

同時性に対処した鉄道事業の生産関数の推定

北 村 友 宏

- I はじめに
- II モデルと推定方法
- III データ
- IV 推定結果
- V 考察
- VI 長野電鉄と愛知環状鉄道を除いた推定
- VII 結論

I はじめに

経済理論により導出される生産関数を現実のデータから推定することは、事業のパフォーマンス指標の1つである全要素生産性（TFP）の計測およびその要因分解を行う際に有用である。公益事業のパフォーマンスの分析においても、生産関数の推定や生産性の計測が多く行われる。

ここで、公益事業の1つである鉄道事業に関して、鉄道事業者は生産性水準に応じて投入物使用量を調整している可能性がある。たとえば、事業者保有路線の沿線で大規模なイベントが開催され、一時的に多数の旅客を輸送する（生産性が高くなる）場合、列車本数、車両連結両数や職員数を増加させて対応する際には、動力や労働などの投入物を通常よりも多く使用する。この場合に鉄道事業の生産関数を計量経済学的に推定する際、生産性ショック（生産関数の誤差項の一部）と投入物使用量（生産関数の説明変数）が相関することとなり、内生性問題の1つである同時性問題が生じる可能性がある。このとき、通常の実最小二乗法（OLS）を適用すると、生産関数の係数推定値にバイアスが発生する。

この問題に対処して生産関数を推定する手法は多く開発されており、そのうちの1つに Levinsohn and Petrin（2003）によって開発された手法（以下、LP）がある。Bogart and Chaudhary（2013）と Deshpande and Weisskopf（2014）はLPをインドの鉄道のデータに適用して生産関数を推定している。Bogart and Chaudhary（2013）の分析では、生産関数の係数のOLS推定値とLPでの推定値の間に無視できない差が生じたことが報告されており、分析結果としては、第1次世界大戦以前のインドにおいて、当時の新技術であったガス灯の導入が鉄道事業のTFPを向上させたことが示されている。また、

Deshpande and Weisskopf (2014) の研究は、同時性問題が存在することを前提として OLS 推定を行っておらず、LP 推定を用いて、鉄道事業の職員における、歴史的に差別されてきた民族の割合が高いほど鉄道事業の TFP も高いことを示した。

これらの先行研究が用いている LP の手法は 2 段階推定を行い、第 1 段階では生産関数の労働の係数を、第 2 段階では他の係数を識別することにより、生産関数を推定する。しかしながら、労働変数は他の変数と独立に変動することはできず、第 1 段階で労働の係数のみを厳密に識別することはできないことが、Akerberg et al. (2015) により指摘されている。これは、Bogart and Chaudhary (2013) や Deshpande and Weisskopf (2014) が実行している LP での推定を行っても、生産関数の係数推定値にバイアスが生じる可能性があることを意味する。そこで Akerberg et al. (2015) は前述の短所を克服するために、第 2 段階で生産関数のすべての係数を識別する手法を提案した。

本稿では、Akerberg et al. (2015) によって開発された手法 (以下、ACF) を、日本においてオリンピックや万博といった大規模なイベントが開催された年度およびその開催地沿線の事業者を含む、日本の旅客鉄道事業者の年次パネルデータに適用し、鉄道事業の生産関数をより精緻に推定することを試みる。そして、ACF によって推定された生産関数の係数推定値と OLS 推定値を比較し、両者にどの程度の差が生じるのかを確認する。

本稿の構成は以下のとおりである。まず第 2 章では生産関数のモデル、同時性が発生する理由、同時性に対処する方法である ACF について詳細に説明する。続いて第 3 章では分析に用いるデータについて述べる。第 4 章では生産関数の推定結果について説明し、第 5 章では推定結果について考察する。さらに、第 6 章では分析期間中に沿線で大規模イベントが開催された事業者を除いた分析の実行結果について説明し、第 7 章では本稿の結論を述べる。

II モデルと推定方法

i を事業者番号、 t を年度として、Bogart and Chaudhary (2013) や Deshpande and Weisskopf (2014) と同様に、総収益コブ・ダグラス型生産関数を、

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln k_{it} + \beta_M \ln m_{it} + \beta_L \ln l_{it} + \omega_{it} + \eta_{it}, \quad (1)$$

とする。ここで、 y_{it} は輸送量、 k_{it} は資本、 m_{it} は中間投入物、 l_{it} は労働、 ω_{it} は生産性ショック、 η_{it} は誤差である。 ω_{it} は、事業者には観察できるが、我々には観察できない。他方、 η_{it} は事業者にも我々にも観察できない。よって、 η_{it} は 3 種類の投入物使用

量 k_{it} , m_{it} , l_{it} と相関していないと仮定する。

本稿では、(1) を通常の最小二乗法 (OLS) および Akerberg et al. (2015) によって開発された手法 (ACF) で推定する。まず OLS は、誤差項がすべての説明変数と相関していないという仮定の下での推定手法である。このとき、(1) の誤差項は $\omega_{it} + \eta_{it}$ であり、説明変数は $(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it})$ である。また、OLS を適用する際には、生産性ショック ω_{it} はすべての投入物使用量と無相関であると仮定される。

ただし、生産関数においては、投入物使用量が輸送量に影響を与え、輸送量が投入物使用量に影響を与えるという双方向の因果関係の存在が考えられる。これは同時性と呼ばれ、内生性の1つである。同時性が発生する理由は以下のとおりである。事業者は生産性ショックを観察できるので、その時点における生産性ショックに反応して投入物使用量を調整する可能性がある。たとえば、生産性が高い（沿線でのイベント開催などにより多くの利用者が見込まれる）とき、事業者はそれに対応するために職員数や中間投入物使用量（増結車両や臨時列車のための動力使用量）を増加させる。このとき、 $\ln l_{it}$ と $\ln m_{it}$ は ω_{it} と相関する。また、事業者が、生産性が高いときに大きな額の設備投資を行う場合、翌年には資本量が増加しているため、 $\ln k_{i,t+1}$ と ω_{it} が相関することになる。このとき、 ω_{it} に系列相関があれば、 $\ln k_{it}$ は ω_{it} と相関する。したがって、こうした場合、同時性により投入物使用量と生産性ショックが相関することとなり、生産性ショックを誤差項の一部として OLS で (1) を推定すると、推定値にバイアスが生じる。

生産性ショック ω_{it} が少なくとも1種類の投入物使用量と相関している可能性を許容し、同時性の問題に対処してバイアスの緩和を試みるのが ACF の手法である。以下では、ACF での推定手続きを、やや詳しく説明する。

ACF では、2段階推定を行う。まず第1段階では、生産関数における生産性ショックを誤差項から切り離し、(1) の右辺の η_{it} 以外の部分の予測値を求める。そのために、

$$\ln m_{it} = \tilde{f}(\ln k_{it}, \ln l_{it}, \omega_{it}), \quad (2)$$

と仮定する。また、この関数は ω_{it} に関して単調増加関数であるとする。 (2) には逆関数が存在して、

$$\omega_{it} = \tilde{f}^{-1}(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it}), \quad (3)$$

となる。(3) を (1) に代入し、(1) の右辺の η_{it} 以外の部分を関数 $\tilde{\phi}(\cdot)$ とおくと、生産関数は、

$$\ln y_{it} = \tilde{\phi}(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it}) + \eta_{it}, \quad (4)$$

となる。ただし,

$$\tilde{\phi}(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it}) = \beta_0 + \beta_K \ln k_{it} + \beta_M \ln m_{it} + \beta_L \ln l_{it} + \tilde{f}^{-1}(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it}), \quad (5)$$

である。

(4) の誤差項は η_{it} のみとなり, 仮定より, η_{it} はどの投入物使用量とも相関していない。これで, 生産関数における生産性ショックを誤差項から切り離すことができた。ただし, $\tilde{\phi}(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it})$ の関数形は未知であるため, これを $(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it})$ の高次多項式で近似する。そのうえで, (4) を OLS で推定し, $\tilde{\phi}(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it})$ の推定値 $\hat{\phi}(\ln k_{it}, \ln m_{it}, \ln l_{it})$ を得る。この段階では, 投入物使用量の係数 $(\beta_K, \beta_M, \beta_L)$ は推定されないことに注意されたい。

続いて第2段階では, ω_{it} の変動のうち, $\ln k_{it}$ と相関する部分を切り離したうえで, 投入物使用量の係数 $(\beta_K, \beta_M, \beta_L)$ を推定する。そのために, まず生産性ショックが1階のマルコフ過程に従っていると仮定し,

$$\begin{aligned} \omega_{it} &= E(\omega_{it} | \omega_{i,t-1}) + \xi_{it} = \tilde{g}(\omega_{i,t-1}) + \xi_{it} \\ &= \tilde{g}(\tilde{\phi}(\ln k_{i,t-1}, \ln l_{i,t-1}, \omega_{i,t-1}) - \beta_0 - \beta_K \ln k_{i,t-1} - \beta_M \ln m_{i,t-1} - \beta_L \ln l_{i,t-1}) + \xi_{it}, \end{aligned} \quad (6)$$

のように表す。ここで, ξ_{it} は $\omega_{i,t-1}$ と無相関な生産性ショックのイノベーションである。(6) の3番目の等号は, (3) から (5) により成立する。前述のとおり, $\ln k_{it}$ は ω_{it} や $\omega_{i,t-1}$ と相関する。ただし, ξ_{it} は定義より $\omega_{i,t-1}$ と相関しないため, $\ln k_{it}$ とは無相関である。(6) を (1) に代入し, $\tilde{\phi}(\cdot)$ を第1段階で求めた推定値 $\hat{\phi}(\cdot)$ に置き換えると, 生産関数は,

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \beta_0 + \beta_K \ln k_{it} + \beta_M \ln m_{it} + \beta_L \ln l_{it} \\ &\quad + \tilde{g}\left(\hat{\phi}(\ln k_{i,t-1}, \ln l_{i,t-1}, \omega_{i,t-1}) - \beta_0 - \beta_K \ln k_{i,t-1} - \beta_M \ln m_{i,t-1} - \beta_L \ln l_{i,t-1}\right) \\ &\quad + \widehat{\xi_{it}} + \eta_{it}, \end{aligned} \quad (7)$$

となる。ただし,

$$\begin{aligned} \widehat{\xi_{it}} + \eta_{it} &= \tilde{g}(\tilde{\phi}(\cdot) - \beta_0 - \beta_K \ln k_{i,t-1} - \beta_M \ln m_{i,t-1} - \beta_L \ln l_{i,t-1}) \\ &\quad - \tilde{g}\left(\hat{\phi}(\cdot) - \beta_0 - \beta_K \ln k_{i,t-1} - \beta_M \ln m_{i,t-1} - \beta_L \ln l_{i,t-1}\right) + \xi_{it} + \eta_{it}, \end{aligned}$$

である。これが（7）の誤差項となる。

前述のとおり， ξ_{it} は $\ln k_{it}$ と無相関である。さらに，Ackerberg et al. (2015) によれば，労働使用量を調整できるものの1年以内に最適化できない場合， $\ln l_{it}$ も t 年の生産性ショック ω_{it} やそのイノベーション ξ_{it} と無相関であると仮定できる。この，労働量をすぐに最適化できないという仮定は，解雇規制が存在する産業・国や，長期の雇用契約のような，流動的でない労働市場における分析の場合に適切であろう（Ackerberg, et al., 2015; Manjón and Mañez, 2016）。日本の特徴として，事業者の正規職員には無期雇用の職員が多く，労働法により解雇規制が定められているため，上記の状況は日本の鉄道産業において当てはまる可能性がある。以上から， $\ln k_{it}$ や $\ln l_{it}$ は ξ_{it} と無相関であるが， $\ln m_{it}$ は ξ_{it} と相関している可能性がある。ここで， ω_{it} や ξ_{it} は， $t-1$ 年の投入物使用量とは無相関であると仮定する。さらに， $(\ln m_{i,t-2}, \ln l_{i,t-2})$ も ω_{it} や ξ_{it} と無相関であると仮定する。

以上より，積率条件

$$E \left((\widehat{\xi_{it} + \eta_{it}}) \begin{pmatrix} \ln k_{it} \\ \ln m_{i,t-1} \\ \ln l_{it} \\ \ln l_{i,t-1} \\ \ln k_{i,t-1} \\ \ln m_{i,t-2} \\ \ln l_{i,t-2} \end{pmatrix} \right) = 0, \quad (8)$$

が利用可能である。この積率条件（8）を用いた一般化積率法（GMM）を適用し，生産関数における投入物使用量の係数（ $\beta_K, \beta_M, \beta_L$ ）を識別する。ただし，ACF では定数項 β_0 を推定できないことに注意されたい。

なお，2段階推定により導出された係数は，その確率分布が複雑となり，標準誤差の解析的な標準誤差の計算方法は自明でない（Petrin et al., 2004）。そのため，ACF での係数の標準誤差は通常，ブートストラップ法によって導出する。ACF による推定手続きに関する詳細は，Ackerberg et al. (2015)，Manjón and Mañez (2016)，Kitamura (2017, 2018 a) などを参照されたい。

Ⅲ データ

本稿では前章で説明した手法を，日本の旅客鉄道事業者の年次パネルデータに適用し，生産関数の推定を行う。データは国土交通省鉄道局『鉄道統計年報』（各年度版）より入手した。生産関数における各変数の定義は次のとおりである。まず，輸送量とし

ては、旅客1人を1km輸送することを1単位とする旅客人キロを用いた。次に、資本は有形固定資産額とした。これは金額変数のため、日本銀行『国内企業物価指数（総平均）』に掲載されている、2010年基準の物価指数で除して実質化した。さらに、中間投入物は電力使用量、労働は職員数とした。

Kitamura (2017, 2018 a, b) の分析と同様に、対象の事業者は、「地域鉄道事業者」に該当する民鉄および第三セクター事業者のうち、列車を運行し線路設備を保有する第1種鉄道事業者で、電車のみを用い、並行在来線の営業主体でない事業者とした。また、期間は1994年度から2013年度までの20年間である。この期間内に、日本では長野オリンピック（1997年度）や愛知万博（2004～2005年度）といった大規模なイベントが開催されている。さらに、分析対象の事業者には、長野オリンピックの会場が所在した長野県に路線をもつ長野電鉄や、愛知万博の会場アクセス輸送を担った愛知環状鉄道が含まれている。なお、この期間の途中で東日本大震災（2010年度）が発生したが、前述の本稿における分析対象の事業者の中で、東日本大震災の発生日および翌年度に長期的な営業運転見合わせを強いられるなどの大きな影響を受けた事業者は存在しないため、この災害は分析結果に大きく影響しないと考えられる。

前述の、長野電鉄の輸送量と投入物使用量の各変数について、長野オリンピックが開催された1997年度およびその前後3年度分、合計7年間の観測値リストが第1表に示されている。この表によれば、輸送量である旅客人キロが、1997年度にはその前後3年度に比べて多くなっている。また、職員数は減少傾向であるが、電力使用量は旅客人キロにほぼ連動する形で1997年度に最も多くなっている。さらに、この7年間において、有形固定資産は1997年度に最大となっており、翌1998年度には総額が減少しているものの、大きな水準をほぼ維持している。以上より、長野電鉄に関しては、沿線でのオリンピック開催による生産性水準の増大に対応して中間投入物使用量を増加させ、大きな額の設備投資も行い、翌年にも資本量が大きな水準になったという事実が観測され

第1表 長野電鉄の輸送量と投入物使用量

会計年度	旅客人キロ (千人 km)	有形固定資産 (百万円)	電力使用量 (千 kWh)	職員数 (人)
1994	112,401	2,609.05	12,550.03	372
1995	115,452	2,757.95	13,266.95	366
1996	115,459	2,919.69	13,678.30	357
1997	119,420	3,070.13	16,179.79	257
1998	109,786	3,069.29	15,953.47	267
1999	103,852	3,037.66	13,037.40	216
2000	98,113	2,981.56	11,740.71	201

出典：国土交通省鉄道局『鉄道統計年報』（各年度版）および日本銀行『国内企業物価指数（総平均）』より筆者作成。

第2表 愛知環状鉄道の輸送量と投入物使用量

会計年度	旅客人キロ (千人 km)	有形固定資産 (百万円)	電力使用量 (千 kWh)	職員数 (人)
2001	88,936	4,988.31	9,303.79	167
2002	94,951	5,501.52	9,608.91	175
2003	100,258	6,036.74	9,563.09	181
2004	114,883	12,046.46	10,415.39	241
2005	255,511	11,289.23	16,989.03	199
2006	139,653	10,559.81	12,103.96	192
2007	150,854	11,300.32	12,149.40	197
2008	157,695	11,281.20	13,923.64	213

出典：国土交通省鉄道局『鉄道統計年報』（各年度版）および日本銀行『国内企業物価指数（総平均）』より筆者作成。

ており、前章における説明とほぼ整合的であろう。

第2表は愛知環状鉄道の輸送量と投入物使用量の各変数について、愛知万博が開催された2004年度から2005年度、およびその前後3年度分、合計8年間の観測値リストを示している。この表によれば、旅客人キロが、2005年度には前年度の2倍以上となっており、その翌年度の2006年度には前年度に比べほぼ半減している。また、電力使用量と職員数はともに、旅客人キロにほぼ連動して変動している。電力使用量は2005年度に突出して最も多くなっており、職員数は2004年度と2005年度において、他の年度に比べ多くなっている。さらに、有形固定資産は、2004年度には前年度の2倍近くに増加しており、その後は万博終了後の2006年度にかけて総額が減少しているものの、万博開催前と比較して大きな水準を維持している。以上より、愛知環状鉄道に関しても、沿線での万博開催による生産性水準の増大に対応して職員数や中間投入物使用量を増加させ、大きな額の設備投資も行い、万博終了後も資本量が大きな水準を維持したことが観測されており、前章における説明とほぼ整合的であると考えられる。

分析対象の事業者数は合計で45社となった。ただし、分析期間の途中で参入または退出した事業者も含まれており、20年間を通じて存在した事業者数は32社である。観測値数は合計で785となった。

第3表に、用いる各変数の記述統計が示されている。この表によれば、4変数とも中

第3表 記述統計

変数名	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
旅客人キロ (千人 km)	61,574.96	32,040.00	1,287.00	746,895.00	94,791.08
有形固定資産 (百万円)	5,838.65	2,110.57	12.49	84,789.57	12,868.16
電力使用量 (千 kWh)	7,933.62	5,138.34	261.86	67,556.32	10,527.13
職員数 (人)	132.94	91.00	13.00	948.00	138.02

注観測値数は785である。

出典：筆者作成。

中央値よりも平均値のほうが大きいことから、分布が右に歪んでいることが分かる。さらに、最大値が最小値の約 70~7,000 倍と、各変数のばらつきも大きいことが分かる。

IV 推定結果

第4表は OLS および ACF にて生産関数を推定した結果を示している。なお、Bogart and Chaudhary (2013) では、OLS での推定を行う際に、時点効果として各時点のダミー変数を説明変数に含めて推定しているが、ACF では時点効果を説明変数に含めた推定が不可能であり、OLS と ACF の推定結果を比較可能なものにするために、本稿では OLS での推定の際にも時点効果をモデルに含めていない。また、第2章で述べたように、ACF では定数項を推定できない。そこで本稿では、OLS と ACF の推定結果を比較できるよう、OLS 推定においても定数項を除いている。

各投入物使用量の係数推定値の符号は、どの手法で推定したモデルにおいても正で、これは経済理論と整合的である。OLS で推定した場合の有形固定資産の係数を除き、投入物使用量の係数は有意水準 1% で統計的に有意である。ただし、電力使用量と職員数の係数推定値は、OLS の結果と ACF の結果の間で無視できない差が生じた。具体的には、電力使用量の係数推定値に関しては、OLS と ACF の間で 0.012 程度の差が、職員数の係数推定値に関しては、OLS と ACF の間で 0.052 程度の差が生じている。

第4表 生産関数推定結果

	OLS	ACF
有形固定資産 (対数)	0.030 (0.042)	0.037** (0.015)
電力使用量 (対数)	0.753*** (0.142)	0.741*** (0.105)
職員数 (対数)	0.418*** (0.134)	0.470*** (0.078)
過剰識別制約検定の p 値	—	0.998
観測値数	785	695

注1 表中の***, **はそれぞれ有意水準 1%, 5% で統計的に有意であることを表す。

注2 OLS のカッコ内は事業者単位のクラスター構造に対して頑健な標準誤差であり、ACF のカッコ内はブートストラップ法により計算された標準誤差である。

出典：筆者作成。

V 考 察

まず、生産関数の有形固定資産の係数は、OLS での結果も ACF での結果も正の値となったが、その大きさは 0.03~0.04 程度と、小さく推定された。この係数は弾力性を表

しており、具体的には有形固定資産1%の増加に対し、輸送量の増加は平均的に約0.03%~0.04%であることを意味する。この結果から、日本の地域鉄道事業者においては輸送量の資本に対する弾力性が小さく、設備投資により資本を増加させても、輸送量の増加に結びつけることは困難であることが示唆される。

次に、生産関数の電力使用量と職員数の係数推定値には、OLSの結果とACFの結果で無視できない差が生じた。これは、第3章で述べた長野電鉄や愛知環状鉄道などの一部の事業者が、オリンピックや万博といった大規模イベント開催に合わせて車両の増結、臨時列車の運行などを行ったことにより、投入物の1つである動力を例年よりも多く使用したためであると考えられる。愛知環状鉄道に関しては、第3章で述べたように、万博開催年度において職員数が他の年度に比べ多くなっていたことから、その年度に新規職員雇用の増加や臨時職員の雇用を行い、投入物の1つである職員も例年よりも多く使用したと考えられる。この点も、OLS推定値とACFでの推定値に差が生じた理由の1つであろう。職員数の調整に関しては、無期雇用契約や労働法による解雇規制などにより、1年以内に職員数を最適化することは困難であるが、大規模イベント終了後には時間をかけて最適水準に向け、事業者は職員数を調整している可能性があり、前述の愛知環状鉄道においては、その傾向が見られる（表2）。上記の理由により、生産性ショック要素を含む誤差項が投入物使用量（生産関数の説明変数）と無相関であると仮定したOLSでの推定値には、バイアスが生じたと考えられる。よって、鉄道事業の生産関数の推定およびその推定結果を用いた生産性計測の際には、より厳密で精緻な結果を得るために、同時性に対処することが必要である。

VI 長野電鉄と愛知環状鉄道を除いた推定

本章では、長野電鉄と愛知環状鉄道を分析対象から除外した推定を行う。これら2事業者において、オリンピックや万博といった大規模イベント開催に合わせて動力や職員を例年よりも多く使用した事業者の存在によって、OLS推定値とACFでの推定値に差が生じているのであれば、長野電鉄と愛知環状鉄道をサンプルから除いて推定すると、両手法での推定値に差はほとんど生じないと考えられる。そのような結果になるかを検証する。

第5表に、長野電鉄と愛知環状鉄道を除いた場合の、推定に用いる各変数の記述統計が示されている。両事業者とも、分析期間の20年間を通じて存在するため、両者を除外したことにより観測値数が40失われ、合計で745となる。この第5表と第3表を比較すると、前述の2事業者を除外しても、平均値、中央値、標準偏差はそれほど大きく変化しないことが分かる。なお、これら4変数に関しては、長野電鉄と愛知環状鉄道の

第5表 記述統計 (長野電鉄と愛知環状鉄道を除く)

変数名	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
旅客人キロ (千人 km)	59,113.71	30,868.00	1,287.00	746,895.00	96,281.66
有形固定資産 (百万円)	5,865.68	1,846.27	12.49	84,789.57	13,186.05
電力使用量 (千 kWh)	7,753.98	4,783.72	261.86	67,556.32	10,759.71
職員数 (人)	129.92	88.00	13.00	948.00	140.31

注観測値数は745である。

出典：筆者作成。

観測値は最小値や最大値には該当しないため、4変数とも、最小値と最大値は除外前に比べ変化していない。

第6表は、長野電鉄と愛知環状鉄道をサンプルから除外したうえで、OLS および ACF により生産関数を推定した結果を示している。電力使用量の係数は、両事業者を含めた推定においては OLS と ACF で 0.012 程度の差が生じていたのに対し、第6表の両事業者を除いた分析では、OLS 推定値と ACF での推定値の間の差は 0.004 程度に縮まった。このことから、長野電鉄と愛知環状鉄道を含めた分析では、これら両事業者がオリンピックや万博といった大規模イベント開催に合わせて動力や職員を例年よりも多く使用したため、OLS 推定値と ACF での推定値に無視できない差が生じたのではないかと考えられる。他方、職員数の係数は、両事業者を含めた推定においては OLS と ACF で 0.052 程度の差が生じていたのに対し、第6表の両事業者を除いた分析では、OLS 推定値と ACF での推定値の間の差は 0.058 程度に広がる結果となった。長野電鉄と愛知環状鉄道を除いても職員数の係数には OLS と ACF での差が残ることとなり、これは、分析対象の多くの事業者が、大規模イベント以外の生産性ショックが発生した際に、時間はかかるが最適水準に向けて職員数を調整しているため、職員数の係数の推定値の、OLS と ACF の間での差が残った可能性がある。このことから、鉄道事業の

第6表 生産関数推定結果 (長野電鉄と愛知環状鉄道を除く)

	OLS	ACF
有形固定資産 (対数)	0.027 (0.042)	0.035** (0.016)
電力使用量 (対数)	0.746*** (0.146)	0.742*** (0.158)
職員数 (対数)	0.419*** (0.138)	0.477*** (0.087)
過剰識別制約検定の p 値	—	0.996
観測値数	745	659

注1 表中の***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%で統計的に有意であることを表す。

注2 OLS のカッコ内は事業者単位のクラスター構造に対して頑健な標準誤差であり、ACF のカッコ内はブートストラップ法により計算された標準誤差である。

出典：筆者作成。

生産関数の推定においては、ACFのような同時性に対処した手法を用いる必要があることが分かる。

Ⅶ 結 論

本稿では、日本の地域鉄道事業者を例に、鉄道事業の生産関数の推定手法について検討した。鉄道事業者は、沿線で大規模なイベントが開催され多くの利用者が見込まれるなど、生産性の高いときに車両の増結、臨時列車の運行、新規職員雇用の増加や臨時職員の雇用などを行う可能性がある。つまり、事業者は生産性ショックに反応し、投入物使用量を調整する可能性がある。この場合、生産関数の誤差項の構成要素である生産性ショックと生産関数の説明変数である投入物使用量が相関して同時性の問題が発生し、それに対処せず生産関数を通常最小二乗法（OLS）で推定すると推定値にバイアスが生じる。本稿では、同時性に対処しつつ生産関数を推定するために開発された Akerberg et al. (2015) の手法（ACF）を用い、鉄道事業の生産関数の厳密な推定を試み、OLS による推定結果と比較した。

日本においてオリンピックや万博が開催された年度およびこれらの開催地沿線の事業者を含む、地域鉄道事業者のパネルデータによる分析の結果、特に生産関数の電力使用量と職員数の係数推定値に、OLS の結果と ACF の結果の間で無視できない差が生じた。これは、たとえば一部の事業者が大規模イベント開催に合わせて、動力や職員といった投入物を例年よりも多く使用することで、生産性ショックと投入物使用量の間に関連が生じ、OLS 推定値にバイアスが生じたためであると考えられる。さらに、その一部の事業者をサンプルから除外した分析を行ったところ、電力使用量の係数推定値の OLS と ACF での差は小さくなったものの、職員数の係数推定値の両手法での差が残るといった結果が確認された。生産関数の推定は、事業のパフォーマンス指標の1つとしての全要素生産性の計測やその要因分解などの研究において有用である。より精緻な分析結果を得るためには、本稿の結果から、鉄道事業の生産関数の推定の際に、同時性に対処することが重要であると考えられる。

謝辞

本研究は、科学研究費補助金（16J06356）の助成を受けたものである。また、公益事業学会第70回2020年度全国大会参加者の方からは、貴重で有益なコメントをいただいた。深く御礼申し上げたい。

参考文献

- [1] Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer (2015) "Identification Properties of Recent Production Function Estimators," *Econometrica*, Vol.83, Issue 6.
- [2] Bogart, D. and L. Chaudhary (2013) "Engines of Growth: The Productivity Advance of Indian Railways,

- 1874-1912," *The Journal of Economic History*, Vol.73, Issue 2.
- [3] Deshpande, A. and T. E. Weisskopf (2014) "Does Affirmative Action Reduce Productivity? A Case Study of the Indian Railways," *World Development*, Vol.64.
- [4] Kitamura, T. (2017) "Empirical Studies on Efficiency, Economies of Density, and Productivity of Railroad Companies in Japan," Ph. D. thesis, Graduate School of Economics, Kobe University, Kobe, Japan.
- [5] Kitamura, T. (2018 a) "Long-run Impact of Track Improvements on Railroad Productivity," Discussion Papers 1825, Graduate School of Economics, Kobe University.
- [6] Kitamura, T. (2018 b) "Effect of Passengers' Types on Railroad Efficiency: Distance Function Approach," *International Public Economy Studies* (『国際公共経済研究』), Vol.29.
- [7] Levinsohn, J. and A. Petrin (2003) "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *The Review of Economic Studies*, Vol.70, Issue 2.
- [8] Petrin, A., B. P. Poi, and J. Levinsohn (2004) "Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables," *The Stata Journal*, Vol.4, Issue 2.
- [9] Manjón, M. and J. Mañez (2016) "Production Function Estimation in Stata Using the Akerberg-Caves-Frazer Method," *The Stata Journal*, Vol.16, Issue 4.