

情報通信関連資本と 中国工業の生産性に関する計量分析

森 脇 祥 太

拓殖大学国際開発学部専任講師

はじめに

本研究の目的は 1990 年代後半以降の中国大・中規模工業の地域パネル・データを使用して生産関数を推定し、情報通信関連資本 (=IT 資本) が工業生産の増大に貢献した効果が存在するか否かを確認することである。また、1990 年代後半以降の中国工業の地域間の効率性を比較するために、確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定を行う。さらに、トランスログ型生産関数を推定して、推定パラメータから IT 資本と労働力間の代替・補完関係を確認する。

1990 年代以降、世界各国において IT 化が著しく進行しており、ミクロ・マクロの両面で経済社会に強い影響を与えるようになった。まず、ミクロ面であるが、一国経済を構成する家計、企業、政府といった個別経済主体は、ソフトとハードの相違に関わらず、何らかの形で IT を利用した経済活動を行うようになり、その結果、様々な便益が社会全体にもたらされるようになった。

家計はインターネットに接続されたパソコンで情報検索を行うことによって、より多くの情報を獲得することが可能となり、消費活動の選択肢が拡大することになった。企業は、例えば、小売業では、POS システムを導入することによって売り場と直結した商品の在庫管理を行うことが可能となり、販売活動がより一層、効率化されるようになった。また、政府による行政手続きの電子化は、国民の公共サービスへのアクセスを簡素化して利便性を高めた。

一方、IT 化の進展がミクロ面にもたらした便益とあわせて、経済全体のパフォーマンスを左右するといったマクロ面における影響も注目すべきである。IT 化はある程度の時間的経過を伴うことから、一国経済全体の長期的な成長に影響を与えていると考えられよう。

例えば、ある企業が日常的な営業活動や組織管理のために IT 化が有効であると判断すれば、積極的に IT に関連した資本財への設備投資を増大させ、ハードとソフトの両面から整備を推進すると考えられる。そのような設備投資が、多くの企業において長期的に継続すれば、その国全体の IT 資本の蓄積が加速することになるだろう。その結果、その国の経済成長率は長期的に上昇することになる。もし、IT 化が一国経済の長期的成長に影響を与えるのであれば、IT 化の進展の差異が各国の経済成長のパフォーマンスの格差をもたらすと考えられよう。

以上のようにIT化がミクロ・マクロ両面から及ぼした影響を実証的に考察することは、経済学における重要なテーマであると考えられる。実際、日本、アメリカ、欧州等の先進諸国を対象とした研究が1990年代以降活発に行われている。その一方で、アジア・アフリカを中心とした開発途上国では先進国と比較して統計データの整備自体が遅れており、IT関連統計を取得して加工することが困難である。そのため、開発途上国を対象とした先行研究の数は比較的少ないのが現状である。世界経済全体でIT化がもたらした影響を考察するためにも開発途上国を対象とした研究を蓄積していくことが必要であろう。

本研究が実証研究の対象としている中国においては、現在においても尚、農村部に数多くの「過剰労働力」が存在しており、開発途上国型の経済構造を形成していると考えられる¹。また、開発途上国の中でも中国は、1970年代後半の改革解放期以後、年率10%を越える経済成長を継続している。そして、そのような中国の経済成長の原動力として注目されるのが工業部門の成長である。開発途上国の経済発展にとって工業部門の成長が果たす役割の重要性は開発経済学や経済発展論において広く共有されている²。

中国においては公刊統計からIT資本に関連した大・中規模工業全体の地域レベルの統計データを取得して生産関数を推定することが可能である。本研究では、中国の大・中規模工業を対象として生産関数を推定し、開発途上国の工業化に対してIT化が果たした役割を実証的に確認したい。次節においては、IT化が経済成長に果たした役割を実証的に確認した先行研究をサーベイして、実証研究を行う際のベンチマークとしたい。

I 先行研究

IT化が一国レベルの経済成長に与えた影響を確認した先行研究は数多く存在している。篠崎(2003)は、日本を対象として1975~2000年のマクロ・レベルの時系列データからIT資本を含んだコブ=ダグラス型の生産関数を推定した³。その結果、生産のIT資本弾力性を示すパラメータの値は有意に正の値となっており、IT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、篠崎(2003)は推定されたパラメータの値を使用してIT資本の労働生産性の成長に対する貢献を計測している。その結果、日本では1980年代と比較して1990年代は労働生産性の成長率が低下しており、IT資本の貢献も低下していることが確認された。さらに、篠崎(2003)は、生産関数の推定結果を使用して日本とアメリカ両国でIT資本の最適比率を推定しており、日本はアメリカと比較して10年程度、情報通信資本の蓄積が遅れていることを確認している。

1 森脇(2002)はコブ=ダグラス型生産関数の推定パラメータの値を利用して、1990年代後半の中国農村部の労働人口の約6割が「過剰労働力」であることを確認した。

2 工業化を推進することによって、「過剰労働力」は消滅し、開発途上国は近代化に成功することが可能になる。詳しくは、渡辺(1995)の第2章を参照のこと。

3 篠崎(2003)は多くの先行研究と同様にコンピュータ、通信機器、事務機器等のハードウェアとソフトウェア投資の合計値からIT資本ストックを計測している。

日本とアメリカを対象として IT 資本が両国の経済成長に与えた影響を比較した研究としては、Jorgenson and Motohashi (2005) が挙げられる。Jorgenson and Motohashi (2005) は、IT に関連するデータの厳密な推計を行い、詳細に両国の経済成長を比較した。そして、生産可能性フロンティア・アプローチにより、総生産と総所得の両面から IT 化が与えた影響を実証的に確認した。その結果、1990 年代前半から後半にかけてアメリカでは生産と所得の双方で成長が加速しているが、日本では成長が減速していることが確認された⁴。日本とアメリカ両国で 1990 年代前半から後半にかけて IT 関連財や IT 資本が生産と所得の成長に対して与える貢献は高まっている。しかし、日本においては、非 IT 関連財、非 IT 資本、労働力の成長への貢献が低下しているために両国の成長に格差が生じることになった⁵。

西村・峰滝 (2004) は 1980～98 年の産業別時系列データを使用して、短期的には固定要素が存在することを仮定したトランスログ型費用関数を推定した。その結果、IT 資本は高学歴労働力とは補完的であるが、低学歴労働力とは代替的であり、その傾向は 1980 年代よりも 1990 年代の方が強くなることが明らかにされた。

さらに、1980 年代から 1990 年代にかけて運輸・通信業やサービス業といった IT 資本使用型の産業を含む多くの産業において技術進歩率が低下していることが確認された。また、島澤 (2002) は、1990～2000 年の日本の都道府県別パネル・データを使用して IT 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、IT 資本は労働力と代替的であり、特に事務系の労働力と代替的であることが確認された。

Ark and Piatkowski (2004) は、EU 加盟 15 カ国に加えてブルガリア、チェコ、スロバキア、ハンガリー等の東欧諸国 10 カ国を対象として 1995～2001 年の労働生産性の成長要因を計測した。その結果、東欧諸国の IT 資本の成長に対する貢献の平均値は EU 諸国を上回る高い値であることが確認された。一方で、経済改革の進行を背景に TFP の成長率が高いことから、IT 資本の成長に対する寄与率は EU 諸国を下回ることになった。

また、Lee and Khatri (2003) は、1990～99 年のマクロ・データを使用して中国、インド、タイ等のアジア諸国 10 カ国とアメリカの成長要因分析を行った⁶。その結果、多くのアジア諸国において労働生産性の成長に対する IT 資本の貢献が 1990 年代前半から後半にかけて加速していることが確認された。特に、中国においては、1990 年代前半から後半にかけて IT 資本ストックの貢献と労働生産性の成長が同時に加速しており、アメリカと同様のパターンが観察されている。さらに、Motohashi (2005) は 1995～2002 年の中国工業の大・中規模企業のミクロ・データを使用

4 TFP の成長率に関しても同様の現象が生じている。この場合も基本的には IT 関連技術ではなく、非 IT 技術の差異が両国の格差を生じさせることになった。詳しくは Jorgenson and Motohashi (2005) の Table 5 を参照のこと。

5 アメリカを対象とした先行研究は数多く存在しているが、その多くは 1990 年代前半から後半にかけてのアメリカの生産性や技術進歩の加速と IT 資本との関係を確認することが中心的なテーマとなっている。それらの中でも IT 資本の果たした役割を肯定的に評価した研究としては Jorgenson (2001) や Stiroh (2002) が挙げられよう。

6 成長要因分析に必要とされるコストシェアは大きく分けて、①生産関数や費用関数の推定パラメータから推計する、②それぞれの要素価格から推計する、といった 2 つの方法が存在するが、ここでは、後者の方法が採用されている。

してコブ＝ダグラス型の生産関数を推定した。その結果、生産のIT資本弾力性を示すパラメータの値は有意に正となっていることが確認された。

以上のような先行研究においては、多くの場合、生産関数や費用関数を推定することによって労働生産性や技術水準の向上とIT資本の関係を確認する方法が採用されている。そこで本研究においても数多くの先行研究で実証研究に使用されているコブ＝ダグラス型の生産関数を推定して、IT資本が工業生産の増大に貢献しているか否かを確認する。生産関数の推定に際しては、OLS(＝最小自乗法)による方法とあわせて、産業構造や技術水準の格差等の地域特有の要因をモデルに含んだ、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、生産関数の推定パラメータを使用して、1990年代後半以降の中国大・中規模工業の労働生産性の成長要因分析を行う。さらに、最適なIT資本比率の推計も行い、中国大・中規模工業の2001年末のIT資本比率が最適水準にあるか否かも確認する。

本研究では、以上のような推定と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・モデルによる生産関数の推定を行えば、IT資本の生産への貢献を確認することとあわせて、地域間の効率性を比較することが可能となる。

また、中国の工業化を考える際に生産面の拡大と同時に重視する必要があると思われるのが、雇用の拡大である。中国のような開発途上国にとっては、農村に広範に存在する過剰労働力を迅速に吸収して工業化を推進することが、生産水準の拡大をもたらすと同時に、都市と農村との所得格差の是正を促す点でも重要であると思われる。本研究においては中国において、IT資本が雇用の吸収に役立っているか否かを確認するために、トランスログ型生産関数を推定してIT資本と労働力の代替・補完関係を確認する。

以上のような地域レベルでの生産関数の推定を行うことによって、工業部門の大・中規模といった限定的な範囲ながら、IT資本の大小によって生産や効率性、労働力の雇用に地域間格差が生じるという意味での「デジタル・デバイド」が存在するか否かを確認することも可能である。また、中国に関しては、一国全体や工業部門の個別企業を対象とした先行研究が存在してはいるが、その数自体少なく、地域工業全体といったセミ・マクロレベルを対象としたものは殆ど存在しないことから、経済成長論はもとより、開発経済学や経済発展論における貢献も大きいと判断されよう。

II モデル

実証研究においては、多くの先行研究で用いられている以下のようなコブ＝ダグラス型の実証生産関数を推定に使用する⁷。

7 林(2003)は生産関数の推定に際しては、資本ストックには期首値を使用するのが望ましいとしている。本研究に使用する中国の公刊統計の値は期末値であるから資本ストックには前期末値を使用する。

$$[1] \quad Y_{it} = \ln A + a_K \ln K_{it-1} + a_{IT} \ln IT_{it-1} + a_L \ln L_{it} + v_{it}$$

i : 第 i 地域、 t : 時間、 Y : 付加価値額、 A : 技術水準、 K : 非 IT 資本、 IT : IT 資本、 L : 労働力、 a_K 、 a_{IT} 、 a_L : 推定パラメータ、 v : 確率誤差項

モデル[1]の推定結果は IT 資本が工業生産の拡大に貢献していることを意味する $a_{IT} > 0$ となることが期待される。また、パラメータに一次同次の制約条件 ($a_K + a_{IT} + a_L = 1$) が課される場合、モデル[1]は次の式のように表される。

$$[2] \quad \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{it} = \ln A + (a_K + a_{IT}) \ln\left(\frac{K}{L}\right)_{it-1} + a_{IT} \ln\left(\frac{IT}{K}\right)_{it-1} + v_{it}$$

本研究においては、まず、モデル[1]と[2]を OLS によって推定する。その際、地域別の付加価値額を公刊統計から取得することが可能な 1996 年と 1997 年のデータを使った推定を行う。その場合、最初に 1996 年と 1997 年のデータを使用した推定を別々に行い、次いで、両年のデータをプールした推定を行う。

また、大・中規模工業の総生産額は、1980 年代後半以降の全ての年の値が公刊統計『中国科技統計年鑑』から取得可能だが、付加価値額は取得できない。そのため、各年各地域の大・中規模工業の付加価値率（付加価値額/総生産額）を『中国統計年鑑』を使用して推計し、その推計値を『中国科技統計年鑑』から取得した総生産額に乗じて付加価値額を推計した。付加価値額の推計を行った期間（1996～2002 年）については、パネル分析と確率フロンティア・モデルの手法を使用して生産関数の推定を行う。

パネル分析ではまず、全てのデータを使用した単純回帰分析を行い、次に、個々の地域ごとの平均値による回帰分析（=between モデル）を行う。その後、固定効果モデル（=fixed effect モデル）と変量効果モデル（=random effect 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表すことができる⁸。

$$v_{it} = \theta_i + \lambda_i + e_{it} \quad \dots \dots \textcircled{1}$$

θ_i : 地域に特有な要因 λ_i : 期間に固有な要因 e_{it} : その他の要因

①式の中で θ_i と λ_i は推定期間を通じて一定の値になることが仮定されている。between モデルや random effect モデルは θ_i が説明変数と相関している場合、推定パラメータにバイアスが生じることが知られている。そのため、 θ_i が説明変数と相関している場合は fixed effect モデルを使用するのが望ましい。 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。

また、各地域における非効率性を u_i とおくと、確率フロンティア・モデルによる生産関数は、

8 パネル分析の説明は、浅野・中村（2000）の第 12 章を参考にした。

以下のように表すことができる。

$$[3] \quad \ln Y_{it} = \ln A + a_K \ln K_{it-1} + a_{IT} \ln IT_{it-1} + a_L \ln L_{it} + v_i - u_i$$

$$[4] \quad \ln \left(\frac{Y}{L} \right)_{it} = \ln A + (a_K + a_{IT}) \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{it-1} + a_{IT} \ln \left(\frac{IT}{K} \right)_{it-1} + v_i - u_i$$

モデル[3]と[4]の v_i は非負の確率変数で正規分布にしたがい u_i とは独立である⁹。 u_i は非効率性を示す確率変数で半正規分布にしたがい v_i とは独立である。確率フロンティア・モデルにおける各地域の技術効率性 TE_i は $TE_i = \exp(-u_i)$ によって推計することができる。技術効率性 TE_i は生産フロンティア上の効率的な生産量と実際の生産量の比率を表している。[3]と[4]の推定に際しては最尤法を使用する¹⁰。

また、確率フロンティア・モデルでは技術効率性に影響を与える要因を考慮した推定を行うことも可能である。ここでは以下のような「IT 資本の外部性」が効率性に影響を与えるようなモデルの推定を行う。

$$[5] \quad \ln Y_{it} = \ln A + a_{allK} \ln K_{all,it-1} + a_L \ln L_{it} + v_{it} - u_{it}$$

K_{all} : 総資本

$$[6] \quad \ln \left(\frac{Y}{L} \right)_{it} = \ln A + a_{allK} \ln \left(\frac{K_{all}}{L} \right)_{it-1} + v_{it} - u_{it}$$

モデル[5]と[6]の u_{it} は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り、 v_{it} とは独立である。ここで、非効率性の指標 u_{it} の平均値 μ_{it} に IT 資本の外部性が影響を与えるとすれば、以下のような式で表すことができる。

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln IT_{it-1} \quad \dots \dots \textcircled{2}$$

②式において $\delta_1 < 0$ という関係が成立していれば、ある地域の IT 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。具体例としては、IT 資本が相互にネットワークで接続されている場合、IT 資本の増加によってネットワーク利用の効率性が高まって生産性が上昇するようなケースが考えられる。このようなモデルでは、IT 資本は総資本の一部として生産に貢献する一方、「IT 資本の外部性」を通じて効率性を高めることになる¹¹。

9 v_i は計測誤差や天候、ストライキ等々の生産にランダムな影響を与える様々な要因を含む。

10 パラメータ推定に使用する最尤法については Coelli, Rao and Battese (1997) の第 8 章に詳しい記載がある。

11 本研究と同様に生産関数の推定によって IT 資本の外部性を確認した先行研究として、篠崎 (2003)、西村・峰滝 (2004)、Stiroh (2002) が存在する。

また、本研究においては、IT 資本と労働力の代替・補完関係を確認するため、以下のようなトランスログ型生産関数をパネル分析の方法によって推定する。

$$\begin{aligned}
 \ln Y_{it} = & \ln A + a_K(\ln K_{it} - \ln \bar{K}) + a_{IT}(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT}) + a_L(\ln L_{it} - \ln \bar{L}) \\
 [7] \quad & + 0.5a_{KK}(\ln K_{it} - \ln \bar{K})^2 + 0.5a_{TT}(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT})^2 + 0.5a_{LL}(\ln L_{it} - \ln \bar{L})^2 \\
 & + a_{KT}(\ln K_{it} - \ln \bar{K})(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT}) + a_{KL}(\ln K_{it} - \ln \bar{K})(\ln L_{it} - \ln \bar{L}) \\
 & + a_{LT}(\ln L_{it} - \ln \bar{L})(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT}) + v_{it}
 \end{aligned}$$

$a_{LT} > 0$ のとき IT 資本と労働力は補完的な関係となり、 $a_{LT} < 0$ のとき、IT 資本と労働力は代替的な関係となる。パラメータに一次同次制約 ($a_K + a_{IT} + a_L = 1$, $-2a_{KK} = a_{KL} + a_{KT}$, $-2a_{TT} = a_{KT} + a_{LT}$, $-2a_{LL} = a_{KL} + a_{LT}$) を課した場合、トランスログ型生産関数は以下のように表すことができる。本研究においてはモデル[7]とあわせてモデル[8]の推定も行う。

$$\begin{aligned}
 \ln(Y/L)_{it} = & \ln A + a_K\{(\ln K_{it} - \ln \bar{K}) - (\ln L_{it} - \ln \bar{L})\} + a_{IT}\{(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT}) - (\ln L_{it} - \ln \bar{L})\} \\
 [8] \quad & + a_{KT}\{(\ln K_{it} - \ln \bar{K})(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT}) - 0.5(\ln K - \ln \bar{K})^2 - 0.5(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT})^2\} \\
 & + a_{KL}\{(\ln K_{it} - \ln \bar{K})(\ln L_{it} - \ln \bar{L}) - 0.5(\ln K - \ln \bar{K})^2 - 0.5(\ln L - \ln \bar{L})^2\} \\
 & + a_{LT}\{(\ln L_{it} - \ln \bar{L})(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT}) - 0.5(\ln IT_{it} - \ln \bar{IT})^2 - 0.5(\ln L - \ln \bar{L})^2\} + v_{it}
 \end{aligned}$$

III データ

本研究の推定は一般に公開されている政府公刊統計から取得可能なデータを使用している。詳しいデータの出所及び推計方法は以下の通りである。

Y: 1996年と1997年に関しては、『中国科技統計年鑑』に記載されている地域別の大・中規模工業の増加値(=付加価値)を使用した。また、それ以外の年については、地域別の増加値に関する記載が『中国科技統計年鑑』から省かれている。そのため、以下の方法によって各年の増加値を推計した。まず、2000~2003年版の『中国統計年鑑』に記載されている大・中規模工業の地域別の総生産額と増加値のデータから1999~2002年の付加価値率を推計する。推計された付加価値率を2000~2003年版の『中国科技統計年鑑』に記載されている1999~2002年の地域別総生産額に乗じて付加価値額を推計する。付加価値率を推計することができない1998年については、1997年の付加価値率をそのまま使用して付加価値を推計した。このように推計した各年の地域別付加価値額 Y は『中国統計年鑑』を使用して推計することができる工業部門の GDP デフレーターを使用して1995年基準価格に実質化した。

K: 各年の『中国科技統計年鑑』から取得可能な地域別の大・中規模工業の生産設備原値の値を使用して以下の式によって1995年基準の実質非 IT 資本を推定した。

$$K_{t-1}(1-\delta) + I/p_K = K_t \quad \dots \textcircled{3}$$

δ : 除去率、 I : 名目投資額、 p_K : 投資財デフレーター

名目投資額 I は、各年の生産設備原値から1年前の生産設備原値の値を引いた値に除去額を加えて推計した¹²。非 IT 資本の除去率は3%とした¹³。投資財デフレーターは『中国固定資産投資統計数典』と『中国統計年鑑』から取得した値を使用した。また、非 IT 資本、IT 資本ともに稼働率で調整するのが望ましいが適切なデータを取得するのが困難であるため稼働率による調整は行わない。

IT : 各年の『中国科技統計年鑑』から取得可能な地域別の大・中規模工業のマイクロエレクトロニクスによって制御されている資本設備原値の値を使用して、以下の式から1995年基準の実質 IT 資本を推定した¹⁴。

$$IT_{t-1}(1-\delta) + ITD/p_{IT} = K_t \quad \dots \textcircled{4}$$

δ : 除去率、 ITD : 名目 IT 投資額、 p_{IT} : IT 投資財デフレーター

推定方法は基本的に非 IT 資本の推計と同じであるが、除去率は、篠崎(2003)が推計した日本のハードウェア IT 資本の1975~2000年の平均除去率5.8%を使用した。また、IT 投資財デフレーターは『中国高技術産業統計年鑑』から電子及び通信設備製造業と電子計算機及び事務機器製造業の名目総生産額を不変価格表示の総生産額で割った値を使用した。IT 資本のデフレーターを取得可能なのが1995年以降であり、IT 資本と非 IT 資本には前期末値を使用するために、本研究の推定期間は1996年以降に限られる。

L : 各年の『中国科技統計年鑑』に記載されている地域別の大・中規模企業の年末人員の値を使用した。労働力は労働時間による調整を行うのが望ましいが適切なデータを取得するのが困難なため労働時間による調整は行わない。

本研究が推定対象としている大・中規模工業の範囲は、工業部門に所属している個別産業ごとに生産量や固定資産の大きさに応じて定義されている。中国国家統計局は1992~2002年に関しては、その定義に大きな変化は無いとしている¹⁵。そのため、1996~2002年を通じた工業部門の中の「大・中規模企業部門」の分析を行うことが可能となる。

図1は1995~2002年の大・中規模工業全体の企業数と一企業あたり従業者数の推移を示してい

12 生産設備原値は各年の設備投資の累計額からスクラップの累計額を差し引いた値である。原価償却は考慮されていないため、実証研究に使用する資本ストックの値は粗資本ストックとなる。

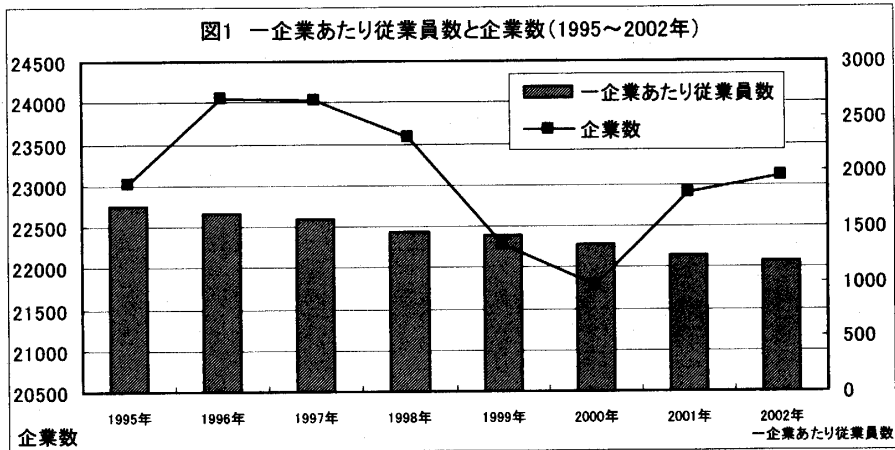
13 非 IT 資本の除去率については、劉(1999)が独立採算工業企業の資本ストックの推計に利用した値を参考にした。

14 この場合の IT 資本にはハードウェアは含まれているが、ソフトウェアは含まれていない。

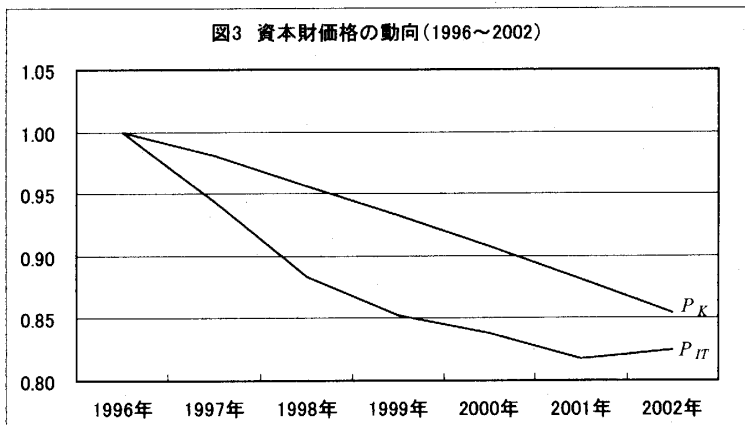
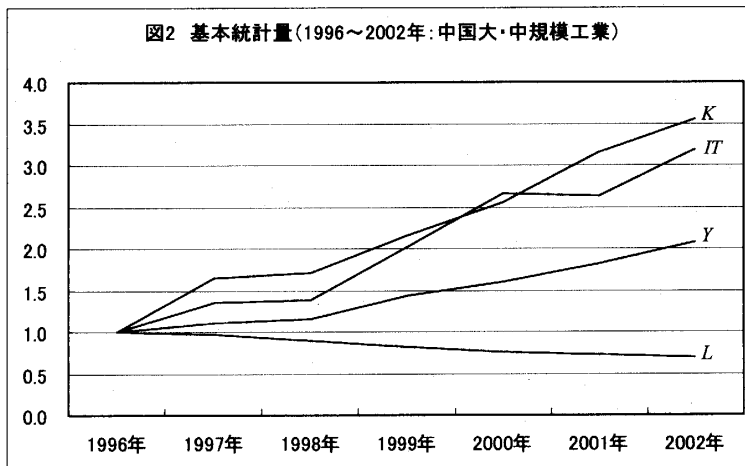
15 中国国家統計局のホームページ

http://www.stats.gov.cn/english/statisticalstandards/nationalstandards/t20021016_38180.htm を参照のこと。また2003年には企業規模の定義に関して大きな変更があったとされている。

る。図1から大・中規模工業とは従業員数が1,000人を越えている比較的規模の大きな企業から構成されていることが確認されよう。また、1997年の中国全体の工業企業数は約792万社であるが、同年の大・中規模工業の企業数は約24,000社であり、全体に占める比率は約0.3%となっている。しかし、同じ1997年の大・中規模工業の総生産額は約3兆7000億元であり、工業総生産額11兆3,700億元の約32%を占めている。中国大・中規模工業の企業シェアは極めて低い値であるが、総生産に占めるシェアは大きく、工業部門の中で重要な役割を果たしていると言えよう。

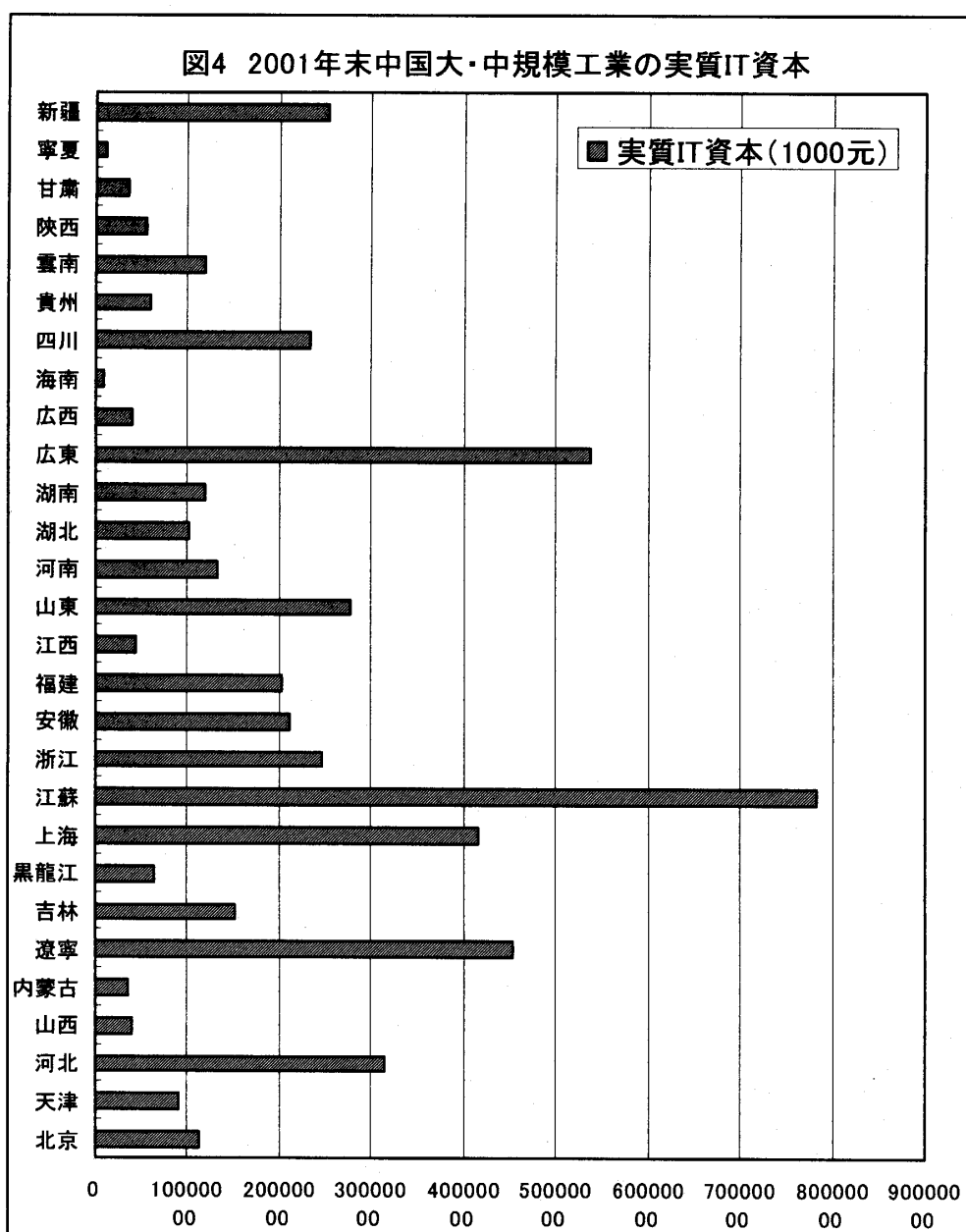


推定に使用される変数の基本等計量は図2で示される。1996~2002年において中国大・中規模工業の付加価値額 Y は約2.1倍となっており、生産が著しく増大したことが示されている。



また、非IT資本 K とIT資本 IT はそれぞれ、約3.6倍、約3.2倍となっており、双方の資本財が著しく増加していることが確認されよう。資本財の増加は一つには資本財価格の急速な下落が原因と思われる。図3によれば、非IT資本財価格 P_K は約15%、IT資本財価格 P_{IT} は約17%、それぞれ低下している。中国においては、非IT資本の増加とともにIT資本が増加しており、その背景には資本財価格の全般的な下落があると言えよう。一方、労働力 L は約20%減少しており、大・中規模工業は雇用を減少させている。

図4は2001年末の地域別の実質IT資本である¹⁶。広東省、江蘇省、上海市、遼寧省でとりわけ大きい値となっている一方で、逆に寧夏省や海南省は著しく小さな値となっており、大・中規模工業の中でもIT資本の地域間格差は大きいと言えよう。



16 実質IT資本は1995年価格で表されている。

IV 実証研究の結果

1. パネル分析

1996年と1997年の地域クロスセクション・データを使用した生産関数の推定結果が以下の表1、表2である。1996年と1997年を個別に推定した結果と1996年と1997年をプールした推定結果がそれぞれ示されている。両表の推定結果から、生産のIT資本弾力性を示すパラメータ a_{IT} の値は、全てのモデルで有意に正の値となっている。この結果は、地域レベルの中国大・中規模工業で推定期間にIT資本が生産力を増加させるような効果が存在したことを示している。また、モデル[1]の推定結果から、 $a_K + a_{IT} + a_L$ の値はそれぞれ、0.95、0.999、0.97となっており、規模に関して収穫一定に近い状態が成立していたことを示唆している。

表1 モデル[1]による大・中規模工業生産関数の推定結果

回帰式番号	[1]-1996	[1]-1997	[1]-1996&1997
定数項	1.9195** (2.2773)	1.0967 (0.8967)	2.1935*** (3.2917)
a_K	0.4793*** (3.2002)	0.4579** (2.7169)	0.3059*** (3.4196)
a_{IT}	0.2138*** (3.0247)	0.2541*** (3.1049)	0.2567*** (4.7622)
a_L	0.2587* (1.8945)	0.2869* (2.0002)	0.4053*** (4.9188)
R^2	0.9334	0.9056	0.9161
n	28	28	56

注) 表中の()内はt値である。また、***は両側の1%水準、**は両側の5%水準、*は両側の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を表す。 n は標本数である。(以下の表でも全て同じ)

表2 モデル[2]による大・中規模工業生産関数の推定結果

回帰式番号	[2]-1996	[2]-1997	[3]-1996&1997
定数項	1.2612** (2.5903)	1.0778* (1.8054)	1.7232 (5.6207)
a_K	0.4734	0.4587	0.3122
a_{IT}	0.2233*** (3.1947)	0.2540*** (3.1743)	0.2588*** (4.8237)
a_L	0.3033	0.2873	0.4290
R^2	0.5964	0.5572	0.5607
n	28	28	56

そこで、規模に関して収穫一定の仮説 ($a_K + a_{IT} + a_L = 1$) を F 統計量によって検定してみると、計算された F 値はそれぞれ、0.9169、0.004、0.6329 であり、いずれも5%水準でこの仮説は棄却されない。すなわち推定された生産関数は規模に関して収穫一定であるといえよう。以上の推

定によって1996年と1997年という限定された期間においては、IT資本が工業生産を高めるような効果が存在することが確認された。

一方、1996年と1997年を推定対象としたのは『中国科技統計年鑑』から付加価値データを取得可能なのがこの期間に限定されるためである。このような限定的な期間と標本数による推定は統計学的信頼性の点から問題があり何らかの改良が必要である。

また、本研究が推定対象とした中国工業は鉱工業全般を含む幅広い概念で定義されており、産業構造や技術水準の相違による各地域の特徴を考慮した分析を行う必要がある。そのため、本研究では、標本数を増やすために付加価値の延長推計を行って1996～2002年を推定期間とした¹⁷。また、推定に際しては、パネル分析の方法を用いた。

表3 パネル・データを用いたモデル[1]による大・中規模工業生産関数の推定結果

回帰式番号	[1]-1	[1]-2	[1]-3	[1]-4
定数項	1.1559*** (3.0246)	1.4860 (1.4824)		0.9994** (2.5462)
a_K	0.4446*** (10.5591)	0.2213** (2.4316)	0.5936*** (9.2066)	0.4757*** (10.5054)
a_{IT}	0.2559*** (8.7270)	0.4511*** (5.2453)	0.2162*** (7.0942)	0.2423*** (8.3915)
a_L	0.3026*** (9.4941)	0.3508*** (5.1672)	0.2114*** (4.1825)	0.2885*** (8.3313)
R^2	0.9223	0.9363	0.9296	
			$\chi^2(3)=9.7890$	
n	196	28	196	196

表4 パネル・データを用いたモデル[2]による大・中規模工業生産関数の推定結果

回帰式番号	[2]-1	[2]-2	[2]-3	[2]-4
定数項	1.2052*** (8.2929)	1.8139*** (7.0898)		1.1063*** (6.8810)
a_K	0.4430	0.2208	0.5716	0.4952
a_{IT}	0.2564*** (8.8307)	0.4476*** (5.3388)	0.2210*** (7.3707)	0.2438*** (8.5371)
a_L	0.3006	0.3317	0.2074	0.2610
R^2	0.7796	0.9274	0.7996	0.7792
			$\chi^2(2)=9.1156$	
n	196	28	196	196

パネル分析を行うことによって random effect や fixed effect の部分で地域ごとの特徴を考慮した分析を行うことが可能となる。パネル分析による推定結果が示されているのが表3、表4である。

17 推計の詳細についてはⅢのデータを参照のこと。

表3中の[1]-1がOLS、[1]-2がbetweenモデル、[1]-3がfixed effectモデル、[1]-4がrandom effectモデル、等を用いた推定結果である¹⁸。

両表の推定結果から推定方法の相違に関わらず、生産のIT資本弾力性を示すパラメータ a_{IT} の値は全てのモデルで有意に正となっている。この結果からパネル・データを用いた分析においてもIT資本が中国の大・中規模工業の生産を増加させていることが確認された。

また、ハウスマン検定の結果によれば、双方のモデルで誤差項と説明変数間の相関があることが確認されることから、fixed effectモデルによる推定結果が採択される。さらに、F検定の結果によれば、推定された生産関数は収穫一定であることが確認される。収穫一定が仮定されている場合のfixed effectモデルによるパラメータ a_{IT} の推定値は0.2210であり、1996・97年を対象とした推定結果に近い結果となっている。

以上のように推定された生産関数のパラメータを利用して1996～2002年の中国大・中規模工業の労働生産性の成長率(=G(Y/L))に対するIT資本比率(=G(IT/K))の貢献を推計してみよう。推計に際してはモデル[4]のfixed effectモデルの推定結果を利用する。また、循環要因を排除するため各変数の3年移動平均値を使用した推計を行っており、実際の推計期間は1997～2001年となっている。推計結果は表5のように示される。

表5 中国大・中規模工業の成長要因分析

	GY	GK	GIT	GL	a_K	a_{IT}
1997～2001年	0.1297	0.1887	0.2044	-0.0687	0.5716	0.2210
	G(Y/L)	G(K/L)	G(IT/K)	$(a_K + a_{IT})G(K/L)$	$a_{IT}G(IT/K)$	GR
1997～2001年	0.1984	0.2575	0.0156	0.2041	0.0035	-0.0091

注) G: 年平均成長率

表5の推計結果から1997～2002年にかけて中国大・中規模工業は総生産の成長率が13.0%、労働生産性の成長率が19.8%となっており、双方の指標ともに著しく上昇している。また、非IT資本の成長率が18.9%、IT資本の成長率が20.4%となっており、双方の資本蓄積が非常に活発に行われたことが確認されよう。一方、労働生産性の成長への貢献に関しては、労働者一人当たりの非IT資本の貢献が0.2041、資本設備のIT化の貢献が0.0035となっており、前者が後者を大きく上回っている。

中国においては、IT資本の成長と同時に非IT資本が成長しており、その結果、設備のIT化が進行せず、労働生産性の成長に対する影響が限定的となったと解釈できよう。ただし、総生産の成長への貢献は非IT資本が0.1079、IT資本が0.0452となっており、非IT資本の貢献がIT資本を上回っているが、IT資本の貢献も大きいと言えよう。

他国と比較してみるとこのような中国の大・中規模工業の特徴がより明確になる。例えば、全資本ストックに占めるIT資本のシェアは、1996年には日本が3%、アメリカが5.2%であるが、2001年には日本が4.5%、アメリカが12.1%にそれぞれ上昇しており、特にアメリカでは1990

18 表4、表13、表14も同じパターンで推定結果を表している。

年代後半に IT 資本の成長が非 IT 資本の成長を大きく上回っていることを示唆する結果となっている¹⁹。

また、荒井・安藤 (2001) の方法によって、中国大・中規模工業の IT 資本が総資本に占めるシェアの最適値を推計してみると 27.88% となる²⁰。推計期間について IT 資本が総資本に占める比率を推計したのが表 6 であるが、1996 年以後、継続的に最適値を下回っており、2000 年以後は低下傾向を示している。また、表 7 は 2001 年末の地域別の IT 資本比率である。最大値が江蘇省の 18.76% であり、全ての地域で最適比率を下回る結果となっている。また、最低値は山西省の 2.80% であり、最大値とは約 16 ポイントの格差が生じている。

表6 IT資本/総資本

1996年	0.1101
1997年	0.0928
1998年	0.0911
1999年	0.1036
2000年	0.1139
2001年	0.0936
2002年	0.0999

表7 地域別IT資本比率

省・特別市	比率	省・特別市	比率
北京	0.0579	山東	0.0657
天津	0.0452	河南	0.0583
河北	0.1431	湖北	0.0517
山西	0.0280	湖南	0.1009
内モンゴ	0.0407	広東	0.1192
遼寧	0.1352	広西	0.0572
吉林	0.0969	海南	0.0389
黒龍江	0.0232	四川	0.1202
上海	0.0899	貴州	0.1414
江蘇	0.1876	雲南	0.1080
浙江	0.1409	陝西	0.0408
安徽	0.1692	甘肅	0.0616
福建	0.1420	寧夏	0.0917
江西	0.0613	新疆	0.2921

2. 確率フロンティア・モデルによる分析

本研究においては、以上のような OLS やパネル分析による生産関数による推定に加えて、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・モデルによる生産関数の推定を行うことによって、IT 資本が工業生産に与える影響を確認することとあわせて、大・中規模工業の地域間の効率性の値を比較することが可能になる。確率フロンティア・モデルによる生産関数の推定結果は表 8 で示される。

19 『通商白書 2004』の 27 ページ第 1-1-3 図の数値による。また、篠崎 (2003) の 131 ページ図 6-5 でも同様の傾向が示されている。尚、これら日本やアメリカの数値は、対象が全産業であり IT 資本にソフトウェア資本を含んでいるために中国との単純な直接比較はできない。

20 $a_{IT}/a_K=R$ とすると最適資本比率は $R/(1+R)$ となる。

表8 モデル[3]、[4]による確率フロンティア・モデルの推定結果

回帰式番号	[3]	[4]
定数項	2.4634*** (3.3897)	1.7298*** (15.7004)
a_K	0.4278*** (13.9230)	0.4320
a_{IT}	0.1915*** (7.1884)	0.2006*** (7.9516)
a_L	0.3312*** (8.2374)	0.3674
σ^2	0.2190*** (3.3076)	0.2014*** (3.6013)
γ	0.8792*** (21.8175)	0.8658*** (21.4000)
対数尤度	39.0473	38.4918
LR	99.3755	98.2843
n	196	196

表9 中国大・中規模工業の地域別技術効率性

北京	0.6489	浙江	0.7978	海南	0.8099
天津	0.7714	安徽	0.6315	四川	0.6509
河北	0.6294	福建	0.9185	貴州	0.6036
山西	0.5056	江西	0.5292	雲南	0.9679
内蒙古	0.6197	山東	0.9101	陝西	0.5747
遼寧	0.5299	河南	0.6682	甘肅	0.5457
吉林	0.6120	湖北	0.7254	寧夏	0.5771
黒龍江	0.9595	湖南	0.6352	新疆	0.8937
上海	0.7942	広東	0.9453		
江蘇	0.7071	広西	0.6914		

両モデルの推定結果から、パラメータ a_{IT} の値は有意に正となっており、確率フロンティア・モデルにおいても、IT 資本が生産を増加させることが確認されている。また、 σ^2 と γ の値も有意に正の値となっており、尤度比検定の結果、5%水準で OLS であるとの帰無仮説は棄却される。そのため、確率フロンティア・モデルが採択される²¹。さらに、規模に関して収穫一定の仮説を尤度比検定によって検証した結果、尤度比検定統計量は 1.1110 となり、5%水準でこの仮説は棄却されない。よって、モデル[3]と[4]の場合の生産関数は規模に関して収穫一定となる。規模に関して収穫一定を仮定したモデル[4]の推定結果によれば a_{IT} の値は 0.2006 となっており、パネル分析の推定結果に近い値となっている。

モデル[4]の推定結果から中国大・中規模工業の地域別の技術効率性を計測した結果が表9で示されている。この場合、技術効率性は推定期間を通じて各地域で一定であることが仮定されてい

21 $\sigma^2 = \sigma_u + \sigma_v$ 、 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ であり最尤法によってパラメータ推定が行われる。また、その推定結果を用いて非効率性の指標 $\exp(-u_i)$ が計測される。詳細は、Coelli (1996) に詳しい記載がある。尚、 $\gamma=0$ であるとき $u=0$ となって確率フロンティア・モデルは OLS と変わらないモデルとなる。表中には OLS を帰無仮説とした場合の尤度比検定の結果の統計量 LR が記載されてある。

る。表9の結果から、生産フロンティアに最も接近しているのが、雲南省、黒竜江省、福建省、山東省、広東省であることが確認されよう。これらの各省は、技術効率性の値が0.9を超えており、生産フロンティア上に存在することを意味する1.0に接近している。

一方、最も低いのが山西省、遼寧省、江西省、甘肅省、陝西省、寧夏省であり、これらの各省の技術効率性は0.6未満の値となっている。中国の大・中規模工業の効率性に大きな地域格差が生じていることが確認されよう。

モデル[3]と[4]によって推計した技術効率性は推定期間を通じて一定であると仮定されている。実証研究の対象とされているのは1996～2002年であり、その間、各地域の技術効率性が変化しないと考えるのは、やや非現実的である。また、技術効率性は何らかの要因によって影響をうけていると考えられるが、モデル[3]と[4]ではその要因について確認することができない。モデル[3]と[4]は、IT資本が直接、生産の増加に貢献することのみが考慮されており、IT資本が技術効率性の上昇に与える影響が考慮されていない。そこで、IT資本が総資本に含まれる形で総生産に影響を与えながらも、その外部性を通じて技術効率性に影響を与える状態を考慮したモデル[5]と[6]を推定してみよう。両モデルの推定結果は表10のように示される。

表10 モデル[5]、[6]による確率フロンティア・モデルの推定結果

回帰式番号	[5]	[6]
定数項	5.3420*** (5.5533)	1.2652* (1.7615)
a_{allK}	0.4897*** (9.9046)	0.6566*** (20.2088)
a_L	0.2916*** (11.1081)	0.3434
δ_0	4.4854*** (6.5631)	1.7887** (2.4975)
δ_1	-0.2295** (-5.466)	-0.0783*** (-4.0918)
σ^2	0.0665*** (7.8965)	0.0735*** (9.4324)
γ	0.9999*** (52.5839)	0.4069*** (0.5078)
対数尤度	-21.7424	-24.1624
LR	41.3010	17.5331
n	196	196

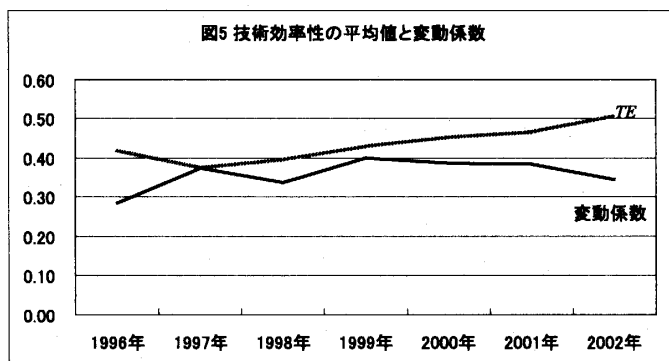
表10の推定結果について注意を要するのが、モデル[5]の γ の推定値が1に極めて近い値となっている点である。 γ の t 値は極めて高い値であり、推定値がゼロとは有意に異なることが確認できる。この場合、確率変数である v_{it} が存在しないことになり、確率フロンティア・モデルは、モデルに v_{it} を含まない「決定論的フロンティア・モデル」と異なることになる。

両モデルの推定結果によれば、IT資本のパラメータ δ_1 は有意に負の値となっている。これは、IT資本が増加することによって、平均的な非効率性が低下することを示しており、IT資本の外部効果が存在することが確認される結果となっている。また、規模に関して収穫一定の仮説を尤度比検定によって検証した結果、尤度比検定統計量は24.9249となり、5%水準でこの

仮説は棄却されることになる。そこで、パラメータに何ら制約条件を課していないタイプの推定結果であるモデル[5]の推定結果から技術効率性を推計してみよう。

その結果は図5のように表される。技術効率性の平均値はモデル[4]と比較してモデル[5]の方が小さい値となっており、生産フロンティアと実際の生産点との間の距離が大きくなる。ただし、技術効率性の地域間における平均値は1996年から2002年にかけて0.42から0.51へと上昇している。一方、技術効率性の変動係数の値は1996年から1999年にかけて0.29から0.40

へと上昇した後、2002年の0.35へと低下している。中国大・中規模工業の地域間格差は1990年代後半は拡大していたが、2000年代になって逆に縮小していることが確認されよう。



また、技術効率性の年平均成長率の推計結果が表11で示されている。年平均成長率が5%を越えているのは天津市、福建省、広東省、雲南省、寧夏省であり、逆に、山西省、河南省、海南省では成長率は負の値となっている。技術効率性の成長率についても地域間で大きな地域格差が存在することが確認されよう。

最後に2002年の技術効率性を地域別に確認してみよう。表12によれば、0.7を越える高い技術効率性となっているのは上海市、江蘇省、山東省、広東省である。逆に、山西省、内モンゴ、江西省、海南省、貴州省、陝西省、甘肅省、寧夏省の技術効率性は0.4を下回っている。特に山東省、広東省はモデル[4]の技術効率性も高い値を示しており、異なるモデルにおいても、技術効率性が高くなっている。逆に山西省、江西省、甘肅省、陝西省、寧夏省、江西省はモデル[4]の技術効率性も低い値となっている。

表11 中国大・中規模工業の地域別技術効率性の成長率

北京	0.0096	浙江	0.0330	海南	-0.0962
天津	0.0683	安徽	0.0136	四川	0.0457
河北	0.0164	福建	0.0654	貴州	0.0317
山西	-0.0268	江西	0.0250	雲南	0.1541
内モンゴ	0.0254	山東	0.0287	陝西	0.0204
遼寧	0.0187	河南	-0.0172	甘肅	0.0154
吉林	0.0234	湖北	0.0460	寧夏	0.0568
黒龍江	0.0123	湖南	0.0358	新疆	0.0366
上海	0.0464	広東	0.0571		
江蘇	0.0461	広西	0.0316		

表12 中国大・中規模工業の地域別技術効率性(2002年)

北京	0.4344	浙江	0.6899	海南	0.2641
天津	0.5310	安徽	0.4796	四川	0.5930
河北	0.4618	福建	0.6623	貴州	0.3773
山西	0.2969	江西	0.3294	雲南	0.6743
内モンゴ	0.3263	山東	0.7913	陝西	0.3872
遼寧	0.4760	河南	0.4250	甘肅	0.3453
吉林	0.4402	湖北	0.5065	寧夏	0.3169
黒龍江	0.6173	湖南	0.4453	新疆	0.4945
上海	0.7236	広東	0.9998		
江蘇	0.7673	広西	0.4013		

3. トランスログ生産関数の推定

前節までの分析で使用されているコブ＝ダグラス型生産関数は、生産要素間の代替弾力性が1であることが仮定されており、生産要素間の代替・補完関係を確認するためには適していない。そのため、中国工業のIT化が雇用の吸収にどのように貢献しているかを確認するためには、生産要素間の代替・補完関係がよりフレキシブルであるトランスログ型生産関数の推定を行うことが有効である。パネル分析によってトランスログ型生産関数の推定を行った結果が表13と表14で表されている。トランスログ型生産関数のパラメータ a_{IT} の推定値は、モデル[7]-2の推定結果以外は、全ての推定結果で有意に正の値となっている。

表13 パネル・データを用いたモデル[7]による大・中規模工業生産関数の推定結果

回帰式番号	[7]-1	[7]-2	[7]-3	[7]-4
定数項	17.6781*** (630.2740)	17.7255*** (288.3140)		17.6813*** (585.0240)
a_K	0.5225*** (9.6763)	0.2092 (1.3483)	0.6489*** (8.6166)	0.5344*** (9.6677)
a_{IT}	0.2327*** (6.2095)	0.5043 (4.7526)	0.2012*** (5.0723)	0.2269*** (6.1199)
a_L	0.2989*** (7.4935)	0.5084*** (5.4887)	0.1906*** (3.2903)	0.2867*** (6.9333)
$0.5a_{KK}$	0.1313** (2.0611)	0.1381 (0.9795)	0.0958 (1.2757)	0.1314** (2.0336)
$0.5 a_{TT}$	0.0501 (1.3495)	-0.0594 (-0.6691)	0.0646* (1.6529)	0.0562 (1.5257)
$0.5 a_{LL}$	0.1369*** (3.3011)	0.3510*** (4.0265)	0.0666** (1.4209)	0.1242*** (2.9961)
a_{KT}	-0.0786 (-0.9422)	0.0544 (0.2385)	-0.1255 (-1.4547)	-0.0940 (-1.1433)
a_{KL}	-0.0628 (-0.7526)	-0.4240** (-2.5452)	0.0643 (0.6077)	-0.0468 (-0.5458)
a_{LT}	-0.1273** (-2.4547)	0.0910 (0.5530)	-0.1346** (-2.4833)	-0.1270** (-2.4814)
R^2	0.9306	0.9760	0.9352	0.9304
			$\chi^2(9)=22.225$	
n	196	28	196	196

IT 資本に生産性を高める効果が存在することがトランスログ型生産関数の推定によっても確認されよう。また、パラメータ a_{LT} の推定値はモデル[7]の推定結果では、モデル[7]-2の推定結果を除いて全て有意に負の値となっている。

ハウスマン検定の結果、モデル[7]においてはfixed effectモデルが、モデル[8]においてはrandom effectモデルがそれぞれ採択される。これらのモデルの推定結果に対して、規模に関して収穫一定の仮説があてはまるか否かをF検定によって確認したところ帰無仮説は棄却された²²。

22 規模に関する収穫一定に加えて、推定式の定数項がゼロと異なるという制約を加えたF検定をおこなったが、F値は13.6026となってそれらの制約は棄却された。

よって、トランスログ型生産関数はモデル[7]のような制約の無いタイプとなる²³。モデル[7]-4の推定結果によれば $a_{LT} = -0.1270$ となっており、有意に負の値であることから、IT資本と労働力は代替的な関係にあると言える。この場合、中国工業においてIT資本が増加すると労働力は減少してしまい、IT化の進行は雇用吸収に役立たず、負の影響を与えることになる。

表14 パネル・データを用いたモデル[8]による大・中規模工業生産関数の推定結果

回帰式番号	[8]-1	[8]-2	[8]-3	[8]-4
定数項	3.7370*** (134.9410)	3.8311*** (63.1392)		3.7363 (124.7360)
a_K	0.4382*** (9.0941)	0.3788*** (2.4403)	0.5157*** (7.6297)	0.4468 (9.0223)
a_{IT}	0.2837*** (8.0820)	0.3573*** (3.4267)	0.2627*** (6.9736)	0.2792*** (7.9809)
a_L	0.2781	0.2638	0.2217	0.2435
$0.5a_{KK}$	0.0635	-0.0141	0.0454	0.0626
$0.5a_{TT}$	0.5891	-0.0700	0.0354	0.0306
$0.5a_{LL}$	0.6153	0.0758	0.0295	0.0503
a_{KT}	-0.0746 (-0.8804)	0.3198 (0.9963)	-0.1026 (-1.1727)	-0.0857 (-1.0254)
a_{KL}	-0.1794** (-2.2817)	-0.2634* (-1.7611)	-0.0789 (-0.7897)	-0.1645** (-2.0304)
a_{LT}	-2.2817 (-0.8110)	-0.0399 (-0.2212)	-0.0391 (-0.8519)	-0.0366 (-0.8357)
R^2	0.7891	0.9341	0.8019	0.7889
			$\chi^2(5) = 9.3603$	
n	196	28	196	196

V 研究のまとめ

本研究の結果は以下のようにまとめられる。

- (1) 1996～2002年にかけての中国大・中規模工業を対象とした地域レベルの生産関数の推定によれば、生産のIT資本弾力性を示すパラメータ a_{IT} の値は有意に正となっており、IT資本に生産を増加させるような効果が存在することが確認された。
- (2) 生産関数の推定パラメータを使用して成長要因分析を行ったところ、1997～2001年の大・中規模工業の労働生産性の成長に対する資本のIT化の貢献は極めて低い値となった。一方、総生産の成長に対するIT資本の貢献は非IT資本に次ぐ高い値を示している。

23 トランスログ型生産関数は単調性の条件や concavity 条件を満足するか否かを確認する必要があるが、 t 値が低く信頼性の低い推定値があるために今回の推定では確認しないこととした。

- (3) 生産関数の推定パラメータから総資本に占める最適なIT資本の比率を推計すると27.88%となるが、大・中規模工業の実際のIT資本比率は推計期間に全国レベルで約10%となっており、最適比率を大きく下回る結果となっている。また、地域レベルのIT資本比率は2001年末で大きな格差が生じている。
- (4) 確率フロンティア・モデルの推定結果からIT資本が大・中規模工業の地域間の技術効率性に正の影響を与えることが確認された。また、地域間の技術効率性の平均値は1996～2002年にかけて上昇しており、一方で、変動係数の推計結果から効率性の地域間格差は2000年代には縮小傾向を示していることが確認された。しかし、依然として2002年時点で地域間には大きな効率性格差が存在している。
- (5) トランスログ型生産関数の推定結果から大・中規模工業でIT資本が労働力と代替的な関係となっていることが確認された。

工業部門の大・中規模に限定されてはいるが、先進国と同様に中国のような開発途上国においてもIT資本は総生産の増加に正の影響を与えることが実証研究によって確認された。しかし、資本のIT化が労働生産性の成長に大きく貢献するような現象は生じていない。この理由として、中国大・中規模工業においてIT資本と非IT資本が同時に成長していることが挙げられよう。また、IT化の進展によって地域の平均的効率性は上昇しており、その地域間格差は2000年代には縮小している。このことは、資本のIT化によって中国の大・中規模工業の効率性が向上し、地域間の格差も縮小する可能性があることを示唆している。IT資本と労働力が代替的關係にあることは、中国の大・中規模工業のIT化の進展は雇用を減少させることを意味しており、特に大・中規模企業が広範に存在している都市部の失業率を上昇させる要因となる可能性がある。ただし、これらの点は中国全体といったマクロ・セクターやサービス業を含んだ個別産業分野を対象とした研究で再確認される必要があり、今後の大きな課題であると言えよう。

参考文献

- 浅野 哲・中村二郎『計量経済学』有斐閣、2000年。
- 島澤 諭「情報通信技術の進展がわが国雇用に与えた影響－都道府県別パネルデータによる分析－」『電気通信普及財団調査報告書』19号、2004年、pp51-57。
- 林 正義「社会資本の生産効果と同時性」『経済分析』169号、2003年、pp97-119。
- 荒井信幸・安藤浩一「日本の設備投資」『フィナンシャル・レビュー』58号、2000年、pp18-48。
- 篠崎彰彦『情報技術革新の経済効果－日米経済の明暗と逆転－』日本評論社、2003年。
- 森脇祥太「1990年代における中国農業の生産関数と過剰労働力の推定」『産業経営』32号、2001年。
- 渡辺利夫『開発経済学（第二版）－経済学と現代アジア－』日本評論社、1995年。
- 西村清彦・峰滝和典『情報技術革新と日本経済』有斐閣、2004年。
- Ark, B. Van. and M, Piatkowski, “Productivity, Innovation and ICT in Old and New Europe”, *International Economics and Economic Policy*, 2004, Vol.1, No2, pp215-246.
- Coelli, Tim.J, “A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation”, *CEPA Working Paper*, 1996.
- Coelli, Tim.J, D.S.Parasada, Rao and G, E, Battese, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1997.
- Jorgenson, Dale W, “Information Technology and the US Economy”, *American Economic Review*, 2001 Vol91.No1, pp1-32.
- Jorgenson, Dale W. and K, Motohashi, “Information Technology and the Japanese Economy”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.19.No 4, 2005, pp460-481.
- Lee, Il Houn. and Y, Khatri, “Information Technology and Productivity Growth in Asia”, *IMF Working Papers*, 2003.
- Motohashi, Kazuyuki, “IT, Enterprise Reform and Productivity in Chinese Manufacturing Firms”, *RIETI Discussion Paper Series*, 2005.
- Stiroh, Kevin J, “Information Technology and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say? ”, *American Economic Review*, Vol.92.No5, 2002, pp1559-1576.