經濟論叢

第八十九巻　第三號

スラッファの分析と一般均衡理論……菱　山　　泉　1

地域経済構造予測に対する産業連関
分析及び計量経済学モデルの応用………………
岡崎不二男
金子敬生　24

アメリカにおける
近代的製鉄業の成立……………………宮　永　昌　男　54

日本経済の消費構造……………………真　継　　隆　68

昭和三十七年三月

京都大學經濟學會

地域経済構造予測に対する産業連関分析及び計量経済学モデルの応用

岡崎不二男
金子敬生

一　問題と分析の方針

一・一　はじめに

近年、国の経済計画が逐次具体的な形をとるのに対応して、国内各地域でも、地方政府、即ち各都・道・府県又はそれらの合議体が主体となる、地域経済計画の作成が盛んに行われている。

国の経済計画たると、地域の経済計画たるとを問わず、およそ経済計画については計画推進の主体、計画目標及び計画期間の設定、及び計画実現のためのストラテジーの有効性等が問題にされなければならない。資本主義経済を前提とする経済計画の可能性や、いわゆる方法論的な検討は、小論の目的ではない。

国の経済計画に於ても、資本主義経済を前提とする経済計画の作成には、常に、経済のオートノミーに基いて実

現されるであろうと考えられる将来の予測が、客観的に行われることが何よりも先決問題である。地域経済計画についても、この点なんら変るところはない。それにもかかわらず、従来の地域経済計画の多くは、計画作成の基礎となる経済予測の手段を、素朴な積み上げ計算方式に求めるといった、恣意的要素の介入し易い方法に求めている。計画作成のための、客観的な予測方法の一試案を提示することが、この小論の一つの目的である。

他方、最近の地域経済計画は、地域経済構造の発展を目標とする場合が多く、それに伴って、予測も、グローバルな変数のみに留らず、産業部門別諸変数の予測が試みられることが多い。産業構造予測に適合した、多部門予測に、地域産業連関表の利用を試みようというのが、この小論の今一つの目的である。

一・二 方 針

われわれが解決を試みる問題は、地域経済構造の、比較的短期の予測である。

地域経済構造の定義自体、各種各様な論点を含んでいるが、経済計画を窮極の目標とする限り、経済構造の定量的側面を当面の対象とせざるを得ない。経済構造の定量的指標が、決してこれに尽きるというのではないが、何はさておき必要な指標として、産業部門別産出額や、産業部門別雇傭量、産業部門別附加価値額等があげられる。

このような理由から、小論では、地域経済の産業部門別産出額の短期予測の方法を取りあげることとする。以下に述べる方法に、今少しの計算を加えるならば、産業部門別雇傭量や、産業部門別附加価値額の予測も、レオンティエフ・システムの通常の操作を熟知する者にとっては極めて容易であることが、明かとなるであろう。

地域経済各産業部門の産出額予測には、地域産業連関表の利用を試みることとする。地域産業連関表の性質や、

その操作については、第二節で明かにする。

地域産業連関表を用いて、産業部門別産出額の予測値を求める場合には、まず地域の最終需要を予測することが必要であるが、従来の例では、この予測値の求め方が甚だ客観性を欠く場合が多かったように思われる。客観的な地域経済予測の方法として、われわれは、計量経済学モデルの使用を試みることとした。地域経済の計量経済学モデルについては、第三節でとりあげることとする。

このようにして、地域経済構造予測を目的として、われわれが試みる方法は、産業連関分析と、計量経済学モデルによる分析との結合ということができる。

このような分析は、抽象的な定式化を行っただけでは、殆んど意味がない。そこで、阪神地域——大阪府全域及び兵庫県全域——経済のデータを使用して、具体的に分析を進めることとしよう。

二　地域産業連関分析

二・一　地域産業連関表の形式と基本方程式

地域産業連関表は、形式上、アイサード形式〔文献6〕及び、チェナリー・モーゼス形式〔文献1・8〕に分類できる。両者に本質的な差はないが、ここでは、アイサード形式の地域産業連関表を使用する。

地域は、特定の地域——当面の問題にとっては阪神地域——と、国民経済のその他の地域とに分割される。特定の地域を第一地域、その他の地域を第二地域としよう。これら両地域間及び地域と国民経済間の、構造的関係を、レオンティェフ体系によって示す経済循環の図式が、地域産業連関表である。

アイサード形式の地域産業連関表全体の構成は、第1表によって示される。表のA、B、……Iの各々は、表全体から見れば夫々がサブ・マトリックスである。便宜上、A表、B表、……I表等と呼称しよう。

A表は、地域1の産出の、地域1への配分、又は、地域1の地域1からの購入を示す。いわば、地域1の自給部門である。B表は、地域2の産出の、地域1への配分、又は、地域1の地域2からの購入を示す。いわば、地域1の移入部門である。C表は、全国の産出の、地域1への配分合計、又は、地域1の全国からの購入合計を示す。D表は、地域1の産出の、地域2への配分又は、地域2の地域1からの購入を示す。いわば、地域1の移出部門である。E表は、A表と同様に、地域2の自給部門、F表は、C表同様、地域2の購入合計を示す。G表は、地域1の産出の、全国への配分合計、又は、全国の地域1からの購入合計を示す。H表は、地域2の産出の、全国への配分合計を示す。I表は、通常の、国民経済全体の産業連関表に外ならない。

第1表　アイサード形式地域産業連関表の構成

	地域1	地域2	全国	計
地域1	A	D	G	
地域2	B	E	H	
全国	C	F	I	
計				

ここで、記号を次のように定めよう。

x_{ij}^{rs}　第 $r(=1,2)$ 地域第 $i(=1,\cdots\cdots n,)$ 産業産出の、第 $s(=1,2)$ 地域第 $j(=1,\cdots\cdots,2)$ 産業への配分。この場合の産業は、内生部門のみに限定する。

x_{0j}^{rs}　第 r 地域・外生部門の産出の、第 s 地域第 j 産業への配分。

Y_i^{rs}　第 r 地域第 i 産業産出に対する、第 s 地域住民の最終需要。

このような記号を用い、レオンティエフ表一般の規則に従って、アイサード形式の地域産業連関表を、成分毎に示

すならば、第2表のようになる。但し、以下の操作に不必要な、G、H、I表は省略してある。

地域産業連関表について、次のような若干の定義式が成立する。

$$(2.1)\qquad \sum_{j=1}^{n}\sum_{s=1}^{2}x_{ij}^{rs}+\sum_{s=1}^{2}Y_i^{rs}=X_i^r=\sum_{j=1}^{n}\sum_{s=1}^{2}x_{ji}^{sr}+\sum_{s=1}^{2}x_{0i}^{sr}\quad (i=1,\cdots\cdots,n)$$

これは、行和と列和との恒等関係を意味する。

$$(2.2)\qquad \sum_{s=1}^{2}x_{ji}^{sr}=x_{ji}^{r}\quad (i=0,1,\cdots\cdots,n\ ;\ j=1,\cdots\cdots,n\ ;\ r=1,2)$$

$$(2.3)\qquad \sum_{s=1}^{2}Y_i^{sr}=Y_i^r\ (i=0,1,\cdots,n\ ;\ r=1,2)$$

この二つの式は、C表成分がA、B2表の対応成分の和であり、F表成分が、D、E2表の対応成分の和であることを意味する。

(2.2) の j に関する和と(2.1)とから、

$$(2.4)\qquad \sum_{j=0}^{n}\sum_{s=1}^{2}x_{ji}^{sr}=\sum_{j=0}^{n}x_{ji}^{r}=X_i^r$$
$$(i=1,\cdots\cdots,n\ ;\ r=1,2)$$

一方、地域1の内生部門産出方程式は、

$$(2.5)\qquad \sum_{j=1}^{n}\sum_{s=1}^{2}x_{ij}^{1s}+\sum_{s=1}^{2}Y_i^{1s}=X_i^1$$
$$(i=1,\cdots\cdots,n)$$

第2表　地域産業連関表

	地域1		地域2		計
地域1	x_{11}^{11} …… x_{1n}^{11}	Y_1^{11}	x_{11}^{12} …… x_{1n}^{12}	Y_1^{12}	X_1^1
	⋮ ⋮	⋮	⋮ ⋮	⋮	⋮
	x_{n1}^{11} …… x_{nn}^{11}	Y_n^{11}	x_{n1}^{12} …… x_{nn}^{12}	Y_n^{12}	X_n^1
	x_{01}^{11} …… x_{0n}^{11}	Y_0^{11}	x_{01}^{12} …… x_{0n}^{12}	Y_0^{12}	X_0^1
地域2	x_{11}^{21} …… x_{1n}^{21}	Y_1^{21}	x_{11}^{22} …… x_{1n}^{22}	Y_1^{22}	X_1^2
	⋮ ⋮	⋮	⋮ ⋮	⋮	⋮
	x_{n1}^{21} …… x_{nn}^{21}	Y_n^{21}	x_{n1}^{22} …… x_{nn}^{22}	Y_n^{22}	X_n^2
	x_{01}^{21} …… x_{0n}^{21}	Y_0^{21}	x_{01}^{22} …… x_{0n}^{22}	Y_0^{22}	X_0^2
全国	x_{11}^{1} …… x_{1n}^{1}	Y_1^{1}	x_{11}^{2} …… x_{1n}^{2}	Y_1^{2}	
	⋮ ⋮		⋮ ⋮		
	x_{n1}^{1} …… x_{nn}^{1}	Y_n^{1}	x_{n1}^{2} …… x_{nn}^{2}	Y_n^{2}	
	x_{01}^{1} …… x_{1n}^{1}	Y_0^{1}	x_{01}^{2} …… x_{0n}^{2}	Y_0^{2}	
計	X_1^1 …… X_n^1		X_1^2 …… X_n^2		

地域2の内生部門産出方程式は、

$$(2.6)\qquad \sum_{j=1}^{n}\sum_{s=1}^{2}x_{ij}^{2s}+\sum_{s=1}^{2}Y_i^{2s}=X_i^2 \quad (i=1,\cdots\cdots,n)$$

次に、A、D、B、E表毎に、各内生部門の行和をγ_i^{rs}で表わせば、次の定義式が得られる。

$$(2.7)\qquad \sum_{j=1}^{n}x_{ij}^{rs}+Y_i^{rs}=\gamma_i^{rs} \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r,s=1,2)$$

つまり、γ_i^{rs}は、第r地域第i産業産出の、第s地域各産業への配分合計を意味する。

(2.7) を (2.5) 及び (2.6) に代入すれば、

$$(2.8)\qquad \gamma_i^{r1}+\gamma_i^{r2}=X_i^r \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$$

更に、C表、F表の各内生部門の行和をR_i^rで表わすと、次の定義式が得られる。

$$(2.9)\qquad \sum_{j=1}^{n}x_{ij}^{r}+Y_i^r=R_i^r \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$$

(2.8) を変形すると、

$$(2.8')\qquad \sum_{s=1}^{2}R_i^s\frac{\gamma_i^{rs}}{R_i^s}=X_i^r \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$$

(2.9) を使用して書き直すと、

$$(2.10)\qquad \sum_{s=1}^{2}\left(\sum_{j=1}^{n}x_{ij}^{s}+Y_i^s\right)\frac{\gamma_i^{rs}}{R_i^s}=X_i^r \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$$

(2.10) 式は、次のように書くことができる。

$$(2.10')\qquad \sum_{j=1}^{n}\sum_{s=1}^{2}\frac{x_{ji}^{s}}{X_j^s}\cdot\frac{\gamma_i^{rs}}{R_i^s}X_j^s+\sum_{s=1}^{2}\frac{\gamma_i^{rs}}{R_i^r}Y_i^s=X_i^r \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$$

さて、$s(=1,2)$ 地域の投入係数を、次のように定義しよう。

$$(2.11) \qquad a_{ij}^{s}=\frac{x_{ij}^{s}}{X_{j}^{s}} \quad (s=1,2\,;\,i,j=1,\cdots\cdots,n)$$

ここで、第 s 地域の第 r 地域第 i 財購入額の、第 s 地域第 i 財購入総額に対する比を t_i^{rs} で表わせば、次の定義式が得られる。

$$(2.12) \qquad t_{i}^{rs}=\frac{x_{i}^{rs}}{R_{i}^{s}} \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r,s=1,2)$$

これは、モーゼス〔文献・8〕の地域間交易係数に外ならない。

投入係数及び交易係数の定義式を、(2.10′) に代入すると、次式が得られる。

$$(2.13) \qquad \sum_{j=1}^{n}\sum_{s=1} a_{ij}^{s}t_{i}^{rs}X_{j}^{s}+\sum_{s=1}^{2}t_{i}^{rs}Y_{i}^{s}=X_{i}^{r} \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$$

これは更に、次のように書き直すことができる。

$$(2.13') \qquad \sum_{j=1}^{n}\sum_{s=1}^{2}(\delta_{ij}^{rs}-a_{ij}^{s}t_{i}^{rs}X_{j}^{s})=\sum_{s=1}^{2}t_{i}^{ri}Y_{i}^{r}$$

$$\text{但し}\quad \delta_{ij}\begin{cases}=1 \text{ for } i=j \text{ and } r=s\\ =0 \text{ for } i\neq j \text{ or } r\neq s\end{cases} \quad (i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$$

この方程式が、地域産業連関表の操作にとって必要な、基本方程式である。

二・二　地域産業連関表の操作

基本方程式 (2.13′) は、$2n$ 個の方程式から成る連立方程式である。これを、行列記号で示せば、次のように書く

ことができる。

$$(2.14)\qquad [\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B}]\boldsymbol{X}=\boldsymbol{Z}$$

この式で、$\boldsymbol{I}$は、$2n\times 2n$ の単位行列、$\boldsymbol{X}$は $X_i^r(i=1,\cdots\cdots,n\,;\,r=1,2)$ を成分とする$2n$次の列ヴェクトルである。

$\boldsymbol{B}$は更に、次のように書くことができる。

$$(2.15)\qquad \boldsymbol{B}=\boldsymbol{T}^*\boldsymbol{A}$$

ここに$\boldsymbol{T}^*$及び$\boldsymbol{A}$は、次に示すような$2n$次の正方行列である。

$$(2.16)\qquad \boldsymbol{T}^*=\left(\begin{array}{cc:cc} t_1^{11} & 0 & t_1^{12} & 0 \\ & \ddots & & \ddots \\ 0 & t_n^{11} & 0 & t_n^{21} \\ \hdashline t_1^{21} & 0 & t_1^{22} & 0 \\ & \ddots & & \ddots \\ 0 & t_n^{21} & 0 & t_n^{22} \end{array}\right)$$

$$(2.17)\qquad \boldsymbol{A}=\left(\begin{array}{ccc:ccc} a_{11}^1 & \cdots\cdots & a_{1n}^1 & & & \\ \vdots & & \vdots & & 0 & \\ a_{n1}^1 & \cdots\cdots & a_{nn}^1 & & & \\ \hdashline & & & a_{11}^2 & \cdots\cdots & a_{1n}^2 \\ & 0 & & \vdots & & \vdots \\ & & & a_{n1}^2 & \cdots\cdots & a_{nn}^2 \end{array}\right)$$

一方、(2.14) 右辺の$\boldsymbol{Z}$は、次のような$2n$次のヴェクトルである。

$$(2.18)\qquad \boldsymbol{Z}=\boldsymbol{T}^{*}\boldsymbol{Y}$$

ここに$\boldsymbol{Y}$は$Y_i^r(i=1,\ldots\ldots,n;\ r=1,2)$を成分とする$2n$次の列ヴェクトルである。

ここで、体系の今後の操作と意味ずけとに必要な若干の点を指摘しておこう。

まず、基本方程式 (2.14) の$\boldsymbol{B}$は、周知の国民経済全体に関するレオンティエフ・システムの場合の投入係数行列$\boldsymbol{a}$に対応する。しかし、地域産業連関表のシステムでは、(2.15) に示されているように、技術構造マトリックスは、地域別技術係数行列と、地域間交易係数行列——正確には、散布された交易係数行列 "scattered trade pattern coefficients matrix" ——との積となっている。従って、通常のレオンティエフ・システムの産出波及効果は、国民経済の技術構造乃至レオンティエフ・アクティヴィティーのみを媒介としているのに対して、地域産業連関表のシステムでは、地域内技術構造及び地域際交易構造の両者を媒介とすることになる。

次に、行列$\boldsymbol{B}$が分解可能な点である。通常のレオンティエフ・システム$[\boldsymbol{I}-\boldsymbol{a}]^{-1}\boldsymbol{y}=\boldsymbol{x}$では、正値解存在の十分条件として、$\boldsymbol{a}$の分解不可能性が要求される〔文献・2〕。しかし、地域産業連関表のシステムでは、この条件は必ずしも充されない。

いまやわれわれは、基本方程式 (2.14) から、次式によって、地域の均衡産出ヴェクトルを求めることができる。

$$(2.19)\qquad \boldsymbol{X}=[\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B}]^{-1}\boldsymbol{Z}$$

地域の各産業別産出を指標とする限り、特定時点の地域産業構造予測は、(2.19) によって計算可能である。残された計算手続きは、先ず既存の地域産業連関表から$\boldsymbol{T}^{*}$を作成し、$\boldsymbol{Z}$の計算のために、予測年次の$\boldsymbol{Y}$を求めること、

及び既存の地域産業連関表から$\boldsymbol{A}$を作成し、$\boldsymbol{X}$の計算のために、$[\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B}]^{-1}$を求めておくことである。

ただし、小論の特徴の一つは、$\boldsymbol{Y}$の予測値を求めるに際して、当面最も客観性が豊かであると考えられる、計量経済学モデルを使用する点にある。我々は順序として、$\boldsymbol{Y}$の予測値を決定するための、計量経済学モデルの説明を行わなければならない。

三　計量経済学モデルによる最終需要予測

三・一　最終需要予測のためのモデル及び構造方程式

地域産業連関システムの操作に必要な最終需要の予測を、計量経済学モデルによって行うことを試みるのが、この節の目的である。予め、次の諸点を指摘しておこう。

分析に必要な変数の値を、予めストカステイックに推測した構造方程式に基いて、自己完結的に推定できることが、所謂計量経済学モデルの秀れた特性である。この場合、地域経済モデルを作成するに当っては、方程式に、二重の意味で構造が反映されなければならない。第一は、国民経済全体の場合と全く同様に、地域経済内部のメカニズムが、構造方程式に組み込まれなければならない。第二には、地域経済は、国民経済から強く規制されるから、このような関係もまた、構造方程式に組み込まれなければならない。特に、予測が窮極的には地域経済計画と結びつく場合には、第二の構造特性は、極めて重要である。何故ならば、地域経済計画にとっては、国民経済の諸変数は、殆んど与件と考えることが自然だからである。

従って、地域経済の予測のための計量経済学モデルには、地域経済構造と相関の高い、国民経済の変数の若干を、

外生変数として予め組み入れておくことが必要である。以下に掲げるモデルでは、国民経済の変数は、すべて外生変数としてある。

まず、変数の記号を次のように定める。

内生変数；14個

$Y_t=$	阪神地域生産所得		単位百万円
$C_t=$	〃	消　費	〃
$I_t^{EQ}=$	〃	設備投資	〃
$I_t^{DW}=$	〃	住宅投資	〃
$J_t=$	〃	在庫投資	〃
$X_t=$	〃	輸　出	〃
$E_t=$	〃	輸　入	〃
$T_t=$	阪神地域際純移出入		〃
$D_t=$	阪神地域減価償却		〃
$G_t=$	〃	政府（中央・地方）支出	〃
$R_t=$	〃	法人所得	〃
$O_t=$	〃	製造工業生産額	〃

S_t＝ 阪神地域 製造工業出荷額 〃

F_t＝ 〃 間接税 〃

先決内生変数；3個

S_{t-1}, C_{t-1}, O_{t-1}

外生変数；3個

G_t^N＝ 国政府支出 単位百万円

I_t^{PWN}＝国住宅投資 〃

I_t^{EQN}＝国設備投資 〃

変数中、必要と思われるものについて、簡単な説明を加えておこう。

地域住宅投資、政府住宅投資を除く。

政府支出 中央の出先機関の対地域支出プラス、地域政府の支出。政府住宅投資を含む。中央分データは、日本銀行大阪支店ならびに神戸支店経由の支出額に基き推計された、対阪神地域支出分を使用。

地域輸出及び輸入 地域内の、対外国貿易港の通関輸出入額。生産活動ベースから見れば、地域外の生産物輸出、地域外の輸入が含まれることとなるが、税関の調査結果に基けば、生産所得と支出所得との乖離を生ぜしめるとしても極めて小さいものと見て差支えなかろう。

地域際純移出入 地域内生産物の国内他地域への移出マイナス国内他地域生産物の移入である。構造推定に際し、

他の母変数標本値の時点の凡てに対応して地域産業連関表が利用可能であることは全く期待できないので、この変数標本値を、地域産業連関表から直接求めることは不可能である。小論では、地域所得の定義式に現われる成分中、地域際純移出入以外の変数の和を、地域所得の値から控除した残差を計算することによって求めた。従って厳密には、地域際純移出入の外に、所得推計誤差をも含むこととなる。所得推計誤差自体を1個の変数として挿入する方法〔文献・3〕を採れば、この問題は回避されよう。

すべてのデータは、昭和三〇年（一九五五年）基準の価格指数でデフレートされている。又、地域住宅投資及び政府支出の時系列については、観察期間中に極めて特異な事情に基く著しい不規則変動があったことを考慮にいれ、デフレートされたデータに対して3ヶ年移動平均を加えて使用した。

デフレートに際して、支出面変数については、国の各財価格指数を使用し、生産所得、法人所得、製造工業生産額及び製造工業出荷額については、岡崎―金子推計による〃阪神地域綜合物価指数〃を使用した。〃阪神地域綜合物価指数〃とは、地域所得成分と対応する国の価格指数に、地域所得成分構成比でウェイトを附して計算したものであり、地域所得成分の構造を反映した綜合物価指数と解することができよう。

最小二乗法を使用して、パラミター推定を行った結果得られた、地域経済の構造方程式は、次の通りである。

$$(3.\ 1)\qquad C_t = 62{,}855 + \underset{(0.058399)}{0.25242}\,Y_t + \underset{(0.12264)}{0.52038}\,C_{t-1}$$

$$\begin{cases} R = 0.99732 \qquad \hat{R} = 0.99597 \\ S = 8.657 \end{cases}$$

(3. 2) $$I_t^{EQ} = -48{,}771 + \underset{(0.019211)}{0.098340} I_t^{EQN} - \underset{(0.03861)}{0.17458}(S_t - S_{t-1}) + \underset{(0.19113)}{1.25371} R_t$$

$$\begin{cases} R = 0.99881 \qquad \hat{R} = 0.99621 \\ S = 7.226 \end{cases}$$

(3. 3) $$I_t^{DW} = 1{,}662 + \underset{(0.0072828)}{0.093413} I_t^{DWN}$$

$$\begin{cases} R = 0.99101 \qquad \hat{R} = 0.98799 \\ S = 395 \end{cases}$$

(3. 4) $$G_t = 211{,}232 + \underset{(0.039188)}{0.107552} G_t^N - \underset{(0.032369)}{0.067187} S_t$$

$$\begin{cases} R = 0.94549 \qquad \hat{R} = 0.88764 \\ S = 4.260 \end{cases}$$

(3. 5) $$X_t = -140{,}875 - \underset{(0.32664)}{0.40404} I_t^{EQ} + \underset{(0.070892)}{0.36745} O_t$$

$$\begin{cases} R = 0.97422 \qquad \hat{R} = 0.96107 \\ S = 31.855 \end{cases}$$

(3. 6) $$E_t = 200{,}162 + \underset{(0.096096)}{0.61464} I_t^{EQ} + \underset{(0.076449)}{0.31199}(O_t - O_{t-1})$$

$$\begin{cases} R = 0.97013 \qquad \hat{R} = 0.95484 \\ S = 19.451 \end{cases}$$

(3. 7) $$D_t = 13{,}291 + \underset{(0.2039)}{0.39357} I_t^{EQ} + \underset{(0.0086951)}{0.03637} Y_t$$

$$\begin{cases} R = 0.94058 & \hat{R} = 0.90942 \\ S = 17.362 \end{cases}$$

(3. 8) $$R_t = -83{,}160 + \underset{(0.088923)}{0.091314} (O_t - O_{t-1}) + \underset{(0.047919)}{0.17874} Y_t$$

$$\begin{cases} R = 0.89461 & \hat{R} = 0.83696 \\ S = 22.614 \end{cases}$$

(3. 9) $$O_t = -320{,}979 + \underset{(0.60733)}{2.4737} C_t + \underset{(0.50817)}{1.2875} X_t$$

$$\begin{cases} R = 0.99314 & \hat{R} = 0.98969 \\ S = 54.863 \end{cases}$$

(3.10) $$J_t = 48{,}198 + \underset{(0.13497)}{0.27268} (O_t - O_{t-1}) - \underset{(0.15397)}{0.13103} (S_t - S_{t-1})$$

$$\begin{cases} R = 0.76327 & \hat{R} = 0.61145 \\ S = 21.103 \end{cases}$$

(3.11) $$T_t = -76{,}846 - \underset{(0.11258)}{0.27158} (O_t - O_{t-1}) + \underset{(0.12843)}{0.43865} (S_t - S_{t-1})$$

$$\begin{cases} R = 0.86506 & \hat{R} = 0.78198 \\ S = 17.602 \end{cases}$$

$$(3.12)\qquad S_t=-139,836+\underset{(0.052633)}{1.0641}O_t$$

$$\begin{cases} R=0.99394 & \hat{R}=0.99272 \\ S=49.378 \end{cases}$$

$$(3.13)\qquad F_t=-17,148+\underset{(0.01012)}{0.13909}C_t$$

$$\begin{cases} R=0.98704 & \hat{R}=0.98443 \\ S=2.391 \end{cases}$$

$$(3.14)\qquad Y_t=C_t+I_t^{EQ}+I_t^{DW}+J_t+G_t+X_t-E_t+T_t-D_t-F_t$$

三・二　誘導形方程式

前掲一四ヶの線型方程式は、行列形式によれば次のように書くことができる。

$$(3.15)\qquad [I]\{\xi_t\}=[H]\{\xi_t\}+[K]\{\eta_t\}+\{\varepsilon_t\}$$

この場合、$[I]$は14次の単位行列、$\{\xi_t\}$は一四ヶの内生変数を成分とする14次の列ヴェクトル、$[H]$は、内生変数の係数を要素とする14次の正方行列、$[K]$は外生変数の係数を要素とする14行6列の矩形行列、$\{\eta_t\}$は合計六ヶの先決内生変数及び外生変数を成分とする、6次の列ヴェクトル、$\{\varepsilon\}$は、構造方程式に含まれる撹乱項を成分とする14次の列ヴェクトルである。(3.15) を内生変数について解けば、次の解が得られる。

$$(3.16)\qquad \{\xi_t\}=[I-H]^{-1}\{\varepsilon_t\}+[I-H]^{-1}[K]\{\eta_t\}$$

これは周知の通り、（3.15）の誘導形である。

方程式（3.11）～（3.14）の係数を使用して、誘導形の右辺各項を計算し、これを通常の方程式の形式によって示せば次のようになる。

$$(4.17)\quad C_t = -61{,}638+1.13032C_{t-1}-0.03454\ I_t^{EQN}-0.20070S_{t-1}+0.04233\ I_t^{PWN}+0.04873G_t^N+0.18107\ O_{t-1}$$

$$(4.18)\quad I_t^{EQ} = -161{,}977+0.17572C_{t-1}+0.08523\ I_t^{EQN}+0.06835S_{t-1}+0.02519\ I_t^{PWN}+0.02900G_t^N-0.01539\ O_{t-1}$$

$$(4.19)\quad I_t^{PW}=1{,}662 \qquad +0.09341\ I_t^{PWN}$$

$$(4.20)\quad G_t = 298{,}045-0.36698C_{t-1}+0.01761\ I_t^{EQN}+0.07219S_{t-1}-0.01243\ I_t^{PWN}+0.09324G_t^N-0.061860O_{t-1}$$

$$(4.21)\quad X_t = -473{,}328+1.81516C_{t-1}-0.12494\ I_t^{EQN}-0.39864S_{t-1}+0.05370\ I_t^{PWN}+0.06183G_t^N+0.324170O_{t-1}$$

$$(4.22)\quad E_t = -237{,}238+1.70948C_{t-1}-0.02446\ I_t^{EQN}-0.27301S_{t-1}+0.06972\ I_t^{PWN}+0.08027G_t^N-0.05149\ O_{t-1}$$

$$(4.23)\quad D_t = -68{,}396+0.15704C_{t-1}+0.02857\ I_t^{EQN}-0.00202S_{t-1}+0.01601\ I_t^{PWN}+0.01843_t^N\ +0.02003\ O_{t-1}$$

$$(4.24)\quad R_t = -270{,}224+0.90077C_{t-1}-0.046961I_t^{EQN}-0.23435S_{t-1}+0.04585\ I_t^{PWN}+0.05279G_t^N+0.11594\ O_{t-1}$$

$$(4.25)\quad O_t = -1{,}082{,}864+5.13310C_{t-1}-0.24630\ I_t^{EQN}-1.00973S_{t-1}+0.17384\ I_t^{PWN}+0.20015G_t^N+0.86529\ O_{t-1}$$

$$(4.26)\quad J_t = -77{,}772+0.68399C_{t-1}-0.03282\ I_t^{EQN}-0.00352S_{t-1}+0.2316\ I_t^{PWN}+0.02667G_t^N-0.15738\ O_{t-1}$$

$$(4.27)\quad T_t = -349{,}546+1.00192C_{t-1}-0.04808\ I_t^{EQN}-0.63574S_{t-1}+0.033931I_t^{PWN}+0.03907G_t^N+0.92075\ O_{t-1}$$

$$(4.28)\quad S_t = -1{,}292{,}111+5.46213C_{t-1}-0.26209\ I_t^{EQN}-1.07445S_{t-1}+0.18498\ I_t^{PWN}+0.21298\ G_t^N+0.92075\ O_{t-1}$$

$$(4.29)\quad F_t = -25{,}721+0.15722C_{t-1}-0.00480\ I_t^{EQN}-0.02792S_{t-1}+0.00589\ I_t^{PWN}+0.00678G_t^N+0.025190O_{t-1}$$

$$(4.31)\quad Y_t = -493{,}199+2.41639C_{t-1}-0.13684\ I_t^{EQN}-0.79511S_{t-1}+0.16768\ I_t^{PWN}+0.19306G_t^N+0.71735\ O_{t-1}$$

三・三　モデルの有効性に関する若干のテスト

このモデルのパラミター推定に使用したサンプルのタイム・カヴァーレジは、一九五二〜一九五八年である。そこで、この期間について、我々のモデルの説明力、予測力乃至モデルの有効性について若干の検討を行おう。換言すれば、モデルの内生変数について、年毎の事後的予測——いわゆる内挿テスト——を試みる。

計量経済学モデルによる事後的予測は、インフォーメーションの種類の相異に基いて、三つの方法に分類される〔文献・4〕。Final Method, Total Method, 及び Partial Method がこれである。Final Method では、予測のためのインフォーメーションとして、すべての外生変数の年次系列サンプルの各々と、特定初期時点の先次内生変数とが必要である。Total Method では、すべての先決変数（外生変数および先決内生変数）の年次系列別サンプルの各々が、必要なインフォーメーションである。Partial Method では、インフォーメーションとして、すべての内生変数の実績値系列および外生変数の時系列が必要である。各々のテストに必要なインフォーメーションを表示すれば、第3表のようになる。

これら三つのテスト方法の特性について、若干コメントを加えておこう。

Partial Method では、各内生変数の値を、(3.17)〜(3.30) 各式右辺の内生変数に実績値を代入して、逐次求める。従ってこの方法では、定義式を除く個々の構造方程式の各々について、安定性を検討するのに適していると考えられる。けれどもこの方法による場合

第3表　各種テストに必要なインフォーメーションの比較

名称	必要なインフォーメーション；ξ＝内生変数実債値，$\bar{\xi}$＝先決内生変数実債値
1. Final Method	$\bar{\xi}^0$; $\eta_1, \eta_2, \cdots\cdots, \mu_t$
2. Total Method	$\bar{\xi}_0$; $\bar{\xi}_1, \xi_2, \cdots\cdots, \bar{\xi}_{t-1}$; $\eta_1, \eta_2, \cdots\cdots, \eta_t$
3. Partial Method	$\bar{\xi}_0, \bar{\xi}_1, \bar{\xi}_2, \cdots\cdots, \bar{\xi}_{t-1}$; $\xi_1, \xi_2, \cdots\cdots, \xi_t$; $\eta_1, \eta_2, \cdots\cdots, \eta_t$

には、全部の方程式を連立的に使用するのではないから、モデルの自己完結的な有効性をテストしたり、或いは事前的予測力をテストしたりするには充分とは云えない。

次に Total Method では、インフォーメーションとして、凡ての先決内生変数の時系列と、凡ての外生変数の時系列とが与えられているので、誘導形方程式（3.17）～（3.30）の右辺各項に、これら先決変数の各年実績値を代入することによって、各々の内生変数の値を予測値として求めることができる。先決内生変数の実績値を使用することは、事後的予測のみを目的とするテスト方法としては、最も望ましいが、事前的予測能力の判定という観点からすれば最適の方法とは云い難い。

これに対して Final Method は、事前的予測力のテスト方法としては最も望ましい方法と考えられる。第一の理由は、事前的予測に際しては、先決内生変数の値は、初期時点についてのみ与えられているが、その時系列については与えられて居ないのが当然であるが、Final Method では、先決内生変数の時系列値を必要としないからである。次にこの方法は、計量経済学モデルにとって、“the strictest test” と云われる〔文献・4〕。なぜならば、Partial Method や Total Method では、各年次の変数予測値に含まれる誤差は、年々精算されるのに対して、Final Method による場合には、そのような誤差が、計算を通じて累積されるからである。しかしこの方法による場合には、初期時点を何れにとるかによって予測値が異なり、このことは、事前的予測に際して初期値テストの結果を重視すべきことを意味している。

ここでは、以上三つのテスト方法のうち、Partial Method と Final Method とを選ぶこととした。モデルの安定性テストとしての単純な事後的予測、及び分析目的たる事前的予測という二つの観点から、そのような選択が

最も適切と判断したからである。

試みたテストを具体的に列挙すれば、次の通りである。

i）Partial Method による予測値と実績値との比較。

ii）初期時点一九五一年の場合の Final Method による予測値と実績値との比較。

iii）初期時点一九五五年の場合の Final Method による予測値と実績値との比較。

この結果に基いて、予測手段としてのモデルの有効性乃至説明力に関し、次のような判定を下すことができた。

まず、テスト方法としては最も精度の低い方法である Partial Method によれば、一四個の変数の凡てについて可成り高度の説明力をもっている。つまり、サンプル期間に関して推定された経済構造は、可成り安定的であるということができる。

つぎに、最も厳格なテストである Final Method による予測精度は、予め指摘しておいたように、先決内生変数の初期値の与えられる時点が何れかによって左右される。我々のモデルでは、先決内生変数に一九五一年を初期時点として選んだ場合のテスト結果は、在庫投資函数・地域際純移出入函数を例外とする、他の一二個の変数について、略々良好であった。この結果からは、在庫投資及び地域際純移出入の二つの変数は、我々のモデルの予測力の埒外に置かれていると判定するのが至当であろう。この点は、初期値を一九五五年にとってみても全く同様である。

これらのテスト結果のみから、我々のモデルの予測力について完全な結論を下すことは、些か軽率かも知れないが、在庫投資・地域際純移出入の二つを除けば、他の一二個の変数に関する限り、短期の事前的予測に、我々のモ

第4表　初期値テスト

括弧内数字は，対実債値誤差率百分比。
プラスは過大予測，マイナスは過少予測を意味する。

（単位：100万円）

	実績値（1958年）	1951年を初期時点とした場合の予測値	1953年を初期時点とした場合の予測値	1955年を初期時点とした場合の予測値	1957年を初期時点とした場合の予測値
C_t	701,130	694,849 (−0.896)	857,039 (22.237)	690,554 (−1.508)	702,329 (0.171)
I_t^{EQ}	243,367	249,277 (2.428)	273,218 (12.266)	247,427 (1.668)	254,798 (4.697)
I_t^{DW}	21,910	21,924 (0.064)	21,924 (0.064)	21,924 (0.064)	21,924 (0.064)
G_t	346,018	311,235 (−10.052)	279,175 (−19.318)	312,546 (−9.673)	309,114 (−10.665)
X_t	468,103	515,828 (10.195)	670,931 (43.330)	509,836 (8.915)	524,498 (12.048)
E_t	351,748	424,438 (20.665)	537,507 (52.810)	423,489 (20.396)	395,887 (12.548)
D_t	163,861	154,321 (−5.822)	171,271 (4.524)	153,300 (−6.445)	157,309 (−3.998)
R_t	122,485	148,360 (21.125)	214,170 (74.854)	146,976 (19.995)	143,022 (16.767)
O_t	1,970,715	2,061,269 (4.595)	2,509,697 (27.350)	2,042,928 (3.664)	2,090,935 (6,100)
S_t	2,009,314	2,053,554 (2.202)	2,530,726 (25.950)	2,034,038 (1.230)	2,085,121 (3.773)
F_t	78,936	79,472 (0.679)	93,458 (18.391)	78,874 (−0.079)	80,513 (1.998)
Y_t	1,167,765	1,180,677 (1.106)	1,387,741 (18.837)	1,172.616 (0.415)	1,203,109 (3.027)

デルを使用することは許されるであろう。但し厳密には、予測力には二～三年と判定すべきであろう。

三・四　モデルによる一九六二年の予測値

テスト結果に基いて判定を下した際に指摘しておいたように、我々のモデルは、一二ヶの変数に関する二～三年の短期予測に使用できるが、誘導形を使用する予測の精度は、どの時点で先決内生変数の初期値を与えるかに依存する。従って、最終的な一九六二年に対する事前的予測を行うた

めには、初期時点としてどの点を選べばよいかの選択基準を、予め明らかにしておかなければならない。

この問題を解決するために、次のような手続きをとることにした。

まず、事後的予測という観点から、初期時点として、一九五一年・一九五三年・一九五五年・一九五七年を選び、夫々について一九五八年の変数の値を計算し、結果を一九五八年の実数値と比較する。このような四通りの初期値テストの結果は、第4表の通りである。

第4表の結果に基いて、各種予測結果を、対一九五八年実績値誤差率に基いて整理比較したものが、第5表である。

第5表から明らかなように、初期時点として一九五五年及び一九五七年を選んだ場合、我々のモデルは、短期予測に対して比較的高い精度をもつものと考えられる。一九五七年を初期時点として選んだ場合に高い精度を示す何よりの理由は、予測時点との時間差が接

第5表　初期値テスト結果比較表

		1951年を初期時点とした場合の1958年予測	1953年を初期時点とした場合の1958年予測	1955年を初期時点とした場合の1958年予測	1957年を初期時点とした場合の1958年予測
the Best Estimationを示した変数の個数		0	0	7	4
the Same Estimationを示した変数の個数		1	1	1	1
the Worst Estimationを示した変数の個数		0	11	0	0
誤差	0～5%未満を示した変数の個数	6	1	7	7
	5～10%未満を示した変数の個数	2	1	3	1
	10～20%未満を示した変数の個数	2	4	1	4
	20%以上を示した変数の個数	2	6	1	0

近していることであろう。然し、一九五三年を初期時点として選んだ予測の精度は著しく低く、一九五五年を選んだ予測の精度は著しく高い。この事実からも、我々が予測に際して選ぶべき初期時点は、予測時点となるべく接近し、且つ、経済的諸条件が比較的正常な年であることが望ましい、という教訓を容易に引き出すことができよう。しかしこのことを保証する理論的根拠は見当らない。

テストに関する結論のうち、我々のモデルの予測力は、厳密には三年程度であることからすれば、一九五九年を初期時点として一九六二年の予測値を求めることが、最も作法にかなった適用の仕方である。然し、国民経済全体のデータならば問題はないが、地域経済については、我々のモデルの外挿にとって必要な先決内生変数の一九五九年実績値は、直ちには得られない。そこで一年を譲歩して、一九五八年実績値をモデルに外挿して、一九六二年の阪神地域経済最終需要額を求めると、第6表のようになる。

第6表　1962年阪神地域経済最終需要予測額

（単位100万円）

項　目	金額(昭和30年価格)
家計消費	8,669,299
政府消費	1,924,892
資本形成	4,899,261
在庫投資	263,252
輸　出	1,606,695
輸　入	1,594,252

四　一九六二年の阪神地域経済構造予測

四・一　最終需要ヴェクトルの計算

我々は既に、計量経済学モデルによって、一九六二年の阪神地域最終需要額を求めた。次の問題は、最終需要に対応する産出額ヴェクトルの算式（2.15）の$\boldsymbol{Z}$に使用される$\boldsymbol{Y}$として、（2.18）式の説明で明かなように、阪神地域

第７表　1962年予測用最終需要ヴンクトル
（単位100万円）

	阪神地域	その他地域
1. 農林業	−38,114	385,743
2. 漁業	5,826	207,265
3. 石炭・亜炭	− 187	− 78,388
4. その他鉱業	−14,816	− 79,864
5. 食料品	−12,198	1,013,830
6. 繊維工業	303,312	1,363,808
7. 木材・紙・印刷	44,681	446 826
8. 化学工業	39,094	532,337
9. 鉄鋼	67,283	165,840
10. 非鉄金属	− 1,893	55,219
11. 機械	223,791	2,075,403
12. その他製造業	29,535	156,240
13. ガス	6,839	43,360
14. 電力	6,995	84,692
15. 運輸通信	41,635	582,648
16. 建設補修	235,606	2,400,368
17. 商業	823,561	5,688,699
18. 配分不明	9,304	841,664

の最終需要ヴェクトル、即ち地域1の最終需要ヴェクトルと共に、その他地域の最終需要ヴェクトル、即ち地域2の最終需要ヴェクトルを求めておかなくてはならないという点である。

先ず、その他地域の最終需要額は、昭和三七年一月一二日に閣議決定となった、政府の「昭和三七年経済見透し」に掲げられた数字から、モデルによって計算された、阪神地域の対応数字を控除することによって求めた。

阪神地域及び、その他地域の各種最終需要の産業部門別構造について、最近の地域産業連関表及び国の産業連関表から、適確なインフォーメーションが与えられるならば、両地域の最終需要ヴェクトルを決めることは比較的容易である。各地域の最終需要構造は、関経連の手になる「一九六二年近畿地域産業連関表（三一部門）」〔文献・5〕より、最終需要投入係数を求めることによって得た。これによって求められた、両地域の最終需要総額のヴェクトルは、第七表の通りである。

最終需要ヴェクトル成分中負号をとるものについて、説明を加えておこう。わが国で作成される産業連関表では、競争輸入品は、一旦、国産品と同様に各産業への投入額に一括計上され、然る後、各産業の産出物の配分合計額から、該年輸入分を控除する方法がとられている。ここに利用した地域産業連関表も、この手法がとられている。従

って、地域産業連関表の、対角サブ・マトリックス、即ちA表、E表及びI表で、擬制的買産業として「競争輸入」を設け、マイナスの最終需要を発生させる形をとっている。従って、「競争輸入」のヴェクトル成分と、他の最終需要ヴェクトルの合計の成分との代数和がマイナスになる部門が存在することは、決して不思議ではない。

四・二　T^*, B 及び $[I-B]^{-1}$ の計算結果

撒布された交易係数行列の非ゼロ成分　t_i^{rs} $(r, s=1, 2; i=1, \cdots\cdots, n)$　は、前掲関経連推計の「一九六二年近畿地方産業連関表」より求めた。その結果は第8表に示す通りである。但しこの場合、唯一の情報源たる〃関経連産業連関表〃の地域カヴァーレッジは、近畿であって、阪神地域ではない。そこで、大阪府及び兵庫県で最近集計が行われた、両府県一九六〇年コントロール・トータルによって若干の修正を施した。

つぎに、(2.15)式に明かなように、$\boldsymbol{B}$の計算に必要な行列$\boldsymbol{A}$を求めなければならない。ここでも、情報源はt_i^{rs}の場合と同様、〃関経連産業連関表〃であり、従って、地域カヴァーレッジの差が再び利用の隘路となる。然し、地域内技術構造に関しては、近畿の投入係数と、阪神の投入係数とに、著しい相違はないという、やや大胆な仮定を採用することにして、近畿のものをそのまま使用した。その他地域の投入係数についても同様である。

この結果計算された $\boldsymbol{B}=\boldsymbol{T}^*\boldsymbol{A}$ は、第9表の通りである。

われわれが、目的の解をうるための最後の準備は、$[\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B}]^{-1}$ を計算しておくことである。結果は、第10表の通りである。

第8表「地域間交易係数表（一九六二年）」、第9表「地域間投入係数表（一九六二年）」、ならびに第10表「地域

第11表　1962年地域産業部門別産出額予測値
（単位100万円，昭和30年価格）

産業部門	総産出額	
	阪神地域	その他地域
1. 農林業	120,489.4	1,337,984.9
2. 漁業	5,467.2	285,055.5
3. 石炭・亜炭	0	235,843.4
4. 鉱業	19,885.5	230,054.6
5. 食料品	268,253.2	1,517,224.7
6. 繊維工業	1,010,227.7	2,274,967.9
7. 木材・紙・印刷	310,909.0	1,640,748.3
8. 化学工業	766,130.6	2,732,420.4
9. 鉄鋼	1,112,381.3	2,165,814.9
10. 非鉄金属	151,297.7	463,965.2
11. 機械	686,408.0	1,775,857.2
12. その他製造業	113,864.7	300,296.1
13. ガス	36,155.0	74.126.2
14. 電力	55,399.0	241,289.3
15. 運輸通信	238,494.2	1,332,538.8
16. 建設補修	530,320.3	2,576,593.6
17. 商業	2,511,097.6	6,795,918.3

産業連関逆行列表（一九六二年）」は、紙面の都合により割愛した。

四・三　一九六二年阪神地域産出額ヴェクトルの計算結果

産業部門別産出額を指標とする限り、一九六二年の地域産業構造の推定値を求める最終段階に到達した。

計算のよりどころは、(2.15)式であり、既存の地域産業連関表からのインフォーメーション及び、計量経済学モデルから、$[\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B}]^{-1}$ 及び$\boldsymbol{Z}$の凡てが入手できた。計算された$\boldsymbol{X}$、即ち、一九六二年における地域の部門別産出額は、第11表の通りである。

五　むすび

五・一　予測結果と若干の問題点

予測結果の経済学的な意味ずけを行うためには、過去の各種実績値との比較が試みられなければならない。ここではそのゆとりがないので、小論は、方法の提示と結果の導出のみに留める。

ただし、求められた予測結果を評価する一資料として、第12表を掲げておこう。第12表の「国の総産出額」は、第11表より求めたものである。第11表に掲げたわれわれの予測値を使用して、「国の総産出に占める阪神経済の比重」を計算したものが、第2列の数字である。他方、一九五五年を対象として、大阪府及び兵庫県で推計した、コントロール・トータルを合算し、そこに示された国の総産出の数字を使用して、阪神地域の比重を求めた結果が、第12表第3列である。両者を比較すると、阪神地域のウェイトは、運輸通信を除き他の総ての部門で、一九六二年の方が増大している。運輸通信以外の部門中、第二次産業部門の若干では、可成り比重増大の顕著な部門が存在する。農林業の比重も可成り増大しているが、これは、兵庫県北部山村地帯を含むことを想えば、当然であろう。運輸通信のウェイトが減少する点については、確定的なことは、何も云うことができない。

実証的研究が通常そうであるように、こ

第12表　阪神経済の比重に関する比較

	(1) 国の産出額 (100万円)	(2) この企業の予測値による阪神の比重(%) 1962年	(3) コントロール・トータル試案結果による比重(%) 1955年
1. 農林業	1,458,474.3	8.26	4.50
2. 漁業	290,522.7	1.88	1.43
3. 石炭亜炭	235,843.4	0	0
4. 鉱業	249,340.1	7.96	1.90
5. 食料品	1,785,477.9	15.02	14.50
6. 繊維工業	3,285,105.6	30.75	18.00
7. 木材・紙・印刷	1,951,657.3	15.93	13.39
8. 化学工業	3,498,551.0	21.90	18.65
9. 鉄鋼	3,278,196.2	33.93	31.28
10. 非鉄金属	615,262.9	24.59	24.06
11. 機械	2,462,265.2	27.88	26.81
12. その他製造業	414,160.8	27.49	20.83
13. ガス	110,281.7	32.78	24.08
14. 電力	296,688.0	18.67	13.77
15. 運輸通信業	1,571,033.0	15.18	16.70
16. 建設補修	3,106,913.9	17.07	8.72
17. 商業	9,309,016.9	26.98	17.90

の作業でも、データ乃至情報の制約は、幾つかの問題を残している。重要な問題を指摘して結語に代えよう。

産業連関表の利用について、常に大きな難点の一つとして問題になるのは、技術構造の変化を体系に導入することである。この作業に使用した産業連関表は、技術進歩についての可能な修正を施したものである。しかし、最近の著しい技術進歩が、投入係数行列に充分に反映されているか否かは疑わしいと見るのが当然であろう。又、使用した関経連の産業連関表は、地域内技術係数行列としては、国のそれと同じものを使用している。しかし、地域間交易係数については、可成り高い精度をもつものと考えられる。わが国に既存の地域産業連関表の中にも、愛知県のもの〔文献8〕や、現在作業が進行中の四国地方のものなどは、地域個有の投入係数行列を使用しているが、多くは、国のそれを準用している。この点、今後の地域産業連関表自体の改良に俟たなければならない。技術構造の推移を導入する今一つの試みとして、電力中央研究所の「昭和四二年の産業連関表」を使用して結果をチェックすることが考えられるので、近い将来に計算を行う計画である。

第二は、地域内技術変化と同時に、交易係数もまた変化する筈である。或る地域の或る商品に対する輸入置換、国産品代替による交易係数の変化は、その地域の産出高に対する波及効果の態容を当然変化せしめる〔文献・7〕。このような交易係数変化は、小論では、充分には考慮されていない。問題解決の一つの方法としては、原材料及び製品の移出入についてアンケート調査を試みることが考えられる。

第三に、小論で使用した計量経済学モデルは、テストの結果、予測力は三年程度であることが判明した。われわれは、この結果を厳密に受け取って、比較的短期の地域経済予測を行ったのである。モデルのテスト結果から短期予測にふみ留ったのであって、モデル自体は寧ろ長期モデルである。何故ならば、モデルの係数推定に使用したデ

ータは、何れも年データであり、それは到底短期的振動の説明に耐えるものではないからである。もしも将来、地域所得の四半期別推計が可成りの期間に亙って行われるならば、短期の地域所得モデルの作成も可能となるであろう。然し、他方、地域経済計画は通常五〜一〇年の計画期間を掲げることが多いようである。この点からすれば、長期モデルについて予測力を高めるに足るだけの精度の高いサンプル数の増加を期待することが望ましいであろう。

五・二　この作業の計算について

$\boldsymbol{B=T^*A, Z=T^*Y}$ 及び $[\boldsymbol{I-B}]^{-1}$ の計算は、凡て京都大学 KDC-I (HITAC-II) によって行った。

【参考文献】

[1] Chenery, H. B. and P. G. Clark, Interindutsry Economics, 1959.

[2] Debeu, G. and I. N. Herstein; Nonnegative Sqnare Matrices, Econometrica, 21, 4, 1953, pp. 597–607.

[3] Dusenberry, J. S., O. Eckstein, and G. Fromm, "A Simulation of the United States Economy in Recession" Econometrica, Vol. 28. Oct. 1960, No. 4, pp. 749-

[4] Goldberger, A. S., Impact Multipliers and Dynamic Properties of the Klein-Goldberger Model, 1959.

[5] 市村真一監修・関経連、近畿経済の将来、一九六〇年関経連叢書一〇〇。

[6] I said, W., "Interregional and Regional Inputoutput Analysis, A Model of a Space-Economy", Review of Economics and Statistics, XXXIII, No. 4, pp. 318–328, Nov. 1951.

[7] 金子敏生、「産業連関分析における技術変化・地域間交易変化とその産出効果」季刊理論経済学、Vol. XII, No. 2, Jan. 62, pp. 44–51.

[8] Moses, L. M., "The Stability of Inter-regional Trading Patterns and Input-Output Analysis", American Economic Review, Dec. 1955.
[9] 岡崎不二男・水野正一・山崎研治、「昭和二八年愛知県産業連関表」一九五七。

【附　記】

一、この論文は、昭和三六年度文部省科学研究費（「綜合研究」第三〇〇四、「産業連関論の理論とその応用」）に基く研究の一部である。

二、論文作成にあたっては、青山秀夫教授はじめ、綜合経済研究所計量経済班の方々から、数多くの御助言、御援助を賜った。KDC–I による計算は、すべて京都大学大学院の真継隆氏の手を煩わした。又、使用したデータの提供については、「阪神都市協議会・大阪市隣接都市協議会」事務局に負うところが多い。何れも特記して、謝意を表わしておきたい。

〔編輯者註〕

この論文中、第8・9・10表は、紙幅の都合上、止むをえず割愛しました。研究上、これら三表を御希望の方は、「京都市左京区吉田本町京都大学経済学部内経済学会編集係」宛御申込み下されば、複写刷の表を[illegible]御頒けいたします。