

乗合いバス事業の生産構造への規制緩和の影響分析*

Deregulation Impact of Bus Industry*

柿本竜治**

By Ryuji KAKIMOTO**

1. はじめに

従来、交通運輸分野において、過当競争による運輸サービスの質の低下を防ぎ、良質なサービスを安定的に供給することで、利用者利便の確保を図るために、需給調整規制が実施されてきた。しかし、この規制の下では一定の輸送サービスが安定的に供給される反面、参入と撤退が規制された地域独占事業としての事業展開を黙認する形となっていた。これが、公共交通としてのバス事業の経営効率化などの経営努力やバス事業者間での競争を阻害していると指摘されることもあった。そこで、1999年には運輸政策審議会で需給調整規制廃止に向けた方策が議論され、翌年2000年には貸切バス事業において需給調整規制の廃止を乗合バス事業に先駆けて行っている¹⁾²⁾。事業者間の競争を促進させ、バス市場へ市場原理の導入を図るとともに輸送の安全や利用者利便の確保に関する措置を講じることで、バス事業全体の活性化と再生につながるものと期待されていた。一方、乗合バスに対する公的な支援政策は1966年以後実施される離島や辺地などの過疎地域を対象とした車両購入費補助から始まった。1983年には廃止路線代替バス運行に係る補助の改正が行われたが、これは乗合旅客輸送における法の抜け道として、緊急時の例外措置を利用した貸切バス事業者による旧21条許可での旅客輸送に対する補助を容認するものであった。こうした変遷に伴い、2001年には地方バス補助制度の全面改正が行われた。

そこで、本研究では、これら一連のバス事業に関する制度変更の影響が考慮可能な費用関数を推定し、乗合バスサービスの生産構造の地域差や制度変更の影響を検証することを目的とする。

2. バス事業の制度変更の影響時期の推定

(1) トランスログ型費用関数

本章では、要素間の生産構造特性を推定パラメータや各生産構造指標の算出により検証できるという利点が

*キーワード：規制緩和、費用関数、潜在的競争圧力

**正員、博(学術)、熊本大学政策創造教育センター

(熊本市黒髪2-39-1, TEL096-342-2040, FAX096-342-2042)

あるトランスログ型費用関数³⁾を用いてバス事業の基本的な費用関数を推定し、バス事業の制度変更の影響時期の推定やバス事業の生産構造の地域差の検定を試みる。

Q をバスサービスの産出量(スカラー)、 X を営業投入量のベクトルとすると、バス事業の生産関数の一般形は、 $Q=f(X)$ と表される。また、 C を総費用、 P を人件費などの投入要素価格ベクトルとすると、費用の定義式は $C=PX$ となる。費用最小化の条件から投入要素の需要は $X=X(P,Q)$ であり、これらを費用の定義式に代入すれば、 $C=P X(P,Q)=C(P,Q)$ となる。つまり、費用は投入要素価格および産出量によって構成される。いま、乗合バス事業は、人件費(W)、車両修繕費(R)、燃料油脂費(F)の3つの投入要素と輸送人員(Q)という1つの産出物を持つ場合、先の費用関数は式(1)のトランスログ型費用関数で近似される。

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha_W \ln W + \alpha_R \ln R + \alpha_F \ln F + \ln Q \\ & + \{\beta_{WW} (\ln W)^2 + \beta_{WR} \ln W \ln R + \beta_{WF} \ln W \ln F \\ & + \beta_{RW} \ln R \ln W + \beta_{RR} (\ln R)^2 + \beta_{RF} \ln R \ln F \\ & + \beta_{FW} \ln F \ln W + \beta_{FR} \ln F \ln R + \beta_{FF} (\ln F)^2\} / 2 \\ & + (\gamma_W \ln W + \gamma_R \ln R + \gamma_F \ln F) \ln Q + \varepsilon (\ln Q)^2 / 2 \end{aligned} \quad (1)$$

さらに、式(2)に示す生産要素価格に対する一次同次性、および投入要素価格の二次項のパラメータの対象性を仮定すると、式(3)が導出される。

$$\begin{aligned} \alpha_F = & 1 - \alpha_W - \alpha_R, \beta_{WW} = -\beta_{WF} - \beta_{WR}, \\ \beta_{RR} = & -\beta_{RW} - \beta_{RF}, \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \beta_{FF} = & \beta_{WW} + 2\beta_{WR} + \beta_{RR}, \gamma_F = -\gamma_W - \gamma_R \\ \ln C - \ln F = & \alpha_0 + \alpha_W (\ln W - \ln F) + \alpha_R (\ln R - \ln F) + \ln Q + \\ & \{\beta_{WR} (\ln W - \ln R)^2 + \beta_{WF} (\ln W - \ln F)^2 + \beta_{RF} (\ln R - \ln F)^2\} / 2 \\ & + \gamma_W (\ln W - \ln F) \ln Q + \gamma_R (\ln R - \ln F) \ln Q + \varepsilon (\ln Q)^2 / 2 \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)の費用関数のパラメータ推定には、表-1に示す1986年から2006年の20年間の沖縄県を除く全国の46都道府県の投入要素価格と輸送人員データを9つの運輸支局ベースで集計して使用している。パラメータの推定結果を表-2に示す。推定されたパラメータは有意水準5%で概ね有意であり、DW比からやや正の系列相関はあるがそれほど強くなく、 R^2 も大きく費用関数の当てはまりも良い。また、Wald値も1210.44と十分大きく、式(2)の1次同次性の制約は有意であるといえる。

表-1 使用データの概要⁴⁾

投入要素価格 (2005年度基準価格)	人件費 車両修繕費 燃料油消費費	円/実車走行 km 円/実車走行 km 円/実車走行 km
生産物	輸送人員	人/実車走行 km
期間	1986～2005年の20年間	
地方運輸支局の区分	北海道	北海道
	東北	青森県, 岩手県, 宮城県, 福島県
	新潟	秋田県, 山形県, 新潟県, 長野県
	関東	茨城県, 栃木県, 群馬県, 埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県, 山梨県
	中部	富山県, 石川県, 福井県, 岐阜県, 静岡県, 愛知県, 三重県
	近畿	滋賀県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県, 和歌山県
	中国	鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県
四国	徳島県, 香川県, 愛媛県, 高知県	
九州	福岡県, 佐賀県, 長崎県, 熊本県, 大分県, 宮崎県, 鹿児島県	
サンプル数	180	

表-2 パラメータ推定結果と主な統計値

パラメータ	推定値	t 値
α_0	1.973	14.925
α_W	-0.205	-2.095
α_R	0.579	4.451
β_{WR}	-0.211	-4.172
β_{WR}	-0.214	-3.805
β_{WR}	0.174	2.536
γ_W	-0.353	-30.110
γ_R	0.109	2.996
ε	0.127	3.095
R^2	0.991	
DW	1.509	

(2) 逐次 CHOW テストによる影響時期の推定

前節のバス事業の費用関数の推定結果は、良好なものであった。したがって、バス事業の生産構造を式(3)の費用関数により表現し得ると考えられる。そこで、式(3)に CHOW テストを適用して一連の制度変更によってバス事業の生産構造に変化が起きたかを検定する。ここでの CHOW テストは、ある時期前後 2 期間において別々に推定した費用関数のパラメータが等しいという帰無仮説に対する安定性の検定である。一連の制度変更は、2000年2月から2002年2月にかけて実施されているが、その影響の出現時期はアナウンス効果等もあるため特定できない。そこで、式(3)に逐次 CHOW テスト適用して構造変化時期を推定する。対象期間を1987年から2004年として、逐次 CHOW テストを行った結果を図-1に示す。1998年度にグラフは大きく変動しており、この年度を境に構造変化が起きた可能性が確認される。

1998年度を境に構造変化が起きた要因として、1996年12月に旧運輸省によって規制緩和に関する方針が発表されており、貸切バスおよび乗合バスの需給調整規制撤廃の事前アナウンスとしてバス事業の経営に有意に働いたことが考えられる。

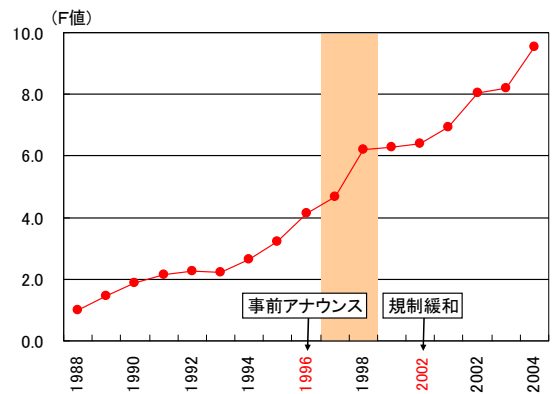


図-1 逐次 CHOW テストの結果

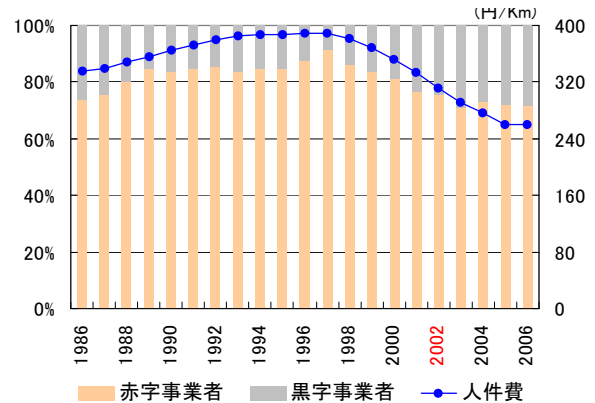


図-2 事業者の経営状況と人件費の推移

図-2に示されるように1997年度をピークとして、全事業者に占める赤字事業者の割合や人件費の減少といったコスト削減の動きが起こり始めており、1998年度を変化点とする逐次 CHOW テストの結果と一致している。以上のことから、乗合バス事業の生産構造への制度変更の影響は、施行以前の1998年度から徐々に現れ始めていたといえる。

(3) バス事業の生産構造の地域差の検定

関東地方のような鉄道網の整備が進んでいる地域では、鉄道の輸送シェアが半数を占めているが、九州地方では1割未満であるといったように各交通機関の輸送分担率には、地域差がある。特に、地方部ではマイカーの輸送分担率が8割を超えており、モータリゼーションの進展が激しい。このように地域により各交通機関の輸送シェアが異なるため、各交通機関の潜在的競争圧力がバス事業の生産構造へ与える影響も異なると考えられる。そこで、本節では、地域毎に費用関数を推定し、バス事業の生産構造に地域差があるかを検定する。具体的には、北海道・東北・新潟ブロック、関東・近畿・中部ブロック、中国・四国・九州ブロックの3ブロックで費用関数をそれぞれ推定し、ブロック間でパラメータが等しいという帰無仮説を検定する。パラメータの推定には、前節と同様

に表-1 に掲げたデータを式(3)の費用関数の推定に使用する。なお、データを3ブロックに分割して使用するためデータ数が少なくなるため、本節では、式(3)に Shephard の補題を適用し導出した式(4)の件数費支出シェア関数 U_W と式(5)の車両修繕費支出シェア関数 U_R も式(3)とともに同時に満たす同次方程式として3段階最小二乗法により3ブロックの費用関数をそれぞれを推定する。

$$U_W = \alpha_W + \beta_{WR}(\ln R - \ln W) + \beta_{WF}(\ln F - \ln W) + \gamma_W \ln Q \quad (4)$$

$$U_R = \alpha_R + \beta_{WR}(\ln W - \ln R) + \beta_{RF}(\ln F - \ln R) + \gamma_R \ln Q \quad (5)$$

各ブロックのパラメータ推定結果を表-3 に示す。5%検定で有意にならないパラメータがいくつか存在するが、全ての地域においてパラメータは概ね有意な値であり、各式の決定係数の値も高く、また、DW 比から関東・近畿・中部ブロックで式(5)に正の系列相関がみられるが、他の式にはなく、全体的に良好な推定結果であるといえる。これらの費用関数のパラメータを用いて地域差の検定を行う。

表-4 にブロック間のパラメータの差の検定結果を示す。表中の値は Wald 検定量であり、この場合自由度8の χ^2 分布にしたがい、1%有意水準の棄却限界値は20.1である。したがって、すべてのブロック間で帰無仮説は棄却され、バス事業の生産構造には地域差が存在するといえる。

表-3 各ブロックのパラメータ推定結果

パラメータ	(北)	(関)	(中)	
	推定値	推定値	推定値	
α_0	1.259**	1.441**	1.450**	
α_W	0.293**	0.146**	0.037	
α_R	0.141**	0.151**	0.141**	
β_{WR}	-0.035**	-0.040**	-0.033**	
β_{WF}	-0.136**	-0.191**	-0.177**	
β_{RF}	-0.006**	0.009	0.006	
γ_W	-0.038**	-0.079**	-0.118**	
γ_R	0.003	0.004	-0.006*	
ε	-1.122**	-0.735**	-1.180**	
R ²	式(3)	0.974	0.952	0.907
	式(4)	0.852	0.627	0.765
	式(5)	0.982	0.910	0.962
DW	式(3)	1.745	2.208	2.721
	式(4)	1.696	2.082	2.463
	式(5)	2.102	1.129	2.516

注) ** 有意水準1%, * 有意水準5%
(北) : 北海道・東北・新潟ブロック, (関) : 関東・近畿・中部ブロック, (中) : 中国・四国・九州ブロック

表-4 Wald 検定量を用いた地域差の検定結果

(北)(関)の検定値	116.90**
(北)(中)の検定値	64.13**
(関)(中)の検定値	57.61**

注) ** 有意水準1%, * 有意水準5%

3. バス市場への市場原理導入の効果

(1) 潜在的競争圧力を考慮した費用関数の推定

バス事業は地域独占性の強い事業であり、従来の規制を継続することは事業者間の経営努力を阻害するだけでなく、利用者の様々なニーズに対応した新しいサービスが提供されることを阻害していることから、需給調整規制が撤廃されバス事業へ市場原理の導入が図られた。そこで、本章では、市場原理を考慮した費用関数を推定し、制度変更がバス市場に与えた影響を考察する。

従来のバス事業の総費用の一部には非効率的に発生した追加費用があり、経営努力による効率化で削減可能な部分があると仮定する。このような非効率性は、同業他社や他業種との競争で低減されるものと考えられる。そこで、費用関数をシフトさせる要因として、潜在的競争圧力を意味するシフト項 $A(\mathbf{X})$ を考慮すると、バス事業の総費用は、式(6)で表される。なお、 \mathbf{X} は、 n 個の潜在的競争圧力の代理変数 $X_k(k=1 \cdots n)$ のベクトルである。

$$C' = A(\mathbf{x}) \cdot C(P, Q) \quad (6)$$

式(6)の両辺の対数をとると式(7)のように表される。

$$\ln C' = \ln A(\mathbf{x}) + \ln C(P, Q) \quad (7)$$

本研究で用いる潜在的競争圧力は、規制緩和による市場原理の導入に伴いそのシェアが増すことで費用低減の効果をもたらすと考えているため、潜在的に働いていた競争圧力と制度変更により生じた競争圧力を区別する。そこで、電気事業の規制緩和の影響を分析している服部⁵⁾が提案したように、競争圧力に関するシフト項対数を $\ln A(\mathbf{X})$ を式(8)のように表し、潜在的に働く固定部分 μ と制度変更に依存する部分 η に分ける。

バス市場の潜在的競争圧力として、ここでは、バス事業者内からと他業種からの潜在的競争圧力を考慮する。バス事業者内からの圧力として貸切バスの乗合いバスに対する輸送シェアを、他業種からの潜在的競争圧力として鉄道およびタクシーそれぞれの輸送分担率を潜在的競争圧力の代理変数として用いる。また、式(8)の δ は制度変更ダミー変数であり、2章で推定した制度変更の影響時期をもとにその前後で設定(影響前:0, 影響後:1)する。2章で示したように制度変更の影響は1998年以降に現れていると考えており、パラメータ η_{BUS} の符号が正であれば、その代理変数による競争圧力は、制度変更とともに総費用を低減する方向に働いたと解釈できる。

$$\ln A(\mathbf{x}) = (\mu_{BUS} + \eta_{BUS} \cdot \delta) \cdot \ln x_{BUS} + \mu_{RAIL} \cdot \ln x_{RAIL} + \mu_{TAXI} \cdot \ln x_{TAXI} \quad (8)$$

式(3)に式(8)を付加したものと式(6)、式(7)とともに同時に満たす同次方程式として3段階最小二乗法により各ブロックの費用関数を推定する。パラメータの推定結果を表-5に示す。10%検定でも有意にならないパラメータがいくつか存在し、また、関東・近畿・中部ブロックで式(3)と式(5)に正の系列相関がみられるが、全体的に良好な推定結果であるといえる。

規制緩和の影響が出る前の貸切バス事業の潜在的競争圧力のパラメータ μ_{BUS} は、すべてのブロックで有意であり、北海道・東北・新潟ブロックで効率化する方に働いており、関東・近畿・中部および中国・四国・九州ブロックでは、非効率化する方に働いている。規制緩和の影響が出たあとについては、中国・四国・九州ブロックで η_{BUS} は有意なパラメータとはなっていないが、すべてのブロックで負であり、非効率化する方に働いている。これは、貸切バスが旧21条許可でコミュニティバス等に参入し、乗合バスの乗客が奪われ費用効率を悪化させていることが原因の1つとして考えられる。

(2) バス事業の生産構造の地域差の要因

表-5の推定結果を用いて、潜在的競争圧力とバス事業の生産構造の地域差との関係を分析していく。まず、潜在的競争圧力に関するシフト項 $A(X)$ 以外のパラメータには地域差がないとの帰無仮説を検定する。表-6にブロック間のシフト項 $A(X)$

表-5 潜在的競争圧力を考慮した費用関数の推定結果

パラメータ	(北)	(関)	(中)
	推定値	推定値	推定値
α_0	1.353***	1.211***	1.312***
α_W	0.301***	0.166***	0.234***
α_R	0.140***	0.145***	0.139***
β_{WR}	-0.034***	-0.037***	-0.032***
β_{WF}	-0.131***	-0.185***	-0.172***
β_{RF}	-0.006***	0.004	-0.008**
γ_W	-0.026*	-0.071***	-0.092***
γ_R	0.002	0.003	-0.007***
ϵ	-1.278***	-0.497***	-1.059***
μ_{BUS}	1.483***	-1.976***	-1.070***
η_{BUS}	-0.429***	-0.223*	-0.059
μ_{RAIL}	-0.166	0.217**	-0.001
μ_{TAXI}	0.181	-0.206	-0.533***
R ²	式(3)	0.984	0.946
	式(4)	0.861	0.626
	式(5)	0.982	0.932
DW	式(3)	1.910	1.336
	式(4)	1.686	2.103
	式(5)	2.072	1.406

注) ***有意水準1%, **有意水準5%, *有意水準10%

表-6 市場原理を考慮した費用関数の地域差の検定結果

(北)(関)の検定値	11.35
(北)(中)の検定値	2.29
(関)(中)の検定値	5.79

注) **有意水準1%, *有意水準5%

表-7 潜在的競争圧力パラメータの地域差の検定結果

	μ_{BUS}	η_{BUS}	μ_{RAIL}	μ_{TAXI}
(北)(関)の検定値	7.415**	1.189	2.511**	1.037
(北)(中)の検定値	6.161**	2.484**	0.619	2.057*
(関)(中)の検定値	3.059**	1.262	0.840	1.096

注) **有意水準1%, *有意水準5%

以外のパラメータの地域差の検定結果を示す。表中の値はWald検定量であり、この場合自由度8の χ^2 分布にしたがい、10%有意水準の棄却限界値は13.36である。したがって、すべてのブロック間で帰無仮説は棄却されず、すべての地域でシフト項 $A(X)$ 以外のバス事業の生産構造は異なっているとはいえない。したがって、バス事業の生産構造の地域差は、潜在的競争圧力が関係していると推測される。

そこで、潜在的競争圧力に関するシフト項 $A(X)$ の各パラメータが実際に地域間に差があるのかを t 検定により検定する。検定結果を表-7に示す。 μ_{BUS} は、すべてのブロック間で差があると認められ、また、制度変更の影響の差は、北海道・東北・新潟と中国・四国・九州ブロック間で認められた。これらの差と、関東・近畿・中部ブロックでは鉄道、中国・四国・九州ブロックではタクシーの潜在的競争圧力の影響により、バス事業の生産構造に地域差をもたらすといえる。

4. おわりに

本研究では、2000年の貸切バスの需給調整規制撤廃、2001年の地方バス補助制度改正、および2002年の乗合バスの需給調整規制撤廃といった一連のバス事業に関する制度変更の影響が考慮可能な費用関数の推定を行った。そして、CHOWテストを通じて、規制緩和と施行前の1998年頃にバス事業の生産構造に変化が起きていることが分った。規制緩和により、新規事業者の参入などによりバス事業の活性化が期待されたが、参入により費用効率が低下していることが明らかになった。また、バス事業の生産構造には、地域差があり、制度変更がバス事業の生産構造に与える影響も地域によって異なっていることが分った。

国から地方へ地方分権の動きが強まる中、生活交通としてのバスを確保していくためには、行政や事業者だけでなく、地域住民とも連携した新たな交通システムの構築と潜在需要を掘り起こす取り組みが必要不可欠となる。

参考文献

- 1) 国土交通省(旧運輸省): 運輸経済年次報告, 1986-2006
- 2) 寺田 一薫: 地方分権とバス交通, 勁草書房, 2005
- 3) 黒田 昌祐: 一般均衡の数量分析, 岩波書店, p.165, 1989
- 4) 国土交通省自動車交通局: 乗合バス標準原価表, 1986-2006
- 5) 服部 徹: 自由化と電気事業の効率化に関する実証分析—潜在的競争圧力の効果を中心として—, 産業組織研究会, 2006