

【研究ノート】

シフト＝シェア分析の実証的研究

佐 竹 光 彦

は じ め に

シフト＝シェア分析は地域経済の成長要因を分析する方法として広く利用されてきた¹⁾。この分析はある地域において、成長をもたらす要因を GNP 要因・産業要因・地域要因の三つに分類しようとするものである。そして、地域経済の成長指標をこれらの要因によって生じる部分に分けたものである。これに対して Houston [5] は、シフト＝シェア分析の要因の分け方には経済的な意味があまりないと批判した。そこで本稿では、この要因分類の経済的意味を実証的に検討することにした。

以下、第1節ではシフト＝シェア分析の基本的な考え方を簡単に説明する。第2節では、シフト＝シェア分析の要因の分け方について、分散分析によって統計的に検証した Berzeg [3] の方法を簡単に紹介する。第3節では回帰分析を用いて、シフト＝シェア分析の各要因の経済的意味を実証的に検討する方法について述べる。最後に第4節では、シフト＝シェア分析の各要因の計算、Berzeg の分散分析による検証、回帰分析による検証を日本の七大都市の雇用者データに適用してみる。

1. シフト＝シェア分析

地域経済は国民経済と同じ率では成長しない。そして地域経済の成長を国民

1) シフト＝シェア分析に関する文献については、Ashby [2] p. 423 脚注3) を参照のこと。また日本では、Fuchs [4] の方法を紹介した笹田 [7] がある。

経済のそれから乖離させる要因は数多くある。たとえば、産業間や地域間における需要の所得弾力性や生産性の上昇率のちがひ、輸送費用の変化などがあげられる。これらの要因が産業や地域に対して不均等に影響を与えるために、各々の地域経済の成長が不均等になると考えられる。しかし地域や産業に対して不均等に影響を与える要因は、相互に複雑に影響し合っているために、これらの要因をそのまま取り入れて分析することは容易ではない。そこでまず、地域経済の成長を国民経済のそれから乖離させる多くの要因を産業要因と地域要因の二つに大きく要約してしまい、その二つから生じる経済指標の成長量を実際に計算する。それらを吟味することによって、地域経済成長と国民経済成長の乖離が、どちらの要因に大きく影響されているかを分析するのがシフト＝シェア分析である²⁾。

以下では地域経済の成長指標として雇用者数を例にとり、具体的にシフト＝シェア分析を吟味してみよう。雇用者数の増加をシフト＝シェア分析によって三つの部分に分けると、つぎのようになる。

$$(1) \quad X_{ij}^1 - X_{ij}^0 = X_{ij}^0 \left(\frac{X_{..}^1}{X_{..}^0} - 1 \right) + X_{ij}^0 \left(\frac{X_{i.}^1}{X_{i.}^0} - \frac{X_{..}^1}{X_{..}^0} \right) + X_{ij}^0 \left(\frac{X_{ij}^1}{X_{ij}^0} - 1 \right)$$

ただし、 X は雇用者数を表わす。そして右下の添字 i は第 i 産業、 j は第 j 地域、 \cdot 印はそれぞれの合計を表わす。また右上の添字 0, 1 はそれぞれ第 0 期、第 1 期の時点を示している。

(1) 式の左辺は第 j 地域の第 i 産業における、第 0 期から第 1 期までの雇用者数の増加である。それを三つの要因に分けたのが右辺である。すなわち右辺第 1 項は、第 j 地域・第 i 産業の雇用者数が全国全産業平均と同じ率で成長したならば増加するであろう量＝national growth effect（以下、NG 効果とする）である。これを国民経済全体の成長に占める地域のシェアと考える。そして、この仮設値からの乖離を各地域の占めるシェアのシフトと考える。

このシフトは右辺第 2 項・第 3 項によって示されている。すなわち、第 2 項

2) シフト＝シェア分析の詳細な説明については、Ashby[1], Perloff, Dunn Jr., Lampard and Muth [6] を参照のこと。

で産業間格差による、第3項で第*i*産業における地域間格差による全国全産業の成長率からの乖離がとられることになる。

シフト＝シェア分析のシフトの意味をわかりやすくするために、(1)式を産業について合計してみよう。

$$(2) \quad X_{ij}^1 - X_{ij}^0 \equiv X_{ij}^0 \left(\frac{X_{..}^1}{X_{..}^0} - 1 \right) + \sum_i \left[X_{ij}^0 \left(\frac{X_{i.}^1}{X_{i.}^0} - \frac{X_{..}^1}{X_{..}^0} \right) \right] \\ + \sum_i \left[X_{ij}^0 \left(\frac{X_{ij}^1}{X_{ij}^0} - \frac{X_{i.}^1}{X_{i.}^0} \right) \right]$$

すると、(2)式の右辺第2項は全国の第*i*産業の成長率の全国全産業の成長率からの乖離に第*j*地域・第*i*産業の第0期における雇用者数を掛け、産業について合計したものになる。ここで X_{ij}^0 は第*j*地域において第*i*産業の占める割合を示すことになる。(2)式のように産業について合計することにより、第2項は地域の産業構成が全国のそれとちがうことによって生じる雇用者数の成長のシフトを表わすことになる。もし第*j*地域において、成長の速い産業の占める割合が国民経済全体にくらべて高ければ、第2項は正の値をとる。

また第3項は、第*i*産業について第*j*地域がどのような立地条件を持つかによって生じるシフトを、産業について合計したものである。もし第*j*地域が第*i*産業について有利な立地条件を持つならば、(1)式の右辺第3項は正の値をとる。逆に不利な立地条件を持つならば負の値をとることになる。そしてこれらを産業について合計した(2)式の右辺第3項をみることにより、第*j*地域の産業全体に関する立地条件の良し悪しを判断することができる。

以上のような考え方に基づいて、シフト＝シェア分析では(1)、(2)式の右辺第2項は industrial mix effects (以下、IM 効果とする)、第3項は regional share effects (以下、RS 効果とする) と呼ばれている³⁾。このように地域経済の成長を国民経済の成長から乖離させるさまざまな要因を、IM 効果と RS 効果の二つに要約することによって、地域経済の成長要因を分析する第1歩とした

3) IM 効果は compositional mix effects, RS 効果は competitive position effects とも呼ばれている。

ものがシフト＝シェア分析である。

ところがこの分析に対して、Houston〔5〕はさまざまな角度から批判を加えた。彼の批判を要約すると、つぎの三つの点があげられる。

（i）シフト＝シェア分析は、地域経済の成長指標の増加量を単に三つ部分に分けた恒等式である。この分析によって地域経済の成長が説明されるためには、各要因と雇用者数の変化の間の因果関係が経済的に明らかにされる必要がある。しかし単なる恒等式では、因果関係を説明することができない。

（ii）シフト＝シェア分析では、すべての産業の市場規模が一国全体であることを暗黙のうちに仮定している。ところが小売業やサービス業を考えると、市場規模はもっと小さくなると思われる。そのため、シフト＝シェア分析を一国全体に適用することは適当ではない。

（iii）産業の分割のしかたによって、シフト＝シェア分析の二つのシフトの値がちがってくる。すなわち、第 j 地域における第 i 産業のシフトの大きさは、第 i 産業をさらに細かく分割した場合のそれぞれの産業のシフトを合計した値とは等しくならない。

以上の批判のうち、（ii）はマクロ分析全体の問題であって、シフト＝シェア分析だけのものではない。また（iii）は個々の産業のシェアを考慮に入れて合計すれば解決される問題である。

ところが、（i）の批判は根本的な問題を含んでいると考えられる。この批判に対して、シフト＝シェア分析は雇用者数の増加をNG効果を基準にして、それからの乖離を産業構成によるもの（IM効果）と地域が持つ立地条件によるもの（RS効果）に分けただけでも意味があるとも考えられる⁴⁾。しかし本稿では、シフト＝シェア分析の意味を正しく理解するために、（i）の批判の内容を実証的に検討してみたい。それに先立って、シフト要因を統計的に検証できるようにした Berzeg の分散分析による検定方法を紹介しよう。

4) Ashby〔2〕もこのような考え方である。

2. Berzeg による分散分析を用いた検証

Berzeg [3] は分散分析を用いて、シフト＝シェア分析のシフトを生じさせる二要因を統計的に検定できるように定式化した。(1)式を X_{ij}^0 で割ると、(3)式のようになる。

$$(3) \quad r_{ij} \equiv r_{..} + (r_{i.} - r_{..}) + (r_{ij} - r_{i.})$$

ただし、 r_{ij} , $r_{i.}$, $r_{..}$ はそれぞれ第 i 産業・第 j 地域、第 i 産業平均と全国全産業平均の第0期から第1期までの雇用者数の成長率である。ところで、(3)式右辺第3項 $(r_{ij} - r_{i.})$ はシステムティックな要素であるが、これを誤差項 (ϵ_{ij}) とみなせば、つぎのような一元配置の分散分析で検定できる確率モデルに書き直すことができる。

$$(4) \quad r_{ij} = \alpha + \beta_i + \epsilon_{ij}$$

したがって、 $\beta_i = 0$ の仮説検定を行なうことができ、IM 効果がシフト要因として分けるに値するものかどうかを検定することができる。ところがこのモデルでは、RS 効果は統計的に検定することができない。

そこでつぎに、Berzeg は RS 効果を地域要因による成長の差と考え、(4)式に、

$$\gamma_j \equiv r_{.j} - r_{..}$$

を加えて、つぎのように定式化した。ただし、 $r_{.j}$ は第 j 地域全産業平均の雇用者数の成長率である。

$$(5) \quad r_{ij} = \alpha + \beta_i + \gamma_j + \mu_{ij}$$

ただし、 μ_{ij} は誤差項である。これは二元配置の分散分析で検定できる確率モデルである。すなわち(5)式のように定式化すれば、 $\beta_i = 0$ (IM 効果)、 $\gamma_j = 0$ (RS 効果) というシフト＝シェア分析のシフト二要因の分散分析による仮説検定が可能になる。

以上のように Berzeg は、産業間・地域間の雇用者数の成長率に有意な差があるかどうかを統計的に検証する方法を示した。この方法によって、シフト＝

シェア分析を恒等式にもとづく単なるシフト＝シェアの計算にとどまらず、シフトの要因が有意に働いているかどうかを統計的に検証することが可能になったと考えられる。

3. 回帰分析による検証の方法

本節では、シフト＝シェア分析のシフト要因の経済的意味を検討する方法を考察してみる。すなわち、二つのシフト効果と産業要因・地域要因と考えられる変数との関係を回帰分析を用いて考察する。ここでは、産業要因と地域要因を説明する変数として、それぞれ産業別国内総生産額と県民所得を利用する⁵⁾。まずはじめに IM 効果と RS 効果を個々に、つぎに二要因をまとめて吟味することにしよう。

まずシフト＝シェア分析から得られる二つのシフト要因を、i) IM 効果を産業別国内総生産の増減額を説明変数として、ii) RS 効果を県民所得の増減額を説明変数として、回帰分析で個々に推定する。これらの場合、産業別国内総生産額のデータは各産業ひとつずつ、県民所得のデータは各地域ひとつずつしかない。そこで IM 効果を各産業ごとに各地域を合計し、RS 効果を各地域ごとに各産業を合計したデータを用いる。すなわち、つぎの式を推定することになる。

$$(6) \quad \sum_j SI_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta I_i + u_i$$

$$(7) \quad \sum_i SR_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \Delta R_j + v_j$$

ただし、 SI_{ij} 、 SR_{ij} は第 i 産業・第 j 地域におけるシフト＝シェア分析から得られる IM 効果と RS 効果、 ΔI_i は第 i 産業の国内総生産の増減額、 ΔR_j は第 j 地域の県民所得の増減額である。そして u_i 、 v_j は誤差項である。

上述の(6)、(7)式の推定結果から、 α_1 、 β_1 の符号が正の値をとり、決定係数が高ければ、IM 効果・RS 効果はそれぞれ産業要因・地域要因から生ず

5) 産業別国内総生産額は国民経済計算年報、経済活動別国内総生産(名目)を、県民所得は県民個人所得(『民力——都道府県別民力測定資料集』朝日新聞社編)を利用した。

るものと考えられる。

つぎにシフト全体が、産業要因と地域要因の合計から生ずるものかどうかを検討する方法について述べる。まず、つぎの式を最小二乗法によって推定する。

$$(8) \quad \Delta X_{ij} = a_0 + a_1 \Delta I_i + a_2 \Delta R_j + w_{ij}$$

ただし、 $\Delta X_{ij} \equiv X_{ij}^1 - X_{ij}^0$ 、 w_{ij} は誤差項である。(8)式は第 i 産業・第 j 地域の雇用者数の増減を、産業別国内総生産の増減額と県民所得の増減額によって説明する式である。そのうち、産業別国内総生産額と県民所得の変化がもたらすであろう雇用者数の増減の理論的な数値の推定値 SSX_{ij} は、つぎのように求められる。

$$(9) \quad SSX_{ij} = a_1 \Delta I_i + a_2 \Delta R_j$$

ただし、 a_1 、 a_2 は最小二乗法によって得られる(8)式の推定値である。

そこでつぎに、この SSX_{ij} と、IM 効果と RS 効果の和($SI_{ij} + SR_{ij}$) との間の相関係数を計算する。ところで、 SSX_{ij} は産業要因と地域要因がもたらした雇用者数の増減である。これとシフト=シェア分析のシフト全体との関係を吟味することにより、シフトの経済的な意味が把握できると考えられる。すなわち、もしこの相関係数が正の高い数値を示すならば、シフト全体の値は産業要因と地域要因とによって生じるものと考えられる。

以上の二つの方法によって、シフト=シェア分析のシフトが産業要因と地域要因にどの程度関連しているかを、実証的に検証することができると考えられる。

4. 適用 例

本節では日本の七大都市の雇用者数について、A. シフト=シェアの算出、B. Berzeg の分散分析による検証、C. 回帰分析による検証を行なう。雇用者データとして事業所統計調査報告を利用する⁶⁾。産業分類は基本的には大分類を用いて、農林水産業をひとつにまとめた。また期間としては、昭和47年、50

6) 雇用者データとして、事業所統計調査報告の従業者総数を利用した。

年、53年のデータを利用し、昭和47年から50年までと昭和50年から53年までの二期間について適用した。

A. シフト＝シェアの算出

前述のデータを用いて、七大都市、11産業について、(1)式に関する計算をしたものが第1表・第2表である。

IM 効果が正の値をとる産業として、昭和47年から50年までの期間では、卸売業・小売業、金融・保険業、不動産業、電気・ガス・水道業、サービス業、公務があげられる。昭和50年から53年までの期間では、上述の産業のうち、電気・ガス・水道料と公務を除いた残りの産業が正の IM 効果を持っている。このことから、サービス産業の主なものの雇用者数が産業全体に較べて、より速く成長していることがわかる。

第1表 7大都市別11産業についての雇用者数に関するシフト＝シェア分析

（昭和47年—50年）

（単位：人）

	東 京 都			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	-1507	260.9	-108.6	-1659.3
鉱 業	-2215	191.0	-1741.7	-664.3
建 設 業	- 152	11905.8	7287.6	-19345.4
製 造 業	-204867	42858.7	-119802.8	-127923.0
卸売業・小売業	66593	49015.2	52781.1	-35205.0
金 融・保険業	37192	7750.4	13826.4	15615.0
不 動 産 業	11236	2753.2	13856.2	-5373.5
運 輸・通信業	19112	11789.1	-11050.8	18373.6
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	- 456	809.1	2067.9	-3333.0
サ ー ビ ス 業	84131	26318.3	64821.9	-7009.3
公 務	14358	4781.0	9132.4	444.5

	横 浜 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	296	21.2	-8.8	283.6
鉱 業	-61	2.6	-23.5	-40.1
建 設 業	16	2228.9	1364.4	-3577.3
製 造 業	-34456	7288.1	-20372.4	-21371.7
卸売業・小売業	13160	6081.6	6548.9	529.4
金 融・保険業	2260	776.0	1384.3	99.7
不 動 産 業	838	355.0	1786.4	-1303.4
運 輸・通信業	-5268	2651.5	-2485.4	-5434.1
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	698	191.0	488.1	18.9
サ ー ビ ス 業	16914	3894.1	9591.3	3428.6
公 務	812	707.5	1351.5	-1247.0

	名 古 屋 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	609	29.2	-12.1	591.9
鉱 業	4	2.4	-21.6	23.2
建 設 業	7140	2390.8	1463.4	3285.8
製 造 業	-44509	9176.0	-25649.6	-28035.4
卸売業・小売業	18131	10972.7	11815.7	-4657.7
金 融・保険業	2091	1243.3	2218.0	-1370.3
不 動 産 業	-599	449.8	2263.7	-3312.5
運 輸・通信業	-2704	2775.4	-2601.6	-2877.8
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	979	262.0	669.6	-47.4
サ ー ビ ス 業	15388	4686.3	11542.3	-840.6
公 務	3324	786.1	1501.6	1036.3

	京 都 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	89	9.8	-4.1	83.3
鉱 業	-29	3.7	-34.2	1.4
建 設 業	2258	684.1	418.7	1155.2
製 造 業	-15614	5387.4	-15059.4	-5942.0
卸売業・小売業	9247	5710.5	6149.3	-2612.8
金 融・保険業	1837	663.6	1183.8	-10.4
不 動 産 業	1831	198.0	996.5	636.5
運 輸・通信業	2623	1028.4	-964.0	2558.6
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	459	74.6	190.5	193.9
サ ー ビ ス 業	16219	3033.7	7472.0	5713.3
公 務	-730	509.6	973.4	-2213.0

	大 阪 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	15	24.4	-10.2	0.7
鉱 業	-553	17.6	-160.5	-410.1
建 設 業	-33060	5971.0	3654.9	-42685.9
製 造 業	-126247	19167.4	-53578.6	-91835.8
卸売業・小売業	-17344	23207.6	24990.6	-65542.2
金 融・保険業	10223	2884.2	5145.2	2193.6
不 動 産 業	3090	1070.0	5385.2	-3365.2
運 輸・通信業	-16732	5052.6	-4736.1	-17048.4
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	1474	330.7	845.4	297.9
サ ー ビ ス 業	17278	8400.8	20691.2	-11814.0
公 務	3079	1179.9	2253.8	-354.8

	神 戸 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	268	12.8	-5.3	260.5
鉱 業	80	5.6	-50.9	125.3
建 設 業	-901	1021.3	625.1	-2547.4
製 造 業	-14710	4639.6	-12969.1	-6380.5
卸売業・小売業	829	4953.0	5333.6	-9457.6
金 融・保険業	-1075	749.1	1336.4	-3160.5
不 動 産 業	884	227.9	1147.1	-491.1
運 輸・通信業	4104	2287.8	-2144.5	3960.7
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	-321	90.1	230.2	-641.2
サ ー ビ ス 業	5997	2854.9	7031.6	-3889.6
公 務	1805	531.4	1015.0	258.6

	北 九 州 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	-238	87.9	-36.6	-289.3
鉱 業	421	29.0	-264.8	656.8
建 設 業	-3223	1598.4	978.4	-5799.8
製 造 業	21375	3510.0	-9811.5	27676.4
卸売業・小売業	6392	3514.6	3784.6	-907.3
金 融・保険業	-673	407.0	726.1	-1806.1
不 動 産 業	2222	137.7	693.1	1391.2
運 輸・通信業	-585	1580.1	-1481.1	-684.0
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	184	74.5	190.3	-80.8
サ ー ビ ス 業	8775	2156.7	5311.9	1306.4
公 務	586	304.7	581.9	-300.6

注) 表中の数値は本文中の(1)式によって算出されている。

また表中、(1)=(2)+(3)+(4)になる。

第2表 7大都市別11産業についての雇用者に関するシフト=シェア分析

（昭和50年—53年）

（単位：人）

	東 京 都			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	1964	521.2	-246.1	1688.8
鉱 業	384	311.7	-753.7	826.0
建 設 業	28204	28094.8	16144.8	-16035.9
製 造 業	-20620	88312.8	-105537.9	-3394.8
卸売業・小売業	73273	119882.7	70220.9	-116831.4
金 融・保険業	17775	20629.5	6048.7	-8903.2
不 動 産 業	9547	7204.4	8088.2	-5745.6
運 輸・通信業	10179	29028.4	-10781.7	-8068.1
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	1187	1881.3	-1140.0	445.7
サ ー ビ ス 業	120089	67405.9	59349.2	-6666.8
公 務	-733	12186.9	-6797.7	-6122.2
	横 浜 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	99	68.7	-32.4	62.8
鉱 業	-28	2.3	-5.5	-24.8
建 設 業	7807	5262.5	3024.1	-479.7
製 造 業	-10000	15041.5	-17975.3	-7066.2
卸売業・小売業	25640	15181.9	8892.7	1565.3
金 融・保険業	2373	1973.6	578.7	-179.3
不 動 産 業	4040	890.5	999.8	2149.7
運 輸・通信業	7577	5928.3	-2201.9	3850.6
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	934	494.6	-299.7	744.1
サ ー ビ ス 業	25190	10253.9	9028.3	5907.7
公 務	1802	1721.1	-960.0	1040.9

	名古屋市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	-561	107.1	-50.5	-617.5
鉱 業	11	5.8	-14.1	19.3
建 設 業	786	6091.7	3500.6	-8806.3
製 造 業	-15437	18867.0	-22546.9	-11757.1
卸売業・小売業	19808	27039.6	15838.3	-23070.1
金 融・保険業	4333	3066.1	899.0	367.9
不 動 産 業	1098	1024.2	1149.0	-1076.1
運 輸・通信業	3333	6381.9	-2370.3	-678.6
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	186	679.9	-412.0	-81.9
サ ー ビ ス 業	23107	12028.0	10590.3	488.7
公 務	482	2064.3	-1151.4	-430.9

	京 都 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	30	28.6	-13.5	14.9
鉱 業	15	7.0	-17.0	25.0
建 設 業	3648	1756.5	1009.4	882.1
製 造 業	-6332	11737.3	-1402.6	-4042.7
卸売業・小売業	14981	14060.4	8235.8	-7315.2
金 融・保険業	1990	1681.8	493.1	-184.9
不 動 産 業	55	582.3	653.7	-1181.0
運 輸・通信業	2998	2592.3	-962.8	1368.5
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	2392	204.8	-124.1	2311.3
サ ー ビ ス 業	13999	8179.1	7201.5	-1381.7
公 務	220	1157.1	-645.4	-291.7

	大 阪 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	-194	58.6	-27.7	-224.9
鉱 業	56	6.8	-16.5	65.7
建 設 業	-4900	12020.0	6907.4	-23827.4
製 造 業	-16046	37322.4	-44602.0	-8766.4
卸売業・小売業	21275	53694.2	31451.2	-63870.9
金 融・保険業	370	7449.8	2184.3	-9264.2
不 動 産 業	1182	2719.8	3053.5	-4591.3
運 輸・通信業	-464	10876.8	-4039.8	-7301.0
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	137	873.3	-529.2	-207.1
サ ー ビ ス 業	36822	20915.0	18415.1	-2508.1
公 務	-1388	2978.5	-1661.4	-2705.1

	神 戸 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	-108	46.9	-22.2	-132.8
鉱 業	-150	18.2	-44.0	-124.2
建 設 業	3624	2354.2	1352.8	-83.2
製 造 業	-15283	10028.9	-11985.0	-13326.9
卸売業・小売業	10925	11743.9	6878.9	-7697.9
金 融・保険業	1560	1700.9	498.7	-639.6
不 動 産 業	66	593.5	666.4	-1193.9
運 輸・通信業	-6157	5658.1	-2101.5	-9713.6
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	136	192.4	-116.6	60.2
サ ー ビ ス 業	11351	7115.6	6265.1	-2029.7
公 務	233	1367.6	-762.8	-371.8

	北 九 州 市			
	(1) $X_{ij}^1 - X_{ij}^0$	(2) NG 効果	(3) IM 効果	(4) RS 効果
農 林 水 産 業	-490	192.6	-90.9	-591.7
鉱 業	-650	95.0	-229.6	-515.4
建 設 業	-1526	3570.9	2052.0	-7148.9
製 造 業	-41698	9627.1	-11504.8	-39820.3
卸売業・小売業	7120	8697.6	5094.6	-6672.2
金 融・保険業	654	918.6	269.3	-533.9
不 動 産 業	-467	464.6	521.5	-1453.1
運 輸・通信業	-1143	3693.2	-1371.7	-3464.5
電 気・ガ ス・ 水 道・熱供給業	366	187.3	-113.5	292.2
サ ー ビ ス 業	3814	5641.7	4967.3	-6795.0
公 務	-941	756.0	-421.7	-1275.3

注) 表中の数値は本文中の(1)式によって算出されている。

また表中、(1)=(2)+(3)+(4)になる。

他方RS効果については、産業別の顕著な特色は見い出せない。このことは七大都市の間でも、各産業に関する立地条件の良し悪しに差があることを示していると考えられる。また各都市における各産業のRS効果の符号は、二期間を通して一貫性を持たないことも読みとれる。このことから二つの期間で、各都市のそれぞれの産業の立地条件がかなり変化していると考えられる。

つぎに第1表・第2表を、各都市別に産業について合計したものが第3表・第4表である。これによって、各都市のIM効果とRS効果全般を吟味することができる。第3表によると、昭和47年から50年までの期間ではIM効果は横浜市を除いて正の値を、RS効果は北九州市を除いて負の値を示している。また第4表から、昭和50年から53年までの期間ではIM効果は北九州市を除いて正の値を、RS効果は横浜市を除いて負の値を示している。

このようにシフト＝シェア分析では全体として、七大都市は雇用者数の成長

第3表 7大都市別に11産業を合計した雇用者数に関するシフト＝シェア分析（昭和47年—50年）

（単位：人）

	東 京	横 浜	名 古 屋	京 都	大 阪	神 戸	北 九 州
シェア							
(1) NG 効果	158432.7	24197.5	32774.0	17303.4	67306.2	17373.5	13400.6
(2) シフト	-135010.1	-28988.6	-32920.3	886.5	-226083.3	-20413.6	21835.2
(3) IM 効果	31069.6	-375.2	3189.4	1322.5	4480.9	1549.2	672.3
(4) RS 効果	-166079.7	-28613.4	-36109.7	-436.0	-230564.2	-21962.8	21162.9
(5) $\Sigma_i(X_{ij}^1 - X_{ij}^0)$	23425	-4791	-146	18190	-158777	-3040	35236

注) 表中の数値は本文中の(2)式によって算出されている。

また表中、(5)=(1)+(2)=(1)+(3)+(4)となる。

第4表 7大都市別に11産業を合計した雇用者数に関するシフト＝シェア分析（昭和50年—53年）

（単位：人）

	東 京	横 浜	名 古 屋	京 都	大 阪	神 戸	北 九 州
シェア							
(1) NG 効果	375459.6	56823.4	77355.6	41987.2	148915.2	40820.2	33844.6
(2) シフト	-134212.8	8619.9	-40209.7	-7991.3	-112065.3	-34623.6	-68805.6
(3) IM 効果	34594.7	1048.8	5432.9	1804.1	11134.9	629.8	-827.5
(4) RS 効果	-168807.5	7571.1	-45642.6	-9795.4	-123200.7	-35253.4	-67978.1
(5) $\Sigma_i(X_{ij}^1 - X_{ij}^0)$	241249	65439	37146	33996	36850	6197	-34961

注) 表中の数値は本文中の(2)式によって算出されている。

また表中、(5)=(1)+(2)=(1)+(3)+(4)となる。

について、有利な産業構成をしているが、産業に関する立地条件は総合すると良くないことになる。

B. Berzeg の分散分析による検証

(5)式によって、産業間や地域間の雇用者数の成長率に有意な差があるかどうか

第5表 (5)式による雇用者数の成長率に関する二元配置の分散分析

$$(5) \quad \gamma_{ij} = \alpha + \beta_i + \gamma_j + \epsilon_{ij}$$

	昭和47年—50年	昭和50年—53年
GNP 要因 (α)	8.767	1.376
産業要因 (β_i)		
農 業	65.574	-13.825
林 業・狩猟業	22.801	14.483
漁業・水産養殖業	8.173	-12.245
鉱 業	-16.670	-12.591
建 設 業	-0.818	4.839
製 造 業	-7.947	-7.658
卸売業・小売業	3.051	5.598
金 融・保 険 業	4.792	5.684
不 動 産 業	14.151	5.890
運 輸・通 信 業	-0.257	1.674
電気・ガス・水道・熱供給業	6.209	15.511
サ ー ビ ス 業	9.266	10.672
公 務	5.650	-0.116
地域要因 (γ_j)		
東 京 都	0.969	7.279
横 浜 市	23.718	7.111
名 古 屋 市	9.192	0.749
京 都 市	6.516	14.529
大 阪 市	-4.008	-6.166
神 戸 市	13.204	-10.520
北 九 州 市	11.781	-3.350
F 値		
産業要因(12, 72)	2.40	1.21
地域要因 (6, 72)	0.93	1.70

注) F値の()内は自由度

うかを統計的に検定した結果が第5表である。各要因の数値は(5)式の α , β_i , γ_j の値である。この二元配置の分散分析では、F値をみることによって、

$$\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_{13} = 0$$

$$\gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_7 = 0$$

の帰無仮説を検定することができる。F値をみると、昭和47年から50年までの期間の産業要因についてのみ5%の水準で有意であり、他の三つについては有意でないことがわかる。

上述の結果から、雇用者数の成長に関しては、昭和47年から50年までの期間のIM効果を除いて、シフト要因として分けるに値しないと統計的には検証された。

C. 回帰分析による検証

第3節で述べた二つの検証方法を実際に適用した。IM効果とRS効果を個別に検討する(6), (7)式の推定結果が第6表である。その結果によると、産業要因と地域要因の符号が負の値をとる。このことから、産業要因と地域要因

第6表 (6), (7)式の推定結果

(6) $\Sigma_j \hat{S}I_{ij} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta I_i$			
	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	\bar{R}^2
S. 47—S. 50	59329.57 (1.41)	-43.91 (-1.72)	0.1642
S. 50—S. 53	41505.65 (1.65)	-16.66 (-2.87)	0.4196
(7) $\Sigma_j \hat{S}R_{ij} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta R_j$			
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	\bar{R}^2
S. 47—S. 50	49508.51 (0.77)	-37.98 (-1.97)	0.3241
S. 50—S. 53	18838.96 (0.53)	-29.61 (-2.64)	0.4983

注) \bar{R}^2 は自由度修正済決定係数, () 内は t 値

を示す産業別国内生産の増減額と県民所得の増減額という二つの変数と、IM効果とRS効果のそれぞれの間に期待していた関係のないことが示されたことになる。すなわち、IM効果と産業別国内総生産の増減額、RS効果と県民所得の増減額が対応していないと考えられる。

そこでつぎに、シフト全体と産業要因・地域要因の和との関係について検討してみよう。まず(8)式を推定するのだが、直接推定すると、決定係数が非常に低く、係数の値も有意でなかった。そこで、

$$(10) \quad X_{ij} = b_0 + b_1 I_i + b_2 R_j + \eta_{ij}$$

を推定することにする。ただし、 I_i と R_j は産業別国内総生産額と県民所得、 η_{ij} は誤差項である。具体的には(10)式について昭和47、50、53年の三本の式を推定することになる。そしてそれぞれの推定値のうち、 I_i と R_j で説明される雇用者数、

$$SX_{ij} = \hat{b}_1 I_i + \hat{b}_2 R_j$$

について検討する。ただし、 \hat{b}_1 、 \hat{b}_2 は最小二乗法によって得られる b_1 、 b_2 の推定値である。

つぎに各年の SX_{ij} について、昭和47年から50年まで、50年から53年までの増減を計算する。これを第3節の(9)式の代わりに、産業要因と地域要因がもたらした雇用者数の増減 SSX_{ij} と考える。そして、この SSX_{ij} とIM効果とRS効果の和 ($SI_{ij} + SR_{ij}$) との関係を検討する。

(10)式の推定結果は第7表のとおりである。これによると、 \hat{b}_1 、 \hat{b}_2 の符号はともに正で、 t 値も有意である。しかし、 \hat{b}_0 の符号が負である。 b_0 はGNP要因を示す項であると考えられる。そのため(10)式の推定結果はこのままでは、意味がないと考えられる。

そこでさらに、定数項を取り除いた、

$$(11) \quad X_{ij} = b_1 I_i + b_2 R_j + \eta_{ij}$$

を推定してみた。(11)式の推定結果は第8表のとおりである。これによると、すべての年で \hat{b}_1 、 \hat{b}_2 の符号は正で、 t 値も有意であり、経済的に意味のある推

第7表 (10), (11)式の推定結果

(10) $\hat{X}_{ij} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 I_i + \hat{b}_2 R_j$				
	\hat{b}_0	\hat{b}_1	\hat{b}_2	\bar{R}^2
S. 47	-262990.17 (-4.66)	14.81 (6.04)	45.73 (6.15)	0.4877
S. 50	-260190.87 (-4.31)	12.72 (5.41)	29.47 (5.57)	0.4338
S. 53	-258360.92 (-4.16)	9.12 (4.87)	25.33 (5.97)	0.4298
(11) $\hat{X}_{ij} = \hat{b}_1 I_i + \hat{b}_2 R_j$				
		\hat{b}_1	\hat{b}_2	\bar{R}^2
S. 47		8.79 (3.73)	21.01 (3.58)	0.3464
S. 50		7.48 (3.34)	12.74 (3.19)	0.3012
S. 53		5.84 (3.00)	11.85 (3.91)	0.3058

注) \bar{R}^2 は自由度修正済決定係数, () 内は t 値

定式だと考えられる。そのため(11)式から得られる推定式から SSX_{ij} を求めることにする。

SSX_{ij} と $(SI_{ij} + SR_{ij})$ の相関係数は第8表のとおりである。これによると、昭和47年から50年の期間では相関係数が0.4で、両者の間に有意な相関関係があると考えられる。しかし、あまり高い相関とはいえない。このことから、IM効果とRS効果の

第8表 SSX_{ij} と IM 効果と RS 効果の和 $(SI_{ij} + SR_{ij})$ の間の相関係数

	相 関 係 数
S. 47—S. 50	0.41036
S. 50—S. 53	-0.14651

シフト全体は、ここで考えた産業要因と地域要因以外の要因で説明される部分も大きいと考えられる。また昭和50年から53年の期間では、石油危機以後の混乱期でもあり、有意な結果は得られなかった。

お わ り に

本稿では、シフト＝シェア分析のシフト要因が経済的に意味するものが何であるのかを、実証的に吟味した。すなわち、IM効果とRS効果はそれぞれ、産業要因と地域要因から生ずるものと考えられてきた。ところが、回帰分析による検証を行なってみると、IM効果と産業要因、RS効果と地域要因の間に期待した対応関係はなかった。またシフト全体は、産業要因と地域要因から生じただけでなく、他の要因も含まれると考えられる結果が得られた。

しかし本稿の分析では、産業要因と地域要因の代理変数として産業別国内総生産額と県民所得を利用したが、これらがシフト要因の考えに厳密に対応しているかどうかについて検討の余地はある。またデータの分析期間に石油危機を含んでいたことが適当でなかったとも考えられる。これらの詳細な検証は今後の課題としたい。

【参考文献】

- [1] Ashby, L. D., "The Geographical Redistribution of Employment: An Examination of the Elements of Change," *Survey of Current Business*, Vol. 44, No. 10, 1964, pp. 13-20.
- [2] ———, "The Shift and Share Analysis: A Reply," *The Southern Economic Journal*, Vol. 34, 1968, pp. 423-425.
- [3] Berzeg, K., "The Empirical Content of Shift-Share Analysis," *Journal of Regional Science*, Vol. 18, No. 3, 1978, pp. 463-469.
- [4] Fuchs, V. R., "Changes in the Location of U. S. Manufacturing since 1929," *Journal of Regional Science*, Vol. 1, No. 2, 1959, pp. 1-17.
- [5] Houston, D. B., "The Shift and Share Analysis of Regional Growth: A Critique," *The Southern Economic Journal*, Vol. 33, 1967 pp. 577-581.
- [6] Perloff, H. S., E. S. Dunn Jr., E. E. Lampard, and R. F. Muth, *Regions, Resources, and Economic Growth*, The John Hopkins Press, 1960.
- [7] 笹田友三郎「わが国における工業立地の構造的変化——雇用の相対的变化にかんする1資料」『東北地理』第18巻 第2号, 1966年, 47—55ページ。