

【論文】

中国における道路資本の生産力効果に関する計量分析

森脇祥太

【キーワード】 道路資本, 生産関数, 確率フロンティア分析, 技術効率性

【JEL 分類番号】 H54, O14

1. はじめに

本研究の目的は、中国の工業部門の地域パネル・データを使用して、道路関連社会資本（＝道路資本）を含んだ生産関数を推定し、道路資本が生産を増加させるような効果（＝道路資本の生産力効果）が存在するか否かを確認することである。さらに、工業部門の地域パネル・データを使用して、確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定を行い、各地域の効率性に道路資本が寄与しているか否かを確認する。

開発途上国にとって、自国の経済発展が円滑に進行するために、社会資本を迅速かつ効率的に整備することが不可欠な条件であることは Hirschman (1961) 以来、開発経済学において強く認識されてきた¹。特に、鉄道、港湾、道路といった交通インフラの整備は、輸送コストの軽減はもちろんのこと、全国規模での生産ネットワークの形成を促進することによって、工業化に大きく貢献すると考えられる。開発途上国の経済開発にとって最も重要な課題の一つは工業化を推進することによって1人当たり GDP を増加させることである。そのため、社会資本整備によって工業化が推進される可能性がある

ことを示すような研究を蓄積することができれば、開発途上国において社会資本整備を推進する際の強い根拠となるであろう。

一方、開発途上国の経済発展は、様々な格差を伴うことが今日、開発経済学において広く認識されるようになってきた。社会資本整備は、それらの格差の中でも地域間格差の形成と強い関係があると考えられる。仮に、社会資本が地域の工業部門の生産能力の向上に正の影響を与えるとすれば、その整備が遅れている地域では必然的に他の地域と比較して工業部門の生産能力が低い水準となり、所得や消費等、様々な面における地域間格差の形成につながると考えられる。そして、工業化の地域間格差は、政治・社会面における不安定要因となり、最悪の場合、国家としての分裂をもたらすことになって、経済発展の強い阻害要因となろう。

開発途上国を対象として社会資本が地域レベルにおいて工業部門の生産能力を向上させる可能性があることを示すような研究を蓄積することができれば、社会資本整備の際には、常に工業化における地域間格差の形成に注意すべきであることを開発途上国の政府に提言することが可能となるであろう。ある開発途上国の社会資本整備に関する経験は、他の開発途上国においても役立つ要素が少なからず存在すると思われる²。

本研究は、その対象を開発途上国である中国

1 ここで言う社会資本とは道路や鉄道といった物的な社会資本のことである。

としており、社会資本整備が工業化に与える影響に関する定量的分析を蓄積するための一つの試みといえよう。また、数量データを使用した計量モデルによる分析を行うことによって、中国の社会資本整備に関する問題点をより客観的に把握することも可能となるであろう。次節においては、主に開発途上国を対象として社会資本の生産力効果を確認した先行研究について分析し本研究の貢献を明らかにする。

2. 先行研究

開発途上国を対象に社会資本の生産力効果を確認した先行研究としては、吉野・中東(2001)が挙げられる。吉野・中東(2001)は戦前期の日本、戦後期の台湾、タイの製造業と農業を対象としてマクロ時系列データを使用して社会資本を含んだトランスログ型生産関数を推定した。その結果、社会資本に正の生産力効果が存在することが確認された。

また、森脇(2004)は戦前期日本の農業、非農業の時系列データを使用して、社会資本を含んだコブ=ダグラス型生産関数を推定した。その結果、それぞれの産業の社会資本に生産力効果が存在しており、経済発展の初期局面においては、農業における社会資本の生産力効果が非農業を上回ることが確認された。

製造業を対象として地域レベルの生産関数の推定を行った研究としては Kim and Lee(2002)を挙げることができる。Kim and Lee(2002)はアメリカの地域パネル・データを使用して社会資本を含んだ確率フロンティア・モデルの生産関数を推定した。そして各地域の技術効率性に社会資本が正の影響を与えていることを確認した。社会資本の中でも道路資本に注目してその生産力効果を確認した研究としては Fernald(1999)を挙げることができる。Fernald(1999)

は1953~89年のアメリカの産業別パネル・データを使用して TFP (Total Factor Productivity: 全要素生産性) の成長に道路資本が果たした役割を確認した。その結果、1973年以前においては道路資本が TFP の成長に有意に貢献していることが確認された。

また、Kim (2001) は、1986~97年における韓国製造業の地域パネル・データを使用して道路資本を含んだトランスログ型費用関数を推定した。その結果、道路資本は製造業の生産性の増加に正の影響を与えていることが確認された。Kim (2001) は同時に、帰納的一般均衡 (=CGE) モデルの推定を行っており、道路・鉄道・港湾・空港といった交通インフラ投資が GDP を増加させる効果が存在することを確認した。また、森脇(2005)は、戦前期の日本のマクロ時系列データを使用して、マクロレベルの TFPの値に鉄道、道路、港湾といった交通関連社会資本が与えた影響について確認した。その結果、交通関連社会資本が TFP の値に有意に正の影響を与えていることが示された。

中国を対象とした研究としては以下の Fan and Zhang (2004) などが挙げられる。Fan and Zhang (2004) は1996年の中国農業センサスの結果から得られる県レベルの地域クロスセクション・データを使用して農村部に存在する農業・非農業部門のそれぞれについてインフラ変数(灌漑、電話保有台数、道路密度)を含んだ生産関数を推定した³。その結果、農業生産には灌漑、電話保有台数、道路密度が、非農業には電話保有台数がそれぞれ、生産に有意に正の影響を与えることが確認された。

また、Zhang and Fan (2004) は、1978~95年の省・特別市レベルの地域パネル・データを使用して、農村部に存在する農業・非農業のそれぞれについて、インフラ変数を含んだ生産関数を推定した。その結果、農業については、灌

2 もちろん、歴史、風俗、文化、民族等の相違によって、ある国の経験が他国にそのままあてはまるわけではないことは言うまでもない。

3 灌漑とは耕地面積あたりの灌漑面積、電話保有台数とは一世帯あたりの保有台数、道路密度とは面積あたりの道路延長距離数のことをいう。

概と電話保有台数の推定パラメータの値は有意に正であり、非農業については、道路と電話保有台数が有意に正の値となった。

一方、Démurger (2001) は、1985～98年の24の地域別のパネル・データを使用して、1人当たり GDP の成長に影響を与えた要因について確認した。その結果、道路、鉄道、水運等の交通インフラは、1人当たり GDP の成長に正の影響を与えており、その効果が逡減することが示された。これは、交通インフラ整備の経済成長に与える効果は、経済発展の初期局面に最も大きく、その効果は経済発展が進行するにつれて低下することを意味する。

Nadiri and Mamuneas (1994) は、アメリカの製造業の2桁産業(1956～86)のパネル・データを使用して、社会資本と政府の研究開発資本を生産要素として含むトランスログ型コスト関数を推定した。その結果、社会資本と政府研究開発資本がコスト削減的であることを確認した。

以上の先行研究に関する考察から、開発途上国を対象として社会資本を含んだ生産関数を推定した研究が様々なアプローチで行われていることが確認されよう。本研究では、開発途上国であり、比較的先行研究が少ないと思われる中国を対象として、社会資本の中でも生産能力の向上に重要な役割を果たすとされている道路資本を含んだ生産関数の推定を行う。主に推計対象とされる期間は1995～2000年である。

生産関数の推定に使用する道路資本は、PI法(Perpetual Inventory Method)によって全国レベルの道路投資から推計する。中国を対象とした先行研究では、社会資本の代理変数として灌漑面積、電話保有台数、道路密度等が用いられていたが、投資データから道路資本を推計して、生産関数の推定に使用した研究は殆ど存在しないと思われる。地域レベルの道路資本については、推計された全国レベルの道路資本を道路延長距離数の地域間の比率に乗じて、省・特別市レベルに按分して推計する⁴。

工業部門に限定した生産関数の推定を行うこ

とによって、道路資本整備が中国の工業化に与えた影響をより直接的に確認することが可能となる。多くの先行研究において、工業部門の生産に道路資本が正の影響を与えるとする結果が示されており、工業部門の社会資本の代理変数として道路資本を使用することが可能であろう。地域レベルでは、道路資本と工業部門の資本ストックの代理変数として使用される電力消費量の値を、双方ともに使用可能なのが1995～2000年に限定されており、期間を定めた推定を行うことになった⁵。

また、あわせて確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定を行う。確率フロンティア・モデルによる推定を行うことによって、社会資本が各地域の技術効率性に与えた影響を確認することが可能となる。確率フロンティア・モデルではコブ＝ダグラス型生産関数とトランスログ型生産関数の推定が試みられる。さらに、推定期間における中国工業の地域別の技術効率性の推移が確認される。

3. モデル

社会資本の生産力効果を確認するために、多くの先行研究では、コブ＝ダグラス型生産関数が使用されている。ここで総生産を Y 、労働力を L 、道路以外の資本(=資本ストック)を KP 、道路資本を KG 、技術水準を A 、時間を t 、各地域を i 、攪乱項を v としよう⁶。本研究では

4 長期にわたって全国・地域別のデータを入手可能なのが現時点においては道路投資のみである。港湾投資については全国データを得ることが可能であるが、地域別に按分することが不可能であり、道路投資と比較して非常に小さな値となっているため今回の推計では省略した。

5 中国の工業部門を対象に地域別の資本ストックを金額ベースで推計することは困難である。電力消費量は稼働率の年代や地域に関する相違を考慮する必要がないため、工業部門を対象とした場合、優れた資本ストックの代理変数となる。詳しくは、Burnside, Eichenbaum and Rebelo (1995) を参照のこと。

以下のような道路資本を含んだコブ=ダグラス型生産関数を推定する。

$$\ln Y_{it} = \ln A + a_L \ln L_{it} + a_K \ln KP_{it} + a_G \ln KG_{it-1} + v_{it} \quad \dots [1]$$

[1]式では推定に使用される道路資本の値が、生産の貢献へのタイムラグ、内生性の問題、等を考慮して前期末値で表されている⁷。[1]式は規模に関して収穫一定を仮定した場合、以下のように資本生産性関数として書ける。

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{KP_{it}} \right) = \ln A + a_L \ln \left(\frac{L_{it}}{KP_{it}} \right) + a_G \ln \left(\frac{KG_{it-1}}{KP_{it}} \right) + v_{it} \quad \dots [2]$$

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{KP_{it}} \right) = \ln A + a_L \ln \left(\frac{L_{it}}{KP_{it}} \right) + a_G \ln KG_{it-1} + v_{it} \quad \dots [3]$$

Mead (1952) は社会資本を含む生産関数について、制約条件により、「要素不払い型」($a_L + a_K + a_G = 1$)と「環境創出型」($a_L + a_K = 1$)に分類しているが、本研究の[2]式は「要素不払い型」、[3]式は「環境創出型」に対応している。

本研究では工業部門の地域パネル・データを使用して[1]式～[3]式と同じタイプのコブ=ダグラス型生産関数を推定する。まず、[1]式～[3]式を最小二乗法によって推定する。その後、Fixed Effect モデル (= 固定効果モデル) と Random Effect モデル (= 変量効果モデル) による推定を行う。パネル分析の場合、確率誤差項 v_{it} に影響を与える要因は以下のような式で書ける。

$$v_{it} = \theta_i + e_{it} \quad \dots [4]$$

θ_i : 地域に特有な要因 e_{it} : その他の要因

[4]式の中で θ_i は推定期間を通じて一定の値になることを仮定している。変量効果モデルは θ_i が説明変数と無相関のとき、「ランダム」であると言われ、その場合、変量効果モデルによる推定が有効となる。一方、 θ_i が説明変数と相関している場合は、 θ_i を「固定効果」として扱い、固定効果モデルを使用することが望ましい⁸。 θ_i が説明変数と相関しているか否かはハウスマン検定によって確認する。

推定に使用されるデータは中国の省・特別市レベルの鉱業、製造業、電力・ガス業等のデータを集計したものである。もちろん、同一の産業を対象として生産関数の推定を行うことが望ましいが、データの制約から困難である。そのため、本研究では、次善の方法として、産業構造や技術水準等の相違によって生じる各地域固有の要因をモデルに含むことが可能な固定効果モデルや変量効果モデルによる推定を行う。

また、固定効果モデルや変量効果モデルによる推定と同時に、本研究では確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定を行う。確率フロンティア・モデルでは生産関数を推定することによって、各地域の効率性を推計することができる。この場合、各地域固有の要因は、効率性の差異によって表されることになる。さらに、各地域における効率性の差異に影響を与えるような諸要因を考慮した生産関数の推定を行うこともできる⁹。

道路資本を生産要素として含んだ生産関数を推定することとあわせて確率フロンティア・モデルによる推定を行うことによって、道路資本が各地域の効率性に影響を与えるような効果を

6 TFP の導出については[13]式を参照のこと。

7 道路資本以外の資本に関しては、電力消費量がその代理変数として使用されており、今期の稼働率が含まれていることから、前期末値を使用しない。

8 パネル分析の説明は、浅野・中村 (2000) の第12章225ページの (12-2-2) 式、233-234ページの記述を参考にした。

9 本研究では Coelli (1996) で説明された The Battese and Coelli (1995) specification モデルの推定を行う。

確認することができる。生産関数の推定に際しては、コブ＝ダグラス型生産関数に加えてトランスログ型生産関数の推定を行う。確率フロンティア・モデルの場合、コブ＝ダグラス型生産関数は以下のように書ける。

$$\ln Y_{it} = \ln A + a_K \ln KP_{it} + a_L \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \quad \dots [5]$$

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{KP_{it}} \right) = \ln A + a_K \ln \left(\frac{L_{it}}{KP_{it}} \right) + v_{it} - u_{it} \quad \dots [6]$$

また、トランスログ型生産関数は以下のように書ける。

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \ln A + a_K \ln KP_{it} + a_L \ln L_{it} \\ & + a_{LK} \ln L_{it} \ln KP_{it} + \frac{1}{2} a_{KK} (\ln KP_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2} a_{LL} (\ln L_{it})^2 + v_{it} - u_{it} \quad \dots [7] \end{aligned}$$

規模に関して収穫一定と対象性の条件が課された場合、[7]式は以下のように資本生産性関数として書ける。

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{KP_{it}} \right) = \ln A + a_K \ln \left(\frac{L_{it}}{KP_{it}} \right) - \frac{1}{2} a_{LK} \left(\frac{L_{it}}{KP_{it}} \right)^2 + v_{it} - u_{it} \quad \dots [8]$$

但し、規模に関して収穫一定と対称性の条件が課された場合、トランスログ型生産関数は以下のように書ける。

$$\begin{aligned} a_L + a_K &= 1 \\ a_{LL} + a_{LK} &= 0 \\ a_{KL} + a_{KK} &= 0 \\ a_{LK} &= a_{KL} \end{aligned}$$

[5]式～[8]式の u_{it} は非効率性を表す指標であり、ゼロで切断された正規分布 $N(\mu_{it}, \sigma^2)$

にしたがう確率変数である。確率フロンティア・モデルの技術効率性 TE_{it} は[5]式の場合、以下のように負の非効率性 $-u_{it}$ で表される。

$$\begin{aligned} TE_{it} &= \frac{Y_{it}}{AKP^{a_K} L^{a_L} \exp(v_{it})} \\ &= \exp(-u_{it}) \quad \dots [9] \end{aligned}$$

ここで、不効率性の指標 u_{it} の平均値 μ_{it} に道路資本 KG と地域固有な要因 D_1 が影響を与えるとすれば、以下のような式で書ける。

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta_G \ln KG_{it-1} + \delta_{D1} D_1 \quad \dots [10]$$

[10]式において $\delta_G, \delta_{D1} < 0$ という関係が成立していれば、ある地域の道路資本が増加すれば、中国工業の平均的な非効率性は低下して技術効率性は上昇することになる。

本研究では、[5]式～[8]式に μ_{it} を加えた推定を行う。推定に使用されるダミー変数は先進的な工業地域と思われる東部地域（北京市、天津市、河北省、遼寧省、上海市、江蘇省、浙江省、福建省、山東省、広東省、広西省、海南省）を1、その他をゼロとする。確率フロンティア・モデルのパラメータ推定に際しては、Colli, Rao and Battese (1997) に掲載されている対数尤度関数を最大化する方法を採用した¹⁰。

4. データ

本研究では基本的に中国政府によって出版されている公刊統計を使用している。本研究で使用されるデータの出所は以下の通りである。

Y：各地域の総生産については、『新中国五十五年統計資料匯編』に記載されている工業部門のGRP（Gross Regional Product）の値を使用した。

L：各地域の労働力については、国家统计局（編）『中国統計年鑑』各年版に記載されてあ

10 実際の推定には Frontier 4.1 を使用した。

る各省・特別市の工業部門の就業者数の値を使用した¹¹。

KP：各地域の資本ストックは、国家統計局（編）『中国能源統計年鑑』各年版の電力平衡表に掲載されている工業部門の電力消費量を使用した。

KG：道路資本は実質投資の系列を積み上げるPI法によって推計する。その際に必要となるのが初期時点の道路資本である。初期時点の道路資本は以下のような方法によって推計した。まず、交通部（編）『新中国交通五十年統計資料匯編（1949～1999）』に記載されている1949～99年の道路・橋梁建設投資（＝道路投資）をChow and Lin（2002）と同じ方法で推計した投資財デフレーターによって1978年価格に実質化する。

次に、実質道路投資の系列を1952～56年について合計した値を『新中国五十五年統計資料匯編』から得られる全国レベルの実質投資の系列を1952～56年について合計した値で割って道路資本比率を求める。推計された道路資本比率をChow and Lin（2002）から得られる52年の資本ストックに乗じて52年末の道路資本を推計する¹²。

11 中国では労働者を表す場合に「就業者」という概念とは別に「職工」という概念も存在する。加藤・陳（2002，152ページ表Ⅱ-4）によれば、「就業者」は16歳以上で働きかつ報酬を得ている者とされる。また「職工」は国有部門，都市集団所有制部門，連営部門，有限責任会社，株式有限責任会社，華人系企業，外資系企業とその付属機関で働き賃金を得ている者とされる（375ページ付録C）。推定にはより範囲の広い「就業者」概念で集計されたデータを使用した。

12 Chow and Lin（2002）の資本ストックの推計値についてはHolz（2006）が批判するように，投資系列に在庫が含まれており，1952～80年まで投資財価格を一定と仮定している等，様々な問題がある。ただし，推計に使用している全ての値が公刊統計をそのまま使用しているため，データの出所が明らかであり改善が行いやすく，統計範囲が変更されやすい中国で全国レベルのデータを使用している点でその影響をうけにくい，といったメリットも存在する。

次に，1952年末の資本ストックを1905～52年まで均等に按分する。この間，除去額はゼロであると仮定されている。道路資本の耐用年数を48年と考えれば，按分された道路投資は48年後に除去されることになろう¹³。その結果，各年の道路資本は以下の式によって推計される。

$$KG = KG_{t-1} + IG_t - IG_{t-48} \quad \dots [11]$$

IG：実質道路投資

こうして推計された全国レベルの道路資本KGに各省・特別市の道路延長距離数の全国におけるシェアを乗じて地域レベルの道路資本を推計した。地域別の道路延長距離数は、『新中国交通五十年統計資料匯編（1949～1999）』に掲載されている値を使用した。

表1は本研究の実証分析に使用するデータを用いた1953～98年について全国レベルでまとめたものである。資本KPと総生産Yは1980年以降，道路資本KGは1990年代以降，それぞれ著しく上昇していることが確認されよう。

表1 実証研究に使用されるデータ

	Y(億元)	L(万人)	KP(億KWh)	KG(億元)
1953	129			31
1955	164			34
1960	493			48
1965	467			56
1970	809			74
1975	1,245			93
1980	1,967	6,714	2,472	116
1985	3,153	8,349	3,288	157
1990	4,900	9,698	4,873	399
1995	11,060	10,993	7,660	1,290
1998	15,089	9,323	8,406	2,897

（資料）本文参照。

13 中国の道路に関する耐用年数は現時点で入手するのが困難である。そこで，内閣府政策統括官（2002，154ページ）の日本の道路の耐用年数をそのまま使用した。

5. 実証分析の結果

(1) パネル推定の結果

工業部門の地域パネル・データを使用した生産関数の推定結果は表2～表4のように示される。まず表2の推定結果を確認してみよう。最小二乗法による推定と個別データを使用した推定が等しいという帰無仮説は F 値が24.35となるため、5%水準で棄却される。また、固定効果モデルによる推定と個別データを使用した推定が等しいという帰無仮説は F 値が0.76となるため、5%水準で棄却されない。

固定効果モデルによる推定と最小二乗法による推定は等しいという帰無仮説は F 値が110.6となるため、5%水準で棄却される。さらに、ハウスマン検定の結果、 $\chi^2(3)=77.15$ となり、固定効果モデルの推定結果が選択されることになる。よって、回帰式番号1～3の推定結果では固定効果モデルによる推定(回帰式番号2)がより望ましい結果であると言えよう。以下同

様の手順の検定によって、表3の回帰式番号4～6、表4の7～9の推定結果では、それぞれ固定効果モデルによる推定(回帰式番号5, 8)がより望ましい結果と言える。

固定効果モデルによる推定結果によれば、道路資本 KG の推定パラメータの値は全て1%水準で有意に正の結果となっており、中国の道路資本に正の生産力効果が存在することが確認されよう。さらにどの推定結果が望ましいかを尤度比検定で確認してみよう。要素不払い型の制約条件が正しいとする帰無仮説は尤度比検定統計量が18.22となり、5%水準で棄却される。

また、環境創出型の制約条件が正しいとする帰無仮説は尤度比検定統計量が46.99となり5%水準で棄却される。そのため、パラメータに何らの制約条件を課さない推定結果(回帰式番号2)が最も望ましいことになる。回帰式番号2の推定結果によれば、道路資本 KG の推定パラメータの値は1%水準で有意であるが、労働力 L 、資本ストック KP の推定パラメータの値が有意な値ではない。そのため、工業部門を対

表2 地域パネル・データによる工業部門の生産関数の推定結果(1)

回帰式番号	1	2	3
推定方法	最小二乗法	固定効果モデル	変量効果モデル
被説明変数	$\ln Y$	$\ln Y$	$\ln Y$
期間	1995～2000	1995～2000	1995～2000
$\ln L$	0.863*** (11.05)	-0.055 (-0.50)	0.320*** (3.95)
$\ln KP$	0.376*** (3.70)	0.186 (1.523)	0.467*** (4.45)
$\ln KG$	-0.0331 (-0.776)	0.335*** (8.15)	0.355*** (9.86)
定数項	-0.889*** (-3.62)		0.071 (0.17)
R^2	0.859	0.992	0.711
F 検定1	$F(112, 58)=24.35$	$F(84, 58)=0.76$	
F 検定2	$F(28, 142)=110.60$		
ハウスマン検定			$\chi^2(3)=77.15$
n	174	174	174

(注) 表中の()内は t 値である。また、***は両側1%、**は両側5%、*は両側10%水準でそれぞれ有意であることを表す。 R^2 は自由度修正済決定係数、 n は標本数である。以下の表でも同じ。

(資料) 『新中国交通五十年統計資料匯編(1949～1999)』45-46頁、『新中国五十五年統計資料匯編』99頁、『中国統計年鑑』1996～2001年版の各部門及び地域別の就業者数(employed person)に関するページ、『中国能源年鑑』1991～1996年、1997～1999年、2000～2002年版の地域別エネルギーバランスに関するページ、等に記載されたデータにより推定。

表3 地域パネル・データによる工業部門の生産関数の推定結果(2)

回帰式番号	4	5	6
推定方法	最小二乗法	固定効果モデル	変量効果モデル
被説明変数	$\ln Y/KP$	$\ln Y/KP$	$\ln Y/KP$
期間	1995~2000	1995~2000	1995~2000
$\ln L/KP$	0.912*** (11.288)	0.256*** (3.16)	0.244*** (3.37)
$\ln KG/KP$	-0.106*** (-2.61)	0.375*** (8.97)	0.344*** (9.24)
定数項	0.104 (1.55)		0.825*** (8.53)
R^2	0.457	0.971	-0.011
F検定1	$F(84, 87)=47.67$	$F(56, 87)=1.67$	
F検定2	$F(28, 143)=110.61$		
ハウスマン検定			$\chi^2(2)=58.92$
n	174	174	174

(資料) 表2に同じ。

表4 地域パネル・データによる工業部門の生産関数の推定結果(3)

回帰式番号	7	8	9
推定方法	最小二乗法	固定効果モデル	変量効果モデル
被説明変数	$\ln Y/KP$	$\ln Y/KP$	$\ln Y/KP$
期間	1995~2000	1995~2000	1995~2000
$\ln L/KP$	0.945*** (11.68)	0.308*** (2.82)	0.360*** (4.05)
$\ln KG$	0.058 (1.43)	0.319*** (6.81)	0.328*** (8.55)
定数項	0.021 (0.13)		-0.970*** (-5.30)
R^2	0.442	0.966	0.149
F検定1	$F(84, 87)=43.71$	$F(56, 87)=1.85$	
F検定2	$F(28, 143)=95.66$		
ハウスマン検定			$\chi^2(2)=31.276$
n	174	174	174

(資料) 表2に同じ。

象とした地域パネル・データによる推定結果では、道路資本に正の生産力効果が存在することが確認されるが、他の生産要素の推定パラメータの値が望ましいものではない。そこで、地域に固有の要因をダミー変数で表すモデルを推定してみよう。工業部門の先進地域として東部地域を1、残りの地域をゼロとするダミー変数を加えて最小二乗法によって推定した結果は表5のように示される。

表5のいずれの推定結果が望ましいかを尤度比検定で確認してみよう。要素不払い型の制約条件が正しいとする帰無仮説は尤度比検定統計量が30.34となり、5%水準で棄却される。また、環境創出型の制約条件が正しいとする帰無仮説は尤度比検定統計量が11.31となり5%水準で棄却される。そのため、尤度比検定の結果、最も望ましいのは回帰式番号10となる。また $D_1 = 0$ という帰無仮説を検定したところ、尤度

表5 地域パネル・データによる工業部門の生産関数の推定結果 (4)

回帰式番号	10	11	12
推定方法	最小二乗法	最小二乗法	最小二乗法
被説明変数	lnY	lnY/KP	lnY/KP
期間	1995~2000	1995~2000	1995~2000
lnL	0.716*** (11.20)		
lnKP	0.423*** (5.21)		
lnKG	0.084** (2.33)		0.143*** (4.43)
lnL/KP		0.773*** (11.26)	0.749*** (11.50)
lnKG/KP		0.002 (0.05)	
D _{it}	0.605*** (9.95)	0.591*** (8.93)	0.655*** (10.78)
定数項	-1.045*** (-5.32)	0.030 (0.54)	-0.560*** (-4.07)
R ²	0.909	0.628	0.667
n	174	174	174

(資料) 表2に同じ。

比検定統計量は80.23となり、帰無仮説は棄却された。そのため、ダミー変数を加えた推定が正しいことになる。

回帰式番号10の推定結果では道路資本KGの推定パラメータの値は5%水準で有意に正となっており、道路資本が地域の工業の生産力を増加させていることが確認されよう。また、労働力L、資本ストックKPの推定パラメータの値も有意に正であり良好な推定結果となっている。推定された道路資本のパラメータの値を使用して、地域別の限界生産力を推計してみよう。推計には以下の式を使用した。

$$MPG_{it} = a_{KG} \frac{Y_{it}}{KG_{it-1}} \dots [12]$$

道路資本の限界生産力の地域間における平均値は1995~2000年にかけて1.79から0.49へと急速に低下しており、この期間に中国で道路資本整備が急速に進行したことを示している。また、

2000年時点で道路資本の限界生産力が最も高いのは上海市であり、他の地域と比較して東部地域の限界生産力が高い値となっている。中国においては先進工業地帯である東部地域で道路資本整備を推進すると相対的に高い工業部門の生産力の増大を期待することができる。次節では、道路資本を生産要素として扱うような生産関数の推定とは別に、非効率性uに影響を与える変数とみなした確率フロンティア・モデルによる推定を行う。

(2) 確率フロンティア・モデルによる推定結果

ここでは、地域パネル・データを使用した、確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定を行い、地域別の技術効率性に道路資本が影響を与えているか否かを確認する。技術効率性はTFPと関係の深い指標である。TFPと技術効率性の関係は、非効率性 u_{it} を使用すれば、以下の式のように書ける¹⁴。

$$\begin{aligned} \ln TFP &= \ln Y_{it} - a_L \ln L_{it} - a_K \ln KP_{it} \\ &= \ln A + v_{it} - u_{it} \dots [13] \end{aligned}$$

表6は確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定結果である¹⁵。

非効率性を社会資本と東部地域の先進性を考慮したダミー変数が説明するようなモデルとなっている。表6の結果によれば、全ての推定式において最小二乗法による推定結果が正しいという帰無仮説($\gamma = 0$)は尤度比検定の結果、5%水準で棄却されることになる。 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ であり、 $\gamma = 0$ である場合、 $\sigma_u^2 =$

14 [13]式からTFPは全地域に共通な技術A、攪乱項 v_{it} 、非効率性 u_{it} に分解可能である。また、技術効率性は $\exp(-u_{it})$ によって推計される。

15 なお、通常の実業要素として道路資本を含むタイプの生産関数の推定も確率フロンティア・モデルで行ったが、パネル推定と同様に制約条件無しのタイプの推定結果が選択され、道路資本の推定パラメータは有意に正の値となった。

表6 地域パネル・データを用いた確率フロンティア・モデルによる推定結果

回帰式番号	13	14	15	16
被説明変数	lnY	lnY/KP	lnY	lnY/KP
期間	1995~2000	1995~2000	1995~2000	1995~2000
lnL	0.657*** (8.42)	0.751*** (8.50)	1.337** (2.07)	0.683*** (11.63)
lnKP	0.475*** (5.57)		0.504 (0.89)	
lnL lnKP			-0.010 (-0.03)	
(lnL) ²			-6.653 (-0.54)	
(lnKP) ²			0.009 (0.04)	
(lnL/KP) ²				-0.147* (-1.78)
σ^2	0.143*** (5.56)	0.129*** (10.11)	0.123*** (5.61)	0.120*** (10.66)
γ	0.429*** (4.35)	0.038 (0.38)	0.31** (2.39)	0.087*** (3.68)
δ_0	1.642*** (6.57)	1.616*** (8.67)	1.806*** (5.40)	1.639*** (9.73)
lnKG	-0.244*** (-4.04)	-0.239*** (5.30)	-0.268*** (-3.49)	-0.251*** (-6.57)
D1	-2.314*** (-10.46)	-0.942*** (-9.94)	-1.918*** (-9.21)	-1.163*** (-8.56)
定数項	-0.083 (-0.48)	0.671*** (10.06)	-1.808** (-2.55)	0.673*** (16.41)
n	174	174	174	174

(資料) 表2に同じ。

0 となって、非効率性 u は存在せず、最小二乗法による推定結果が正しいことになる¹⁶。

よって、確率フロンティア・モデルによる推定結果が望ましいことが確認されよう。また、道路資本 KG とダミー変数 D_1 は全ての推定式において有意に負の結果となっている。この結果は、道路資本 KG とダミー変数 D_1 が工業部門の効率性に対して正の影響を与えていることを意味している。各地域の道路資本整備が促進されるにつれて、工業部門の効率性は上昇することが確認されよう。また、東部地域は他の地域と比較して効率性が高いことになる。各地域

の工業部門の技術効率性 TE の推移を推計するために、尤度比検定によって望ましい式を検定してみよう。

パラメータに規模に関して収穫一定の制約条件が課されるという帰無仮説は、コブ=ダグラス型生産関数では5%水準で棄却される(尤度比検定統計量5.95)が、トランスログ型生産関数では5%水準で棄却されない(尤度比検定統計量7.70)。よってコブ=ダグラス型生産関数ではパラメータに何ら制約条件を課さないタイプ([5]式)が、また、トランスログ型生産関数ではパラメータに規模に関して収穫一定の制約を課したタイプ([8]式)がそれぞれ望ましいことになる。

16 Coelli (1996, p.6) の記述を参考にした。

また、コブ＝ダグラス型生産関数が正しいという帰無仮説は、パラメータに何ら制約条件を課さないタイプ、制約条件を課すタイプ、それぞれ5%水準で棄却される（尤度比検定統計量12.29, 10.53）。よって、トランスログ型の生産関数がコブ＝ダグラス型よりも望ましいことになる。トランスログ型の生産関数では規模に関して収穫一定の制約条件をパラメータに課すタイプが望ましいため、最も望ましい生産関数として[8]式が挙げられよう。

[8]式の推定結果（回帰式番号16）によれば、労働力 L の推定パラメータは1%水準で、 $(L/KP)^2$ の推定パラメータは10%水準でそれぞれ有意な結果となっている。また、 $\sigma_2 (= \sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ の推定パラメータは1%水準で有意に正の結果となっている。最小二乗法による推定結果が望ましいという帰無仮説も5%水準で棄却されることから、非効率性 u が存在することを仮定した確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定が正しいことになろう。[8]式の推定結果から各地域の技術効率性を推計すると、技術効率性の平均値は1995～2000年にかけて0.67から0.80へと上昇している。また、技術効率性の変動係数は0.38から0.22へと低下している。道路資本は地域の工業部門の技術効率性の値を上昇させながら、その格差を縮小するような役割を果たしていることが確認されよう。

6. おわりに

本研究の結果は以下のようにまとめられる。

- (1) 工業部門の地域パネル・データを使用した生産関数の推定によって、道路資本が総生産に正の影響を与えていることが確認された。
- (2) 工業部門においては道路資本の限界生産力は1995～2000年にかけて全ての地域で低下している。また、東部地域は他の地域と比較して道路資本の限界生産力が高い。
- (3) 地域パネル・データを使用した確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定の結

果、道路資本が中国の工業部門の技術効率性に正の影響を与えていることが確認された。

- (4) 1995～2000年において、中国の工業部門の技術効率性は各地域において上昇している。一方、技術効率性の地域格差は縮小している。

中国のような開発途上国において、道路資本が地域レベルの工業部門の生産を増加させていることを確認したことは、開発途上国の工業化の推進に道路整備が一定の役割を果たしていることを示唆するものであろう。また、道路資本の限界生産力は、上海を中心とした東部の先進的工業地域で相対的に高くなっており、この地域の工業化の一層の進展にとって道路整備を重点的に行う必要性は高いと判断される。工業部門の技術効率性に道路資本が正の影響を与えることが確認されたことは、相対的にインフラが不足している地域において道路整備を行うことが、地域の工業の生産性を高め格差の縮小をもたらす可能性があることを示している。以上の仮説は、さらに多くの開発途上国を対象とした実証研究を行うことによって確認される必要がある。今後の重要な課題であると言えよう。

引用文献

【日本語文献】

- 浅野哲・中村二期（2000）『計量経済学』有斐閣。
 加藤弘之・陳光輝（2002）『東アジア長期経済統計 12巻 中国』勁草書房。
 Kim, Euijune（2001）「交通インフラの成長及び公平性に与える影響—トランスログ費用関数とCGEモデルの韓国経済への適用—」『開発金融研究所報』4月号。
 森脇祥太（2004）「社会資本の産業別生産力効果に関する計量分析—戦前期日本の経験—」『産業経営』第35号。
 内閣府政策統括官（編）（2002）『日本の社会資本：世代を超えるストック』財務省印刷局。
 一（2005）「交通関連社会資本とTFPの関係についての計量分析」『国際開発学研究』第4巻第2号。
 吉野直行・中東雅樹（2001）「経済発展における社会資本の役割」『開発金融研究所報』第6巻、

4月号。

[英語文献]

- Burnside, C., M. Eichenbaum and S. Rebelo (1995) "Capital Utilization and Returns to Scale," In Bernanke, B. S. and J. Rotemberg (eds.) *NBER Macroeconomics Annual 1995*, Cambridge, The MIT Press.
- Chow, G. and A. L. Lin (2002). "Accounting for Economic Growth in Taiwan and Mainland China: A Comparative Analysis," *Journal of Comparative Economics*, Vol.30 No.3.
- Coelli, T. J. (1996) "A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation," *CEPA Working Paper*, 96/07.
- , D. S. Parasada Rao and G. E. Battese (1997) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Démurger, S. (2001) "Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?," *Journal of Comparative Economics*, Vol.29 NO.1.
- Fan, S. and X. Zhang(2004) "Infrastructure and Regional Economic Development in Rural China," *China Economic Review*, Vol.15 No.2.
- Fernald, J. G. (1999) "Roads to Prosperity? Assessing the Link Between Public Capital and Productivity," *American Economic Review*. Vol.89 No.3.
- Hirschman, A. O. (1958) *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Yale University Press. (麻田四郎 (訳)『経済発展の戦略』巖松堂)
- Holz, A. C. (2006) "New Capital Estimates for China," *China Economic Review*, Vol.17 NO.2.
- Kim, S. and Y. H. Lee (2002)"Public Sector Capital and the Production Efficiency of U.S. Regional Manufacturing Industries," *Japanese Economic Review*, Vol.53 No.4.
- Li, K. W. (2003) "China's Capital and Productivity Measurement Using Financial Resources," *Economic Growth Center Discussion Papers*, No851.
- Nadiri, I. and T. P. Mamuneas (1994) "The Effects of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performance of U.S. Manufacturing Industries," *Review of Economics and Statistics*. Vol.76 No.1.
- Zhang, X. and S. Fan (2004) "Public investment and regional inequality in rural China," *Agricultural Economics*, Vol. 30 No.2.

[もりわき しょうた・拓殖大学国際学部]

Econometric Analysis of the Productivity Effect for the Road Capital in China

Shota MORIWAKI (Faculty of International Studies, Takushoku University)

Key Words: Road Capital, Production Function, Stochastic Frontier Analysis,
Technical Efficiency.

JEL Classification Numbers: H54, O14

The purpose of this research is to estimate the production function that contains the infrastructure related to the road (= the road capital) as a factor of production by the use of the regional industrial panel data in China, and to confirm whether the road capital increases the aggregate production exists. In addition, the stochastic frontier production function is estimated by using regional industrial panel data, and it is confirmed whether the road capital contributes to the efficiency measured.

The results of this research are as follows.

- (1) It is confirmed that the road capital has a positive influence on the aggregate production by estimating the production function by the use of the regional industrial panel data.
- (2) In the industrial sector, the marginal productivity of the road capital has decreased in all regions from 1995 to 2000. Moreover, in China, the marginal productivity of the road capital in the east region is higher than in other regions.
- (3) It is confirmed that the road capital has a positive influence on the technical efficiency of the industrial sector in China as a result of the estimation of the stochastic frontier production function by the use of the regional panel data.
- (4) The technical efficiency of the industrial sector in China has risen in various places from 1995 to 2000, while geographical inequality of the technical efficiency has been reduced.