



RIETI Discussion Paper Series 11-J-019

日米上場企業データによる TFP レベルの国際比較分析

権 赫旭
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

日米上場企業データによる TFP レベルの国際比較分析[†]

権 赫旭* (日本大学/経済産業研究所)

要 旨

本論文では、日米の上場企業の連結財務データを用いて、日米企業の TFP レベルを測定、比較した。日米企業間の TFP レベルに関する Kolmogorov-Smirnov 検定によると、製造業とその他のサービス業においては、産業レベルのデータによる分析結果と同様に、日本より米国の生産性が有意に高いとの結果を得たが、各国の規制産業である通信業、卸・小売業やその他の産業（建設業、運輸業など）においては、米国の上場企業の実績が必ずしも日本より高いとは言えないとの結論が得られた。

JEL Classification Number: D24, O47, O53

Key Words: 全要素生産性、Kolmogorov-Smirnov

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

[†] 本稿は、経済産業研究所における「サービス産業生産性向上に関する研究会」の研究成果である。本稿の作成にあたっては、藤田昌久所長、森川正之副所長、富田秀昭研究コーディネーターほか、DP 検討会参加者と「サービス産業生産性向上に関する研究会」のメンバーである深尾京司、乾友彦の各氏に有益なコメントを頂いた。ここに謝辞を述べたい。

* E-mail: kwon.hyeogug@nihon-u.ac.jp

1. はじめに

日本の経済成長史は、世界経済のフロンティアである米国経済へのキャッチ・アップの歴史であったと言っても過言ではない。1991年のバブル経済崩壊以降、10年以上の低成長を経て、日本経済は韓国や中国経済の発展、韓国や中国企業の急速な成長により、厳しい国際競争にさらされてきた。さらにはIT革命による米国経済の成長により、日本経済が米国経済にも追いつくことができないという不安の中で、大きく揺れている。

資本や労働といった変数作成の際の概念と方法論を可能な限り各国で統一させて、世界各国の生産性比較を可能にした EUKLEMS の産業レベルのデータを用いて、日米間の生産性水準を比較した深尾・宮川 (2007) や Inklaar and Timmer (2008) の研究によると、日米でかなりの生産性格差が存在することを発見している。このような産業レベルのデータを用いた生産性レベルの比較は、産業の平均生産性のみの比較に止まり、各国の制度や産業構造、競争条件等と、内生的に決まる各国の生産性の分布を考慮した生産性レベルの比較ができていないという問題点がある。産業レベルのデータによる国際的な生産性レベルの比較の問題を克服するために、日米の上場企業のデータベースを用いて、日米企業の TFP レベルを比較し、日米間の生産性ギャップの存在について確認し、どのような産業が日米間の生産性ギャップに寄与するのか、フロンティアに近づくためにどのようなことを実施すればいいのかについて、示唆を与えることを本論文の目的としている。

本論文の構成は以下の通りである。次節では、本研究で用いたデータと企業レベルの TFP の測定について説明する。第3節では、日米企業間の TFP レベルを比較し、結果を提示する。第4節では、TFP 上昇率の分解分析を行い、日米間の比較を行う。最後に、結果をまとめる。

2. 利用したデータと TFP の計測

2.1 利用したデータについて

日本と米国の上場企業の TFP レベルを測定するが、米国の上場企業の場合には連結ベースの財務データしか得られないため、日本企業に対しても単独ベースの財務データではなく、連結ベースの財務

データを用いて TFP を計測した。まず、日本の上場企業の財務データであるが、Bureau van Dijk 社の OSIRIS データベースを利用した。OSIRIS データベースでは 2001 年以前に従業者数を報告していない企業が多いため、日経 NEEDS データベースを利用して、従業者数を補完した。米国の上場企業の場合には Compustat データベースを利用した。米国の株式市場に上場している企業は米国企業だけではなく、日本企業、ヨーロッパ企業やアジア企業もあるため、米国企業以外の企業はデータベースから除いた。また、分析期間は 2000 年から 2005 年までとした。

図表 1 には国・産業別の企業分布が示されている。日本企業は米国企業に比べて、製造業の割合が大きい。図表 2 は産業別・年度別の企業数と平均企業規模が示されている。図表が示しているように、卸・小売業を除くと、米国の企業数が日本の企業数より多い。従業者数でみた企業規模に関しては、通信業では、2002 年までは日本企業の方が、米国企業に比べて、平均規模が大きい。卸・小売業とその他のサービス業の場合には、米国企業が日本企業に比べてかなり大きいことがわかる。

(図表 1、図表 2)

2.2 日米企業の TFP レベル計測

各企業の TFP レベルは産出量と産業平均産出量の差から、各企業の投入量と産業平均投入量の乖離に各企業の生産要素の分配率を掛けた値を引いて (1) 式のように求めることができる。

$$\ln TFP_{f,t} = (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_{i,t}}) - [\alpha_{it} (\ln L_{f,t} - \overline{\ln L_{i,t}}) + \beta_{it} (\ln K_{f,t} - \overline{\ln K_{i,t}})] \quad (1)$$

しかし、日本企業の連結ベースの財務データでは人件費などの労働分配に関する情報があまり得られない。この問題を解決するために、日本と米国企業を区別せずに、2000 年から 2005 年までの全サンプルを 5 つの産業（製造業、卸・小売業、その他のサービス業、通信業、その他の産業）に分けて、(2) 式のような産業別のコブ・ダグラス型の生産関数の推計を通じて、投入要素の限界生産力を意味する産業別の弾力性を求めて、(1) 式の企業レベルの分配率の代わりにこの産業レベルの分配率を用いた¹。

¹ 企業の産出量の指標は、データの制約（特に日本企業）のために、付加価値額ではなく売上高を用いた。

$$\ln Q_{f,t} = \alpha_i \ln L_{f,t} + \beta_i \ln K_{f,t} + \ln A_{it} \quad (2)$$

(2) 式をOLSで推計する場合に、企業固有の固定効果と内生性 (endogeneity) によって労働と資本の係数値がバイアスをもって推計される問題がある。この問題を解決するために、Wooldridge-Levinsohn-Petrinの推計方法を用いた²。産業別の生産関数の推計結果は図表3に示されている。この推計結果から、製造業、通信業とその他の産業の生産技術は概ね規模に対する収益不変で、卸・小売業とその他のサービス業の生産技術は規模に対する収益逡減であることがわかる。特に、卸・小売業において、規模に対する収益逡減が著しい。

(図表 3)

企業レベルの TFP の測定と生産関数の利用に用いた $Q_{f,t}$ 、 $L_{f,t}$ 、 $K_{f,t}$ 、 α_i 、 β_i は、それぞれ、企業 f の t 期の売上高、労働投入量、実質資本ストック、産業別労働分配率と資本分配率を表す。各変数の上の傍線は各変数の産業平均値 (5 産業) を表す。労働投入量は各企業の従業者数とした。資本ストックは簿価の有形固定資産額を産業別の投資デフレーターで実質化して求めた。投資デフレーターは EUKLEMS データベースから得た。また、日本企業の売上高と有形固定資産額は Groningen 大学の GGDC Productivity Database の産出 PPP と資本 PPP を利用して、米国ドル基準に変換した³。

3. 日米上場企業間 TFP レベルの比較

労働投入時間当たりの付加価値額で測られた労働生産性を計測して、1980 年から 2006 年までに日米経済全体に対する労働生産性ギャップの推移を図表 4 に示した⁴。労働生産性ギャップは日本の労働生産性を米国の労働生産性で割って計測した。図表 4 からは日米間の労働生産性の乖離は 80 年以降拡大している傾向にあることがわかる。1997 年のアジア金融危機と米国で起きた IT 革命以降に日米間の労働生産性の乖離が急激に拡大していることがわかる。このような労働生産性ギャップが何の要因によって生じたかについての Inkaar and Timmer (2008) の分析結果が図表 5 にある。この図表が示している

² Wooldridge-Levinsohn-Petrin の推計方法に関する詳細な説明は Kwon, Narita and Narita (2009) を参照されたい。

³ PPP データは <http://www.ggdc.net/databases/levels.htm> から得た。

⁴ PPP データは GGDC Productivity Database の産業別付加価値 PPP を利用した。

ことについて簡単に説明しておこう。たとえば、市場経済の場合を考えると、1997年時点において、米国の市場経済の労働生産性と日本の市場経済の労働生産性のギャップは64%存在し、そのギャップに労働の質が2%、ICT資本が1%、TFPのレベルが68%寄与することを意味する。ここで、非ICT資本以外のすべての要素が日米間の労働生産性ギャップをもたらしていることが分かる。特に、日米間の労働生産性ギャップのほとんどは産業区分と関係なくTFPレベルの差異によるものである。

(図表4、図表5)

こうした集計レベルでの日米間の労働生産性では、大きなギャップが存在している。一方で、細かいレベルに分類された同一産業内で、異質性が存在するといわれる企業レベルのデータを用いて集計した場合においても、日米間生産性ギャップは存在するのであろうか。

図表6は、計測された企業のTFPレベルの国別の基本統計量を産業別に分けて示したものである。TFPレベルの平均値を見ると、製造業とその他のサービス業において、日本企業が米国企業よりも小さいが、卸・小売業、通信業とその他の産業においては、日本企業が米国企業よりも大きいことがわかる。TFPレベルの標準偏差も、通信業とその他の産業を除いて、日本企業の方が小さいことが観察できる。我々は日米企業のTFPレベルだけではなく、資本労働比率と各企業の大きさを示す売上高の対数値についての基本統計量も示している。資本労働比率の平均値を見ると、日本企業は通信業を除けば、米国企業を上回っている。また、売上高の平均値を比べて見ると、その他のサービス業と卸・小売業を除けば、日本企業が米国企業より大きいことが確認できる。

(図表6)

企業間のTFPレベルの異質性を考慮して、日米企業間のTFPレベルの分布を利用した比較分析を行う。図表7は日本企業と米国企業のTFPレベルの累積分布を産業別に分けて示したものである。これらの図表を見ると明らかなように、製造業とその他のサービス業では米国企業のTFP分布が日本企業の右側に分布していることから、米国企業の生産性が高い一方、通信業においては日本企業のTFPレベルが平均値比較と同様に、米国企業より格段に高いことがわかる。卸・小売業とその他の産業におい

では、どちらの国の企業が完全に上回っているとは言えない。しかしながら、この分布図では、年次が変わることによる TFP 分布の変化を捉えて、比較することができない。

ここで、Kolmogorov-Smirnov の検定方法を用いて、米国の TFP レベルが日本に比べて高いかどうかを毎年の累積分布関数を用いて明確に検証する。

以下のような仮説を検証する。F と G はそれぞれ米国と日本企業の累積分布関数である。

(両側検定)

帰無仮説 (H₀) : $F(x) = G(x)$ $-\infty$ から $+\infty$ までのすべての x について

対立仮説 (H₁) : $F(x) \neq G(x)$ 最低限一つの x について

(片側検定 A)

帰無仮説 (H₀) : $F(x) \leq G(x)$ $-\infty$ から $+\infty$ までのすべての x について

対立仮説 (H₁) : $F(x) > G(x)$ 最低限一つの x について

これは F が G より小さくなる傾向があるという仮説を検定する。

(片側検定 B)

帰無仮説 (H₀) : $F(x) \geq G(x)$ for all x from $-\infty$ to $+\infty$

対立仮説 (H₁) : $F(x) < G(x)$ for at least one value of x

これは F が G より大きくなる傾向があるという仮説を検定する。

両側検定は日米企業間 TFP レベルの分布が同じかどうかについて検定する一方で、片側検定は米国企業の生産性分布が日本企業のそれを上回っているかどうかについて検証する。たとえば、両側検定と片側検定 A が棄却されて、片側検定 B が棄却されなければ、米国企業の TFP レベルの分布が日本企業の分布より右に位置することを意味する。この場合を、米国企業の TFP 分布は日本企業の TFP 分布を確率的に支配すると言われる。

(図表 7-1、7-2、7-3、7-4、7-5)

図表 8 は産業別に行った Kolmogorov-Smirnov 検定の結果である。TFP の累積分布図で観察された結果と同じように、製造業とその他のサービス業では、すべての年度において、米国企業の TFP レベルの分布は日本企業のそれを確率的に支配している結果になっている一方で、通信業では、日本企業の TFP レベルが米国企業より高いことが確認できる。卸・小売業とその他の産業においては、どちらの企業が高いかどうか識別できない結果になっている。

(図表 8)

この結果は、深尾・宮川 (2007) と Inklaar and Timmer (2008) が発見した日米間の大きな生産性格差をもたらした主要な原因が製造業とその他のサービス業にあることを示唆すると考えられる。また、すべての産業において、日米間の TFP レベルギャップが大きいのではなく、規制で保護されている通信業、「大規模小売店舗立地法」の改訂や一般競争入札制度が導入されたことで競争が激しくなった卸・小売業と建設業を中心としたその他の産業においては、日本企業の TFP レベルが米国の企業と比べて、必ずしも低くないことがわかる。しかし、これらの結果は、国内の子会社だけではなく、海外の子会社まで含む連結ベースの財務諸表のデータを用いた TFP レベルの比較であるために、日米間における産業構造、競争条件、制度や政策による比較優位ではなく、企業の立地選択、企業内の技術や情報の共有程度、経営プラクティス等の企業競争力の部分も含んだ TFP レベルの比較であるため、産業レベルのデータで比較する結果と異なる可能性は十分にあると考えられる⁵。

4. TFP 上昇率の分解分析

本節では、TFP 上昇率の分解分析を利用して、日米間の生産性動学のパターン⁵の差異を比較する。まず、全体サンプルを日本と米国に分けて、各国の産業レベルの TFP レベルを Baily, Hulten and Campbell (1992) の方法を用いて、同様に集計する。 t 年におけるある産業の TFP レベルを次式で定

⁵ 日米間の生産性レベルをより正確に測定するためには、事業所レベルのデータを用いることが望ましい。こうした問題は、今後の研究課題としたい。

義する。

$$\ln TFP_t = \sum_f^n \theta_{f,t} \ln TFP_{f,t} \quad (3)$$

ここで、 $\ln TFP_{f,t}$ は各企業の TFP レベル、ウエイトの $\theta_{f,t}$ は企業 f が属している産業における従業員数のシェアである。

次に、産業全体の TFP 上昇率を Foster, Haltiwanger and Krizan (2001) の方法を用いて、分解することにした。彼らの方法によると、基準年($t-\tau$)から比較年(t)にかけての製造業の各産業における生産性上昇率は、次の 5 つの要因の和として表すことができる。

$$\text{内部効果 (Within effect): } \sum_{f \in S} \theta_{f,t-\tau} \Delta \ln TFP_{f,t},$$

$$\text{シェア効果 (Between effect): } \sum_{f \in S} \Delta \theta_{f,t} (\ln TFP_{f,t-\tau} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}}),$$

$$\text{共分散効果 (Covariance effect): } \sum_{f \in S} \Delta \theta_{f,t} \Delta \ln TFP_{f,t},$$

$$\text{参入効果 (Entry effect): } \sum_{f \in N} \theta_{f,t} (\ln TFP_{f,t} - \overline{\ln LP_{t-\tau}}),$$

$$\text{退出効果 (Exit effect): } \sum_{f \in X} \theta_{f,t-\tau} (\overline{\ln TFP_{t-\tau}} - \ln TFP_{f,t-\tau}),$$

ただし、 S は基準年から比較年にかけて存続した企業集合、 N と X はそれぞれ参入、退出した企業の集合をあらわす⁶。また、TFP の上の傍線は労働生産性の産業平均水準を表す。

図表 9 は 5 つの産業に分けて、TFP 上昇率の分解分析を行った結果である⁷。全産業の結果を見ると、概ね同じ傾向を示している。具体的に見ると、まず内部効果は共に大きなマイナスである。米国における負の内部効果は主に卸・小売業が寄与している一方で、日本では円安による輸出の増加による景気回復の時期にもかかわらず、卸・小売業を除いたすべての産業がマイナスに寄与している。両国において産業平均の TFP より高い企業が雇用を増やしているために、シェア効果が正であるが、共分散効果が両国共に負である。シェア効果と共分散効果を合わせた再配分効果は米国が正で、日本は負である。日本で再配分効果が負である理由は、TFP の上昇率が高い企業ほど雇用をより多く減らしていることで、

⁶ 我々は上場企業を分析対象にしている。そのため、「参入」と「退出」は「上場」と「上場廃止」を意味する。また、日本の場合に連結財務諸表の作成が全上場企業に義務付けられなかったため、「参入」と「退出」効果の解釈に留意する必要がある。

⁷ 2000 年以降日本企業が増えていることは上場する企業が増えているためではなく、連結ベースの財務諸表を作成する企業が増えているためである。そのため、本論文では「参入」と「退出」効果についてはあまり議論しないことにする。

共分散効果の負の寄与がシェア効果の正の寄与を相殺するためである。日本では、すべての産業において、TFP 上昇率が早い企業ほど雇用縮小が強いことが分かる。この結果は、2002 年以降の好況期に要素投入を大幅に削減することで TFP を上昇させたという権・金・深尾（2008）の結果と一致する。

(図表 9)

前節で指摘したように、企業内の組織再編、海外事業再編やアウトソーシング等が生産性動学に影響を与えるので、結果の解釈に留意する必要がある。

5. おわりに

本論文では、米国上場企業では Compustat データベースを、日本上場企業では基本的に OSIRIS データベースの連結財務データを用いて、日米企業の TFP レベルを測定、比較した。日米企業間の TFP レベルの検定結果によると、製造業とその他のサービス業においては、産業レベルのデータによる分析結果と同様に、日本より米国の TFP が有意に高いとの結果を得たが、各国の規制産業である通信業やその他の産業（建設業、運輸業など）においては、米国の上場企業の生産性が必ずしも日本より高いとは言えないとの結果を得た。また、TFP 上昇率の分解分析の結果では、日米企業間において大きな差異が見られなかった。

本論文では、なぜ同一産業内にある日米企業間の TFP レベルのギャップが存在するのか、そのギャップが日米のマクロ経済に与える効果については、主にデータの制約のために分析に着手することができなかつたため、こうした問題については今後の研究課題にしたい。

参考文献

深尾京司・乾友彦・権赫旭・袁党軍・金榮慤・鄭武燮（2007）「TFP 計測方法及び国際比較の方法」、『日本・中国・韓国企業の生産性データベースの作成』、日本経済研究センター。

深尾京司・宮川努（2007）「EU 主要国の生産性 - 日米と比較において - 」小川英治編著『EU スタディーズ 2：経済統合』、勁草書房。

権赫旭・金榮慤・深尾京司（2008）「日本の TFP 上昇率はなぜ回復したのか：『企業活動基本調査』に基づく実証分析」経済産業研究所ディスカッションペーパーシリーズ、No.08-J-050, 経済産業研究所。

Baily, M. N., C. Hulten, and D. Campbell (1992) “Productivity Dynamics in Manufacturing Plants,” *Brookings Papers on Economics Activity: Microeconomics*, Vol.2, pp.569-594.

Basu, S., J. Fernald, N. Oulton, and S. Srinivasan (2004) “The Case of the Missing Productivity Growth: Or, Does Information Technology Explain Why Productivity Accelerated in the United States but not in the United Kingdom?”, *NBER Macroeconomics Annual 2003*, pp.9-63.

Bernard, A. and C. Jones (1996) “Productivity Across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.78, pp.135-146.

Dowrick S. and D. T. Nguyen (1989) “OECD Comparative Economic Growth 1950-1985”, *American Economic Review*, Vol. 79, pp.1010-1030.

Foster, L., J. Haltiwanger, and C.J. Krizan (2001) “Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence,” in C.R. Hulten, E.R. Dean and M.J. Harper (eds.), *New Contributions to Productivity Analysis*,

Chicago: University of Chicago Press, pp.303-372.

Fukao, K. and H. U. Kwon (2006) “Why Did Japan’s TFP Growth Slow Down in the Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-Level Data of Manufacturing Firms”, *Japanese Economic Review*, Vol.57, pp.195-228.

Inklaar, R., M. O’Mahony, and M. P. Timmer (2005) “ICT and Europe’s Productivity Performance: Industry-Level Growth Account Comparisons with the United States”, *Review of Income and Wealth*, Vol.51, pp.505-536.

Inklaar, R. and M. P. Timmer (2008) “GGDC Productivity Level Database: International Comparisons of Output, Inputs and Productivity at the Industry Level”, Groningen Growth and Development Centre Research Memorandum GD-104, Groningen: University of Groningen.

Kwon, H.U., F. Narita and M. Narita (2009) “Resource Reallocation and Zombie Lending in Japan in the ‘90s,” *RIETI Discussion Paper Series* 09-E-052.

図表1 国・産業別企業分布(2000-2005)

| 産業名 | 米国 | | 日本 | |
|----------------|-------|-------|-------|-------|
| | 企業数 | 割合(%) | 企業数 | 割合(%) |
| 建設業 | 245 | 1.2 | 794 | 5.9 |
| 食品製造業 | 445 | 2.1 | 612 | 4.5 |
| 繊維工業 | 70 | 0.3 | 214 | 1.6 |
| 衣服 | 147 | 0.7 | 113 | 0.8 |
| 木材・木製品製造業 | 87 | 0.4 | 61 | 0.5 |
| 家具・装備品製造業 | 111 | 0.5 | 43 | 0.3 |
| パルプ・紙製造業 | 126 | 0.6 | 150 | 1.1 |
| 出版・印刷製造業 | 248 | 1.2 | 189 | 1.4 |
| 化学工業 | 1456 | 7.0 | 890 | 6.6 |
| 石油・石炭製品製造業 | 72 | 0.3 | 30 | 0.2 |
| 皮革製品製造業 | 93 | 0.4 | 18 | 0.1 |
| 窯業・土石製品製造業 | 79 | 0.4 | 233 | 1.7 |
| 一次金属製造業 | 234 | 1.1 | 361 | 2.7 |
| 金属製品製造業 | 254 | 1.2 | 415 | 3.1 |
| 一般機械器具製造業 | 1127 | 5.4 | 1113 | 8.3 |
| 電気機械器具製造業 | 1927 | 9.3 | 1015 | 7.5 |
| 自動車・同付属品製造業 | 199 | 1.0 | 364 | 2.7 |
| その他の輸送用機械器具製造業 | 309 | 1.5 | 113 | 0.8 |
| 精密機械製造業 | 1389 | 6.7 | 440 | 3.3 |
| ゴム・プラスチック製品製造業 | 197 | 1.0 | 264 | 2.0 |
| その他の製造業 | 176 | 0.8 | 125 | 0.9 |
| 運輸業 | 472 | 2.3 | 567 | 4.2 |
| 通信業 | 663 | 3.2 | 157 | 1.2 |
| 電気業 | 325 | 1.6 | 54 | 0.4 |
| ガス業 | 172 | 0.8 | 66 | 0.5 |
| 卸・小売業 | 2181 | 10.5 | 2566 | 19.1 |
| 金融業・不動産業 | 3902 | 18.8 | 441 | 3.3 |
| その他のサービス | 4026 | 19.4 | 2045 | 15.2 |
| 合計 | 20732 | 100 | 13453 | 100 |

図表2 各産業・年度別の企業数と平均企業規模

| | 製造業 | | | | 卸・小売業 | | | | その他のサービス業 | | | |
|------|-------|--------------|-------|--------------|--------|--------------|-------|--------------|-----------|--------------|-------|--------------|
| | 日本企業数 | 平均企業規模(従業者数) | 米国企業数 | 平均企業規模(従業者数) | 日本企業数 | 平均企業規模(従業者数) | 米国企業数 | 平均企業規模(従業者数) | 日本企業数 | 平均企業規模(従業者数) | 米国企業数 | 平均企業規模(従業者数) |
| 2000 | 905 | 7334 | 1368 | 7471 | 262 | 2554 | 352 | 20079 | 146 | 1886 | 641 | 7324 |
| 2001 | 720 | 7066 | 1413 | 6876 | 215 | 1690 | 349 | 20853 | 153 | 1491 | 642 | 7225 |
| 2002 | 958 | 5292 | 1440 | 6662 | 362 | 1154 | 361 | 20058 | 308 | 921 | 675 | 7904 |
| 2003 | 1182 | 4910 | 1493 | 6524 | 491 | 1258 | 368 | 22005 | 393 | 861 | 677 | 7536 |
| 2004 | 1468 | 4975 | 1498 | 6836 | 599 | 1556 | 378 | 21822 | 489 | 1008 | 698 | 7847 |
| 2005 | 1530 | 5217 | 1534 | 6602 | 637 | 1647 | 373 | 23861 | 556 | 992 | 693 | 7955 |
| | 通信業 | | | | その他の産業 | | | | | | | |
| 2000 | 15 | 18599 | 95 | 11694 | 230 | 6052 | 734 | 5358 | | | | |
| 2001 | 8 | 28809 | 102 | 10938 | 201 | 4560 | 801 | 4985 | | | | |
| 2002 | 20 | 12486 | 106 | 10861 | 269 | 3275 | 832 | 5139 | | | | |
| 2003 | 28 | 8988 | 118 | 9594 | 332 | 3104 | 872 | 4876 | | | | |
| 2004 | 42 | 6726 | 121 | 9275 | 431 | 3403 | 938 | 5189 | | | | |
| 2005 | 44 | 6542 | 121 | 9428 | 459 | 3237 | 939 | 5283 | | | | |

図表3. 生産関数の推計結果

| | 係数值 | | | サンプル数 |
|-----------|----------------------|----------------------|-----------------------|-------|
| | 労働の対数值 | 資本の対数值 | 定数項 | |
| 製造業 | 0.698 *** (0.025) | 0.221 *** (0.042) | -2.115 *** (0.779) | 8294 |
| 卸・小売業 | 0.396 *** (0.035) | 0.132 *** (0.092) | -0.094 (0.811) | 2465 |
| その他のサービス業 | 0.668 *** (0.021) | 0.183 *** (0.036) | 3.125 *** (0.574) | 3054 |
| 通信業 | 0.694 *** (0.065) | 0.261 *** (0.111) | 5.262 *** (1.428) | 427 |
| その他の産業 | 0.838 *** (0.022) | 0.079 *** (0.037) | 4.113 *** (1.082) | 3689 |

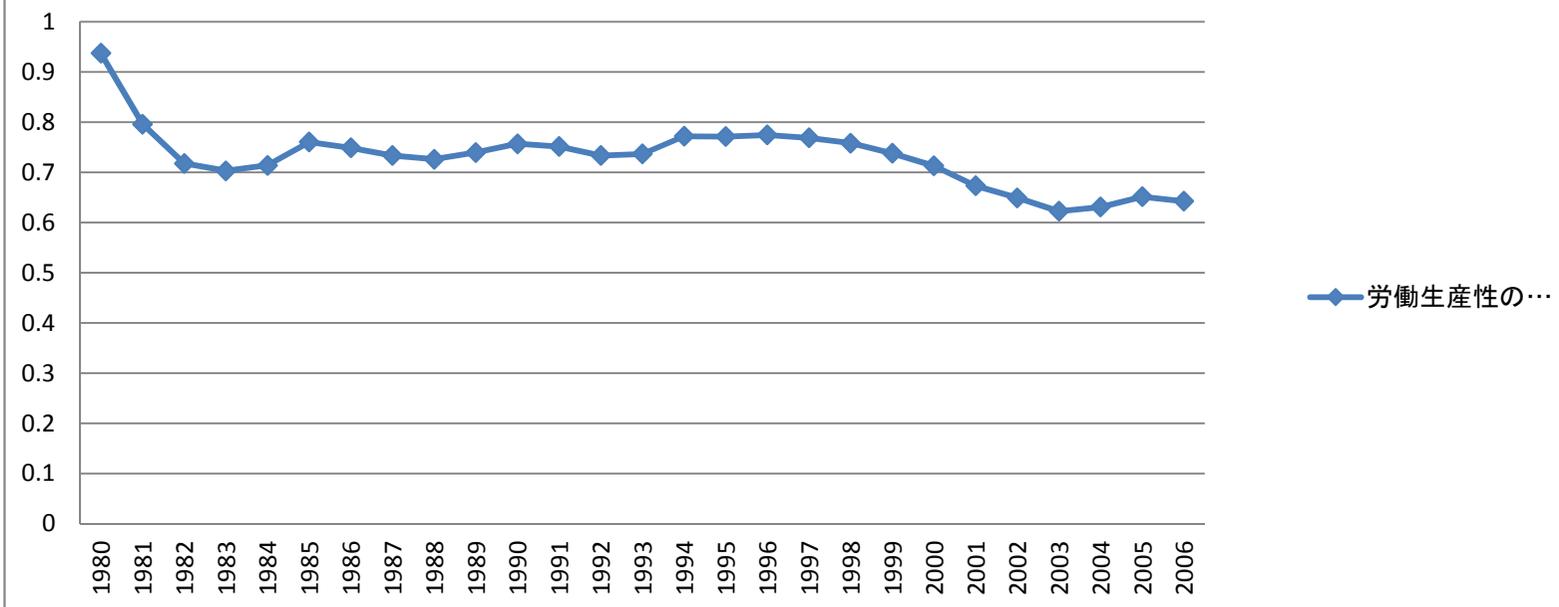
注)1. 被説明変数は売上高の対数值である。

2. 括弧内は標準偏差値である。

3. ***p<0.01

4. すべての推計式は年ダミーを含む。

図表4.日米間の経済全体の労働生産性ギャップ(1980-2006)



図表5. 日米間の労働生産性ギャップの分解、1997年

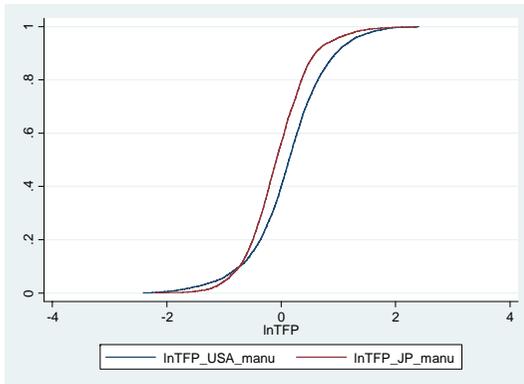
| | 労働生産性 (1)=(2)+(3)+(6) | 寄与度 | | | | TFP (6) |
|------------------|--------------------------|------------|-------------------|--------------|---------------|------------|
| | | 労働質 (2) | 資本 (3)=(4)+(5) | ICT資本 (4) | 非ICT資本 (5) | |
| 市場経済 | -0.64 | -0.02 | 0.06 | -0.01 | 0.07 | -0.68 |
| 製造業(除く、電気機械) | -0.79 | -0.06 | -0.01 | -0.02 | 0.01 | -0.72 |
| 市場型サービス業(除く、通信業) | -0.59 | 0.01 | 0.09 | 0.01 | 0.08 | -0.69 |

注) Inkaar and Timmer (2008) による結果を引用

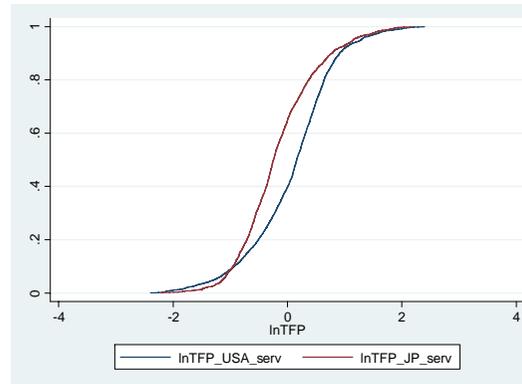
図表6. 記述統計

| 変数 | 日本上場企業 | | | | | 米国上場企業 | | | | |
|------------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|
| | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
| 製造業 | | | | | | | | | | |
| 相対的なTFPLレベル | 6763 | -0.063 | 0.565 | -2.204 | 2.363 | 8745 | 0.119 | 0.690 | -2.413 | 2.408 |
| 資本労働比率の対数値 | 6763 | 4.586 | 0.873 | -1.664 | 7.942 | 8745 | 3.727 | 1.008 | -2.136 | 8.720 |
| 売上高の対数値 | 6763 | 12.395 | 1.662 | 6.456 | 19.024 | 8745 | 12.131 | 2.273 | 4.611 | 19.078 |
| 卸・小売業 | | | | | | | | | | |
| 相対的なTFPLレベル | 2566 | 0.068 | 0.944 | -3.184 | 3.341 | 2182 | -0.052 | 1.142 | -3.392 | 3.483 |
| 資本労働比率の対数値 | 2566 | 4.489 | 1.126 | -1.768 | 8.637 | 2182 | 3.231 | 0.884 | 0.169 | 7.452 |
| 売上高の対数値 | 2566 | 12.606 | 1.495 | 7.220 | 18.166 | 2182 | 13.195 | 2.041 | 6.786 | 19.365 |
| その他のサービス業 | | | | | | | | | | |
| 相対的なTFPLレベル | 2045 | -0.159 | 0.690 | -2.218 | 2.176 | 4026 | 0.080 | 0.757 | -2.395 | 2.394 |
| 資本労働比率の対数値 | 2045 | 3.512 | 1.878 | -2.804 | 9.449 | 4026 | 3.145 | 1.404 | -3.991 | 9.752 |
| 売上高の対数値 | 2045 | 10.597 | 1.622 | 5.189 | 15.944 | 4026 | 11.427 | 2.103 | 4.047 | 18.230 |
| 通信業 | | | | | | | | | | |
| 相対的なTFPLレベル | 157 | 0.866 | 0.642 | -0.804 | 2.116 | 663 | -0.201 | 0.589 | -2.463 | 2.237 |
| 資本労働比率の対数値 | 157 | 4.265 | 1.819 | 0.571 | 7.308 | 663 | 5.006 | 1.406 | -0.821 | 8.711 |
| 売上高の対数値 | 157 | 13.120 | 2.421 | 6.539 | 18.605 | 663 | 12.425 | 2.166 | 5.253 | 18.159 |
| その他の産業 | | | | | | | | | | |
| 相対的なTFPLレベル | 1922 | -0.002 | 0.690 | -2.152 | 2.044 | 5116 | -0.009 | 0.678 | -2.137 | 2.162 |
| 資本労働比率の対数値 | 1922 | 4.887 | 1.505 | -2.390 | 10.366 | 5116 | 3.893 | 1.441 | -1.354 | 9.398 |
| 売上高の対数値 | 1922 | 12.457 | 1.684 | 7.138 | 16.736 | 5116 | 12.157 | 2.103 | 5.898 | 18.403 |

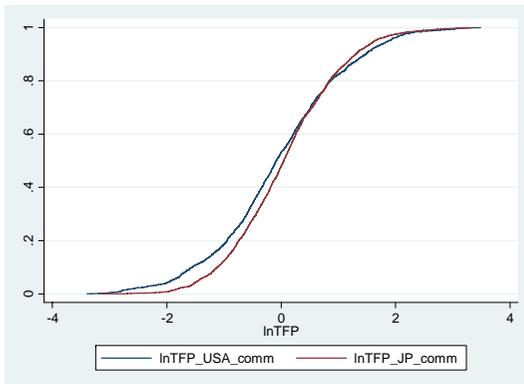
図表7-1 相対的なTFPレベルの累積分布 (製造業):2000-2005



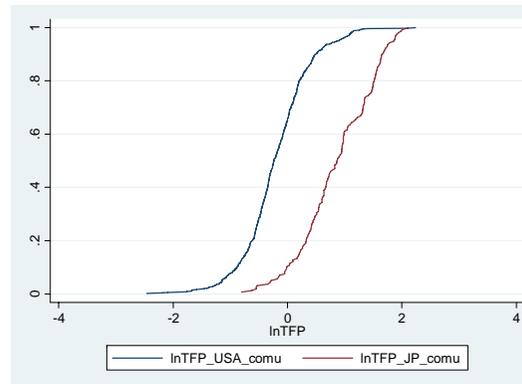
図表7-3 相対的なTFPレベルの累積分布 (その他のサービス業):2000-2005



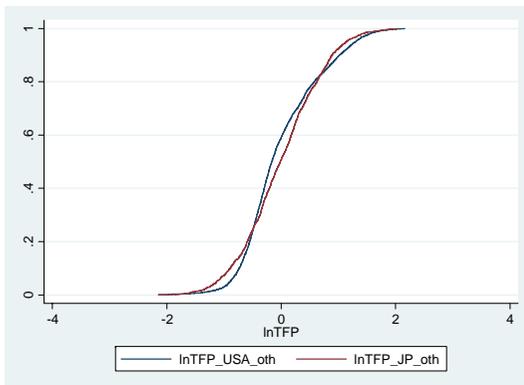
図表7-2 相対的なTFPレベルの累積分布 (卸・小売業):2000-2005



図表7-4 相対的なTFPレベルの累積分布 (通信業):2000-2005



図表7-5 相対的なTFPレベルの累積分布 (その他の産業):2000-2005



図表8. 日米の企業間TFPLレベルのKolmogorov-Smirnov検定

| 製造業 | | | | |
|-----------|-----------|--|-----------|------------|
| | 米国 = 日本 | | 米国 <= 日本 | 日本 <= 米国 |
| 2000 | 0.163 *** | | 0.035 | -0.163 *** |
| 2001 | 0.179 *** | | 0.029 | -0.179 *** |
| 2002 | 0.151 *** | | 0.024 | -0.151 *** |
| 2003 | 0.172 *** | | 0.023 | -0.172 *** |
| 2004 | 0.201 *** | | 0.026 | -0.201 *** |
| 2005 | 0.198 *** | | 0.027 | -0.198 *** |
| 卸・小売業 | | | | |
| | 米国 = 日本 | | 米国 <= 日本 | 日本 <= 米国 |
| 2000 | 0.242 *** | | 0.242 *** | -0.001 |
| 2001 | 0.134 ** | | 0.134 *** | -0.024 |
| 2002 | 0.072 | | 0.072 | -0.050 |
| 2003 | 0.071 | | 0.071 | -0.052 |
| 2004 | 0.056 | | 0.056 | -0.037 |
| 2005 | 0.061 | | 0.052 | -0.061 |
| その他のサービス業 | | | | |
| | 米国 = 日本 | | 米国 <= 日本 | 日本 <= 米国 |
| 2000 | 0.200 *** | | 0.076 | -0.200 *** |
| 2001 | 0.249 *** | | 0.047 | -0.249 *** |
| 2002 | 0.303 *** | | 0.018 | -0.303 *** |
| 2003 | 0.290 *** | | 0.018 | -0.290 *** |
| 2004 | 0.282 *** | | 0.021 | -0.282 *** |
| 2005 | 0.268 *** | | 0.017 | -0.268 *** |
| 通信業 | | | | |
| | 米国 = 日本 | | 米国 <= 日本 | 日本 <= 米国 |
| 2000 | 0.905 *** | | 0.905 *** | 0.000 |
| 2001 | 0.833 *** | | 0.833 *** | 0.000 |
| 2002 | 0.734 *** | | 0.734 *** | 0.000 |
| 2003 | 0.674 *** | | 0.674 *** | -0.017 |
| 2004 | 0.636 *** | | 0.636 *** | 0.000 |
| 2005 | 0.661 *** | | 0.661 *** | 0.000 |
| その他の産業 | | | | |
| | 米国 = 日本 | | 米国 <= 日本 | 日本 <= 米国 |
| 2000 | 0.100 * | | 0.100 ** | -0.084 * |
| 2001 | 0.076 | | 0.049 | -0.076 |
| 2002 | 0.145 *** | | 0.145 *** | -0.079 * |
| 2003 | 0.116 *** | | 0.116 *** | -0.059 |
| 2004 | 0.084 *** | | 0.084 ** | -0.073 ** |
| 2005 | 0.108 *** | | 0.108 *** | -0.064 * |

注) *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

図表9. TFP上昇率の分解結果

| | 内部効果 | シェア効果 | 共分散効果 | 参入効果 | 退出効果 | TFP上昇率(年率) |
|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|------------|
| 2003-2005 | | | | | | |
| 米国 | | | | | | |
| 製造業 | 0.93% | 0.90% | -0.28% | 0.39% | -1.37% | 0.57% |
| 卸・小売業 | -4.11% | 1.05% | 0.19% | 0.07% | -0.11% | -2.92% |
| その他のサービス業 | 0.83% | -0.46% | -1.52% | -0.11% | -3.70% | -4.96% |
| 通信業 | -1.47% | 1.06% | -0.42% | 0.04% | -1.28% | -2.07% |
| その他の産業 | 0.78% | 2.54% | -0.77% | -0.39% | -2.33% | -0.18% |
| 全産業 | -0.68% | 0.96% | -0.44% | 0.07% | -1.56% | -1.66% |
| 日本 | | | | | | |
| 製造業 | -0.46% | 0.46% | -1.60% | 0.59% | 0.00% | -1.02% |
| 卸・小売業 | 1.52% | -4.93% | -0.93% | 6.90% | -3.11% | -0.55% |
| その他のサービス業 | -1.23% | 1.26% | -1.67% | 1.71% | -0.06% | 0.01% |
| 通信業 | -4.67% | 1.68% | -0.21% | -1.14% | 0.02% | -4.32% |
| その他の産業 | -2.35% | 2.32% | -2.46% | 0.21% | 0.01% | -2.25% |
| 全産業 | -0.70% | 0.34% | -1.62% | 1.04% | -0.25% | -1.19% |