

地域産業構造と地域的不均等発展——アメリカ合衆国 製造業による計量的実証

一 問題の所在

「地域」を、一国の領域をより細分化した空間的ひろがり、と定義するならば、一国はその中に多くの「地域」を含むことになる。各地域における経済活動は、決して一国経済の単なる縮小版ではあり得ない。地域経済の発展についてもこのことは妥当する。各地域の発展は、さまざまな理由により、一国全体の発展と異なった姿をとりうる。

本論文は、こうした経済の地域ごとに不均等な発展のメカニズムを説明する一つの寄与として、地域ごとの産業構造ならびに域内諸要因と製造業の地域別発展との関

水岡 不二雄

係に着目し、これにアメリカ合衆国製造業のセンサスのデータを用いて計量的に分析することを通じ実証的に説明することを試みたものである。これにより同時に本論は、地域的不均等発展についてのより深められた理論的展望を導出することを企図している。

二 地域経済の不均等発展の諸要因

地域経済の発展を一国々民経済のそれから異なったものとする要因として、地域ごとの産業構造の差異が指摘されてきた。急速に資本蓄積をすすめる部門が空間的に集積している地域の経済はより急速に発展し、緩慢な資本蓄積を行なう部門や、縮小再生産に追いこまれている

部門が集積している地域の経済は、停滞ないし後退する。

例えば川島哲郎氏は、「地域格差は、もともと資本主義経済における経済主体間の、さまざまな格差のいわば空間的投影であるから、そのもっとも基礎的な成因も、この社会における階級の存在と、経済発展の不均衡がもたらす産業部門間、業種間、企業間の経済上の懸隔……にあるといわねばならない」、「地域格差は……経済主体間の格差一般が、地域経済構造の差異を媒介に実現されたものであり、したがってその大きさは両者の相乗積にひとしい」と述べている。

右記の命題は、左記の、 t 期における「地域産業構造行列」 S_t （行は地域、列は産業部門の、それぞれ新たに生みだされた価値を示す）

$$S_t = \begin{bmatrix} s_{11} & s_{12} & \dots & s_{1m} \\ s_{21} & s_{22} & \dots & s_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{n1} & s_{n2} & \dots & s_{nm} \end{bmatrix}$$

(1)

を考えると、各列ごとに異なった部門別の期間内成長率 $g_j (j=1, 2, \dots, m)$ をどの行についても等しく乗じた値として S_{t+1} が規定されているとみなすものである。

すなわち、

$$S_{t+1} = \begin{bmatrix} s_{11}g_1 & s_{12}g_2 & \dots & s_{1m}g_m \\ s_{21}g_1 & s_{22}g_2 & \dots & s_{2m}g_m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{n1}g_1 & s_{n2}g_2 & \dots & s_{nm}g_m \end{bmatrix}$$

(2)

このとき、地域 i において新たに生み出されるべき価値 $V_{(t+1)i}$ の総額は、

$$V_{(t+1)i} = \sum_{j=1}^m s_{(i+1)j} (j=1, 2, \dots, m) \quad (3)$$

(i は地域、 j は産業部門を示す)

地域ごとの産業構造の差異が地域的な経済の不均等発展を規定するとする右式では、次の二点の前提が自ずと明らかである。

第一に、同一産業部門は地域を問わずどこでも同一の率で資本蓄積（ないし縮小再生産）をすすめる、という点である。これは、 g_j が全地域に対し同じ値となっていることに示されている。第二に、期間内における域際資本移動が考察から捨象されている点である。これは、 S_{t+1} が S_t から g_j を媒介の要因とするだけで直接的に与えられていることに示されている。

地域的不均等発展のメカニズム究明のための抽象化の一段階として、他を捨象して地域の産業構造に着目し、右記のようなモデルを組み立てることは、むしろ研究の一アプローチとして有効である。かかる有効性はいささかも否定されるべきではないどころか、現実への接近をめざす経済地理学の理論的上向の一過程として積極的意義さえ有している。だが、右記の抽象化のための二前提を解除し、理論をさらに高い段階に上向させることが可能であるか否かはこれとは別個の問題である。かかる上向の可能性が残されている限り、右記のモデルは現実への直接的適用から少なからぬ距離が想定されることも同時に念頭におかれねばならない。⁽²⁾この立場に立つて、右記の二前提を改めて検討してみよう。

まず第一の前提についてみる。いまある一つの産業部門を考えよう。仮にこの部門が一国民経済全体に空間的に分布しているとしても、この部門に対する地域ごとの需要量が異なり、この一部分が地域内需要として現象するとすれば、この部門の資本蓄積量は地域ごとに異なった値をとりうる。需要が集中している地域では、資本の回転が早まる。平均利潤率法則貫徹の下では、各部門に

資本間の競争の強制法則の結果割り当てられる利潤量は所与であり、各個別資本が回転数の多寡に応じてこの利潤の可除部分を獲得する。それゆえ回転のヨリ急速な需要集中地域では、ヨリ急速に資本蓄積が進行する。また、回転が急速であれば不変資本はヨリ急速に生産物に価値移転するので、資本の価値革命による損失の可能性が少なく、早期に新技術を導入することが可能であり、このことも右記の資本蓄積に寄与する要因となる。もちろん一方では、かかる地域ごとの域内需要の多寡による地域ごとの資本蓄積率の差異は、地域間の資本移動によって打ち消される傾向をもつ。だが、土地に結びつけられ、価値が未だ全面的に生産物に移転していない固定資本が資本の現立地点に存在している限り、かかる資本の地域際移動は瞬時には行なわれ得ない。⁽³⁾さらに、産業循環を考慮に入れた時、その上昇局面にあっては、域内需要が傾向的に増大しながらも域内需要が流入してくる資本の追加分によって充足され得ず、価格の一時的な地域の上昇が生じてその特別利潤により地域的な資本蓄積がヨリ強化される場合、また他方、景気上昇により産業予備軍が地域的に一時枯渇して地域的な労賃上昇が生じ、

資本の流入がためらわれる場合があり得る。これらの諸点から、地域経済の不均等な発展は域内需要の多寡の関数としてもとらえられねばならないことがわかる。

次に、第二の前提についてみる。前段階半部で述べた点の裏返しとして、資本はその条件さえ整えば常に地域際移動を行なう傾向を有し、かかる移動に基本的な政治的障害は存在しない。この移動のために、右記(2)式における S の成分は、仮に g の各値がすべて π_0 であるとしても、 t 期と $t+1$ 期とは、本来異なった値をとるべきものである。

さらに、さきに述べた通りの産業予備軍の地域的賦存度の差異・労働者階級の力量の地域的差異⁽⁴⁾が発生すれば、労働力の地域間移動の完全な自由のもとでも労賃の地域的差異が発生しうる。現実の社会では、小生産者層の存在・気候の差異等に基づく生活費の差異等によっても労賃の地域的差異が持続するので、これにより費用価格が異なり、利潤率が地域的に異なった値を一時的にとりうる。ヨリ上向したモデルでは、この労賃の地域的差異をも考慮しなければならぬ。

以上の諸点を考慮に入れると、(2)式の各成分は次のよ

うな形に改められることになる。

$$S_{(t+1)j} = S_{(t)j} L_{tj} g_j A_j D_j \quad (4)$$

(但し D_j 、 A_j はそれぞれ域内の需要総計、労賃水準が価値の増減に影響を及ぼす割合を示す。 L_j は期間内における資本の純地域間移動を、部門 i ・地域 j について価値の増減率で示したものである。)

この $S_{(t+1)j}$ を行列の形で表現することにより、新しい期末の「地域産業構造行列表」 S_{t+1} が得られる。

三 実証の手順と方法

前章で述べた地域経済の不均等発展のモデルについて実証を行なうため、データとしてアメリカ合衆国五一地域(五〇の州にコロンビア特別区 District of Columbiaを加えたもの)において行なわれた製造業センサス Census of Manufactures に示されている産業分類二桁レベルの付加価値生産額を、一九六七・一九七二・一九七七の三年分についてとりあげる。分析の対象を製造業に限定したのは、付加価値額を経済センサスで得られる部門が製造業のみであるという資料上の制約に由来している。また、産業分類三桁レベル以下をとりあげなかつ

たのは、同レベル以下には秘匿数字がきわめて多く、分析に堪え得ないためである。二桁レベルにもなお秘匿数字が存在するが、これは下位のレベルのデータの積み上げや、他のデータとの間で回帰式を求める方法⁽⁵⁾を用いて推計を行なって計算に堪え得るデータを得た。

期首は一九六七・七二年の両年、期末は一九七二・七七年の両年とし、それぞれ五年間にわたる二つの時期を分析の対象とした。独立変数として製造業センサスから得られないものは、『Statistical Abstract of the United States』の各種年度版より、期首の両年についてとられたデータを得て用いた。

まず、右記(2)式に示した、産業構造不変・域内需要全地域均一の前提のもとで、産業構造の地域的差異のみを説明要因とした地域経済不均等発展のモデルがどの程度実際の不均等発展を説明するものであるかについて、単回帰分析を行なった。

この単回帰分析を行なう場合の問題点は、期首における各地域（以下「各州」と呼ぶ）の経済の絶対的規模にもともと大きな開きがあり、この規模差を除去しない限り正確な結果が得られないことである。いま、一九七

二年の州別産業構造に各部門別の一九七二～七七年にわたる五年間の合衆国全体での成長率をかけた値（理論値）を独立変数（ X ）とし、一九七七年の実際の州別産業構造に基づく付加価値生産額を従属変数（ Y ）として回帰分析を試みると、

$$R^2 = 0.9845^*$$

$$\text{回帰式 } Y = 0.96996X + 66.971$$

という、ほぼ完璧な「相関関係」が両者の間に認められるという「結果」が得られる。だが、このことから、「理論値」が実際の値をうまく説明しているという結論に到達するのは早急に過ぎる。なぜなら、州別の経済規模の絶対的差異のために、期首において規模の大きな州は期末においても当然規模が大きくあり続けることが予想されるからである。この点を明らかにするため、一九七二年の州別付加価値生産額を独立変数（ X ）、一九七七年の同じくそれを従属変数（ Y ）として回帰分析を行なってみると、 $R^2 = 0.9839$ と、さきの R^2 の値よりわずかに低い、しかしほぼ完璧な値が得られる。つまり、さきの $R^2 = 0.9845$ という高い値は、こうした州別の当初より存在する地域経済規模の絶対的差異を含みこんでいるの

であり、これを除去しない限り前章で示したモデルの検証は不可能である。

この除去は、部分相関 Partial correlation を求めるのと同様の手続きにより行なうことができる。この手続きを、一九七七年の「理論値」と実際値とについて例示的に述べよう。まず一九七二年の付加価値生産額を独立変数とし、この独立変数を用い一九七七年の付加価値生産額の「理論値」と実際値とをそれぞれ従属変数として回帰式を求める。この式は次の通りである。

$$TL77 = 1.591 TL72 + 429.58$$

$$TLEX = 1.6375 TL72 + 386.2$$

(但し TL77 は一九七七年の付加価値生産額、また TL72 は一九七二年のそれぞれのそれぞれ実際値、TLEX は一九七七年の同生産額の「理論値」を示す。)

右記二つの回帰式より得られる残差は、一九七二年の付加価値生産額の実際値となんの関係も有しない。この残差を分析の対象とすれば、州ごとの経済の絶対的規模の差異の問題を除去し得るのである。

第二に、域内需要にかかわる三つの要因、すなわち期首における域内投資・消費・政府支出、ならびに労賃の

地域的差異の計四つの独立変数を説明変数に加え、段階的な多重回帰分析 stepwise multiple regression analysis を行ない、これら諸変数が各期末の地域経済の生みだす付加価値額を説明する度合を同様に²⁾の値をもって明らかにする。

なお、ここで新たに加える変数の内容は次の通りである。

一、期首域内投資——期首年の製造業センサスに示された州別の新規資本投資 new capital expenditure の総計(変数名 INV)。

二、期首個人消費——期首年の州別個人所得総計(変数名 PCONS)。

三、期首政府支出——合衆国連邦政府の、各州及び当該州に属する自治体への援助、及び当該州・それに属する自治体の財政支出の合計(変数名 GEXP)。

四、労賃——週単位の州別労賃(変数名 WAGE)。

なお、各変数の内容とその代表すべき理論上の概念とは必ずしも一致していない場合があるが、資料上の制約からやむを得なかった。

この先さらに分析をすすめる上での問題点は、右にあ

けた諸変数と異なって、資本の純地域間移動についてはこれを既存統計資料によって容易に明らかにし得ないことである。だが、(4)式よりすれば、右の諸変数によって説明された回帰式の残差の中にこの地域間移動の要因が含まれていることは明らかである。残差のどれだけの部分が純立地移動によるものであるかは容易に判定し難く、またかかる判定のための適切な方法も得難いので、本論ではとりあえずこの残差を純立地移動の代理変数として扱っておく。

以上六個（純立地移動も含む）の変数に関し、変数間の結びつきの度合と、こうして結びつけられた諸変数の集合が州ごとにもつ意味の強さを調べるために、因子分析の手法を適用した。州ごとの地域的不均等にかかわる性格は、各州の因子得点によって明らかにした。

この計量分析は、本章冒頭に述べた両期について行なった。石油価格急騰によるサブライシヨックをはさんだ両期間で諸変数の状況に差異がみられるところから、産業循環と地域的不均等とのかかわりについて、一つの理論的仮説の提起を最後に試みた。

以上が、本論文の研究の手順と方法である。

四 分析とその結果

(a) 期首の州別産業構造に基づく分析

まず、二章の(2)式に示したモデル、すなわち期首の州別地域産業構造が期末における地域経済的不均等発展をどの程度説明するものであるかを明らかにしよう。

前章で述べた方法を用い、一九七二年の各州付加価値生産額の絶対的差異を除去して得られた残差に、新たな変数名 TL77RES (一九七七年の付加価値生産額実際値) / TLEXRES (同「理論値」) を与える。これらのうち後者 TLEXRES を独立変数とし、これに従属変数たる実際値の残差 TL77RES を説明することを試みる (RES は残差 residual の略)。

これにより得られた回帰式は、

$$\text{TL77PES} = 0.59079 \text{ TLEXRES} + 0.00512 \quad (0.3268)$$

そのF値は $F = 3.27$ で、 $\alpha = 0.05$ のもとで本式の有意性は示され得ない。 R^2 は $R^2 = 0.0625$ であり、期首の地域産業構造と部門別全国レベルの成長率から地域的不均等発展を説明しようとする(2)式のモデルは、実際の不均

等発展のわずか六・二五パーセントをしか説明しないことが明らかである。

(b) 域内要因を加えた分析

(2)式モデルの説明力がこのように弱いものであることが判明したので、次に、これに域内要因である四つの変数を加え、多重回帰分析を行なうことにする。

前節の場合と同様、これらの変数について、まず州ごとの付加価値生産額の絶対的差異を除去するために、一九七二年の付加価値額総計を独立変数(TL72)、域内要因の四変数をそれぞれ従属変数とした回帰式を求め、それからの残差を得る。残差計算の基礎となった回帰式を挙げておけば、次の通りである。

$$\begin{aligned} \text{INV} &= 0.0594 \text{ TL } 72 - 56.02165 \\ \text{PCONS} &= 2460.6 \text{ TL } 72 - 1193000 \\ \text{GEXP} &= 0.00456 \text{ TL } 72 - 1035.7 \\ \text{WAGE} &= 0.00000877 \text{ TL } 72 + 143.39 \end{aligned}$$

こうして得られた残差(もとの変数名に RES を付加し表示するものとする)を新たな変数とし、これにさきの「理論値」から得た残差(TLEXRES)を加えた五変数を、段階的多重回帰分析の手法により順次回帰式に投入

表 1

順位	変数名	R ² 値	F 値
1	INVRES	.1560	9.06
2	PCONSRES	.3226	11.81
3	TLEXRES	.3626	2.95
4	GEXPRES	.3716	.66
5	WAGERES	.3941	1.67

し、各変数が期末の州別付加価値生産額(TL77)に対し各々だけの説明力を有しているかを調べることとする。

この計算の結果得られたR²とFの値はそれぞれ表1に示した通りである。なお、この五変数をすべて投入した後の回帰式は、

$$\begin{aligned} \text{TL } 77 &= -83.03204 + 0.43248 \text{ TLEXRES} + (0.11848 \\ &\quad (0.2769) \quad (0.3209) \\ &\quad \times 10^{-3}) \text{ PCONSRES} - 1.04006 \text{ GEXPRES} + 6.40311 \\ &\quad \times 10^{-5} \quad (0.7380) \quad (1.5134) \\ &\quad \text{INVRES} + 13.76123 \text{ WAGERES} \\ &\quad (10.6494) \end{aligned}$$

である。回帰式全体のF値はF=5.85で、自由度DF₁=4, DF₂=46においてα=0.01のもとで有意である。以上の回帰分析から明らかとなるのは、次の諸点である。

第一に、さきの(2)式に示された「理論値」 $TLEXRES$ の投入による R^2 の増加分ならびにその投入によって得られる F 値は、二つの域内変数すなわち $INVRES$ と $PCONSRES$ とに比べてはなはだ低い。これはいうまでもなく、(2)式に示された「理論値」のもつ地域的不平等発展に対する説明力の域内二変数(投資・個人消費)と比べた相対的弱さを示し、さきの(a)で得られた結果を裏付けるものである。

第二に、 $INVRES$ と $PCONSRES$ という上位二変数で、五変数全体の R^2 値 $R^2=0.3941$ の四分の三以上を説明している。これは、地域的不平等発展が期首の地域産業構造よりも域内需要に左右されて成立する可能性が強いことを示すものである。

第三に、政府支出 $GEXPRES$ の回帰係数が負の値を示しているところから、政府支出は不平等発展を助長するということよりそれをオフセットする機能を果している可能性が強いことが示唆されている。

第四に、労賃は、政府支出と異なり係数が高い正の値を示し、地域的不平等と正の関係にあって、高労賃地域ほど成長率も高いという状況が示されている。

(c) 因子分析による検討

さて、前節で行なった回帰分析の残差には、期間内の純立地移動による地域的不平等の要因が含まれていると考えられることはすでに見た通りである。そこで次に、この全体の残差(変数名 $RESIDUAL$)も含めた六変数に関して、地域的不平等が成立するありさまを州別にとらえ、かつ諸変数間の連関をよりくわしく見るために、因子分析の手法を適用して考察をさらにすすめてみよう。

まず、六つの変数を、各州毎の期間内成長率との関連において因子にまとめるために、各州ごとの実質成長率($TL77/TL72$)/1.4(但し1.4は一九七二年を一とした一九七七年の GNP デフレーター)によって変数にウェイトをかけた。こうして得られた数値に因子分析を行なったところ、固有値 eigenvalue が1.0以上(ローテーション前)の因子が三つ得られた。これらの因子と六変数との間の因子負荷量 factor loadings を、ローテーション後の値で示すと、表二のようになる。この表において、ダッシュで示した箇所は、因子負荷量が0.25未満であることを示し、各因子の特徴をヨリ明確に示すために、計算して得られた値をサブレスして置換えたもので

表2

変数名	因子1	因子2	因子3
WAGERES	.920	—	—
GEXPRES	.871	—	—
PCONSRES	—	.835	.356
INVRES	—	-.774	.250
RESIDUAL	—	.286	.804
TLEXRES	—	—	.748
固有値	1.638	1.476	1.404

ある。

まず、因子1は、政府支出ならびに賃金水準について大きな因子負荷量を示している。

因子2は、域内変数のうち域内投資・消費に對し大きな因子負荷量を示している。但し域内投資 (INVRES) の負荷量の値は負で、消

費 (PCONSRES) の正の負荷量と対照を示す。因子3は域際変数である期首州別産業構造の差異にもとづく「理論値」、ならびに資本の純地域際移動を含むとみられる変数 RESIDUAL に対して大きな負荷量を示し、両者の間には正の相関があることが示されている。また、域内諸変数と域際諸変数とが別の因子にまとめられているところから、両者の間には相異なる特性があることが読みとれる。⁽⁶⁾

以上により、三つの明確な特徴をもつ因子が検出され

表3

変数名	因子1	因子2	因子3	因子4
WAGERES	.923	—	—	—
GEXPRES	.871	—	—	—
RESIDUAL	—	.903	—	—
PCONSRES	—	.743	-.533	—
INVRES	—	—	.936	—
TLEXRES	—	—	—	.985
固有値	1.626	1.385	1.245	1.024

た。これら三つの因子について対象五一州がそれぞれどのような因子得点をあげているかを検討すれば、地域的不均等の州ごとの特性についてより立ち入った推論を行なうことが可能となる。

この点をよりはっきりと解明するために、表2の三因子に変数をまとめる基礎となった固有値1.0以上という制約条件を緩和し、固有値0.5~1.0の因子(ローター

ション前)をも採用して、この結果も加味しつつ考察をすすめることとする。こうして得られた因子は、表3に示す四因子である。さきと同様、因子負荷量0.25未満はサプレスしてダッシュと置き換えてある。各因子の特徴は、表によっておのずと明らかなので、改めて説明を加える必要

もないであろう。さきの三因子の場合と違って特徴的であるのは、RESIDUALと消費水準との相関の強さが因子2に表現されていることで、RESIDUALには立地移動だけでなく、域内要因ともかかわった要素が含まれている可能性のあることが示唆されている。

以上により抽出された因子をもとに、次に各州ごとの因子得点について検討を加えよう(表4)。

まず、因子数を三つにとった場合に域際変数とかかわっている因子3についてみる。この因子の因子得点が11を超えている州は、カリフォルニア、メイン、オクラホマ、オレゴン、テキサスの五州である。これらについてその要因をさらに詳しく知るために因子数を四つにとった場合の因子2と因子4とについてみると、テキサスとカリフォルニアの二州では因子2の得点が高く、残る三州では期首の地域産業構造とかかわる因子4の得点が高い。四因子をとった場合の因子2はRESIDUALに強い因子負荷量を示す。この因子2の地域際立地移動に対してもつ意味は、この因子得点の低い地域のひろがり方に表れている。因子2の因子得点が1以下以下の州は、イリノイ、インディアナ、ミシガン、ニュージャージー、

オハイオ、ペンシルベニアの六州で、いずれも東北部の在来工業地域である。因子得点が相対的に高い負の値を示すということは、これら地域が、地域際立地移動に対して負の関係、すなわち資本の流出の傾向を示していることを表現しているものとみられる。この因子2の因子得点が南西部二州で高く東北部六州で低いということは、とりもなおさず、フロストベルトからサンベルトへ、というアメリカ合衆国における近年の工業立地動向を裏書きするものとみることができよう。

次に、三因子をとった場合の因子2についてみる。この因子は、表2の通り、POONSRESとINVRESとを代表するものである。但し、両変数は地域的にみた場合相反する動きを示す。これは、因子2の因子得点が正に高い州はPOONSRESが高い意味をもち、逆に負に高い州は、期首の投資が高い意味を有していることを示している。因子2の因子得点が正に高い州として(11以上)、カリフォルニア、フロリダ、ニューヨークがあり、一方負に高い州として(1以下)、インディアナ、ミシガン、北カロライナ、オハイオ、南カロライナ、テキサスの諸州があげられる。POONSRESの得点の高い州に、

4

[4 因子をとった場合]		1967-72 年期			
因子 2	因子 4	成長率	[2 因子をとった場合] 因子 1	[4 因子の場合] 因子 2	[4 因子の場合] 因子 3
-.208	-.166	1.136	.771	-.637	-.209
.036	-.719	1.038	-.474	3.877	.138
.122	-.499	1.494	-.276	.069	.315
-.061	-.572	1.422	.100	-1.350	.282
4.062	.072	1.054	-3.623	-.191	1.636
.185	-.059	1.313	-.634	.063	.475
-.157	-.384	.845	-.227	1.340	-2.677
-.453	-.515	1.066	.122	.460	-.366
-.022	.522	.925	-.499	.819	-.382
.923	-.980	1.243	-1.265	-1.421	.887
-.059	-.682	1.245	-.087	-1.449	1.180
-.026	.175	.994	-.322	.112	-.414
-.275	.693	1.290	.001	-.049	-.155
-1.204	1.051	1.021	1.027	.539	.013
-1.094	.443	1.083	1.448	.781	-.733
.256	-.286	1.158	-.246	.162	.421
.216	.178	1.092	-.381	.199	-.236
-.123	-1.069	1.236	.086	-6.17	.772
.773	.082	1.211	1.669	.180	-.925
-.751	4.558	1.017	0.00	-.622	-.911
.190	-.613	.985	-.208	-.214	-.401
-.283	-.333	.969	-.568	-.012	-.336
-1.709	-.177	1.072	2.245	.903	1.846
.374	-.314	1.071	-.477	.158	.517
.222	-.599	1.366	.680	-1.037	-.454
-.196	.277	1.096	-1.097	-.395	.737
-.214	.391	1.174	-.041	.649	-.447
-.010	-.474	1.192	-.366	-.049	-.021
-.014	-.288	1.228	-.304	1.453	-.235
-.204	-.558	1.085	.178	-.700	-.759
-1.858	-.057	1.019	.889	-.105	.780
.008	.009	1.385	-.442	-.168	-.333
-.051	-.743	.953	-3.168	.548	-1.094
-.610	-1.853	1.319	.708	-2.305	2.991
-.055	-.197	1.407	-.520	-.361	-.384
-1.857	1.053	1.052	1.754	.925	.481
.209	1.881	1.334	-.187	-.498	.476
-.328	2.814	1.340	-.106	-.098	.657
-1.292	-.162	.965	1.900	1.511	-3.593
-.239	-.626	1.033	-.431	-.393	-.454
-.510	-.584	1.301	.985	-1.485	.389
-.097	.160	1.314	-.348	.436	-.274
-.360	-.667	1.232	.122	-1.296	1.328
3.725	1.410	1.105	1.729	-.178	-.906
-.017	-.268	1.084	-.322	.401	-.367
-.143	-.406	.885	-.329	.128	-.622
.468	-1.057	1.201	.012	-1.400	.682
.613	-.475	.992	-.269	1.076	-1.157
-.558	.679	.965	.673	.260	-1.045
.126	.205	1.065	.187	.276	.509
-.084	-.362	1.320	-.262	1.429	-.451

東部の富裕階層が引退後老後の余生をおくるフロリダ州が含まれているのは興味深い。一方 INVERSES に対する得点の高い州として、自動車産業の中心デトロイトをかえるミシガン州のように、資本の懐妊期間の長い重工

業部門の集積する州が含まれていることも示唆的である。最後に、三因子をとった場合の因子 1、すなわち賃金・政府支出にかかわる因子についても多重回帰式に投入した場合のし、この二変数はいずれも多重回帰式に投入した場合の

表

		1972—77 年 期			
		〔3 因子をとった場合〕			
州 名	成長率	因子 1	因子 2	因子 3	
アラバマ	1.185	-.709	-.060	-.275	
アリゾナ	2.104	4.186	.140	-.342	
カリフォルニア	1.267	-.084	.108	-.224	
テキサス	1.245	-1.352	.301	-.513	
ニューメキシコ	1.257	.486	3.392	2.527	
コロラド	1.275	-.022	.127	.085	
ネバダ	1.144	.173	.429	-.488	
デラウェア	.882	.440	.045	-.698	
フロリダ	1.120	1.523	.521	.167	
ジョージア	1.142	-1.004	1.144	-.153	
アイダホ	1.216	-.850	-.636	-.281	
オハイオ	1.368	.223	.324	-.012	
イリノイ	1.244	-.322	-.088	.192	
インディアナ	1.113	.778	-.844	-.143	
アイオワ	1.150	.521	-1.324	-.268	
カンザス	1.304	-.058	.034	.039	
ケンタッキー	1.308	-.266	.220	.219	
ルイジアナ	1.200	-.369	0.00	-.747	
メイン	1.574	-.228	-.853	.968	
マサチューセッツ	1.217	-.528	-.917	2.314	
メリーランド	1.080	-.017	.664	-.400	
ミシシッピ	1.094	-.012	.753	-.669	
ミネソタ	1.148	.935	-3.978	-.352	
ミシシッピ	1.242	.298	.532	-.018	
モンタナ	1.421	-1.107	.206	-.250	
ネブラスカ	1.144	-.238	.415	-.136	
ネバダ	1.239	.123	-.064	.069	
ニューハンプシャー	1.181	-.393	.373	-.410	
ニューヨーク	1.703	.845	.175	-.216	
ニューメキシコ	1.215	-.880	.188	-.583	
ニュージャージー	.995	.329	-.247	-1.552	
ペンシルベニア	1.463	-.832	.507	-.160	
ロードアイランド	1.041	.697	3.128	-1.414	
テキサス	1.182	-1.305	-1.313	-1.254	
ユタ	1.684	-.550	.374	-.289	
オハイオ	1.132	.854	-2.071	-.331	
オクラホマ	1.467	-.370	-.212	1.349	
オレゴン	1.256	.597	-.721	1.613	
ペンシルベニア	1.094	.068	-.692	-.998	
ロードアイランド	1.108	-.794	.358	-.702	
南カロライナ	1.173	-1.204	-.753	-.584	
南ダコタ	1.536	-.121	.199	-.052	
テキサス	1.181	-.893	-.289	-.637	
テネシ	1.549	-.400	-.639	4.227	
ユタ	1.319	-.424	.323	-.281	
バネワシントン	1.302	-.245	.309	-.463	
バージニア	1.258	-1.035	-.042	-.233	
ワシントン	1.355	.668	.143	.220	
ワイオミング	1.047	.063	-.359	.031	
アイオワ	1.256	.452	-.127	.278	
ワイオミング	1.896	.096	.382	-.400	

各州の地域的不均等を説明すると断言し得るかに
は、いくぶんかの留保が必要である。この因子1の因子

は、増加分が低く、地域的不均等との関係の度合が相
対的に弱いので、この因子の因子得点の多寡がただちに
得点が正に高い(十以上)のは、アラスカ及びコロ
ンビア特別区(ワシントン市)で、アラスカ州はソ連とも
国境を接する辺境地域であり、またコロンビア特別区は
首都であって、どちらも多額の政府支出が行なわれてい

る地域である。また逆に、この因子1の因子得点が負の方向に高い州として、アーカンソー、フロリダ、ミシシッピ、北カロライナ、南カロライナ、バージニアという南部諸州があげられている。ただ、前節の多重回帰分析の結果からすれば、これらの州は低賃金地域であるが故に直ちにそれが地域的不均等に寄与しているとはみなし難い。

五 地域的不均等発展と産業循環

(a) 結論

以上前章においてわれわれは、現実の地域的不均等発展が、産業構造の地域的差異といった単一の要因によって説明され得るものではなく、多様な要因をまっけてはじめて十全に説明され得るものであること、しかもこれら諸要因のもつウェイトは地域ごとに異なるものであることを、一九七二年から七七年の合衆国製造業の地域的展開を例に計量的に実証した。

しかし、これは七二―七七年という単一の時点をとった実証であり、このようなトレンドが産業循環のいかなる局面においても成立しうるものであるか否かについて

は、なお立ち入った分析が必要である。

そこで、本章では、前章で分析した期間に先立つ一九六七―一九七二年の時点について、前章と同様の計量分析を行ない、かかる産業循環と地域的不均等との関係について説明する手がかりを得ることにしたい。

はじめに、考察の前提として、一九六七―七二年及び一九七二―七七年の二時点間にわたる合衆国経済ならびに製造業部門内部での産業構造変動の動向を素描しておくことにしよう。

まず合衆国経済を全体としてみる。一九六七年から七二年の時期においては、その初期にベトナム戦争による景気の高揚が続いていたが、その終結と共に一九六九―七〇年に不況が訪れた。一九六七―七二年の総「固定資本」投資の累計は八六八七億ドル（以下すべて一九七二年のドルの値に換算）、年平均一五七九・五ドル、個人消費支出の累計は三兆六三二五億ドル、年平均六六〇四億ドルで、GNPは一兆一四億ドルから一兆一八五九億ドルへとこの間一七・三パーセント、年平均二・三五パーセントの成長率を示している。一方、一九七二年から七七年の時期は、一九七三年から七五年の石油価格高

騰を軸としたサブライ・ショックによる不況を間に含み、この間「固定資本」投資も減少をみた。しかし期末には回復し、全体の期間内総「固定資本」投資の累計は一兆〇一五八億ドル、年平均一八四六・九億ドルと前期の一七パーセント増、個人消費支出の累計は四兆三七五億ドル、年平均七九五億ドルで前期の二〇・五パーセント増となっており、経済の絶対規模は増大している。ただし、GNPは一九七二年の一兆一八五九億ドルから一九七七年の一兆三六九七億ドルへと、この間五年間で一五・五パーセント、年平均二・三一パーセントと成長率はわずかであるが前期と比べ下落をみている。⁽²⁾

こうした状況のもとで、一九七二〜七七年期が一九六七〜七二年期と比べもつとも際立った特徴を示しているのは、製造業の全国付加価値生産額の急増である。一九六七〜七二年期には一九六七年に二六一・八億ドルだった付加価値生産額が一九七二年に三五三九・七億ドルへと三五パーセント増であるのに対し、一九七二〜七七年期では、一九七二年の三五三九・七億ドルから五八五一・七億ドルへと六五パーセント増を記録している。このことは、サブライ・ショックによる費用価格の高騰

と成長率の鈍化の中で、製造業部門での技術革新・「高付加価値化」が急速に進行していることを物語るものである。この点をさらに詳しく、製造業の部門別にみると、一九六七〜七二年期に、付加価値増加に寄与した率の高い上位五部門は、順に輸送機器（一二・六パーセント）、電気機器を除く機械（一〇・六パーセント）、食品（九・八パーセント）、金属加工（九・七パーセント）、化学及び関連製品（九・六パーセント）であったのが、一九七二〜七七年期では、順に、電気機器を除く機械（一二・八パーセント）、輸送機器（一〇・六パーセント）、化学及び関連製品（一〇・五パーセント）、食品（八・八パーセント）、電気・電子製品（八・六パーセント）となっている。金属加工部門が上位五位から脱落して代って電気・電子部門が加わり、食品部門の寄与率がダウンして機械部門の寄与率が高まるなど、産業構造の「高度化・高付加価値化」の傾向がはっきり示されていることがわかる。

以上から、両期を本論の視点とかわかって特徴づけるとすれば、一九六七〜七二年期はその前半のベトナム戦争を契機とする需要増大を契機とした景気高揚により、

表5

順位	変数名	R ² 値	F 値
1	INVRES	.2060	12.71
2	TLEXRES	.2536	3.06
3	PCONSRES	.2766	1.49
4	GEXPRES	.2981	1.41
5	WAGERES	.2991	.06

既存産業構造が相対的に維持されたが、一九七二～七七年では、サプライ・ショック下の不況に促されて技術革新・産業構造の「高度化・高付加価値化」がすすみ、それによって資本蓄積が維持されている時期である、とみるこ

(b) 多重回帰分析

本章でもまず、前章と同様、期首一九六七年の州別産業構造・及び域内四変数を独立変数にとり、期末一九七二年の実際の付加価値生産額との関係を見る多重回帰分析を行なう。

はじめに期首の州別総付加価値生産額との残差をとり、この残差を実際の回帰分析の対象とする手法は、前章と同じである。段階的多重回帰分析によって得られた結果を、表5に掲げる。

この表5の五変数をすべて投入した後の回帰式は、

$$\begin{aligned}
 TL77 = & 0.74701 + 0.25619 TLEXRES + (0.27883 \\
 & (0.1507) \quad (0.2342) \\
 & \times 10^{-4}) PCONSRES - 0.49201 GEXPRES + 1.87999 \\
 & \times 10^{-5} \quad (0.7281) \quad (0.7676) \\
 & INVRES - 1.90031 WAGERES \\
 & (7.4619)
 \end{aligned}$$

であり、回帰式全体のF値は3.84で、前章と同じ自由度・危険率のもとで有意である。

この多量回帰分析の結果を前章のそれと比較して明らかであるのは、一九六七～七二年期における期首地域産業構造の一九七二～七七年期と比較した地域的不均等発展に対してもつ相対的に大きな重要性和、同じく地域内消費のもつ重要性の少なさである。また、期首地域内投資のもつ説明力R²も、一九六七～七二年期は一九七二～七七年期を三分の一も上回っている。さらに、地域別賃金水準のもつF値は極端に低く、地域的不均等発展に対する有意性が疑問視される。

この両期の差異は、何を示唆するであろうか。前節に述べた通り、一九六七～七二年期は、産業構造が相対的にみて維持されながら、既存の構造のもとで需要増大を

軸に資本蓄積が進行した時期であった。それゆえ、期首の地域産業構造も相対的に明確なかたちで州別の不平等発展に寄与し得たし、また期首の資本投下は期内全体にわたって持続的にその地域の資本蓄積を促したと考えられる。他方、一九七二～七七年期においては、GNP成長率停滞のもとで技術革新がすすみ産業構造の「高度化・高付加価値化」が起こった。こうした技術革新は、旧技術の放棄のみならず旧立地点の放棄をもひき起こし、先端産業の集中するサンベルト地域等への立地移動・同地域での新規投資がすすんだ。このために、期首の地域産業構造・期首の域内投資は地域的不平等発展に対する説明力を弱めたと考えることができる。

このように、本論冒頭に示した、期首の地域産業構造により地域的不平等発展を説明するモデルは、景気循環・産業構造変動の局面が異なるに依り、その有効性も異なるものであることが明らかである。

(c) 付加価値生産額成長率の地域パターン

右記の分析結果をふまえ、前章同様の因子分析を行なうて地域別にみた不平等発展の要因を検討するに先立ち、本節では、その前提として、合衆国全体についてみた両

期の付加価値成長率の地域パターンの差異をしらべ、前節までに明らかになった点をさらに深めておくこととしたい。

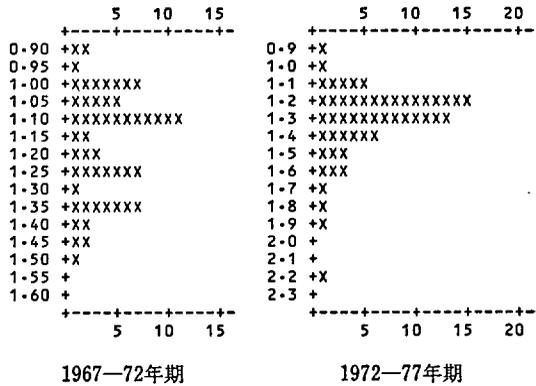
一九六七～七二年期と七二～七七年期の付加価値生産額成長率の地域別の値について、T検定を行ないF値を得ると、 $F=1638.56$ という極めて高い値が得られる。

このことは、両期の付加価値生産額成長率に明瞭な地域パターンの差異が存在することを示している。

この差異を、まず図1の柱状図によってみよう。一九七二～七七年期にあっては、合衆国全体の平均付加価値生産額成長率は一・六五倍、州別成長率の中央値は一・二四倍で、州別成長率一・二～一・四倍のランクに二八州と全体五一州(地域)の五四・九パーセントが集中していた。しかし一方で州別成長率の差異の裾野は広く、レンジは一・二二で尖度 kurtosis は三・〇一と、中山が一つ高くその裾野が広がるパターンを示していた。

これに対し一九六七～七二年期にあっては、合衆国全体の同成長率は一・一四倍で、州別の成長率の中央値は一・〇九六倍、全体として一・〇〇～一・〇五、一・一〇～一・一五、一・二五～一・三〇、一・三五～一・四

図 1



x 一個が 1 地域を示す。左の数字は成長率。

○という四つの山があって、一三・七パーセントと二一・六パーセントの州がこの四つの山のいずれかに集中する、というヨリなだらかな地域パターンであった。その結果尖度はヨリ低く○・九三を示している。また裾野の広がり方は少なく、レンジは○・六五と約半分にとどまっている。

実質付加価値額成長率の絶対減を記録している地域数についてみると、一九六七〜七二年期には全合衆国で一〇州がこの絶対減を示しているのに対し、一九七二〜七七年期では、絶対減は二州にとどまっている。

以上を要するに、一九六七〜七二年期には、一定の成長率の地域分化と全国の五分の一に及ぶ付加価値生産額マイナス成長地域を含みつつも、レンジの狭さと尖度の低さに示される通り、全国としてみた場合各州はヨリ均等に発表していた。一方、一九七二〜七七年期には、産業構造の「高付加価値化」に伴なって全体の成長率の底上げがみられ、一・二〜一・四倍という一つのピークに過半の州が集中する一方で、レンジの広がり示される通り、一部地域の高いベースの成長がみられ、全合衆国レベルでの地域的不均等発展の程度はヨリ広がってきている、とみることができる。

(d) 因子分析

以上の点をふまえ、次に、前章と同様の因子分析の手法を用いて、一九六七〜七二年期における諸変数のトレンドについてより立ち入った考察を行なうこととしよう。まずはじめに、ローテーション前の固有値一・〇以上

表 6

変数名	因子 1	因子 2
INVRES	.808	—
PCONSRES	-.799	—
TLEXRES	.710	-.289
WAGERES	—	.867
GEXPRES	-.364	.778
RESIDUAL	—	-.593
固有値	1.941	1.821

を示す二つの因子について、この因子負荷量を表 6 に示す。州別の実質成長率によってウェイトをかける点は、前章の場合と同様である。

表によって明らかのように、各因子とかわる変数のありさまは、前章でみた一九七二～七七年期の場合と大きく異なっている。一九七二～七七年期では別の因子にまとめられていた INVRES と TLEXRES とが同一因子となり、期首の域内投資と期首の地域産業構造とは類似のパターンをもつ変数となると共に、PCONSRES がこれと相反する動きをもつものとして結びついている。

一方、一九七二～七七年期には PCONSRES との結びつきが強かった、立地移動を含むとみられる変数 RESIDUAL は

別の因子に移り、GEXPRES・WAGERES と負の関係を示している。INVRES と TLEXRES との結びつきの強さは、前節までにみ

表 7

変数名	因子 1	因子 2	因子 3	因子 4
WAGERES	.918	—	—	—
GEXPRES	.878	—	—	—
INVRES	—	.859	—	—
TLEXRES	—	.799	.270	—
RESIDUAL	—	—	.966	—
PCONSRES	—	-.271	—	.952
固有値	1.671	1.496	1.049	1.032

た点を裏付けるものである。

次に、前章同様固有値についての制約条件を緩め、四つの因子にまとめた場合の各因子と諸変数間の関係についてみると、表 7 の通りである。

この、四因子に対する諸変数のまとまり具合をさきの一九七二～七七年期について比較すると、ここにも、右

記と同様の、この期の特徴が明らかである。第一因子に WAGERES と GEXPRES がまとまり高い固有値を示す点はかわらないが、第二因子には INVRES と TLEXRES とがまとまって二番目に高い固有値を示しており、残る RESIDUAL と PCONSRES は、独立してそれぞれ別個の因子を構成している。

以上二組の因子群の集合をもとに、各地域別の因子得点をしらべ、地域的不均等を州別にヨリ立ち入って検討してみることしよう。

まず、二つの因子をとった場合の因子1についてみる。

この因子の因子得点が正に高い州は、期首の投資と期首地域産業構造の不均等発展に対する意味が相対的に強いことを示している。因子1の因子得点が $+1.0$ 以上の州には、イリノイ、インディアナ、ルイジアナ、ミシガン、オハイオ、ペンシルベニア、テキサスがある。このうち、ルイジアナとテキサスを除く諸州は、すべて東北部の既存工業地域に属しており、これらの諸州では一九六七～七二年期には期間内に立地移動等による域内産業構造の変動を大きく蒙ることなく、産業構造安定下で資本蓄積がすすめられたことを物語っている。これらの諸州が、一九七二～七七年期には RESIDUAL を含む因子に対し負の高い因子得点を示し、資本の流出が示唆されていることは既にみた。

次に、四つの因子をとった場合の因子3、つまり純立地移動にかかわりを持っているとみられる RESIDUAL が高い負荷量をもつ因子の州別因子得点をみる。これが

高い負の値 (-1.0 以下) を示し、資本流出が示唆される州として、コネチカット、ペンシルベニア、ニューヨーク、ワシントン、西バージニアがある。これらのうちワシントン州を除けば他はすべて東北部工業地域にある州である。とりわけアパラチア山地の構造不況地域をかかえるペンシルベニアと西バージニアの二州がここに含まれていることは興味深い。一方、この因子得点が高い正の値 ($+1.0$ 以上) を示し、資本流入が示唆されている州としては、カリフォルニア、ジョージア、ミシガン、テネシーの諸州があつて、ミシガンを除きいずれも西部に属している。このように、一九六七～七二年期にあつては、東北部の在来工業地域で、既存産業構造の下での資本蓄積が一定進行しつつも、同時にフロストベルトからサンベルトへの資本移動の傾向がすでに始まつたことが示唆されているのである。

六 結論と理論的展望

以上、本論においてわれわれは、合衆国製造業の五一地域にわたる不均等発展に関し、一九六七～七二年、及び一九七二～七七年の二期をとって計量的な実証分析を

行なってきた。その結果、次の諸点を明らかにすることができたと考えられる。

第一に、期首産業構造の地域的差異が地域経済の不均等発展を規定する、という(2)式のモデルは、技術・産業構造の変化が相対的に少ない状況のもとで資本蓄積がすすむ好況期において一定の有効性をもち、さらに、この時期には資本の懐妊期間の長い部門の存在のため、期首の新規投資も相対的に重要な意味をもっている。

しかし第二に、次期の好況期をにらみ現存の不況局面からの脱出が資本家によって企図される時期にあっては、特別剰余価値取得をめぐる資本間の競争が激化し、新技術導入・旧設備廃棄をつうじた産業構造の「高度化」が達成される。かかる動向は、資本蓄積の地域的動向に反映し、資本は、高度技術をもつ部門の集積する地域・地域内所得の高い地域等、新技術導入による資本蓄積をヨリ可能とする地域へと立地移動が行なわれ、地域産業構造の期首における変動が結果する。このため、期首の産業構造・期首の新規投資の地域的不均等発展に対する説明力は弱まることになる。

かかる産業循環の二局面に対応する地域的不均等発展

の動向の計量的実証から得られた結論は、マルクス経済学の産業循環に関する演繹的に得られた論述をも裏付けるものである。

すなわち、富塚良三氏は、「回復期から好況初期」の局面において「固定資本の更新が集中的におこなわれ」、それがためにかかる更新は「好況過程の進むにつれてやがて次第に減少する」と述べられる。この「特別利潤」の獲得に活路を求めての新たな生産技術の導入⁽⁹⁾は「既存の老朽固定設備の廃棄と新鋭機械設備の採用」であり、不況末期の固定資本の減価とその製品の価格低落に伴う「既存固定設備の資本としての存在意義」の滅殺によって導入される⁽¹⁰⁾、とされる。この局面にあって、かかる「特別利潤」の獲得が立地移動によりヨリ大幅に達成される場合には、新鋭設備にみあった新規立地点が資本によって選択され、老朽固定設備の集積する工業地域は存在意義を失い放棄されることになる。地域産業構造の変動と地域経済の発展・衰退がこうして結果する。

このように、本論の結論は、同時に、恐慌論における産業循環の理論に空間の論理契機⁽¹¹⁾をとり入れて、先述のハーヴェイ、そしてホランド⁽¹²⁾によって示唆された、マル

クス経済地理学の地域経済変動理論を論定する一つの方向性をもさし示しているのである。

本論文を、一九八四年四月一橋大学を停年御退官なされた青木外志夫名誉教授に、長い間筆者に経済地理学を御指導下さった感謝の気持ちをこめて献呈いたします。本論文で用いた計算には、クラーク大学計算機センターの Digital Vax-11 型計算機、BMDP 統計プログラムを使用した。

- (1) 川島哲郎「地域格差」(大阪市立大学経済研究所(編)『経済学辞典』第二版、岩波書店、一九七九年、八六一—八三〇)
- (2) この点に関し、ボーツとスタイン(George H. Borts and Jerome L. Stein, *Economic Growth in a Free Market*, New York: Columbia University Press, 1964; 中川久成・坂下昇(共訳)『地域経済の成長理論』勁草書房、一九六五)は、一九一九年から五七年にわたる四つの景気循環期間について行なった分析の結果から、「成長率の州際差の異なる説明は、(一九四八—五三年期を除き)州の産業構成を無視しうる」(Borts and Stein: p. 46; 中川・坂下訳四七ページ)と結論づけている。ただし両氏は他方で、合衆国地域経済における部門間所得格差縮小と、域内の部

門間資源配分改善による、長期的トレンド(一八八〇年から一九五〇年)としての各州の一人当たり所得の収束を指摘しており、各域内の産業構造の変動が地域格差の縮小を導くとして両者の関係をとらえる立場をもととしている。

(3) 土地に結びつけられた固定資本がその移動の困難性のために地域経済の産業循環と恐慌に及ぼす影響に関するマルクス経済学の理論研究については、さしあたり David Harvey, *The Limits to Capital*, Chicago: University of Chicago Press, 1982, pp. 424—431 が示唆的である。

(4) この点を重視し、階級闘争の強度の地域的格差からフロストベルトよりサンベルトへという合衆国地域経済の変動の動向を説明することを試みたのが、Richard Peet, "Relations of Production and the Relocation of United States Manufacturing Since 1960," *Economic Geography* 59 (2), (1983) である。ただ、労働者階級の力量の高下、地域とみなされるカリフォルニア州への資本流入傾向など、今後の一層深い研究にまっつき部分も残されている。また、産業立地を労働力の要因から説明しようとする最近の合衆国のマルクス経済学者の研究については、このほか、Michael Storper and Richard Walker, "The Theory of Labour and The Theory of Location," *International Journal of Urban and Regional Research*, 7(1), (1983) も参照。但し主張されている労働力要因の経験的な有意性については、本編が部分的に明らかにしたその低さに照ら

- しても、なお詳しい検討が必要である。
- (5) BMDP プログラム PAN を推計のために用いた。
- (6) ただし、RESIDUAL を純然たる域際変数と規定し得るかどうかはなお定かでない。PCONSRES との相関係数も 0.436 を示しており、因子にも RESIDUAL が含まれているところから、地域内の所得水準とかがわりのある何らかの要因もこれに含まれていることが推測され得る。
- (7) *Economic Report of the President*, Washington, DC: US Government Printing Office, p. 164.
- (8) 富塚良三『恐慌論研究』未来社、一九七五年、一九一ページ。
- (9) 同右、一七九ページ。
- (10) 同右、一八一ページ。
- (11) マルクス経済学における空間の論理契機の問題については、拙稿「マルクス経済学における経済地域の概念」『一橋論叢』九〇巻六号、一九八三年を参照されたい。
- (12) Stuart Holland, *Capital versus the Regions*, London: Macmillan, 1976, pp. 70—80; 仁連孝昭・佐々木雅幸(他訳)『現代資本主義と地域』法律文化社、一九八二年、七二～八三ページ。

(一橋大学大学院博士課程)