

地域経済格差の正しい理解のために (3)

行政投資と擬似相関

日下部 眞一

先回は、回帰分析の残差分析において知られているスチューデント化残差を回帰偏差という指標として用いて地域間格差を相対評価できることを示した。そして、行政投資や県民所得の地域間格差が回帰偏差値によって適切に表現されることを検討した。今回は、回帰偏差と共分散構造分析とのつながりについて簡単に考察し、行政投資と県民所得間の因果関係を共分散構造解析で検討してみたい。また、〈1人当たりの値〉や〈比率〉を用いて、さらにこれらと比較した相関、例えば、〈1人当たりの県民所得〉に対する〈1人当たりの行政投資〉の相関などが誤用される例（擬似相関）が最近多く目に付くのでこの誤りをはっきりと指摘しておきたい。このような擬似相関を用いて社会現象の因果関係の解釈がなされることは統計の誤用であることを理解していただきたい。

7 回帰偏差による順位付けと通常の〈1人当たりの値〉による順位付け

先回、行政投資と県民所得を回帰偏差を用いて相対評価した。この回帰偏差は、通常は回帰分析において誤差としてしか扱われてこなかった残差を標準化した数値であった。言葉で表現すれば、“その地域の人口規模で期待される行政投資に対して、実際の投資がどれくらい多いか少ないかを偏差として表した数値”である。

一般には、行政投資や県民所得の地域の順位付

けは〈1人当たりの値〉によって行われているが、この値は人口の大小の効果に大きく依存したものであることは、先回の図10、13を見ていただければ理解されるであろう。

〈1人当たりの値〉による順位付けと〈回帰偏差〉による順位付けの違いを比べるともっとよく分かる。1999年の都道府県の行政投資と県民所得を二つの方法で順位付けて表4に示す。2つの方法による順位の差を人口の大きい順に対して図示すると図15と図16のようになる。横軸は、人口順位（大きい方からの順位）で、縦軸に回帰偏差に基づく順位から〈1人当たりの値〉による順位の差を表している。これで分かるように、行政投資などの人口に対し上に凸の関係では人口が小さい地域が過大評価され、県民所得のように下に凸の関係では人口が大きい地域が過大評価されることがよく理解される。

つまり、〈1人当たりの県民所得〉で表現されている量は、県民所得を適切に比較できる量ではなく、単に、人口効果が表現されたものでしかないのである。財政削減問題が論議されている今日、〈1人当たりの地方交付税〉〈1人当たりの行政投資〉など、〈1人当たりの値〉で表現されている量は、すべてこのような〈人口効果〉が表現されたものであることに十分注意してほしい。

表4 行政投資と県民所得を回帰偏差による順位と1人当たりの値による順位で表した比較

	行政投資					県民所得					人口の順位
	回帰偏差	順位(a)	1人当たり	順位(b)	順位差(a-b)	回帰偏差	順位(a)	1人当たり	順位(b)	順位差(a-b)	
北海道	66.08	2	68.08	5	-3	46.10	36	47.86	31	5	7
青森県	53.58	17	55.61	18	-1	39.17	40	43.77	40	0	28
岩手県	60.96	6	63.70	6	0	47.69	34	46.94	34	0	30
宮城県	49.94	25	42.57	31	-6	49.98	29	49.58	24	5	15
秋田県	54.34	14	60.99	10	4	44.35	37	45.40	37	0	35
山形県	58.04	9	63.29	7	2	47.98	33	46.71	35	-2	33
福島県	55.60	11	50.65	22	-11	50.52	28	49.54	25	3	17
新潟県	64.40	4	60.68	12	-8	53.53	17	52.10	15	2	14
茨城県	48.85	28	37.05	40	-12	53.70	15	53.31	11	4	11
栃木県	42.30	39	38.66	35	4	62.10	6	55.92	8	-2	20
群馬県	42.06	40	38.26	37	3	58.58	8	53.89	10	-2	19
埼玉県	50.54	24	27.54	45	-21	52.57	23	57.72	4	19	5
千葉県	46.78	32	23.91	46	-14	52.61	22	56.63	7	15	6
東京都	54.86	13	34.20	42	-29	56.24	10	73.85	1	9	1
神奈川県	49.61	26	23.72	47	-21	51.68	27	57.51	5	22	3
山梨県	43.78	37	61.00	9	28	65.38	4	50.43	20	-16	41
長野県	60.24	7	55.81	17	-10	55.51	11	52.69	13	-2	16
静岡県	53.70	16	39.85	34	-18	53.55	16	54.65	9	7	10
富山県	52.46	21	60.90	11	10	63.76	5	51.68	17	-12	38
石川県	55.35	12	62.07	8	4	65.61	2	52.77	12	-10	36
岐阜県	53.24	18	48.13	26	-8	53.19	18	51.03	19	-1	18
愛知県	53.00	19	32.05	43	-24	55.24	12	62.58	2	10	4
三重県	45.56	36	43.17	30	6	52.05	25	49.81	23	2	23
福井県	35.62	44	58.32	14	30	65.57	3	49.94	21	-18	43
滋賀県	36.88	42	44.72	28	14	72.70	1	56.87	6	-5	31
京都府	46.75	33	37.19	39	-6	53.00	19	52.04	16	3	13
大阪府	51.86	22	27.69	44	-22	51.96	26	58.38	3	23	2
兵庫県	57.93	10	44.30	29	-19	49.21	30	51.64	18	12	8
奈良県	29.15	46	37.39	38	8	52.93	21	49.10	27	-6	29
和歌山県	33.33	45	48.64	24	21	39.95	39	43.93	39	0	39
鳥取県	48.70	30	76.14	4	26	54.19	14	45.79	36	-22	47
島根県	82.63	1	94.04	1	0	38.88	41	43.44	41	0	46
岡山県	41.44	41	38.53	36	5	48.82	32	48.34	29	3	21
広島県	51.27	23	40.56	33	-10	52.52	24	52.17	14	10	12
山口県	46.36	34	48.26	25	9	54.20	13	49.92	22	-9	25
徳島県	64.32	5	77.69	3	2	58.05	9	48.02	30	-21	44
香川県	27.09	47	46.27	27	20	58.76	7	49.43	26	-19	40
愛媛県	49.02	27	51.18	21	6	36.77	42	42.88	42	0	27
高知県	65.89	3	79.42	2	1	33.62	44	42.34	43	1	45
福岡県	52.46	20	34.50	41	-21	46.64	35	48.48	28	7	9
佐賀県	35.94	43	56.43	16	27	52.95	20	47.03	33	-13	42
長崎県	48.84	29	50.59	23	6	33.79	43	41.76	44	-1	26
熊本県	43.05	38	41.00	32	6	41.35	38	44.65	38	0	22
大分県	47.18	31	54.53	19	12	49.15	31	47.06	32	-1	34
宮崎県	45.71	35	54.50	20	15	30.41	46	41.13	46	0	37
鹿児島県	59.17	8	57.69	15	-7	33.04	45	41.13	45	0	24
沖縄県	53.98	15	58.56	13	2	21.71	47	38.26	47	0	32

注 1人当たりの値は平均値が50になるように調整している。

図15 行政投資：人口の大きい順に対して2つの方法による順位差をプロットした図

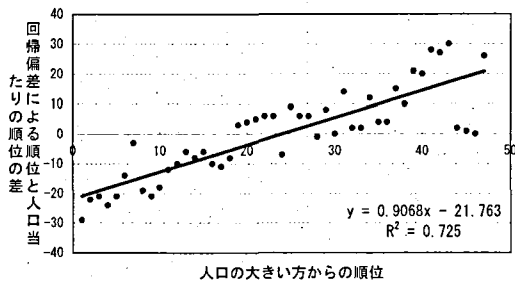
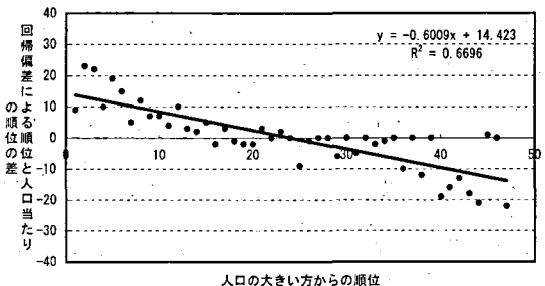


図16 県民所得：人口の大きい順に対して2つの方法による順位差をプロットした図



8 構造方程式モデリングで行政投資の効果を測る

(1) 行政投資の効果

行政投資にしても県民所得にしても人口や総生産との強い相関を持っているので、通常の統計手法によって行政投資の効果を評価することはなかなかむづかしい。先回、回帰偏差を用いてこれらの効果を検討したが、ここでは、この10年ほどの間に開発されてきた共分散構造解析（構造方程式モデリング）を用いて行政投資の効果を検討してみる。この解析は、ものごとの因果関係を考察するのに適した分析法で構造方程式モデルを用いて解析が行われる。ここでは、行政投資と県民所得の因果関係とその効果の程度を測ってみたいわけであるから、これら2つの経済要因を大きく規定する人口とGDPとの間で図17にパス図で示したようにモデルを設定すると4つの観測変数（人口、GDP、行政投資、県民所得）間で構造方程式が定められる。従って、これを解くことによって行政投資から県民所得への統計的に有意な効果（経路：パス）があるとすれば検出可能である。

このモデルに従って実際に計算すると、有意でないパスを除けばモデル適合度指標の1つであるGFIが0.99前後になるからこのモデルで十分適

していると判断してよい。1955年から5年ごとに10時点で解析した標準化解の結果を表5にまとめている。今、問題としている行政投資の県民所得へ及ぼす効果は1980年以降一貫して高度に有意な負の効果が出た。行政投資が県民所得の向上に明確な有効性を持たなくなってきたことを示す明確な証拠であろう。

さらに、行政投資が県民所得へ及ぼす負の効果を検討するために県民総生産（GDP）を産業別に分解して解析を行った。適用した構造方程式モデルは図18に示す。1998年のパスの標準化解を表6に示す。97年、99年は行政投資から県民所得への効果は有意確率が7%で、5%有意水準には達し

図18 産業別県内総生産（GDP）の効果を測定する構造方程式モデリング

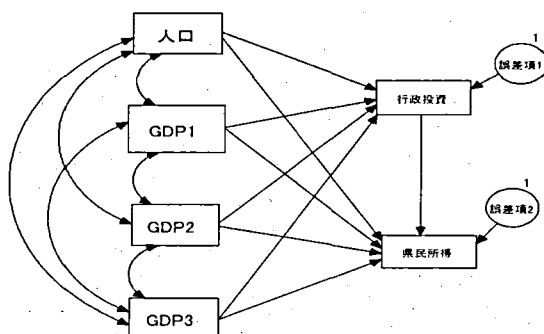


図17 行政投資と県民所得の構造方程式モデリング

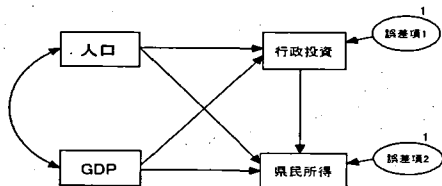


表6 行政投資（投資）が県民所得（所得）に及ぼす効果の測定

パス	1998
GDP1→投資	0.1741 (0.0603) ***
GDP3→投資	0.9159 (0.0514) ***
人口→投資	0.7046 (0.0922) ***
GDP3→所得	0.1499 (0.0726) ***
GDP2→所得	0.2139 (0.0330) ***
GDP1→所得	-0.0230 (0.0146) *
投資→所得	-0.0552 (0.0319) *
モデル適合度 (GFI)	0.99

表5 構造方程式モデリングによる行政投資（投資）が県民所得（所得）に及ぼす効果の測定

パス	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	1999
投資→GDP	0.8040 (0.0796) ***	0.9163 (0.0304) ***	0.9514 (0.0178) ***	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
投資→人口	ns	ns	ns	0.9758 (0.0071) ***	0.9722 (0.0076) ***	0.9656 (0.0101) ***	0.9555 (0.0126) ***	0.9759 (0.0050) ***	0.9541 (0.0091) ***	0.9299 (0.0178) ***
所得→GDP	0.7402 (0.0783) ***	0.7912 (0.0751) ***	0.6701 (0.0859) ***	0.7426 (0.0517) ***	0.5852 (0.0333) ***	0.5156 (0.0899) ***	0.06022 (0.0834) **	0.6154 (0.0823) ***	0.5275 (0.0897) ***	0.4878 (0.0860) ***
所得→人口	0.2904 (0.0756) ***	0.2068 (0.0649) ***	0.2835 (0.0808) ***	0.1902 (0.0588) ***	0.4360 (0.1253) ***	0.6208 (0.1227) ***	0.4772 (0.1089) ***	0.4970 (0.1207) ***	0.5821 (0.1112) ***	0.6048 (0.0977) ***
所得→投資	-0.0351 (0.0248) ns	0.0040 (0.0391) ns	0.0499 (0.0488) ns	0.0710 (0.0607) ns	-0.0206 (0.0601) ns	-0.1400 (0.0464) **	-0.0815 (0.0379) **	-0.1139 (0.0622) *	-0.1135 (0.0370) **	-0.0981 (0.0283) **
適合度 (GFI)	0.99	0.99	0.98	0.98	1	0.99	1	0.99	0.98	0.99

図19 非営利セクターの構造方程式モデル

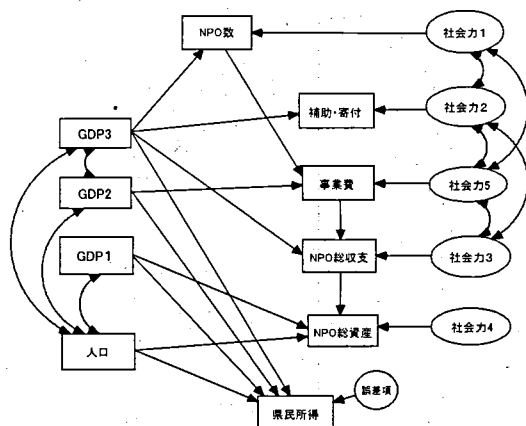


表7 構造方程式モデル解析(図19)による推定値

(1)標準化係数		
パス	推定値(標準誤差)	
人口 → 県民所得	0.6986 (0.0591)***	
GDP3 → 県民所得	0.0949 (0.0466)*	
GDP2 → 県民所得	0.2196 (0.0217)***	
GDP1 → 県民所得	-0.0289 (0.0119)**	
誤差項 → 県民所得	0.0543 (0.0020)***	
GDP3 → NPO数	0.9559 (0.0444)***	
GDP3 → 補助・寄付	0.7851 (0.1440)***	
NPO数 → 事業費	0.3331 (0.3116)ns	
GDP2 → 事業費	0.4887 (0.2840)**	
GDP3 → NPO総収支	0.1767 (0.0678)**	
事業費 → NPO総収支	0.8382 (0.0392)***	
GDP1 → NPO総資産	0.1234 (0.1019)**	
NPO総収支 → NPO総資産	0.9421 (0.0515)***	
社会力1 → NPO数	0.2937 (0.0114)***	
社会力2 → 補助・寄付	0.6194 (0.0367)***	
社会力3 → NPO総収支	0.1950 (0.0112)***	
社会力4 → NPO総資産	0.3119 (0.0200)***	
社会力5 → 事業費	0.5817 (0.0386)***	
(2)相 関		
	推定値(標準誤差)	
GDP3 vs 人口	0.9817 (0.0233)***	
GDP2 vs 人口	0.9321 (0.0231)***	
GDP1 vs 人口	0.0942 (0.0026)**	
GDP3 vs GDP2	0.9250 (0.0270)***	
社会力1 vs 社会力2	0.3515 (0.1187)**	
社会力1 vs 社会力5	0.2100 (0.1669)ns	
社会力2 vs 社会力3	0.3897 (0.0949)***	
社会力2 vs 社会力5	0.6204 (0.0907)***	
(3)被説明変数の重相関係数の平方		
県民所得	0.9971	
NPO数	0.9137	
補助・寄付	0.6085	
事業費	0.6342	
NPO総収支	0.9519	
NPO総資産	0.9063	
(4)モデル適合度		
p値	0.8709	
GFI	0.9347	
AGFI	0.8564	
CFI	1.0000	
RMR	0.0060	
RMSEA	0.0000	
AIC	77.2900	

注 **、***はそれぞれ5%、1%、0.1%水準で有意であり、nsは有意でないことを示す。

ていないが、98年と同様な傾向を示している。総生産を産業別にわけて分析しても、確かにここ数年、行政投資から県民所得への有意な負の効果が検出される。

(2) 回帰偏差と構造方程式モデル

図17や図18のモデルにおいて行政投資と県民所得に対して設定している〈誤差項〉は実は回帰偏差成分に相当する。回帰偏差は、人口やGDPなどによって説明されない残差成分であったからこの

表8 都道府県認証NPO数とNPO指数

順位	都道府県名	認証数	NPO指数	人口の順位
1	高知	76	81.35	45
2	沖縄	110	71.07	32
3	福岡	79	66.39	43
4	東京都	320	66.25	13
5	三重	187	65.33	23
6	群馬	230	65.11	19
7	長野	209	60.09	16
8	山形	94	55.65	33
9	山梨	68	54.88	41
10	東京都	2481	54.69	1
11	熊本	135	54.46	22
12	大阪	956	53.90	2
13	大分	109	53.21	31
14	福岡	389	53.11	9
15	千葉	441	53.01	6
16	宮城	181	52.96	15
17	神奈川県	701	52.86	3
18	北海道	438	52.54	7
19	大分	89	52.31	34
20	山口	112	51.73	25
21	山梨	288	51.66	10
22	石川	88	51.54	36
23	香川	74	50.47	40
24	岡山	138	50.23	21
25	岩手	96	50.12	30
26	兵庫	375	49.77	8
27	岐阜	139	48.81	18
28	和歌山	68	48.48	39
29	栃木	138	48.36	20
30	佐賀	58	48.29	42
31	宮崎	71	46.40	37
32	広島	176	46.30	12
33	愛媛	92	46.26	27
34	長崎	91	45.87	26
35	福島	131	45.83	17
36	愛知	320	44.17	4
37	徳島	51	43.69	44
38	新潟	140	43.50	14
39	埼玉	288	42.82	5
40	奈良	77	41.82	29
41	茨城	151	41.77	11
42	鳥取	39	41.54	47
43	島根	44	37.94	46
44	秋田	63	37.05	35
45	富山	54	29.66	38
46	鹿児島	72	28.82	24
47	青森	60	26.48	28
総計		10787		
平均		229.5		

モデルの誤差項に相当することは十分理解される。これは、構造方程式モデルでは潜在変数として定義されるわけであるから、その地域の県民所得や行政投資を支える〈地域力〉として定義することが可能である。

このような回帰偏差による地域比較の例として、現在、全国的に認証されているNPO数を考えてみる。まず、NPO数を人口とGDP（県内総生産）に対して共分散構造解析を図19で表すように行う。GDP 1、GDP 2、GDP 3はそれぞれ一次産業、二次産業、三次産業による県内総生産を表している。表7に示すように誤差項に相当する力を地域のNPOを支える〈社会力1〉と名付けるとこの力は約0.3となり、一般に誤差項で見られる値0.05に比べるとはるかに大きいことが分かる。この力を地域の回帰偏差として表現すると表8のように〈NPO指数〉として表すことができる。

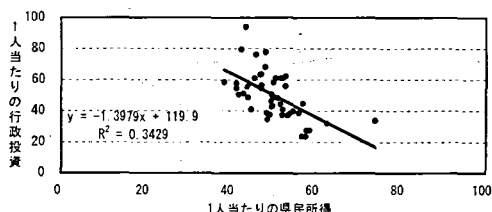
9 〈1人当たりの値〉や〈比率〉を相関解析に用いる場合の陥穽

「相関と因果関係」：比率間の相関を取るに当たっての危険性

〈1人当たりの値〉を相対評価として用いる場合の問題点を議論してきたが、最後に、このような値を用いてさらに統計分析するときに陥る危険性について触れておきたい。これは、〈比率(%)〉や〈割合〉についても同じであり、社会現象の分析において無批判に多用され議論されている場合が多く見られるので実例を引きながら問題点を指摘する。

まず始めに図20を見ていただきたい。横軸は〈1人当たりの県民所得〉であり、縦軸は〈1人当たりの行政投資〉である。これらの間には強い負の相関が見られるので「行政投資は地域の自立を阻害している」といった論議がなされる。これは、果たして真実であろうか？

図20 〈1人当たりの県民所得〉に対する〈1人当たりの行政投資〉



この2者間の相関はあまりにも視覚的であり「都市対地方の構図」にぴったり当てはまる結果であるので経済関連の議論によく持ち出される図である（例えば、河野、中里）。しかし、ここで注意しておかねばならない。この相関図では確かに強い負の相関が見られるのであるが、「相関は必ずしも2つの要因間の因果関係を表しているものではない」という“擬似相関”の可能性に十分注意しておかねばならない。

この場合は、行政投資は人口に対し上に凸の規模の効果を持っている。逆に、県民所得は下に凸である。このような規模の効果を持つ指標間の相関は、それらの間に因果関係があろうがなかろうが負になってしまうのである。

実際に、人口の効果を除いた回帰偏差を用いてこれらの相関を見てみると図21となる。相関係数は、0.3034で、5%水準で有意に近いが有意ではない。

このような議論は言葉で表現してもなかなか理解されない側面が強いので、簡単なモデルを設定して検討してみよう。例えば基本数として人口を考える。そして統計指標を5種類、A（人口に対して上に強い凸の規模の効果を持つ指標）、B（人口に対して上に弱い凸の規模の効果を持つ指標）、C（人口に対して規模の効果を持たない指標）、D（人口に対して下に弱い凸の規模の効果を持つ指標）、E（人口に対して下に強い凸の規模の効果を持つ指標）を表9のように設定する。これらの

図21 県民所得と行政投資の回帰偏差間の相関

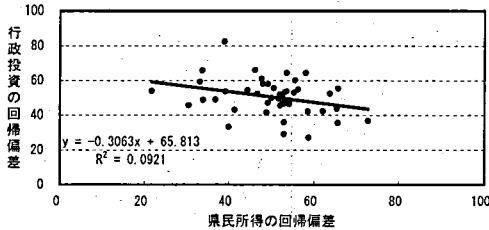


図22 基本数当たりの値と基本数との関係

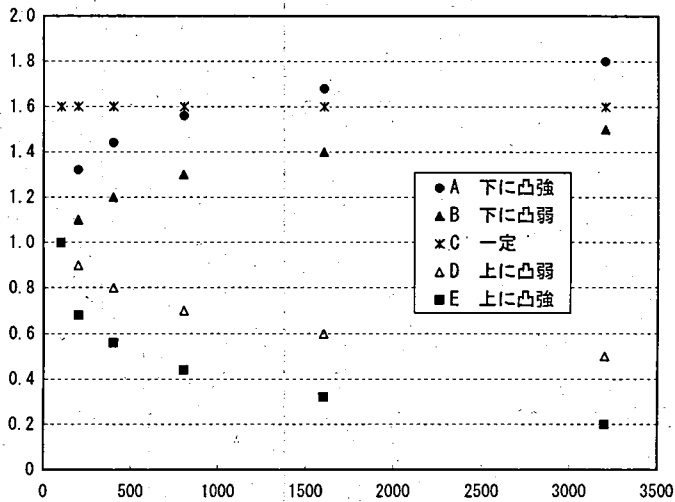


表9 見かけの相関を理解するためのモデル：基本数と5つの場合

基本数	100	200	400	800	1600	3200
A 下に凸強	100	264	576	1248	2688	5760
B 下に凸弱	100	220	480	1040	2240	4800
C 一定	160	320	640	1280	2560	5120
D 上に凸弱	100	180	320	560	960	1600
E 上に凸強	100	136	224	352	512	640

表11 モデルにおける基本数当たりの値

基本数	100	200	400	800	1600	3200
A 下に凸強	1	1.32	1.44	1.56	1.68	1.8
B 下に凸弱	1	1.1	1.2	1.3	1.4	1.5
C 一定	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6
D 上に凸弱	1	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5
E 上に凸強	1	0.68	0.56	0.44	0.32	0.2

表12 基本数当たりの値間の見かけの相関

	B 下に凸弱	C 一定	D 上に凸弱	E 上に凸強
A 下に凸強	正の相関	無相関	負の相関	負の相関
B 下に凸弱		無相関	負の相関	負の相関
C 一定			無相関	無相関
D 上に凸弱				正の相関
E 上に凸強				

表10 モデルにおける回帰直線の傾き

	基本数への回帰直線の傾き 実数表現	両対数変換
A 下に凸強	1.8275	1.1543
B 下に凸弱	1.5207	1.1167
C 一定	1.6	1
D 上に凸弱	0.4793	0.8015
E 上に凸強	0.1725	0.5651

関係は図22で表される。人口（基本数、横軸）とこれら5つの指標（縦軸）間の相関は極めて強い。

しかし、両対数変換して直線回帰すると、表10に表したように、規模の効果の違いが回帰直線の傾きの違いとして明瞭に表現されてくる。

問題は、表11に示した〈基本数当たりの値〉で表した5つの指標の間で普遍的にどのような相関が見られるかということである。10個の組み合わせのすべての結果を表12に示す。結果を見るとはっきりと分かるように上に凸同士、下に凸同士の相関は正で、上に凸と下に凸の組み合わせだけが負になることが理解されるであろう。注意しておくべきことは、これら5つの指標間には何の因果関係も想定していないことである。仮定したことは、単純に基本数との関数関係（基本数の変化に対して上に凸か、下に凸か）だけである。だから、相関は意味がある場合もあるかも知れないが、単なる見かけ上の相関であるかも知れないのである。

このような見かけ上の負の相関と考えられる実例を表13に示す。

これらの指標は『統計で見る県の姿』から計算したものである。これらの相関には意味があるようには考えられないのであるが、6つのいずれも県民

表13 見かけ上の負の相関（擬似相関）が生じる例

統計指標の組み合わせ	相関係数
1人当たり県民所得と1人当たり行政投資	-0.5856
1人当たり県民所得と1人当たり公共事業費	-0.3578
1人当たり県民所得と1人当たり老人ホーム数	-0.7041
1人当たり県民所得と1人当たり病院数	-0.5318
1人当たり県民所得と1人当たりガソリンスタンド数	-0.6125
1人当たり県民所得と1人当たり郵便局数	-0.6585

所得との間に有意な負の相関が検出される。この場合は、県民所得が人口に対し下に凸の規模の効果を持っているのに対し、ほかの6つの要因はすべて人口に対し上に凸の規模の効果を持っているからこのような負の相関を導きだす結果になってしまうのである。

もっと分かりやすいもう1つの例を引用してみよう。これは、「ソーシャルキャピタル研究会」が提出した公表された内閣府の報告集の中で述べられていることである。詳しくは、同報告集のホームページ (<http://www5.cao.go.jp/seikatsu/npo/report/h14/sc/gaiyou.html>) を見ていただくとして、ここでの議論に関わってくるのは、報告集要旨で図示されている「ボランティア活動行動者率と犯罪発生率」、「ボランティア活動行動者率と出生率」、「ボランティア活動行動者率と失業率」のそれぞれの相関図である。本論で指摘している、〈比率と比率の相関〉のまさに適切な例である。直接資料を求めることができた「ボランティア活動行動者率と犯罪発生率」（図23）、「ボランティア活動行動者率と出生率」（図24）の相関について解析すると、前者が $y = -0.61x + 37$ ($R = 0.46^{**}$) で、後者が $y = 0.015x + 0.93$ ($R = 0.49^{**}$) で直線回帰でき強い有意な相関が検出

される。

前者の「刑犯罪率とボランティア活動率」については刑犯罪の発生数が人口に対して下に凸であるのに対し、ボランティア活動数が上に凸であるから、1人当たりの相関をとると必然的に負になるのである。後者の場合は、逆に、出生数は下に凸であるから正になってしまうのである。行政投資と県民所得の解析と同じように共分散構造解析を行うと、これらの要因の間には何の効果も検出されないことが明確に分かる。これらの図で見られる相関は“擬似相関”の良い実例でしかない。それを、あたかも「ボランティア活動が盛んな地域は犯罪が少ない」とか、「ボランティア活動が盛

図23 ボランティア活動行動者率と犯罪発生率

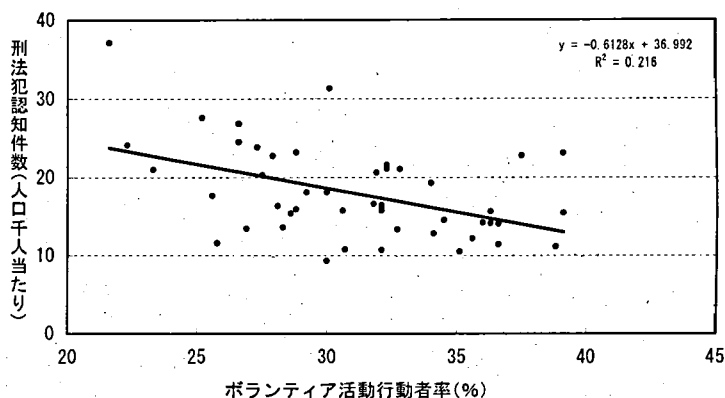
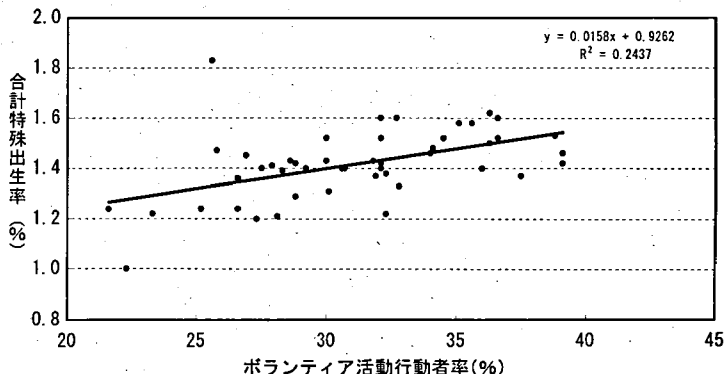


図24 ボランティア活動行動者率と出生率



んな地域は地域が潤っていて子どもの出生数も多い」と思わせるような、思想誘導的相関図に仕立て上げるのはきわめて危険な統計操作であろう。

おわりに

(1) 回帰偏差、偏差値について

回帰分析は、従来、モデルへの適合性を検定したり、モデルに基づく予測を行ったりするのに用いられてきた。ここで適用したように、回帰分析を相対評価に用いることは従来の正統的な考えに基づけば回帰分析の不適正な使用法として片づけられるだけであろう。しかし、回帰本来の意味に立ち返れば、例えば、人口への回帰の場合には人口によって説明される分散成分が除かれるわけで、では、残った分散は何を意味するのであろうか。従来の回帰解析では、単なる残差成分としてしか扱われてこなかったが、この残った分散成分にこそ指標本来の力が含まれているのではないだろうか。このような意味において、回帰からの偏差を相対評価の基準にすることは十分意味がある。

回帰偏差は統計学上はスチューデント化残差で、十分理論付けられた統計量（例えば、Cook and Weisberg 1999）であり、統計学的には正規偏差と相同である。従って、通常の偏差値同様の取り扱いが可能である。また、尺度フリーの値であるから、例えば、各種の地域指標を偏差値化してそれらの総和や平均を取ることもできる。また、それらの偏差値に多変量解析を施して地域特性をさらに分析することも可能であり、様々な社会現象への適用が期待される。特定非営利活動法人（NPO 法人）へ適用した筆者の論文を参考にさせていただきたい。

(2) 1人当たりの指標値について

計量経済モデルを始めとして各種モデルにおいて様々な説明変数が設定されるときには、往々に

して、“1人当たりの指標値”が疑問の余地なく用いられてきている。例えば、人口に対して規模の効果が強い統計指標の場合には、どのようにモデル解析が展開されるのであろうか？筆者にとって、説明変数として回帰偏差を取り込むことは十分理解できるが、1人当たりの指標値を組み入れることはいたずらに無意味な変動をモデルに導入しているだけのようにしか思えない。計量経済モデルにおけるこのような扱いは十分に再検討の余地がある。

“1人当たりの指標値”の課題は、単に、これだけに限らず、例えば、“GDP 当たりの・・・”とか2変量関係によって定められる指標値においても同じことである。単に、1つの統計量に変換されたと安心することなく、常に、2変量の関係を視野に入れて現象を理解する努力をすべきではなからうか。

(3) 行政投資と県民所得との関係について

本論の趣旨を十分理解していただければ、1人当たりの県民所得や1人当たりの行政投資（公共事業費）のような数値で、行政投資の不均衡配分についての議論を論じることの危険性が十分理解されたであろう。本論を執筆した動機は、行政投資と県民所得との間に負の効果はほとんど検出不可能であろうという予測が出発点であった。しかし、予想に反して回帰偏差の手法と構造方程式モデリングの2つの方法で弱いながらも負の効果を認めざるを得なかった。しかし、検出された負の効果は、単純に「都市対地方」という構図ではなく、都市圏内部で既に負の効果が見られることであった。従って、行政投資の都市対地域配分と言うよりは、いかに生産性を上げるような配分をするのかという課題を表していると理解される。地方への交付税削減を行えば済むというような簡単な問題ではないのである。

(4) 地域経済格差についての正しい理解のために

本論で展開した回帰偏差の手法は経済現象のみならず広く地域格差や相対評価を論ずる場合に有効である。従来、相対評価の指標としては“1人当たり”とか“GDP 当たり”というような数値が用いられてきたが、これらの値では適切な相対評価が行われたいことが本論の分析によって理解されたであろう。今日、行政改革を始めとして、“評価”が強く主張されるようになってきた。しかし、評価基準となる数値自体が意味不明であっては評価のしようもない。本論での問題提起を踏まえて適切な相対評価指標が開発されることが望まれる。

最後に、地方交付税削減論議に当たっては、「相対的所得水準が低いほど公共投資額が大きく、所得再配分の要素が働いている」という理解（岩本ら（1996）『フィナンシャル・レビュー』）が経済学者始め一般の共通理解であるようだが、本論で論述したように、これは規模の効果を全く考慮していない議論である。経済学者の努めは、「このような税配分についての規模の効果をどのように理解して適切な再配分を考えるか」にあるのであって、単純な“1人当たり幾ら”の一律的な税配分を提唱すること（赤井2001）ではなかろう。税収入の地域格差をも考慮して適切な配分を考慮することが大切である。

行政投資が都市圏内で既に県民所得へ負の効果を及ぼしている可能性が高いという分析結果は、行政投資の配分を「都市対地方」の単純な構図で考えてはならないことを強く示している。“擬似相関”という単純な統計操作によって間違った理解が生まれ、それに沿って国の政策が動いていくとすれば、21世紀日本の地域社会にとって大きな禍根を残すことになる。そして、それは結果として、周り回って今日集中投資が行われ始めている都市へも好ましくない影響を及ぼすようになるであろう。

（謝辞）解析資料を提供していただき、査読の労を取っていただいた総務省統計局の長藤洋明氏にお礼申し上げます。

参考文献

- 赤井伸郎（2001）「地方交付税削減が不可欠」、『日本経済研究センター会報』、pp.4-7, 2001.11.15.
- 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正（1996）「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『フィナンシャル・レビュー』December-1996, pp.27-52.
- 狩野裕（2002）「構造方程式モデリング、因果推論、そして非正規性」（統計科学のフロンティア5、『多変量解析の展開～隠れた構造と因果を推理する～』pp.65-129.岩波書店）
- 狩野裕、三浦麻子（2002）『グラフィカル多変量解析（増補版）』、現代数学社
- Cook, R.D. and Weisberg, S. (1999) Applied regression including computing and graphics. John Wiley & Sons, Inc.
- 河野龍太郎（2001）「90年代の公共投資は景気対策ではなかった!」、『金融ビジネス』JUN. 2001, pp.76-80.
- 日下部眞一（2002）「回帰偏差値の考案とその効用：地域格差を相対評価する偏差値」広島大学総合科学部紀要IV理系編、第28巻、pp.109-126.
- 日下部眞一（2002）「NPOの規模をはかる回帰偏差値、“NPO指数”の考案—NPO指数を通して見えてきた地域格差—」『ノンプロフィット・レビュー』vol.2, pp.177-185.
- 日下部眞一（2003）「NPOの地域力を育てるために」『都市問題研究』、第55巻、pp.40-52.
- 内閣府国民生活局市民活動促進課「ソーシャル・キャピタル：豊かな人間関係と市民活動の好循環を求めて」(<http://www5.cao.go.jp/seikatsu/npo/report/h14/sc/honbun.html>)2003.06.25
- 中里透（1999）「公共投資と地域経済成長」、『日本経済研究』、No.39, 1999, 8, pp.97-115
- 大友篤（1997）『地域分析入門（改訂版）』、東洋経済新報社
- 総務省統計局（2002）『統計で見る県のすがた』（財）日本統計協会
- 長藤洋明（2002）「県民経済計算から見た地域経済(1)-(5)」『統計』（2002年5-9月号）
- 古川章好・下野恵子（2002）「公共投資の集中・分散政策の選択」『日本経済研究』、No.45, 1-22.
- 三井清（2000）「社会資本の地域間・分野別配分について」『21世紀初頭の財政政策のあり方に関する研究会』（報告書）、62-77. (<http://www.mof.go.jp/jouhou/soken/kenkyu/zk032.htm>) 2003.8.15
- 吉野直行・中野英夫（1996）「公共投資の地域配分と生産効果」『フィナンシャル・レビュー』、December, 1996, pp.16-26.

（くさかべ しんいち・広島大学総合科学部助教授）