i : 第 i 市場販売量

C : 総費用

q : 総販売量 (= 総生産量)

$$q = q_1 + q_2$$

$$p_i = p_i(q_i) \quad dp_i/dq_i < 0, \quad d^2 p_i/dq_i^2 < 0$$

$$R_i = p_i \cdot q_i \quad dR_i/dq_i > 0, \quad d^2 R_i/dq_i^2 < 0 \quad (3)$$

利潤極大の一階の条件は、

$$\frac{\partial \Pi}{\partial q_i} = \frac{\partial R_i}{\partial q_i} - \frac{\partial C}{\partial q_i} = R'_i - C'_q = 0$$

$$\therefore R'_1 = R'_2 = C'_q \quad \dots\dots\dots (2)$$

(2) J. M. Henderson and R. E. Quandt [7] を参照した。

(3) $dp_i/dq_i < 0, \quad d^2 p_i/dq_i^2 < 0$ が仮定されれば、 $d^2 R_i/dq_i^2 = d^2 p_i/dq_i^2 q_i + 2 dp_i/dq_i < 0$ である。

であり、各市場における限界収入は産出量全体の限界費用に等しくなければならない。2つの市場の限界収入が等しくない場合には、企業は限界収入の低い市場から高い市場へ単に販売量を移転することによりその総収入を増加しうる。

今、2つの市場における需要の価格弾力性を ε_i (ただし、 $\varepsilon_i = -\frac{dq_i}{dp_i} \cdot \frac{p_i}{q_i}$)とすると、限界収入は

$$R'_i = \frac{dp_i}{dq_i} q_i + p_i = p_i \left(1 - \frac{1}{\varepsilon_i} \right) \quad \dots\dots\dots (3)$$

であり、仮定より $R'_i > 0$ であるから、独占企業は両市場においてその需要曲線の弾力的($\varepsilon_i > 1$)な点を選ぶことがわかる。また

$$\frac{p_1}{p_2} = \frac{1 - \frac{1}{\varepsilon_2}}{1 - \frac{1}{\varepsilon_1}}$$

より、需要の弾力性の大きい市場に低い価格がチャージされる。

利潤極大の二階の条件は、この場合のヘッセ行列式

$$\begin{vmatrix} R''_1 - C''_q & -C''_q \\ -C''_q & R''_2 - C''_q \end{vmatrix}$$

の主小行列の符号が負からはじまり、交互に符号をかえることである。

これより

$$R''_1 - C''_q < 0$$

$$(R''_1 - C''_q)(R''_2 - C''_q) - (C''_q)^2 > 0$$

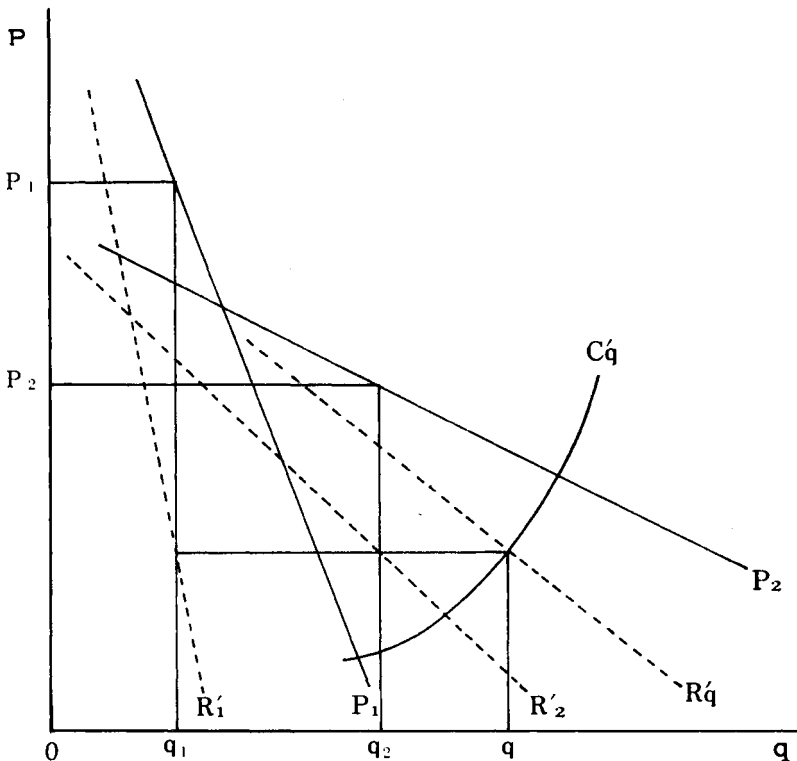
であり、

$$R''_2 - C''_q < 0$$

が求まる。すなわち、各市場の限界収入の増加率は産出量全体の限界費用の増加率より小さくなければならない。ここでは、仮定より $R'_i < 0$ であるので、限界費用増 ($C'_q > 0$) のケースでは二階の条件が問題なく成立するが、限界費用減 ($C'_q < 0$) のケースにあっても $R'_i - C'_q < 0$ が満たされる限り、すなわち、限界費用曲線が限界収入曲線を下側から切る限り、独占均衡が存在しうる。

さて、図1では限界費用増のケースが示されている。ただし、 P_i 曲線は簡単化のために直線であり、 R'_q 曲線は R'_1 曲線と R'_2 曲線を水平方向に加えたものである。もちろん、限界費用減のケースも図示しうるがここでは省略する。

図 1



Ⅲ 価格差別による利潤極大化（2）

2つの市場のうち1つの市場が外国市場である場合、すなわち独占企業が価格差別下で輸出に従事するケースを考慮しよう。まずこの場合の仮定を明らかにしておこう。

(1) 国内の当該産業には独占企業のみか、もしくは独占企業と同一の行動をとる少数企業からなる集団が存在する。

(2) 企業は国内販売と輸出に従事し、価格差別下で利潤を極大とする。このとき市場差別のコスト（例えば、輸送費、市場開拓コスト、輸出仕様のコスト）はゼロとする。

(3) 国内市場と外国市場は禁止的輸入制限政策によって遮断されている。これにより、輸入もしくは再輸入を防ぎ、価格差別が可能となる。

(4) 外国市場においては price taker である（小国の仮定）。

(5) その他の外部性、市場の歪みは存在しない。

さて、国内市場（以下、添字1で示す）においては独占力を行使しえても、外国市場（以下、添字2で示す）においては price taker である場合、企業の総利潤は、

$$\Pi = p_1 q_1 + p_2 q_2 - C(q)$$

$$\text{ただし、 } p_1 = p_1(q_1) \quad dp_1/dq_1 < 0, \quad d^2 p_1/dq_1^2 < 0$$

$$p_2 = \bar{p}_2$$

$$R'_1 > 0, \quad R''_1 < 0$$

$$R'_2 = \bar{p}_2, \quad R''_2 = 0$$

であり、利潤極大の一階の条件は、(2)式より

$$R'_1 = p_2 = C'_q$$

または、(3)式より $\varepsilon_2 = \infty$ を考慮して

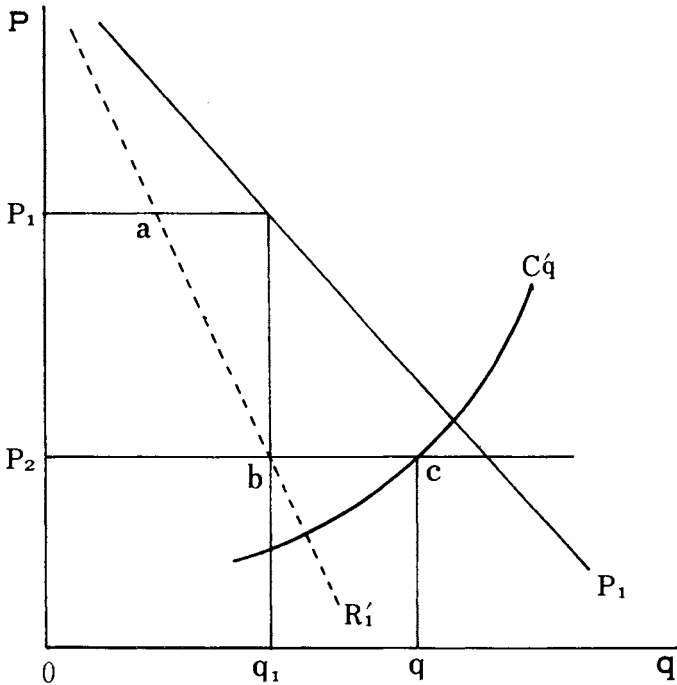
$$p_1 \left(1 - \frac{1}{\epsilon_1}\right) = p_2 = C'_q$$

である。したがって、国内市場における限界収入と輸出価格は産出量全体の限界費用に等しくなくてはならない。

また、二階の条件は、

$$\begin{cases} R'_1 - C'_q < 0 \\ C''_q > 0^{(4)} \end{cases}$$

図 2



(4) $(R'_1 - C'_q)(R'_2 - C'_q) - (C'_q)^2 > 0$ より $R'_1 < 0$, $R'_2 = 0$ を考慮すると
 $-R'_1 C'_q > 0$
 $\therefore C''_q > 0$

となる。したがってここで注意しなければならないことは、前節と異なり小国のケースにおいては外国市場は完全競争下にあるので、限界費用が逡増するケース ($C'_q > 0$) でないと独占均衡が存在しないことである。もし、限界費用が逡減するとするならば、利潤を極大とするためには輸出を無限に拡大しなければならないこととなり、独占均衡は存在しない。

小国の場合は、図2で示されている。ただし、この場合限界収入曲線は a b c の如く屈折し、輸出は $q_2 = q - q_1$ で示される。

IV 非負の利潤条件

以後は小国のケースを扱うが、企業の行動に利潤極大化に加えて非負の利潤条件が追加されるであろう。短期的には企業にとって固定費用は一定であり、総収入が可変費用を上回る限り負の利潤であっても操業を続ける方が有利である。他方、長期的には企業にとって生産設備は可変であり、短期の場合の固定費用に相当するものは存在せず、利潤がゼロ以下である企業は長期にわたって操業を続けることはできない。したがって、利潤極大条件が必ずしも非負の利潤を保証しない以上、これに加えて非負の利潤条件が長期的には必要である。したがって、以後の分析は長期的独占均衡についてであり、費用関数はいわゆる正常利潤を含む長期費用関数であり、企業は生産設備の規模を任意に選択できるとする。

さて、1市場における独占の場合、非負の利潤条件は、利潤方程式

$$\begin{aligned} \Pi &= pq - C(q) \\ &= q(p - C(q)/q) \end{aligned}$$

より

$$p \geq C(q)/q$$

と表わしうる。これは需要曲線が平均費用曲線を上回る範囲で独占均衡が成立していなければならないことを意味しており、ちょうど完全競争企業における

長期供給曲線が、限界費用曲線の平均費用曲線との交点より右側の部分であるということに対応している。

2市場における価格差別独占の場合、非負の利潤条件は

$$\begin{aligned} \Pi &= p_1 q_1 + p_2 q_2 - C(q) \\ &= p_1 + q_2 \end{aligned}$$

より

$$\Pi = q_1 \left[p_1 - \left\{ \frac{C(q) - p_2 q}{q_1} + p_2 \right\} \right] \geq 0$$

であり、従って

$$p_1 \geq \frac{C(q) - p_2 q}{q_1} + p_2 \quad \dots\dots\dots (4)$$

となる。ただし、ここでは国内市場、外国市場ともにプラスの販売量が可能となるための前提条件

㊤ p_2 曲線は p_1 曲線と必ず交点をもつ (このとき p_2 曲線は限界収入曲線 R'_1 と必ず交点をもち $q_1 > 0$ が保証される)

㊦ p_2 曲線は、限界収入曲線 R'_1 と産出量全体の限界費用曲線の交点を下限とする ($q_2 > 0$ が保証され、この下限以下では輸入することになる) が満されているものとする。

さて、(4)式は以下の如く解釈しうるであろう。費用関数と輸出価格 p_2 が与えられると利潤極大の一階の条件のうち、 $R'_2 (= p_2) = C'_q$ より総産出量 q と総費用 $C(q)$ が決まる。これより(4)式右辺の分子 $C(q) - p_2 q$ が決まり、今これを $L(p_2) = C(q) - p_2 q$ とおくと(4)式は

$$p_1 \geq \frac{L(p_2)}{q_1} + p_2 \quad \dots\dots\dots (4')$$

と書きかえられる。したがって、この $L(p_2)$ は所与の p_2 によって決定されているから、(4') 式の右辺は任意の q_1 に対して双曲線 ($q = 0$ をたて軸、 $p = p_2$ を

よこ軸とする)を描くことになる。一方、(4')式左辺は $p_1 = p_1(q_1)$ であるから、結局、 p_1 曲線が双曲線より上方に位置する領域が非負の利潤を保証することになる。もちろん、このような非負の利潤領域が存在するためには、議論が第1象限に関してであり、国内需要曲線(連続かつスムーズ)が右下りであることを考慮すると、双曲線と p_1 曲線とが交点もしくは接点をもつことが必要である。

ところで、一階の条件のうち $R_1' = C_1'$ より決定される q_1 は、非負の利潤領域が存在する限り、常に非負の利潤領域内に存在するであろう。なぜなら、国内市場における収入曲線 R_1 が仮定より $R_1'' < 0$ を大域的に満たす限り、利潤を極大かつ最大とする均衡点がただ1つ存在し⁽⁵⁾、したがって非負の利潤領域が存在するならば、利潤を最大とする利潤極大均衡点が必ずこの非負の利潤領域内に存在するからである。結局、非負の利潤条件は $R_1'' < 0$ が大域的に満たされる限り、国内需要曲線 p_1 と外生的に (p_2 によって) 決定される双曲線が交点もしくは接点をもてば、利潤極大化行動のもと常に満たされることになる。以下、われわれはこの双曲線を「非負の利潤曲線」と呼ぶであろう。

要するに、この「非負の利潤曲線」が意味することは企業にとっての損益分岐曲線であり、ここでは長期的な議論であるので企業にとっての操業継続、停止を決定する曲線でもある。

(5) 連続かつスムーズな関数 $f(x)$ について、ある区間で $f''(x) < 0$ のときには、 $f(x)$ はその区間で狭義の凹関数であり、また最大値のための二階の条件を満たしている。また、 $f(x)$ がある区間で狭義の凹関数であれば、この区間内に一階の条件をみたす点はただ1つしか存在しない。したがって、ある区間において、二階微分可能な狭義の凹関数がその区間内の一点で一階の条件を満たすことは、その点で最大値が存在するための必要かつ十分条件である。したがって、ここでは大域的に $R_1'' < 0$ が仮定されているので、一義的な大域的な最大値が存在する。

V 輸出可能な3つのケース

さて、Ⅲ、Ⅳでは小国の仮定のもと、独占企業が国内市場に差別価格を実施した場合の利潤極大条件と非負の利潤条件をみてきたが、これらの条件が満たされる場合、輸出価格 p_2 、平均費用曲線 AC、国内需要曲線 d_1 の位置に応じて輸出販売が可能となる3つのケースが存在する。以下では、非負の利潤曲線を使って図的に分析し、開発途上国の輸出可能性へのインプリケーションを検討してみよう。なお、併せて経済厚生についても若干の言及がなされるであろう。

〔A〕 $\min AC > P_2$ のケース

平均費用の最低点が p_2 より上方に位置する場合、輸出それ自体は負の利潤しか生まない。しかしながら、独占企業は国内市場で差別価格を実施し非負の利潤をあげることが可能である。この場合、更に2つのケースが考えられる。

〔A-1〕 国内市場のみを対象としたとき負の利潤しか生まないケース

すなわち、国内市場の限界収入曲線 R'_1 と限界費用曲線 C'_q の交点 q^* において、常に平均費用曲線が d_1 曲線より上方に位置する場合である。この場合、国内市場のみに、または輸出市場のみに販売すれば負の利潤しか得られず企業は操業を開始しえないであろう。しかしながら、両市場に同時に販売し、価格差別を実施するならば非負の利潤を得ることが可能である。

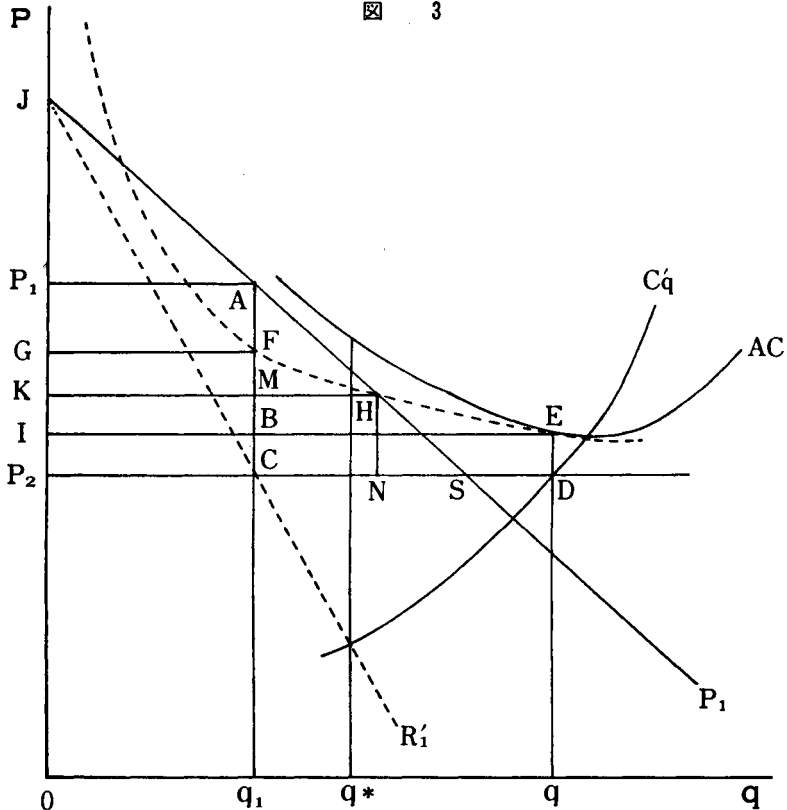
図3においては、⁽⁶⁾ 輸出販売による負の利潤は $BEDC$ である。ところで、⁽⁷⁾

(6) AC曲線と双曲線はE点で必ず接する。E点の表わす生産量 q において、AC曲線は $f(q) = \frac{C(q)}{q}$ であり、双曲線は $h(q) = \frac{C(q) - p_2 q}{q} + p_2$ であるので、 $f(q) = h(q)$ 、

$f'(q) = h'(q)$ が成立している。ところで、AC曲線と双曲線の位置関係は費用関数を特定化しなければ一義的には決定されない ($f(x) \geq h(x)$, $f'(x) \geq h'(x)$) が、議論の本質にはさほど影響しない。しかし、若干の注意が必要である。図3とは逆にAC曲線が双曲線より常に下位にある場合は〔A-2〕のケースに含まれるであろう。

(7) p_2 が $\min AC$ に近づく程、輸出による負の利潤は小さくなり、双曲線と原点(この場合、 $q=0$, $p=p_2$) の間の面積が小さくなり、従って双曲線は下方にシフトすることになる。このことは、 p_2 が $\min AC$ に近い程、非負の利潤領域が大きいかを示している。

図 3



曲線の性質より $I E D P_2 = G F C P_2$ であり、したがって $B E D C = G F B I$ である。国内販売による利潤 $P_1 A B I$ から輸販売による利潤を差引くとネットのプラスの利潤（極大である） $P_1 A F G$ が生じていることがわかる。このケースでは、輸販売量は $C D$ であり、国内販売量は $P_2 C$ である。

したがって、〔A-1〕のケースは、輸販売それ自体負の利潤を生み、また国内販売に専念しても負の利潤しか生まないにもかかわらず、価格差別のもと両市場を対象とすることにより平均費用が低下し（規模の経済性）、このことが、非負の利潤を生み国内販売・輸販売ともに同時に可能となるケースである。このケースを開発途上国にあてはめれば以下のごとくに解しうるであろう。

すなわち、適正な生産規模に比して国内市場規模が狭隘で、国内市場のみを対象とした場合（例えば、輸入代替）には企業の設立が不可能であっても、政府が国内市場を外国の競争から遮断し、企業に価格差別を許せば、輸出市場をも対象とすることによって需要ネックが排除され、規模の経済性が生産費を低減させ、これが利潤を生みだし、当初より輸出可能な企業すなわち産業の設立が可能となるケースである。⁽⁸⁾

ところで、国内販売が $P_2 C$ の水準にあっては国内の消費者の厚生は最適でないことは明らかである。国内販売が $P_2 C$ のときの消費者余剰は $J A P_1$ である。今、政府が企業の価格差別に介入したとし、 K の水準⁽⁹⁾にまで国内販売価格を低下させたとすると、消費者余剰は $P_1 A H K$ だけ増加し、生産者余剰は P_2 曲線の上方の部分についてみれば $P_1 A C P_2$ より $K H N P_2$ へと変化する（生産者余剰自体は減少する）から、結局 $A H N C$ の厚生が増大が可能となる。もちろん、価格水準 K は社会的最適を達成していない。 K を下回る価格では企業は操業を停止してしまうことを考慮すると、 K を下回る価格では生産者に対して補助金が必要となる。今、生産者に $K H N P_2$ の補助金を与え、国内販売価格を P_2 の水準にまで低下させると、消費者余剰は $J S P_2$ となり（補助金を含む生産者余剰は変化しない）、いわゆる社会的限界評価（ ρ_1 曲線⁽¹¹⁾）と社会的限界費用⁽¹²⁾（ P_2 の水準である）が一致するところで消費が可能となり、社会的最適が実現される

(8) もちろん、ここでは輸出競争力に関し価格面（生産費）のみに焦点をあてた分析となっているので、品質、マーケティング等のその他の競争力要因は無視されている。しかし、政府企業や外国企業が新産業を設立する場合、その他の競争力要因は十分満されうる可能性が大きいので、議論は非現実的とは言えない。さらに、当然のことながら、生産設備の規模に関し技術的制約（不可分割性）が存在し、これに比して市場規模が狭隘な産業（例えば、資本集約的産業）に関する議論である。

(9) 企業にとってはゼロ利潤、すなわち損益分岐点にあることはいうまでもない。

(10) 例えば、関税を引下げることによって国内販売価格の引下げが可能となる。この場合であると関税率を $t = K \rho_2 / \rho_1$ にすればよい。

(11) 国内需要曲線はいわゆる所得補償的なものであるとする。

(12) その他外部性、市場の歪みは存在しないと仮定されているから、社会的費用 = 私的費用である。

であろう。このとき、補助金が消費者余剰から移転されるとしても、Kの価格水準に比べてH S Nの消費者余剰の増大となっている。ただしこの場合、S点がD点より右側に位置すれば社会的最適を達成するためには輸入しなければならないであろう。

〔A—2〕 国内市場のみを対象としたとき非負の利潤を生むケース

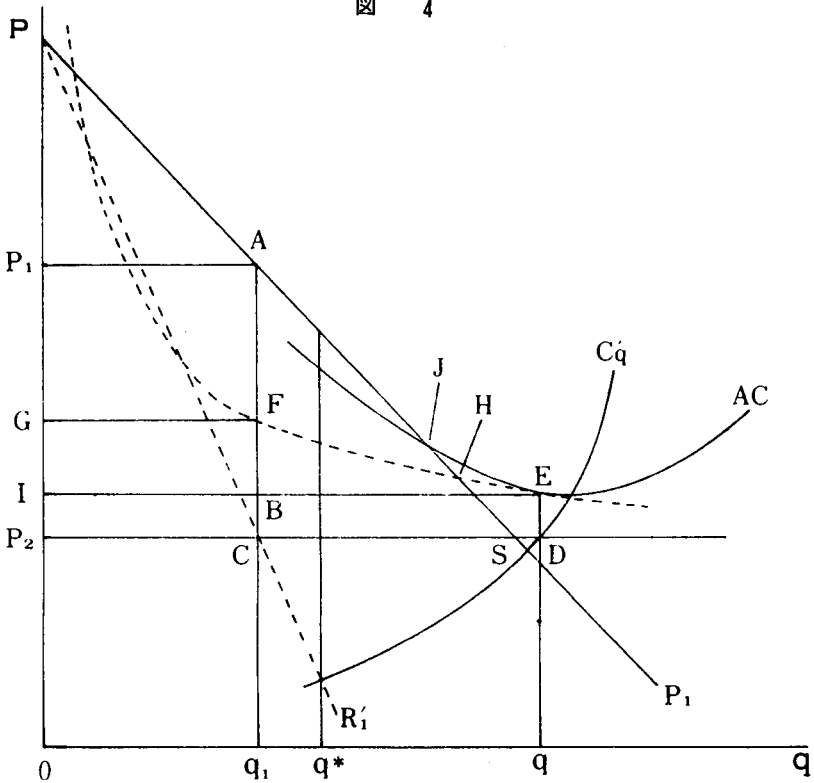
すなわち、国内市場の限界収入曲線 R_1' と限界費用曲線 C_0' の交点 q^* において、常に平均費用曲線が p_1 曲線より下方に位置する場合である。この場合、既に国内販売 q^* が可能であるが、他方、輸出販売はそれ自体利潤を生まず、価格差別なくしては輸出されないであろう。

図4においては、輸出販売による負の利潤はBEDCであり、価格差別のもと国内販売とのネットの利潤は $P_1 A F G$ である。ところで、企業が輸出販売を開始するためには既に国内販売 q^* でプラスの利潤を得ているのであるから、この利潤よりも国内販売と輸出販売を合わせたネットの利潤 $P_1 A F G$ の方が大き⁽¹³⁾くなくてはならない。もちろん、ここでの議論の範囲ではどちらが大きくなるかは一義的には決定しえないが、 p_2 曲線が平均費用曲線の最低点に近いほどネットの利潤の方が大きくなる可能性が強⁽¹³⁾いであろう。

さて、上のケースで輸出可能な場合を開発途上国についてみれば以下の状況があてはまるであろう。既に国内市場規模が十分に発達しているか、又は、経済統合などにより十分な市場が獲得されて産業設立が可能となっているが、依然として輸出競争可能なコストを実現するには不十分な市場規模・生産規模でしかない場合である。すなわち、輸入代替の段階で、依然として十分に輸出可能な産業として成長していないケースであろう。したがって、このような状況にあっても価格差別によって輸出販売が可能となることを〔A—2〕のケース

(13) ネットの利潤が小さい場合でも、補助金を与えることによって輸出販売が可能となるであろう。

図 4



は示唆するものである。¹⁴⁾

社会的厚生に関しても〔A-1〕と同様の議論が可能であるが、次の2点が重要である。

①企業に利潤極大化を許す場合、消費者にとっては企業に国内販売に専念させる場合 (q^*)の方が、企業に輸出販売にも従事させる場合より有利である。必ず $q^* > q_1$ であり、消費可能量は大きい。これに対し、〔A-1〕のケースでは、企業に輸出販売にも従事させなければ企業は生産を開始せず、消費者にと

(14) 経済統合の場合、域内において独占的供給者であれば域外と域内間に価格差別が可能である。

ってはまったく不利であった。もちろん、ここでは消費可能量に関し輸入は考慮されていない。

②国内市場での企業の price charge に独占利潤がゼロとなる点まで介入する場合、国内販売に専念しているケース（J点まで）と輸出販売にも従事しているケース（H点まで）とでは、どちらが消費者にとって有利であるかは平均費用曲線と双曲線の位置関係で決まる。図4においてはAC曲線が双曲線より上方にあるのでH点の方が消費者にとって有利である。

〔B〕 $P_2 \geq \min AC$ のケース

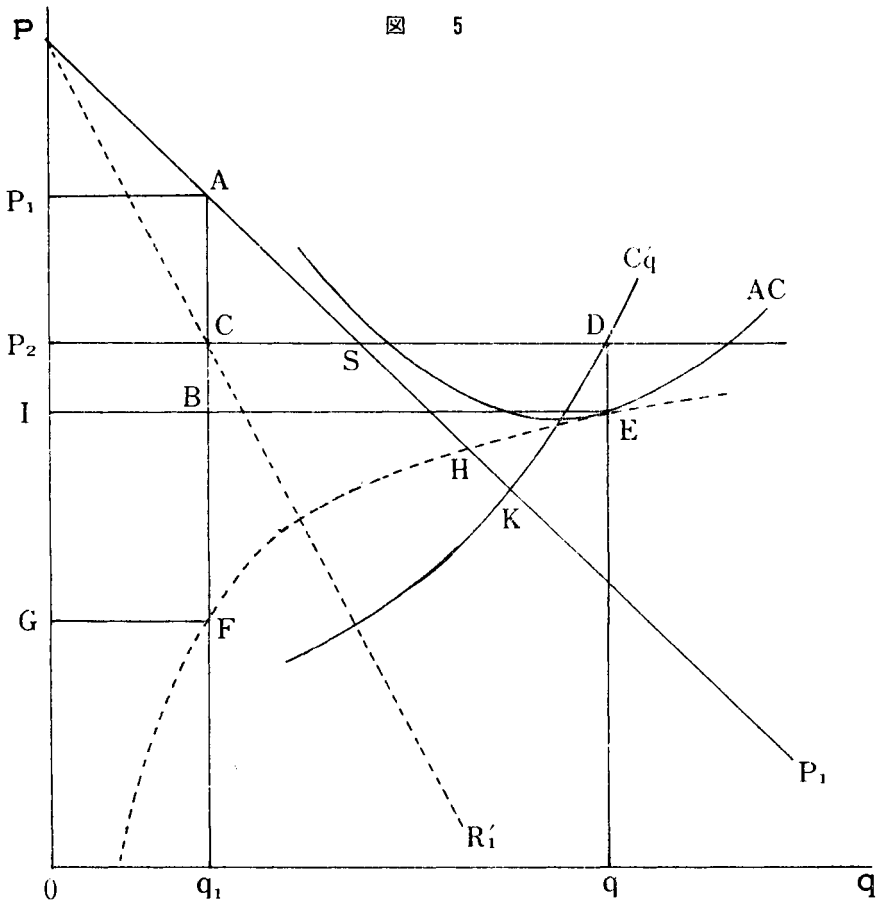
輸出価格が平均費用曲線の最低点より上方に位置する場合、限界費用曲線が平均費用曲線を上回ることから、常に輸出自体非負の利潤を得ている。国内販売についても差別価格 $p_1 > p_2$ より当然正の利潤を得ている。したがって、この場合の総利潤は常に正である⁽¹⁵⁾。図5におけるように双曲線は p_1 曲線と必ず交わり、総利潤は輸出販売による利潤 $CDEB = IBFG$ と国内販売による利潤 P_1AFG の合計 P_1ABI として表わされる⁽¹⁶⁾。

ところで、〔B〕のケースも〔A〕と同様に、国内市場のみを対象としたときプラスの利潤を生むか、マイナスの利潤を生むかによってケース分けしうる。開発途上国へのインプリケーションを探るとすれば興味あるのは後者のケースである（前者は通常のダンピングの分析で暗黙裡に仮定されるケースにはかならない）。図5ではAC曲線は常に p_1 曲線より上方に位置しており、国内市場のみを対象としたときにはマイナスの利潤でしかあり得ない。したがって、国

(15) (4)式は $p_2 \geq C(q)/q$, $p_1 > p_2$ の時常に成立する。

(16) ここではⅢで仮定として p_1 曲線と p_2 曲線が交点をもつ場合に限定されているが（仮定④, p.59）、輸出自体がプラスの利潤をもつ〔B〕の場合、政府の介入が仮定されるならば必ずしもこの仮定を必要としない。図5において、 p_1 曲線が p_2 曲線と交点をもたず、 p_2 曲線より下方に位置し、例えば、BFの間を通る場合（図示されていない）、 q_1 の国内販売（マイナス利潤）がなされても（政府が介入しなければ企業は輸出のみに従事するであろう）、依然としてネットの利潤は正である。国内販売による負の利潤を輸出による正の利潤によって補うケースであり、いわゆる逆ダンピングのケースになる。

図 5



内販売は輸出なくしては不可能であり、〔A—2〕のケースが国内販売なくして輸出が不可能であったこととちょうど逆の関係にある。このケースは、外国市場において価格競争が可能なケースであり、いわゆる当初より輸出志向的工業化をめざし、これに成功した諸国の一部の産業にあてはまるであろう。しかし、これらの諸国においても国内市場が依然として非常に狭隘であるならば、ここで想定するような費用条件をもつ産業に関しては、輸出なくして産業そのものの存在は困難であろう。

さて、輸出自体が利潤を生むケースは価格差別なくして輸出可能であり、政府は価格差別を可能とする関税等を撤廃すべきである。関税を撤廃すれば国内販売価格も P_2 となり、社会的限界評価と社会的限界費用が S 点で一致し社会的最適が実現される。また、〔A〕のケースでみたように、非負の利潤曲線と C_1 曲線の交点 H の水準まで国内販売価格を低下させれば更に消費者余剰は増大するが、この場合、輸出販売による生産者余剰 SDK の減少が上回り、社会的にみて最適ではない。このことは、〔A〕とは逆にたとえ生産者に補助金を与えて H 点に対応する国内販売を可能としても、その補助金は消費者余剰の増分を上回ることを示している。

以上、独占企業の価格差別下で輸出がなされる3つのケースを検討してきたが、このうち〔A〕はいわゆるダンピングにより輸出が可能となるケースであった。また〔B〕は必ずしもダンピングを必要としないが、産業が存在するためには輸出が前提条件となるケースであった（注(16)の場合は逆ダンピングが必要である）。開発途上国にとって工業製品輸出とこれによる工業化が最大の急務であるとするならば、これらのケースはその実現に対して一つの示唆を与えるものである。また、現実においても、既に工業製品輸出をおこなっている開発途上国にあっては、独占的企業に関税や補助金等によって価格差別を許し、これによっではじめて輸出が可能となっているケースが存在するのではなからうか。しかしながら、このようなダンピング的輸出は国内の消費者（需要者）にとってその厚生を増大させる余地が存在することと、世界貿易を攪乱させる要因であり、あくまでも second best であることを忘れてはならない。

VI 輸出拡大要因の比較静学

以上では価格差別による独占均衡を分析し、このとき輸出がどのように可能となるかを分析してきた。次に、ブラジルにおいて確認された輸出拡大の諸要因が、独占による価格差別を仮定した場合、いかなる効果を持っているかを分

析してみよう。

ブラジルは1964年以後、急激な工業製品輸出の拡大を実現しているが、既に前章で議論されたようにこの時期の工業製品輸出拡大要因として以下の5つが一般的に認められている。⁽¹⁷⁾

- (1) 工業生産の拡大
- (2) 為替レートの小刻み切下げ
- (3) 輸出向生産への税制上の優遇措置
- (4) 不況効果（輸出ドライブ）
- (5) L A F T A効果

さて、われわれのモデルではこれらの諸要因は以下のような単純化で扱えるであろう。

(1') 全般的な工業生産の拡大は当該産業（ここでは独占企業）に対して外部経済効果をもたらす、また産業自体の拡大は技術的経験の蓄積や学習効果をもたらす、これらの要因は費用関数を下方へシフトさせるであろう。

(2') 輸出価格が外生的に与えられるとすると、為替レートの切下げは国内通貨表示の輸出手取りの増加に他ならない。

(3') 税制上の優遇は輸出補助金と同様の効果をもち、輸出版売額の一定割合の利潤の増加として扱いうる。

(4') 不況効果は国内需要停滞による輸出ドライブ効果であり、国内需要曲線の下方へのシフトとして捉えうる。

(5') L A F T A効果には関税譲許による直接的効果と輸出市場としての重要性を認識させたという間接的効果が存在するが、ここでは当該産業製品が関税譲許品目に含まれるのであれば価格差別化は不可能であるので考慮外におこな

(17) 理論的研究として Tyler [9], 西向 [11] が、また実証的研究として 西島 [12], [13] が挙げられる。

くてはならないが、⁽¹⁸⁾その他の品目であるならば、間接的効果があてはまるであろう。したがってLAFTA効果は外国需要曲線のシフトとして捉えることにする。

さて、シフト変数を考慮すると利潤方程式は以下の如くである。

$$\Pi = p_1(q_1, \alpha) \cdot q_1 + p_2 \pi \cdot q_2 - C(q, \beta) + r p_2 \pi \cdot q_2 \quad \dots\dots\dots (5)$$

ただし

α : 国内需要曲線のシフト・パラメーター

($\partial p_1 / \partial \alpha > 0$, $\partial^2 p_1 / \partial q \partial \alpha > 0$ と仮定)

β : 費用関数のシフト・パラメーター

($\partial C / \partial \beta = C'_\beta < 0$, $\partial^2 C / \partial q \partial \beta = C''_{q\beta} < 0$ と仮定)

r : 税制上の優遇パラメーター

($0 < r < 1$)

π : 為替レート (Cr/\$)

p_2 : 輸出価格 (ドル表示)

利潤極大の一階の条件は

$$\frac{\partial \Pi}{\partial q_1} = R'_1 - C'_q = 0 \quad \dots\dots\dots (6)$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial q_2} = (1+r)R'_2 - C'_q = (1+r)p_2\pi - C'_q = 0 \quad \dots\dots\dots (7)$$

であり、したがって

$$R'_1 = (1+r)p_2\pi = C'_q$$

が成立しなければならない。

利潤極大の二階の条件は、この場合のヘッセ行列式

(18) もちろんすべての関税譲許が互恵的譲許ではないので、その場合はこの限りでない。また、ここでは注(14)で述べたような域内において独占的供給者となるケースは考慮していない。

$$\begin{vmatrix} R_1'' - C_q'' & -C_q'' \\ -C_q'' & (1+r)R_2'' - C_q'' \end{vmatrix}$$

の主小行列式の符号が交互に負・正となるという条件であり、

$$R_1'' - C_q'' < 0$$

$$C_q'' > 0$$

が求まる。

さて、シフト変数の効果を求めよう。(6), (7)を全微分すると、

$$R_1'' dq_1 + \left(\frac{\partial^2 p_1}{\partial q_1 \partial \alpha} q_1 + \frac{\partial p_1}{\partial \alpha} \right) d\alpha = C_q'' dq + C_{q\beta}'' d\beta \quad \dots\dots\dots (8)$$

$$(1+r)p_2 d\pi + (1+r)\pi dp_2 + \pi p_2 dr = C_q'' dq + C_{q\beta}'' d\beta \quad \dots\dots\dots (9)$$

さらに $q = q_1 + q_2$ より

$$dq = dq_1 + dq_2 \quad \dots\dots\dots (10)$$

である。

さて、(8), (9), (10) より

$$dq = \frac{1}{C_q''} \left[(1+r)p_2 d\pi + (1+r)\pi dp_2 + \pi p_2 dr \right] - \frac{C_{q\beta}''}{C_q''} d\beta$$

$$dq_1 = \frac{1}{R_1''} \left[(1+r)p_2 d\pi + (1+r)\pi dp_2 + \pi p_2 dr \right] - \frac{1}{R_1''} \left(\frac{\partial^2 p_1}{\partial q \partial \alpha} q_1 + \frac{\partial p_1}{\partial \alpha} \right) d\alpha$$

$$dq_2 = \frac{R_1'' - C_q''}{C_q'' R_1''} \left[(1+r)p_2 d\pi + (1+r)\pi dp_2 + \pi p_2 dr \right]$$

$$-\frac{C_{q\beta}^*}{C_q^*}d\beta + \frac{1}{R_1^*} \left(\frac{\partial^2 p_1}{\partial q \partial \alpha} q_1 + \frac{\partial p_1}{\partial \alpha} \right) d\alpha$$

が求まる。符号は予想通りで以下の如くである。

	dq	dq_1	dq_2
$dp_2 > 0$	+	-	+
$d\pi > 0$	+	-	+
$d\alpha < 0$	0	-	+
$d\beta > 0$	+	0	+
$d\tau > 0$	+	-	+

したがって、輸出価格の上昇（ $p_2 \uparrow$ ）、為替レートの切下げ（ $\pi \uparrow$ ）、国内需要のシフト（ $\alpha \downarrow$ ）、費用関数のシフト（ $\beta \uparrow$ ）、税制上の優遇の増大（ $\tau \uparrow$ ）はすべて予想通り輸出 q_2 を増大させることがわかる。ただ、 p_2 、 π 、 τ はいずれも総産出量（総販売量）の増加、輸出販売の増加をもたらすが、国内販売量の減少をもたらすことに注意しなければならない。⁽¹⁹⁾また、 α は全体の産出量にはなんら影響せず、国内販売量と輸出販売量の配分に影響し、 β は全体の産出量を増加させるがその増加はすべて輸出の増加にむかうことがわかる。したがって、これらの輸出拡大要因はそれぞれ異なる効果を有していることが明らかとなった。

Ⅶ むすびにかえて

本章では、従来の独占企業の価格差別（ダンピング）の議論に非負の利潤条件を導入し、輸出が可能となるいくつかのケースを分析した。分析ツールは

(19) 特に為替切下げ政策、輸出優遇政策がもたらす消費者の厚生や物価への影響が考慮されなければならないことを示している。

非常にシンプルであるにもかかわらず、開発途上国の視点からの解釈を試みることによって、その輸出可能性に対するインプリケーションがひき出された。狭大な国内市場をかかえる開発途上国が工業化を達成するためには輸出市場が必要であり、ここで輸出を可能とするのが価格差別であった〔A-1〕。また、既に産業は存在しているが依然として生産性が低く輸出利潤が確保されない場合、輸出を可能とするのが価格差別であった〔A-2〕。さらに、輸出自体利潤をもつ場合は価格差別は必要としないが、国内供給がなされるためには依然として輸出市場が必要であるケースが分析された〔B〕。また、以上の独占の輸出行動を仮定した場合、輸出を拡大させる諸要因について比較静学分析がなされ、実証研究によって明らかにされた諸要因の理論的解釈が可能となった。これらの分析は、少し飛躍した議論をすれば、いわゆる輸出志向的工業化論への一つの理論的基礎を与えるものであろう。しかしながら、このような輸出行動に基づく限り、経済厚生上の問題点が多々含まれていることはいうまでもない。

ところで、残された課題は多い。独占以外の不完全競争の場合の分析や、開発途上国の工業製品輸出を可能としているダンピング以外のメカニズムの解明など重要な課題である。さらに、本章の議論に限定しても、通常よくなされるように、費用関数による利潤極大化ではなく生産関数による場合の一般化が必要であろうし、長期的均衡ではなく、企業が負の利潤であっても操業可能な短期的均衡への修正は議論をより現実的なものとするであろう。最後に、最も重要な課題として、このような基本原理がブラジルの工業製品輸出に、どの程度現実的意味をもって妥当するのかを明らかにすることが残されている。いうまでもなく、産業組織論などに基づく綿密な実証分析が必要である。

参 考 文 献

- [1] J. Artus, "The Behavior of Export Price for Manufactures", *IMF Staff Papers*, Nov. 1974.

- [2] G. Basevi, "Domestic Demand and Ability to Export", *Journal of Political Economy*, March / April 1970.
- [3] R. Caves and R. Jones, *World Trade and Payments*, Little, Brown and Company, 1973.
- [4] W. M. Corden, *Trade Policy and Economic Welfare*, Clarendon Press, 1974.
- [5] W. M. Corden, "Monopoly, Tariffs and Subsidies", *Economica*, Feb. 1967.
- [6] R. Cooper, K. Hartley and C. Harvey: *Export Performance and the Pressure of Demand*, George Allen and Unwin Ltd. 1970.
- [7] J. Henderson and R. Quandt, *Microeconomic Theory : A Mathematical Approach*, McGraw Hill, 1971.
- [8] J. Hunter and J. Forley, *Economic Problems of Latin America*, Houghton Mifflin Company, 1975.
- [9] W. G. Tyler, "On the Microeconomics of Manufactured Export Promotion in Less Developed Countries", *Economia Internazionale*, Agosto - Nov. 1974.
- [10] W. G. Tyler, *Manufactured Expansion and Industrialization in Brazil*, Kieler Studien, No.134, 1976.
- [11] 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.
- [12] 西島章次,「ブラジルの工業製品輸出決定因について」,『ラテン・アメリカ論集』, 1978年.
- [13] 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.

ブラジル経済の高度成長期の研究

昭和56年 9月24日 印刷

昭和56年 9月30日 発行

(非売品)

神戸大学助教授

著者 にし しま しやう じ
西 島 章 次

神戸市灘区六甲台町

発行所 神戸大学経済経営研究所

神戸市中央区中山手通7丁目5番7号

印刷所 有限会社 興文社
