

自治体特性と非効率性 —確率フロンティア分析による予備的考察—

林 正義

1. はじめに

地方財政の生産性に関する欧米の研究ではフロンティア分析は標準的に用いられており (e.g., Deller and Rudnicki 1992, Duncombe and Miner 1997, Grosskopf and Yaisawarng 1990, Grossman et al. 1999, Hayes and Chang 1990, Kalseth and Rattø 1995), わが国においても同手法を用いる幾つかの研究がみられるようになっている (國崎・中村1994, 山下1999, 川崎2000, 山下ほか2001)。特にわが国では, 補助金 (財政移転) と非効率性の関連に関心がもたれており, 例えば, 山下 (1999) は地方公営企業のバス事業における財源補填と非効率性を, 山下ほか (2001) は自治体の非効率性と地方交付税交付金の対歳入比率との関連を考察している。典型的なフロンティア分析は費用関数を

$$\ln c_i = \ln c(\cdot) + v_i + u_i$$

と特定化する。ここで c_i は地方自治体 i の支出, $c(\cdot)$ は費用関数, v_i は通常の攪乱項である。 u_i は非負値の確率変数である「非効率項」であり, 確率フロンティア ($\ln c(\cdot) + v_i$) からの乖離を表す。この推定からの残差を利用して各自治体の非効率性がしばしば数量化されるが, これから政策的な含意を得ることは難しい。非効率性 (u_i) は確率変数であるから, 全く同じ特徴の自治体でも事後的には異なった非効率性が発生する可能性を排除できないからである。一方, 自治体特性が非効率項の分布に与える影響 (有無を含めて) の分析は, 政策的にも意味のあることであろう。個々の非効率性は統制できないとしても, 当該特性が操作可能であれば集計値としての非効率性はコントロール可能かもしれないからである。

本稿の目的は既存のフロンティア分析のフレームワークをそのまま用いて, 自治体特性が非効率性の分布に与える系統的な影響に関して仮説検定を行うことである。本稿が先行研究と異なる点は次の3つである。第1は, 先行研究では主に財政移転と非効率性との関連に関心が払われていたが, 本稿ではさらに, 自治体規模と効率性との関連にも考察を加える。これは, 自治体規模の増大は市民選好の多様化による調整費用の増加を通じて地方の非効率性を増加させるという公共選択論的な主張 (e.g., Duncombe and Miner 1997, 西川 2001) を検証するものである。これは, 公共サービスの「規模の経済」とは逆方向に働く効果であり, 規模の経済の推定との関連からも

適切に考慮されるべきものであろう。

第2は、非効率項 u_i の生成過程に関する。わが国の先行研究では非効率項の平均の変動にのみ関心が払われているが、本稿では非効率項の分散の変動も検定の対象とする。特に、財政移転と自治体規模によって非効率項の分散が系統的に変動するように特定化が行われる。

第3は、確率変数の前提と推定方法に関する。最尤法を用いる先行研究では、非効率項 u_i および撓乱項 v_i の分布がパラメトリックに特定化されてきたが、最小二乗法を用いる本稿ではそれらの確率項に課される仮定を最小限に抑えることができる。非効率項に関してはスケール関数（後述）のみにパラメトリックな特定化が行われ、非負条件および独立分布のみが想定される。撓乱項 v_i に関しては既存研究が想定している分散均一性の仮定を緩め分散不均一性が想定される。

2. モ デ ル

標準的な分析では（e.g., Bradford et al. 1969, Duncombe and Yinger 1993）、地方公共サービスの生産は次の2段階に分けられる。第1段階は、地方政府が生産要素 \mathbf{x} を投入して直接産出物 g を生産する技術的関係（＝生産関数）

$$(1) \quad g = f(\mathbf{x})$$

である。第2段階は、直接産出物 g が住民が消費する公共サービス水準 z に転換される過程である。これは直接産出物 g 、公共サービスの利用者数 n および環境要因 \mathbf{a} によって影響をうける混雑関数

$$(2) \quad z = z(g, n, \mathbf{a})$$

によって表される。この2段階過程を前提として、地方の支出（費用）関数は以下のように導出される。まず第1段階では、費用最小化行動を前提として費用関数

$$(3) \quad c = c(\mathbf{w}, g) \equiv \min_{\mathbf{x}} \{ \mathbf{w} \cdot \mathbf{x} \mid f(\mathbf{x}) = g \}。$$

が定義される。ここで \mathbf{w} は生産要素価格である。 z の値が政治的過程の結果として外生的に与えられると、混雑関数 (2) を通じて g の値も与えられる。つまり、

$$(4) \quad g = \gamma(z, n, \mathbf{a}) \equiv z^{-1}(z, n, \mathbf{a})$$

を得る。これと (3) より、推定の対象となる費用関数

$$(5) \quad c = c(\mathbf{w}, \gamma(z, n, \mathbf{a}))$$

が導出される。

推定にあたっては、地方政府 i の支出 c_i は確率過程

$$(6) \quad c_i = c(\mathbf{w}_i, \gamma(z_i, n_i, \mathbf{a}_i)) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(u_i)$$

に従うと仮定する。推定では (6) を対数化した

$$(7) \quad \ln c_i = \ln c(\mathbf{w}, \gamma(z, n, \mathbf{a})) + v_i + u_i$$

が用いられる。ここで、確率項 v_i は通常の回帰分析における撓乱項に相当し、最も素朴な分析では平均0、均一分散 σ_v^2 の正規分布にしたがうとされる。しかし、横断面データが用いられる

場合は、分散均一性の仮定は厳しすぎるかもしれない。したがって、本稿では、正規分布から単なる独立分布へ、また、分散均一から分散不均一 (σ_{vi}^2) へと仮定を緩め、推定を行うこととする。

非効率項 u_i への系統的な影響は次のスケール関数

$$(8) \quad u_i = \psi(\mathbf{s}_i) \cdot \eta_i$$

によって特定化する (Bhattacharyya et al. 1995; Caudill et al. 1994; Simar et al. 1994)。ここで η_i は、 $\eta_i < 0$ の部分が切断された平均 1、均一分散 σ_η^2 の独立分布に従う確率変数である ($\eta_i \sim \text{iid}^+(1, \sigma_\eta^2)$)。 $\psi(\cdot)$ は η_i をスケール変換する関数であり、その値は要因 \mathbf{s}_i の関数となる。なお、 $E(u_i) = \psi(\mathbf{s}_i)$ 、 $V(u_i) = \psi(\mathbf{s}_i)^2 \sigma_\eta^2$ であるから、環境要因 \mathbf{s}_i が非効率項の平均と分散の双方に影響を与えることがわかる。

回帰式 (7) は (8) を用いて

$$(9) \quad \ln c_i = \ln c(\mathbf{w}, \gamma(z, n, \mathbf{a})) + \psi(\mathbf{s}_i) + \xi_i$$

と再表現できる。誤差項として機能する、 $\xi_i = u_i - \psi(\mathbf{s}_i) + v_i$ は、iid かつ $E(\xi_i) = 0$ であるから、 $\psi(\mathbf{s}_i)$ を含む (9) の最小二乗推定量は一致性をもつ。なお、分散不均一性 $V(\xi_i) = \sigma_{vi}^2 + \psi(\mathbf{s}_i)^2 \sigma_\eta^2$ により分散共分散行列の最小二乗推定量は一致性を持たないが、HCCME (heteroskedasticity consistent covariance estimator) を用いることにより一致性を確保できる。また、複数の制約を検定する場合でも、HRGMR (hetero-robust Gauss-Newton regression) を用いれば適切な検定量を得ることができる (Davidson and MacKinnon 1993, pp. 399-402)。したがって、パラメトリックな分布の特定化を必要とする尤度法を用いずに、(9) を最小二乗法によって推定することによって適切な推定値を得、HCCME もしくは HRGMR によって要因 \mathbf{s}_i の非効率項への効果を検定することができる。

3. 特定化と推定

生産関数 (1) に関しては、生産要素を労働と資本に集計し、コブ・ダグラス型で特定化する。混雑関数 (2) は、Hayes (1986) および Hayes and Slottje (1987) を拡張して

$$(10) \quad z = g \cdot n^{-(\lambda_0 + \lambda_n \ln n + \sum_j \lambda_j a_{ji})}$$

としよう。スケール関数に関しては s_i の要素を財政移転を示す指標 (s_{1i}) と自治体規模の指標 (s_{2i}) を有する以下の 2 つの特定化を用いる。

$$(11a) \quad \psi_A(s_{1i}, s_{2i}) = \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i}$$

$$(11b) \quad \psi_B(s_{1i}, s_{2i}) = \exp(\theta_1 s_{1i} + \theta_2 s_{2i})$$

したがって、推定される回帰式は以下の 2 つとなる。

$$(A) \quad c_i = B_0 + \beta_w \ln w_i + \beta_g \cdot \left(\ln z_i + \left(\lambda_0 + \lambda_n \ln n_i + \sum_j \lambda_j a_{ji} \right) \cdot \ln n_i \right) + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \xi_i$$

$$(B) \quad c_i = B_0 + \beta_w \ln w_i + \beta_g \cdot \left(\ln z_i + \left(\lambda_0 + \lambda_n \ln n_i + \sum_j \lambda_j a_{ji} \right) \cdot \ln n_i \right) + \exp(\theta_1 s_{1i} + \theta_2 s_{2i}) + \xi_i$$

ここで w_i は労働価格, a_{ji} は j 番目の環境要因, B_0 ならびにギリシャ文字は推定されるべきパラメータである。なお, 全国共通の資本価格を仮定し (Kitchen 1976, Stevens 1978), 横断面データを用いると, 資本価格の効果は B_0 に含まれることとなる。

推定には, 政令指定都市, 東京都特別区, ならびに, 阪神淡路大震災罹災都市を除く1995年の全国506市のデータを用いた。なお, 使用するデータを完備していない市もサンプルから除外されている。

費用 c_i には『市町村決算状況調』から「歳出」をそのまま用いた。労働投入量の価格 w_i は, 『市町村決算状況調』掲載の「人件費」を「職員数」で除して用いている。人口 n_i は『国勢調査』掲載データである。公共サービス水準 z_i には日本経済新聞社 (1998) の「行政サービス水準: 総合得点」を用いた。混雑関数の環境要因としては, 利用者特性として, ① DID 人口比率 (a_{1i}), ② 昼夜間人口比率 (a_{2i}), ③ 15歳以下人口比率 (a_{3i}), ④ 65歳以上人口比率 (a_{4i}), また, 空間特性として, ⑤ 総面積 (a_{5i}), ⑥ DID 面積比率 (a_{6i}), ⑦ 森林面積比率 (a_{7i}), ⑧ 耕地面積比率 (a_{8i}) を用いた。森林面積比率および耕地面積比率は『農業センサス』, 他の変数は『国勢調査』による。なお, 環境要因は全て対数変換されている。

財政移転の指標 (s_{1i}) としては, 1975年から1994年までの20年間のうち普通交付税が交付された年の比率を用いた。これは, 自治体が地方交付税制度に組み込まれる時間が長いほど非効率になりやすいという考えに基づいている。一方, 自治体規模の指標 (s_{2i}) として, サンプル内での最大値で基準化された成人人口を用いた。成人人口を用いたのは, 自治体規模と非効率性の関連の議論のなかでも, 自治体規模の増加が市民の選好を多様化させ意思決定の調整コストを増大させるという命題が重要と考えたからである。なお基準化が行われたのは, スケール関数の特定化に関連した数値演算上の理由による。

表1は推定結果であり, 7通りの推定式が検討されている。即ち, ①非効率項を含まない費用関数 (第1列)。非効率項が (11a) で, ②地方交付税と自治体規模の双方が含まれているもの (第2列), ③地方交付税のみの (第3列), そして, ④自治体規模のみのもの (第4列), さらに, 非効率項が (11b) で, ⑤地方交付税と自治体規模が含まれているもの (第5列), ⑥地方交付税のみのもの (第6列), そして, ⑦自治体規模のみのもの (第7列) である。

パラメータ推定値は非線型最小二乗推定量, 括弧内の P 値は HCCME に基づいているが, どのケースにおいても, 生産技術にかかわるパラメータ (B_0, β_w, β_G) は, 理論値と矛盾しない有意な値を示している。混雑関数内のパラメータは, 人口, DID 人口比率, 昼夜間人口比率, 高齢者比率, 総面積にかかる係数が予想通りの符号をもち, 有意となっている。ただし, 他の4つの係数 (若年人口比率, DID 面積比率, 森林面積比率, 耕地面積比率) は有意となっていない。

非効率性にかかわるパラメータ (θ_1, θ_2) は, どのケースにおいても, 有意な結果とはなっていない。双方にゼロ制約を課した HRGMR による検定でも同様である。⁽¹⁾

さらに分散関数 $V(\xi_i) = \sigma_{\epsilon_i}^2 + \psi(\mathbf{s}_i)^2 \sigma_{\eta_i}^2$ に関する仮説検定からも, 地方交付税と自治体規模の効果を考察した。ここでの検定量は $V(\xi_i)$ の特定化を前提とした GNR による (Davidson and

表 1. 推定結果

非効率項	なし	exp($\alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i}$)			$\theta_1 s_{1i} + \theta_2 s_{2i}$		
観測値数	506	506	506	506	506	506	506
自由度	493	491	492	492	491	492	492
R_U^2	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998
R_C^2	0.9634	0.9635	0.9635	0.9634	0.9635	0.9635	0.9634
Adj. R^2	0.9625	0.9625	0.9626	0.9625	0.9625	0.9626	0.9625
定数項* B_0	7.8998 (0.0000)	7.5835 (0.0112)	6.9082 (0.0000)	7.7836 (0.0102)	8.5627 (0.0021)	7.9071 (0.0000)	8.7109 (0.0018)
賃金* β_w	0.2147 (0.0095)	0.2044 (0.0143)	0.2041 (0.0145)	0.2150 (0.0094)	0.2046 (0.0142)	0.2043 (0.0144)	0.2150 (0.0094)
産出量* β_G	0.3668 (0.0009)	0.3503 (0.0014)	0.3515 (0.0014)	0.3651 (0.0009)	0.3506 (0.0014)	0.3518 (0.0014)	0.3652 (0.0009)
定数項 λ_0	-2.0007 (0.0096)	-2.3938 (0.1681)	-2.0223 (0.0121)	-2.4680 (0.1482)	-2.3817 (0.1429)	-2.0215 (0.0121)	-2.4286 (0.1232)
人口* λ_n	0.1801 (0.0017)	0.2054 (0.0365)	0.1873 (0.0024)	0.2029 (0.0333)	0.2047 (0.0283)	0.1872 (0.0024)	0.2010 (0.0247)
DID人口比率* λ_1	0.0232 (0.0412)	0.0270 (0.0393)	0.0270 (0.0383)	0.0232 (0.0425)	0.0269 (0.0394)	0.0269 (0.0384)	0.0232 (0.0424)
昼夜間人口比率* λ_2	0.1167 (0.0022)	0.1164 (0.0033)	0.1162 (0.0032)	0.1170 (0.0023)	0.1164 (0.0033)	0.1162 (0.0032)	0.1169 (0.0022)
若年人口比率* λ_3	-0.0151 (0.5143)	-0.0083 (0.7371)	-0.0082 (0.7392)	-0.0152 (0.5137)	-0.0084 (0.7346)	-0.0083 (0.7360)	-0.0151 (0.5147)
高齢者比率* λ_4	0.0299 (0.0244)	0.0369 (0.0237)	0.0368 (0.0233)	0.0302 (0.0244)	0.0368 (0.0236)	0.0366 (0.0234)	0.0302 (0.0244)
総面積* λ_5	0.0207 (0.0250)	0.0198 (0.0384)	0.0198 (0.0375)	0.0207 (0.0259)	0.0198 (0.0381)	0.0198 (0.0373)	0.0207 (0.0258)
DID面積比率* λ_6	0.0051 (0.4458)	0.0030 (0.6750)	0.0031 (0.6727)	0.0050 (0.4504)	0.0031 (0.6706)	0.0031 (0.6686)	0.0050 (0.4500)
森林面積比率* λ_7	-0.0010 (0.5514)	-0.0011 (0.5505)	-0.0011 (0.5513)	-0.0011 (0.5501)	-0.0011 (0.5501)	-0.0011 (0.5511)	-0.0011 (0.5500)
耕地面積比率* λ_8	0.0006 (0.8082)	0.0009 (0.7242)	0.0009 (0.7313)	0.0006 (0.7999)	0.0009 (0.7266)	0.0009 (0.7323)	0.0006 (0.8007)
地方交付税 α_1/θ_1		-0.0394 (0.1856)	-0.0391 (0.1786)		-0.0373 (0.1809)	-0.0376 (0.1770)	
成人人口 α_2/θ_2		-0.0823 (0.7901)		-0.1065 (0.7354)	-0.0749 (0.7665)		-0.0926 (0.7125)
HRGNR ($\alpha_1 = \alpha_2 = 0; \theta_1 = \theta_2 = 0$)				$\chi^2(2) = 1.913054$ (0.3842)			

註：括弧内は P 値。全てのケースで 5%有意（両側）の変数には*が記されている。

MacKinnon 1993, pp. 396-399)。表 2 に示すとおり、(11a) と (11b) のいずれの場合も、地方交付税は分散（＝非効率性）に有意な影響を与えないという結果となった。一方、自治体規模の効果はいずれにおいても有意と判定された。2つの変数に制約を課す場合も、おそらく自治体規模の影響から同様の結果となった。⁽²⁾ この結果は、攪乱項 v_i の分散が均一である ($\sigma_{vi}^2 = \sigma_v^2$) ならば、

非効率項 u_i の分散が自治体規模に依存することとなり、表1の推定結果と矛盾することになる。しかし、攪乱項 v_i の分散が均一である必要はなく、むしろ、表1と2の結果は、自治体規模が通常の攪乱項 v_i の分散に系統的な影響を与えており、先行研究で想定されている v_i の分散均一の仮定が不適切であることを示唆している。

表2. GNPによる分散不均一の検定結果

非効率項	$\exp(\alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i})$			$\theta_1 s_{1i} + \theta_2 s_{2i}$		
	$\alpha_1 = \alpha_2 = 0$	$\alpha_1 = 0$	$\alpha_2 = 0$	$\theta_1 = \theta_2 = 0$	$\theta_1 = 0$	$\theta_2 = 0$
帰無仮説						
P値	0.0154	0.3863	0.0210	0.0154	0.3774	0.021
結果	棄却	棄却しない	棄却	棄却	棄却しない	棄却

結 語

本稿では既存のフロンティア分析の枠組みをそのまま用い、地方自治体の非効率性を費用フロンティアからの乖離を表す確率変数として概念化し、地方交付税と自治体規模が非効率項の平均と分布に影響を与えるように特定化を行った。そして、確率分布に関し既存のフロンティア分析よりも緩い仮定を用いて、費用関数ならびに非効率項に関わるパラメータを推定した。その結果、地方交付税ならびに自治体規模は地方財政の非効率性に系統的な影響を与えないことが示された。ただし本稿の分析は予備的考察であり、これらの結論には幾つかの注意が必要である。まず、ここでの「非効率性」とは確率フロンティアからの乖離として定義される技術的非効率性を意味しており、自治体規模や財政移転が地方政府の意思決定に与える「歪み」を必ずしも捉えていないことである。「インセンティブ効果」とも呼べる、そのような意思決定上の非効率性を捉えるには費用関数自体の特定化を適切に変更する必要があるだろう。この点に関しては、Hayashi (2002) によってさらなる考察を加えている。また、財政移転や自治体規模に関して異なった指標を用れば違った結果が得られるかもしれない。この点に関しては今後の研究の課題である。

注：

- (1) HRGNRを用いる検定量は(11a)と(11b)の場合、同一となる。
- (2) (11a)および(11b)における s_i には同じ変数が使用されているので、ここでも同一の検定量となる。

参考文献：

- Bhattacharyya, A., Harris, T., Narayanan, R., Raffiee, K., 1995. Specification and estimation of the effect of ownership on the economic efficiency of the water utilities. *Regional Science and Urban Economics* **25**, 759-84.
- Caudill, S.B., Ford, J.M., Gropper, D.M., 1995. Frontier estimation and firm-specific inefficiency measures in the presence of heteroskedasticity. *Journal of Business and Economic Statistics* **13**(1), 105-11.
- Davidson, R., MacKinnon, J.G., 1993. *Estimation and Inference in Econometrics* (Oxford University Press, New York).
- Deller, S.C., Rudnicki, E., 1992. Managerial efficiency in local government: Implications on jurisdictional

- consolidation. *Public Choice* **74**, 221-31.
- Duncombe, W., Miner, J., 1997. Empirical evaluation of bureaucratic models of inefficiency. *Public Choice* **93**, 1-18.
- Grosskopf, S., Yaisawarng, S., 1990. Economies of scope in the provision of local public services. *National Tax Journal* **43**(1), 61-74.
- Grossman, P.J., Mavros, P., Wassmer, R.W., 1999. Public sector technical inefficiency in large U.S. cities. *Journal of Urban Economics* **46**, 278-99.
- Stevens, B., 1978. Scale, market structure, and the cost of refuse collection. *Review of Economics and Statistics* **60**, 438-447.
- Hayashi, M., 2002. Incentive and technical inefficiencies in the production of local public services. Unpublished paper.
- Hayes, K., Chang, S., 1990. The relative efficiency of city manager and mayor-council forms of government. *Southern Economic Journal* **57**(1), 167-77.
- Hayes, K., Slottje, D.J., 1987. Measure of publicness based on demographic scaling. *Review of Economics and Statistics* **69**, 713-718.
- Kalseth, J., Rattø, J., 1995. Spending and overspending in local government administration: A minimum requirement approach applied to Norway. *European Journal of Political Economy* **11**, 239-51.
- Kitchen, H., 1976. A statistical estimation of an operating cost function for municipal refuse collection. *Public Finance Quarterly* **4**, 56-76.
- Kumbhakar, S.C., Lovell, C.A.K., 2000. *Stochastic Frontier Analysis* (Cambridge University Press, Cambridge).
- Reifschneider, D., Stevenson, R., 1991. Systematic departures from the frontier: A framework for the analysis firm inefficiency. *International Economic Review* **32**(3), 715-23.
- Simar, L.C., Lovell, A.K., Eeckaut, P.V., 1994. Stochastic frontiers incorporating exogenous influence on efficiency. Discussion Paper No. 9403. Institute de Statistique, Universite Catholique de Louvain.
- Stevens, B., 1978. Scale, market structure, and the cost of refuse collection. *Review of Economics and Statistics* **60**, 438-447.
- 林正義. 2002. 「地方自治体の最小効率規模：地方公共サービス供給における規模の経済と混雑効果」『フィナンシャル・レビュー』No.61.
- 川崎一泰. 2001. 「公共財供給における生産効率性と官僚制：フロンティアアプローチによる実証分析」JCER Discussion Paper, No.72.
- 國崎稔, 中村和之. 1994. 「地方公共サービスの生産効率性」『富大経済論集』40(2), 143-163.
- 黒田東彦. 1986. 「補助金と交付税に関する理論的分析」『フィナンシャル・レビュー』第2号, 29-39.
- 長峯純一. 1998. 『公共選択と地方分権』勁草書房.
- 日経産業消費研究所. 1998. 「610市区の『行政サービス水準』一覧」『日経地域情報』第303号, 18-23.
- 西川雅史. 2001. 「市町村合併のメリット (1)」『郵政研究所月報』(2001年2月).
- 山下耕治. 2000. 「地方公共サービスの非効率性と財源補填：バス事業に対する Stochastic Frontier Cost Function の推計」.
- 山下耕治, 赤井伸郎, 佐藤主光. 2002. 「地方交付税制度に潜むインセンティブ効果：フロンティア費用関数によるソフトな予算制約問題の検証」『フィナンシャル・レビュー』No.61.