

## < 論文（経済学） >

# 企業の参入，退出と生産性： ITバブル期の情報サービス産業に関する実証分析

黒 川 太

## 要旨

本論文では，情報サービス産業の個票データを用いて企業レベルのTFPレベルを測定し，参入企業，退出企業，存続企業のTFPレベルの比較を行うことで産業の新陳代謝メカニズムが機能しているのかについて分析した。

2 標本Kolmogorov-Smirnov検定とベイズ統計的アプローチを用い各グループのTFPレベルの分布を比較した結果，ITバブルの時期には一時的に各グループ間のTFP分布の関係が変化していたことが確認された．とくにITバブル期においては，生産性の高い企業が産業から退出するという新陳代謝メカニズムの機能不全が確認された。

## キーワード

TFP，全要素生産性，参入，退出，Kolmogorov-Smirnov 検定

## 1 はじめに

日本経済が1990年代以降長期の経済停滞を経験してきたことに異論はないであろう．とくにその経済不振の原因として，日本経済における生産性の低迷が指摘され続けてきた．これまでに多くの研究・分析が行われてきたが，日本経済の生産性に関する構造的特徴として以下のことが指摘されてきた．製造業と非製造業における大きな生産性格差の存在，企業間や事業所間における労働生産性や全要素生産性（TFP）の格差の存在，アメリカ等と比較した場合の1990年代の日本における産業の新陳代謝機能の低さ，などである．最近の研究では2000年代に入って日本経済のTFPも回復基調にあることが示されているが，依然として非製造業に関しては不十分な状態であるという結果となっている<sup>1</sup>．

非製造業の生産性の低迷については、今後の日本経済を考えるうえで二重の意味で重要となってきた。ひとつは日本経済の産業構造において非製造業またはサービス業のウエイトが著しく増加していることである。もうひとつは労働集約的な性質が強い非製造業において今後の労働力不足がもたらす低成長の影響である。

産業の生産性を向上させるためには、存続している企業が生産性を引き上げ、生産性の高い企業や事業所が新規参入することが必要となる。また一方で生産性の低い企業がその産業から淘汰されることにより、その産業の新陳代謝が促され健全化される必要がある。

しかし、これまでの先行研究では必ずしもこのような新陳代謝メカニズムが正常に機能していたとはいえない。とくに1990年代以降の期間においては生産性の高い企業が逆に市場から退出してしまうという負の退出効果が非製造業に関して多く指摘されている。ただしこのような新陳代謝機能の不全が慢性的なものなのか、または市場の変動にともなって生じる一時的なものなのかについて分析した研究はこれまでのところあまり多くはない。

そこで本稿ではこのような問題意識のもと、ITバブル期をはさんだ情報サービス産業を対象に、参入企業と退出企業の生産性（TFP）が存続企業と比較してどのような状態で推移していたのかについて分布を直接比較することで新陳代謝メカニズムを分析する。分析にあたっては1997年から2002年までの経済産業省『特定サービス産業実態調査（情報サービス業）』の個票データを利用する。

本論文の構成は以下の通りである。まず第2節では、参入・退出の生産性に対する影響を分析した先行研究について実証分析を中心にサーベイを行う。第3節は分析に用いたデータと全要素生産性（TFP）の推計について説明する。そして第4節では各企業を参入企業グループ、退出企業グループ、存続企業グループに分け、各グループの年ごとのTFP水準分布がどのような状態であった

---

<sup>1</sup> 比較的長期の期間を対象とした製造業・非製造業のミクロデータを利用した研究としては、金ほか（2010）や乾ほか（2011）がある。

のかを比較分析する。最後に得られた結果をまとめ、今後のさらなる課題についても述べることにする。

## 2 先行研究のサーベイ

ミクロデータを使用した企業や事業所レベルの生産性分析はすでに多く存在するが、まず海外を対象とした代表的なものとしてはFoster et al. (2001)がある。アメリカの製造業における事業所を対象とした分析を行っており、生産性の高い事業所の開設、生産性の低い事業所の閉鎖が産業レベルのTFP上昇に大きく寄与したことを示している。さらにFoster et al. (2006) ではアメリカの小売業を対象にその生産性の大幅な上昇について分析しているが、小売業全体の生産性上昇の大部分は生産性の高い事業所の参入と生産性の低い事業所の退出によって説明されることが示されている。またBaldwin and Gu (2011) ではカナダの製造業と小売業を対象とした生産性動学分析を行っているが、やはり参入退出効果の生産性上昇に対する寄与度が高いことが示されている。先行研究をみるかぎりではアメリカやカナダにおいては製造業・非製造業を問わず新陳代謝メカニズムは正常に機能していることを示す結果となっている。

一方、日本を対象とした先行研究においては、その結論は様ではない。例えば製造業においてはNishimura et al. (2005) やFukao and Kwon (2006) が1990年代以降の新陳代謝メカニズムを対象とした分析を行っているが、そこでは生産性の低い企業よりも生産性の高い企業が退出するという機能不全（不十分な自然淘汰メカニズム）が一部の産業で発生しているという結果が示されている。一方、Kneller et al. (2012) では1994年から2005年における日本の製造業の工場の退出とTFP上昇率の関係を分析しているが、参入・退出の寄与自体が非常に小さく機能不全を示唆する結果とはなっていない。

また非製造業を対象とした分析では初期のものとしてMatsuura and Motohashi (2005) がある<sup>2</sup>。小売業を対象に生産性動学分析を行っているが、参入・退出が産業全体の生産性上昇に正の寄与をしており、新陳代謝メカニズ

ムが正常に機能していることを示唆する結果となっている。同様の結論を示すものとしては金ほか（2007）がある。1997年から2002年の非製造業を対象に生産性動学分析を行っており、高生産性企業の参入や生産性の低い企業の退出が産業の生産性上昇に寄与していること、参入効果と退出効果を合計した純参入効果も全期間平均でプラスであることが示されている<sup>3</sup>。また乾ほか（2011）では非製造業を対象に1982年から2007年という比較的長期のデータを用いて分析しているが、1990年から2002年までは一貫して存続企業のTFPレベルが参入・退出企業のTFPレベルを上回る結果となっている。

一方、深尾・権（2011）では1994年から2006年を対象に年ごとのTFPレベルを計測しているが、新陳代謝が一部機能していないことを示唆する結果となっている。とくに非製造業のうち多くの産業で退出効果が一貫して負の寄与となっており、正常な新陳代謝が行われていないことが非製造業の生産性低迷の主要因である可能性を示している。

このように、日本における産業の新陳代謝メカニズムについては製造業、非製造業の違いだけではなく、非製造業に限っても対象とする産業や時期によってもその結果は異なっている。

また企業グループ間の生産性比較の分析方法として本稿で扱う2標本Kolmogorov-Smirnov 検定（以下、K-S 検定）を用いた先行研究についても簡単に記しておく。K-S 検定は2つの母集団の確率分布の同一性を検定するノンパラメトリックな手法である。企業レベルのデータを用いた参入・退出に関する生産性分析研究の多くはGriliches and Regev (1995) や Good et al. (1997) による生産性動学分析手法を用いている。これらの手法は産業全体への寄与を

---

<sup>2</sup> 製造業よりも非製造業ではデータ制約が強く、先行研究はやや限定されたものとならざるを得ない。サービス産業におけるデータや分析の制約等については森川（2014）が詳しい。

<sup>3</sup> ただし、データの制約から生産性の指標としてはTFPではなく労働生産性を用いており、その結果を他の分析と直接比較することは難しい。

とらえるには適しているが、参入、退出グループの個々の企業の生産性に関する特徴を把握するためには各グループの生産性分布そのものを対象とするほうが適していると考えられる。その場合、K-S検定を用いることで分布間の比較を行うことができる<sup>4</sup>。例えばDelgado et al. (2002) ではスペインにおける輸出企業と非輸出企業のTFP格差をK-S検定を使って分析しており、輸出企業のTFP分布は非輸出企業のそれよりも大きな生産性の値を示す分布になっていることが示されている。また権（2011）では製造業といくつかの非製造業における上場企業を対象に、日本と米国のTFP分布をK-S検定で分析している。製造業とその他のサービス業では米国企業の生産性の方が高いが、規制産業である通信業や卸小売業では米国の上場企業の生産性は日本企業よりも高いとは必ずしもいえないとの結論になっている。本稿ではこれらの先行研究と同様の手法を用いて、参入企業と退出企業、存続企業のグループのそれぞれのTFP分布を比較分析することになる。

### 3 利用データとTFPの推計

#### 3-1 情報サービス産業実態調査（1997-2002）

本稿が企業レベルの生産性分布を比較分析するために用いたのは、経済産業省『特定サービス産業実態調査（情報サービス業）』（以下、「特サビ」）における1997年から2002年までの個票データである。特サビは日本の情報サービス産業を対象とした調査ではもっとも包括的なものであり、情報サービス産業に従事している企業、事業所のほぼ全数をカバーすることを目的とした基幹統計調査である。この全数調査という性質は参入企業や退出企業を把握する際に非常に有用となる。というのは参入企業や退出企業を区別するために調査対象産業内においてすべての企業を網羅しているという前提条件が必要であり、特サビで

---

<sup>4</sup> 生産性についてではないが、例えば後藤（2015）では中小企業と大企業の規模の分布が金融制約によってどのように異なっているのかKolmogorov-Smirnov検定を用いて分析している。

は一部の企業が調査対象範囲から除かれてしまう可能性を他の調査よりも低くすることができるからである<sup>5</sup>。

また一般的に企業は1種類だけの分野に限定せず複数の分野で活動を行っているケースがほとんどである。特サビでは各企業における営業活動のうち情報サービス業に従事している「部分」だけを補足することが可能であり、売上高、営業費用、従業員数のうち情報サービス業に関連している部分だけを利用することができる<sup>6</sup>。本稿においてはこの性質を利用し、情報サービス産業に部分的にでも従事する企業の情報サービス業務におけるTFPを推計している。

このような特サビの性質を活用することで、情報サービス産業に（部分的にでも）従事する企業をかなりの範囲でカバーすることができる。その結果、情報サービス産業における新規参入企業や退出企業の特定化がデータセットから比較的容易に行えることになる。具体的には構築したパネルデータの期間中において新しくサンプルに加わった企業を情報サービス産業に新規参入してきた企業とみなし、またデータ期間中にサンプルから消えた企業については退出したとみなす。もちろん調査漏れや未回答企業等の影響も存在するが、統計法による基幹統計調査である特サビの回収率は高く（80%以上）その影響は比較的小さいと考えることができる。よって以下では上記の定義にそって参入企業、退出企業、存続企業を区別する<sup>7</sup>。

---

<sup>5</sup> 例えば企業レベルの生産性を分析するときによく用いられる経済産業省『企業活動基本調査』では鉱業、製造業に加え、卸売業、小売業、サービス業など幅広い産業が調査対象となっているが、従業員50人以上かつ資本金または出資金が3000万円以上の企業のみが対象となっているなど制限がある。

<sup>6</sup> ただし営業用有形固定資産取得額については情報サービス業務に係わる部分とそれ以外の部分との区別はできないので注意する必要がある。本稿では資本ストックのサービス投入量の多くはリース等の貸借料から形成されている可能性が高いと判断し、貸借料については情報サービス業務に係わる部分が分離できるのでこれを利用することで影響がなるべく小さくなるよう推計している。

### 3-2 TFPの推計

本稿では生産性指標として全要素生産性（TFP）を用いる。マイクロデータを利用した生産性分析としてTFPを計測する方法は大きく2通りあり、Good et al. (1997) による指数算式を用いたノンパラメトリックな推計方法とOlley and Pakes (1996) やLevinsohn and Petrin (2003) が開発した生産関数推計によるセミパラメトリックアプローチによる推計がある。

どちらの方法にも長所・短所があり、例えばVan Biesebroeck (2007) によれば指数アプローチは計測誤差には弱いがいずれより正確であり、セミパラメトリック推計は生産性ショックに頑健であるという性質がある。本研究が対象とする情報サービス産業は技術進歩のスピードが速くさらにバブル期をはさんだ期間であるため、横断的にも時系列的にも生産性ショックが強く発生している可能性が高いと考えられる。また特サビでは資本ストックに必要な有形固定資産取得額の情報サービス業務に係わる部分を区別することができないため計測誤差も考慮する必要がある。よって本稿ではOlley and Pakes (1996) によるセミパラメトリック推計（以下、OP推計）を用いてTFPを計測することにする<sup>8</sup>。

まず以下のようなコブ・ダグラス型生産関数を仮定する。

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

ここで  $y_{it}$  は  $t$  年における企業  $i$  の付加価値の対数値、 $k_{it}$  と  $l_{it}$  はそれぞれ資本と労働のサービス投入量の対数値である。また  $\omega_{it}$  は企業には観察可能だがデータとしては観察不可能な生産性ショック、 $\epsilon_{it}$  は企業にも予見不可能な

---

<sup>7</sup> Nishimura et al. (2005) や金ほか (2008) など『企業活動基本調査』を用いた先行研究においては50人以下になった場合にはその都度調査対象からの漏出が発生してしまう。一方、全数調査である特サビにおいては原則上そのような可能性は低い。ただし、積極的な企業合併によって企業が吸収されたケースについては特サビデータでも区別することはできない。

<sup>8</sup> Good et al. (1997) による計測手法を用いて指数タイプのTFPも試算したが、実際にはOP推計との定性的な相違点はほとんどなかった。

ショック（ホワイトノイズ）である。このような構造の場合、企業の経営者が予見または観察可能な生産性ショックに直面したときには、そのショックに応じて設備投資行動を変化させることになる。この場合、要素投入需要と $\omega_{it}$ が相関することになり、通常の最小二乗法による回帰係数は一致推定量とはならないことが知られている。これを回避するためにOP推計では(1)式の $\omega_{it}$ について2つの仮定をおくことによって一致推定量を求める<sup>9</sup>。そして推計された(1)式における残差をTFP（の対数値）と定義する。

生産関数の推計にあたり使用したデータについても簡単に説明しておく。まず付加価値については情報サービス業務に係わる売上から営業費用を除き、人件費・労務費とレンタルコストを加えたものを用いている<sup>10</sup>。実質化に当たっては日本銀行の企業サービス価格指数の情報サービス産業の値を使用している<sup>11</sup>。労働投入については従業者数に「賃金センサス」における情報サービス産業の平均労働時間をかけたものを用いている。資本投入については基本的に恒久棚卸法によって資本ストックを推計している。しかし、情報サービス産業においてはコンピュータを中心とするリース資本の比重が高く、これを考慮しない場合には資本ストックが過小推計されることになる。そこで特サビにおいてはコンピュータリースのデータも利用可能となっていることを利用し、リース分を資本のユーザーコストで除しそれを資本ストックに算入している<sup>12</sup>。

生産関数の推計に用いたデータの基本統計量が表1である。1997年から2002年において対象となった企業は6026社、企業×年では18405となっている。ま

<sup>9</sup> 具体的には「 $\omega_{it}$ は一階のマルコフ過程従う」「企業の設備投資は生産性ショック $\omega_{it}$ の単調増加関数である」という仮定である。実際には統計パッケージソフトウェアのSTATA ver. 14を用いてGMM推定量を求めている。

<sup>10</sup> 以下、用いたすべてのデータはとくに断らない限り情報サービス業務に係る値を用いている。

<sup>11</sup> 実際の推計にあたっては実質付加価値が負値になっている企業は除いている。

<sup>12</sup> 建物・構築物についても同様にリース分を資本化し、Divisia集計したものを資本ストックとして用いている。

たその企業規模は従業員数でみた場合平均150人程度、売上高でみた場合には2億3800万円程度となっており、比較的中・小規模の企業も含まれたデータとなっていることがわかる。

表2は(1)式のOP推計結果である。この推計結果からは情報サービス産業の生産技術は規模に対して収穫逓減の性質が強い可能性が示唆されている<sup>13</sup>。また生産関数については情報サービス業務における各業務ダミーと年ダミーをコントロール変数として含めたケースと含めなかったケースを推計しているが、推計結果にはとくに大きな違いは確認されなかった<sup>14</sup>。以下では両ダミーを含めたmodel 2によって推計されたTFPを対象に分析を進めていくことにする。

表1 基本統計量

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
従業員数(人)	18405	150.381	488.646	1	23668
売上高(百万円)	18405	283.306	1764.239	0.300	103000
付加価値(対数値)	18405	10.249	1.634	1.081	16.917
資本ストック(対数値)	18405	9.885	1.850	0.041	17.760
労働投入量(対数値)	18405	3.847	1.415	-0.010	10.062
設備投資(対数値)	18405	5.721	2.195	-8.793	16.568
TFP(対数値)	18405	0.125	0.652	-7.556	3.824

注) TFPについては次表のOllay and Pakes(1996)にもとづいた推計値のうちmodel 2の値を用いている。

推計されたTFPを用いて、ITバブル期(1999年～2000年)をはさんだ情報サービス産業全体の生産性がどのように推移していたのか確認しておく。Olley and Pakes (1996)に従って、 $t$ 年における産業全体の平均的なTFPの対数値を次式のように定義する。

<sup>13</sup> 同様のセミパラメトリックな推計方法でTFPを計算している権(2011)においても、製造業が規模に対して収穫一定なのに対して卸・小売業やその他のサービス業の生産技術は規模に対して収穫逓減となっている。

<sup>14</sup> 業務ダミーについては、特サビでの業務内訳を基準に最も大きな売上割合となっているものを1としている。業務内訳については以下の通り：情報処理サービス、受注ソフトウェア開発、ソフトウェア・プロダクツ、システム等管理運営受託、データベース・サービス、各種調査、その他。

表2 生産関数のOP推計結果

被説明変数: ln(付加価値)	model 1		model 2	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(資本ストック)	0.210 ***	0.017	0.220 ***	0.006
ln(労働)	0.673 ***	0.007	0.665 ***	0.007
業務ダミー	No		YES	
年ダミー	No		YES	
サンプル数	18405		18405	
企業数	6026		6026	

注) 係数はOlay and Pakes (1996)に基づいたGMM推定量であり, \*\*\*は1%水準で有意であることを示す。統計パッケージにはSTATA Ver.14を使用し, 生産関数推計のためのコマンドであるprodestを利用している。

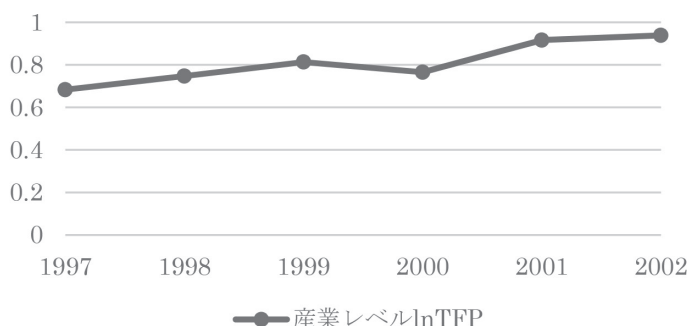
$$\ln TFP_t = \sum_{i=1}^n s_{it} \ln TFP_{it} \quad (2)$$

ここで  $\ln TFP_{it}$  は  $t$  年における企業  $i$  のTFPレベルの対数値,  $s_{it}$  は企業  $i$  の情報サービス産業における売上高シェアである。

(2)式に従って計算した情報サービス産業における平均  $\ln TFP$  の推移を表したものが図1である。情報サービス産業における産業レベルの平均的な生産性はITバブルが崩壊する2000年前後に一時的な落ち込みが生じているが、われわれのデータの基点である1997年以降生産性は上昇トレンドとなっている。深尾・権(2011)では非製造業の平均TFPレベルは景気底入れ前の1998年以降から上昇傾向であることが示されており、情報サービス産業においても同様の傾向が確認されたといえる<sup>15</sup>。

<sup>15</sup> ただし深尾・権(2011)では図1とは異なり1997年から1998年にかけて非製造業の平均TFPレベルはかなり大きく落ち込んでいる。この点についてはITバブルに突入している情報サービス産業と非製造業全体では異なる動きをしている可能性がある。

図1 情報サービス産業における平均  $\ln TFP$  の推移



次節では情報サービス産業の生産性が上昇トレンド傾向にあるこの期間において、存続企業と比較した参入企業、退出企業の企業レベルの生産性がどのような分布をしていたのかについて比較分析を行う。

## 4. 参入企業、退出企業、存続企業の生産性比較

### 4-1 2 標本 Kolmogorov-Smirnov 検定による生産性分布の比較

本節では、前節で推計した企業レベルの生産性指標である  $\ln TFP_{it}$  について、参入企業、退出企業、存続企業の各グループでどのような分布をしているのかについて比較・分析を行う。ただし本稿で扱うデータは1997年から2002年までの期間となっており、その分析期間はかなり制限されてしまう。例えば1997年においては前年のデータがないために新規参入企業と存続企業を区別することは不可能である。また2002年においては次年に退出する予定の企業を特定することができない。そのため以下の分析では1998年から2001年までの4年間にける分布の変化を対象とする。

各年の企業を参入企業 (Entry), 退出企業 (Exit), 存続企業 (Stay) にグループ化し、その  $\ln TFP$  レベルの累積分布を表したものが図2である。これらの累積分布が右側 (左側) に分布、または累積分布の値が低い (高い) 場合、そのグループの生産性が高い (低い) と判断することができる。

図2 参入企業 (Entry), 退出企業 (Exit), 存続企業 (Stay) の  $\ln TFP$  分布

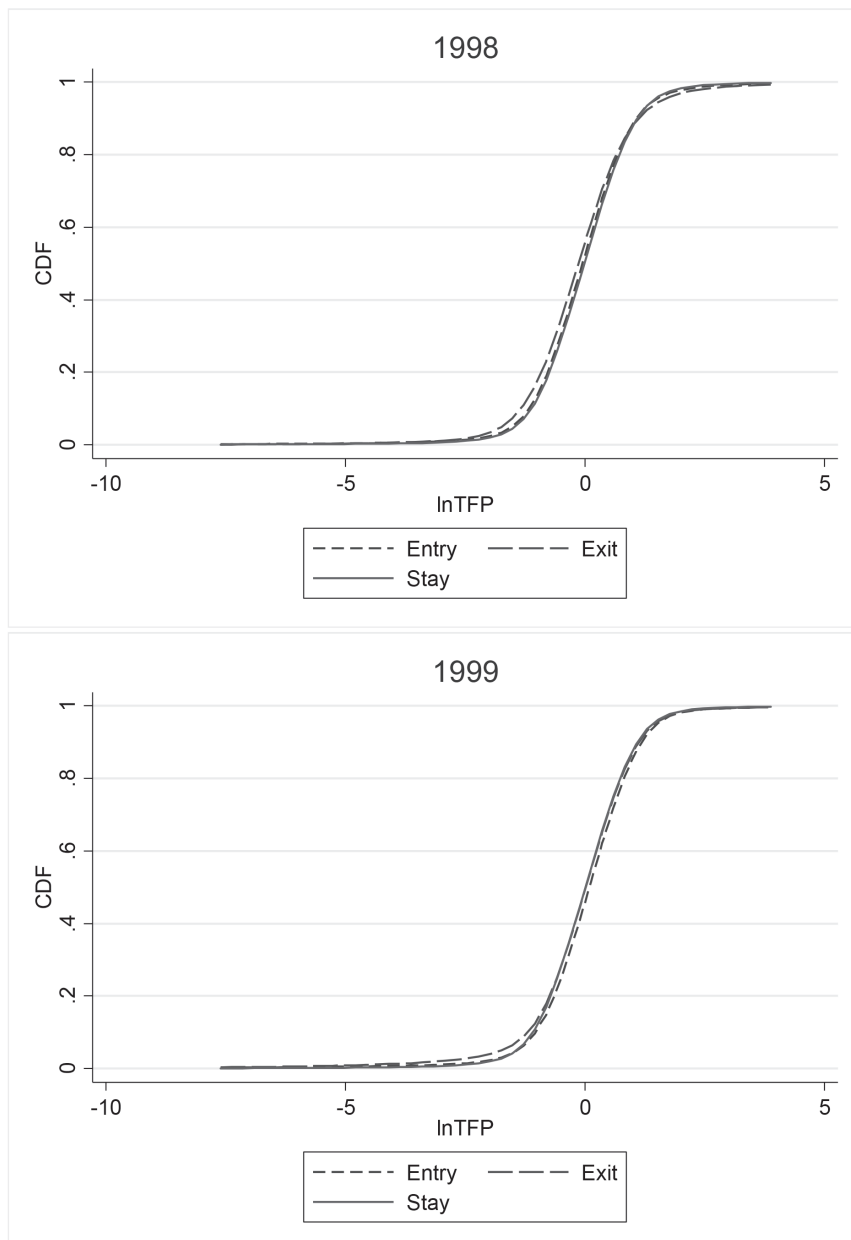


図2(続き) 参入企業(Entry), 退出企業(Exit), 存続企業(Stay)の $\ln TFP$ 分布

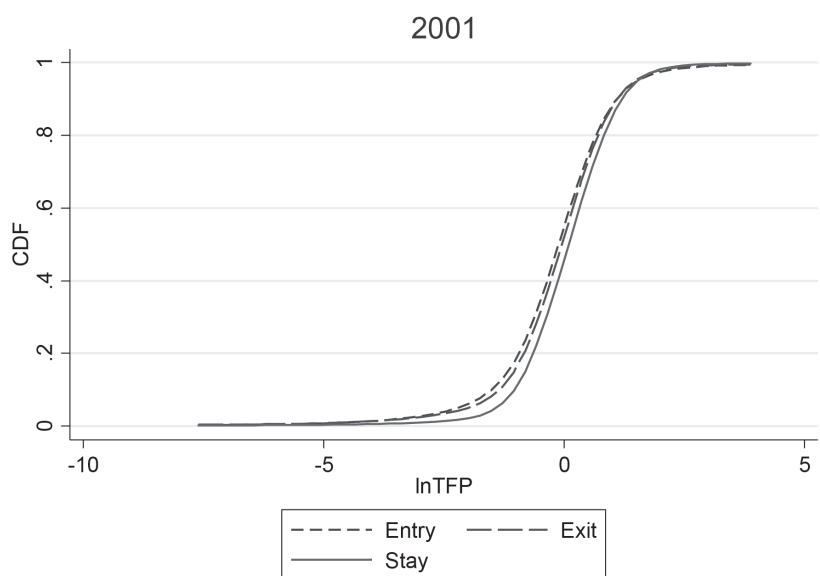
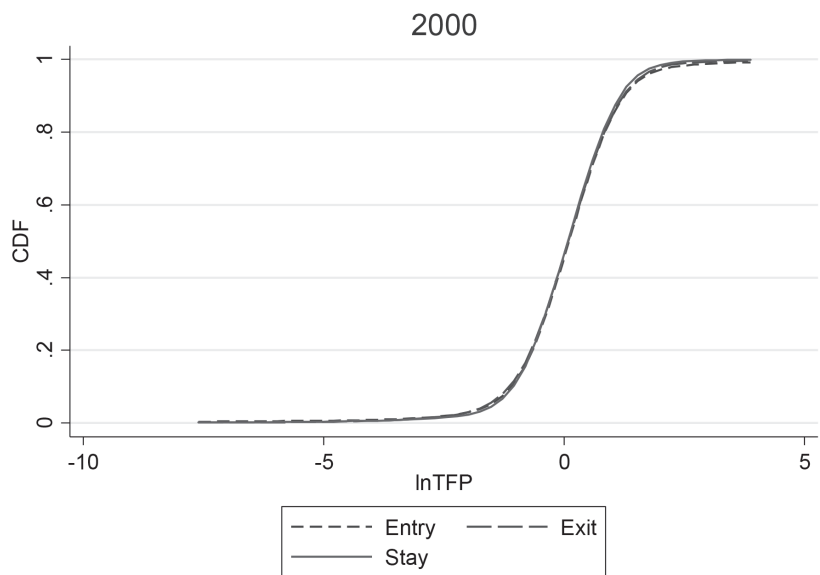


図2では各グループの分布の差異がやや判明しづらいが、次のような特徴が読み取れる。まず1998年において退出企業グループは左に分布しており、その生産性は全体として低いといえる。1999年についてもその傾向が若干みられるが、2000年になると各グループの分布はほぼ同じ形状となる。そして2001年になると、存続企業と比較して参入企業と退出企業の実産性は左に分布する傾向がはっきり観察できる。2001年をITバブル崩壊後とすると、それ以前と以後では参入・退出企業の実産性分布が大きく変化している可能性がある。ただしこれはあくまで分布の形状を概観しているだけなので明確な判断は困難である。

そこでDelgado et al. (2002) の分析フレームワークを用い、K-S検定を用いて各グループのTFPレベルを比較分析する。具体的には以下のような仮説を検証する。

(i) 両側検定

$$H_0 : F(x) - G(x) = 0 \quad \text{all } x \in \mathbb{R} \quad \text{vs.} \quad H_1 : F(x) - G(x) \neq 0 \quad \text{some } x \in \mathbb{R}$$

(ii) 片側検定①

$$H_0 : F(x) - G(x) \leq 0 \quad \text{all } x \in \mathbb{R} \quad \text{vs.} \quad H_1 : F(x) - G(x) > 0 \quad \text{some } x \in \mathbb{R}$$

(iii) 片側検定②

$$H_0 : F(x) - G(x) \geq 0 \quad \text{all } x \in \mathbb{R} \quad \text{vs.} \quad H_1 : F(x) - G(x) < 0 \quad \text{some } x \in \mathbb{R}$$

ここで  $F(x)$  と  $G(x)$  はそれぞれ比較するグループの累積密度関数、 $x$  は各企業の実産性である。両側検定では両方の分布が異なるかどうかをテストし、片側検定ではどちらの分布が確率優位となっているのかをテストする。例えば  $F(x)$ ,  $G(x)$  をそれぞれ参入企業と存続企業の累積密度関数としたとき、両側検定が棄却されかつ片側検定①も棄却された場合には参入企業の分布  $F(x)$  が左に位置する、すなわち実産性が低いということを意味する。

表3は「参入企業と存続企業」「退出企業と存続企業」「参入企業と退出企業」を対象に行ったK-S検定の結果である。以下では5%または1%水準で有意な

ケースについて取り上げる。まず存続企業と比較した参入企業の生産性であるが、1998年は相対的に低いTFPレベルの分布になっている。しかし1999年には逆に存続企業の分布よりも右側に位置するという変化が起きており、参入した企業の生産性は存続企業よりもかなり高い企業が多かったことを示している。ITバブルピークの2000年には両者の差はなくなるが、2001年になると1998年と同様に参入企業の生産性は再び相対的に低い状況に戻っている。

また退出企業の生産性については1998年では参入企業と同様に存続企業よりも低い生産性水準だったが、1999年にはその差は消失している。そして2000年では存続企業よりも退出する企業の生産性のほうが高いという負の退出効果が発生していることが確認される。その後2001年では負の退出効果は消え、再び既存企業よりも退出企業の生産性は低くなっている。

表 3 2 標本 Kolmogorov-Smirnov 検定結果

参入企業:  $F(x)$  & 既存企業:  $G(x)$

年	企業数		$H_0: F = G$		$H_0: F \leq G$		$H_0: F \geq G$	
	参入企業	既存企業	統計量	p-value	統計量	p-value	統計量	p-value
1998	871	4775	0.0424	0.024	0.0424	0.012	-0.0145	0.596
1999	313	4931	0.1006	0.000	0.0113	0.891	-0.1006	0.000
2000	460	4639	0.0534	0.091	0.0379	0.210	-0.0534	0.045
2001	399	4793	0.1555	0.000	0.1555	0.000	-0.0239	0.551

退出企業:  $F(x)$  & 既存企業:  $G(x)$

年	企業数		$H_0: F = G$		$H_0: F \leq G$		$H_0: F \geq G$	
	退出企業	既存企業	統計量	p-value	統計量	p-value	統計量	p-value
1998	244	4775	0.1508	0.000	0.1508	0.000	-0.0450	0.394
1999	501	4931	0.0559	0.117	0.0521	0.085	-0.0559	0.059
2000	597	4639	0.0622	0.033	0.0521	0.056	-0.0622	0.017
2001	731	4793	0.1162	0.000	0.1162	0.000	-0.0131	0.804

参入企業:  $F(x)$  & 退出企業:  $G(x)$

年	企業数		$H_0: F = G$		$H_0: F \leq G$		$H_0: F \geq G$	
	参入企業	退出企業	統計量	p-value	統計量	p-value	統計量	p-value
1998	871	244	0.1340	0.001	0.0506	0.336	-0.1340	0.000
1999	313	501	0.0658	0.374	0.0163	0.902	-0.0658	0.188
2000	460	597	0.0380	0.847	0.0380	0.472	-0.0302	0.623
2001	399	731	0.0713	0.145	0.0713	0.073	-0.0164	0.871

注) 「 $F = G$ 」, 「 $F \leq G$ 」, 「 $F \geq G$ 」はそれぞれ累積密度関数 $F$ ,  $G$ の値に関する帰無仮説である。

また、網掛け部分は5%水準で両側検定「 $F = G$ 」で有意かつ片側検定で有意となるケースを示している。

また参入企業と退出企業の比較では、ほとんどの年で両者に明確な分布の差は存在せず、1998年のみに於いて参入企業の生産性が退出企業の生産性よりも高いという結果になっている。

以上の結果をふまえると、ITバブルのピーク前後では参入・退出企業の分布と存続企業の分布の関係性が変化していたことが確認された。産業の新陳代謝メカニズムが正常に機能しているならば、生産性の高い企業は存続し、生産性の劣る企業は退出するはずである。しかし、1999年には存続企業の生産性水準と同等の企業が退出し、さらに2000年においてはむしろ生産性水準が高い企業が退出するという現象が発生している。図1で確認された2000年における産業レベルTFPの一時的な落ち込みは、高い生産性を有する企業がなんらかの理由で退出せざるを得なかったことが引き起こした可能性がある。Nishimura et al. (2005) や深尾・権 (2011) が指摘するように、この時期においては新陳代謝の機能不全が情報サービス産業においても発生していたことを示唆している<sup>16</sup>。ただし1998年と2001年ではそのような状況は発生せずに退出企業の相対的な生産性は低く、情報サービス産業において1990年代以降一貫して新陳代謝メカニズムが機能していなかったというわけでもない<sup>17</sup>。

## 4-2 ベイズ統計的アプローチによる頑健性チェック

ここでは頑健性のチェックのため、ベイズ統計的アプローチを用いて参入企業、退出企業、存続企業の $\ln TFP$ の事後分布を推計し、各グループの事後期待

<sup>16</sup> 別の理由としてはCaballero et al. (2008) のゾンビ企業仮説のように不良債権問題を表面化させないような生産性の低い企業の延命が行われていたのかもしれない。

<sup>17</sup> また参入企業についてはほぼ退出企業との分布の差はなく、1999年をのぞけば存続企業よりも低い生産性であることが示されている。しかし、存続企業に対する参入企業の生産性に関しては産業や競争環境の特性によりどの状態がノーマルなのかは一概に判断することは難しい。1999年については正の参入効果が発生していることを示唆しているが、これは資金制約緩和により高生産性企業の参入が容易になった可能性もあるのかもしれない。

値の大小関係に関する研究仮説が正しい確率を計算する．企業の $\ln TFP$ が正規分布  $x \sim N(\mu, \sigma)$  にしたがって、母平均  $\mu$  と母標準偏差  $\sigma$  が、それぞれ十分広い範囲の一様分布  $\mu \sim U(-100, 100)$ ,  $\sigma \sim U(0, 100)$  にしたがうとしてベイズ分析を行った<sup>18</sup>．点推定には事後期待値を用い、事後標準偏差と中位数、95%の確信区間をまとめたものが表4である．

参入企業の $\ln TFP$ の事後期待値は1999年をピークに低下し、2001年にはかなり低い値になっている．一方退出企業については1998年から2000年までは上昇したのち2001年には低下しており、生産性の低い企業が退出していることを示唆している．また3グループのなかで退出企業の分散が期間を通じて大きな傾向があり、退出する企業にはかなりばらつきがあることがうかがえる．存続企業については事後期待値が年毎に上昇しており、これに関しては先行研究で示されている正の内部効果が情報サービス産業においても生じていると考えられる．また効果量をみると、存続企業を基準とした事後期待値の各グループ間の差異は2001年において確認することができる<sup>19</sup>．存続企業は2001年においてもっとも生産性が高くなっており、かつ参入企業や退出企業との生産性格差がはっきり存在していることが確認できる．

推計された事後分布から実際に各グループの $\ln TFP$ の事後期待値に差が存在するという研究仮説が正しい確率を計算した結果が表5である．存続企業に対して参入企業のほうが $\ln TFP$ の平均が大きいという研究仮説が正しい確率は1998年には2.8%しかないが、1999年では98.2%という高い確率になっている．その後2000年には54.8%と存続企業と参入企業の平均の差はほとんどなくなり、2001年には参入企業の生産性の平均値が大きい確率は0%となっている．

<sup>18</sup> STATA Ver. 14.2 を用い、バーンイン期間を2500回として長さ12500のチェーンを発生させ、MH法によって得られた10000個の乱数で事後分布を近似した．各変数のトレースプロットや自己相関分布等は紙幅の都合上省略するが、系列相関や収束については特に問題はなかった．

<sup>19</sup> 効果量 (effect size) は平均値の差を標準偏差で割った  $ES = (\mu_{Entry (Exit)} - \mu_{Stay}) / \sigma$  で定義されるが、ここでは分母の標準偏差  $\sigma$  に存続企業の標準偏差  $\sigma_{Stay}$  を用いている．

表 4 参入・退出・存続企業におけるlnTFPの事後分布推定結果

			事後 期待値	事後 標準偏差	中位数	[ 95%確信区間 ]	
1998	参入企業	平均	-0.061	0.017	-0.060	-0.094	-0.027
		分散	0.690	0.012	0.690	0.666	0.714
	退出企業	平均	-0.110	0.054	-0.110	-0.217	-0.007
		分散	0.842	0.038	0.840	0.770	0.925
	存続企業	平均	-0.023	0.010	-0.023	-0.043	-0.004
		分散	0.622	0.007	0.622	0.609	0.636
1999	参入企業	平均	0.071	0.035	0.071	0.004	0.141
		分散	0.639	0.025	0.638	0.591	0.689
	退出企業	平均	-0.070	0.041	-0.071	-0.148	0.008
		分散	0.897	0.029	0.897	0.844	0.955
	存続企業	平均	-0.004	0.009	-0.004	-0.021	0.012
		分散	0.601	0.006	0.601	0.590	0.614
2000	参入企業	平均	0.039	0.044	0.039	-0.048	0.126
		分散	0.932	0.032	0.932	0.872	0.996
	退出企業	平均	0.047	0.031	0.047	-0.015	0.108
		分散	0.771	0.022	0.770	0.728	0.814
	存続企業	平均	0.034	0.010	0.033	0.015	0.052
		分散	0.657	0.007	0.657	0.644	0.671
2001	参入企業	平均	0.008	0.068	0.009	-0.129	0.142
		分散	0.020	0.050	0.020	-0.080	0.117
	退出企業	平均	-0.225	0.047	-0.225	-0.317	-0.132
		分散	0.978	0.034	0.978	0.915	1.047
	存続企業	平均	-0.136	0.036	-0.136	-0.208	-0.067
		分散	0.967	0.026	0.967	0.918	1.019
2001	参入企業	平均	0.064	0.010	0.063	0.045	0.082
		分散	0.670	0.007	0.670	0.657	0.685
	退出企業	平均	-0.430	0.071	-0.430	-0.570	-0.288
		分散	-0.298	0.056	-0.297	-0.408	-0.190
	存続企業	平均	-0.430	0.071	-0.430	-0.570	-0.288
		分散	-0.298	0.056	-0.297	-0.408	-0.190

注) 効果量については分母の標準偏差として存続企業の標準偏差を用いている。

一方、存続企業に対して退出企業のlnTFPの平均が大きい確率は1998年、1999年では5.8%程度と小さな確率であるが、2000年には65.4%と急激に上昇している。このことはK-S検定での結果と同様に、生産性の劣る企業が退出するとい

う産業の新陳代謝の機能不全が生じている可能性が2000年において高まったことを示唆している。ただし2001年にはその確率は0%となり、新陳代謝機能は再び正常化したことを示している。

表5 研究仮説「lnTFPの平均の差が存在する」が正しい確率

研究仮説	1998	1999	2000	2001
参入企業 > 存続企業	0.028	0.982	0.548	0.000
退出企業 > 存続企業	0.058	0.058	0.654	0.000
参入企業 > 退出企業	0.803	0.997	0.446	0.069

以上の結果をまとめれば、K-S検定、ベイズ統計的アプローチのどちらにおいてもITバブル期の前後で参入する企業と退出する企業の生産性分布が大きく変化していたことが示唆された。とくに退出企業については高い生産性を有する企業が産業から退出するという新陳代謝機能不全が一時的に発生していた可能性が高いことが示された。

## 5 むすびにかえて

本研究では1997年から2002年までの情報サービス産業の個票データを用いて、参入企業、退出企業、存続企業の企業レベルのTFP分布を比較検証した。産業の新陳代謝が正常に機能している場合、存続企業の生産性は上昇し、一方生産性の劣る企業は退出することになる。しかしこれまでの生産性動学分析を用いた先行研究で明らかにされているように、1990年代から2000年代前半にかけての日本の製造業や非製造業では存続企業よりも退出企業の生産性が高いという逆転現象の可能性が指摘されてきた。そこで本稿ではこの状況がITバブル期を含んだ期間において情報サービス産業で同様に生じていたのかについて、企業レベルのTFP分布をそのまま比較することで検証した。その結果としては以下のようにまとめられる。

まず参入・退出企業の分布と存続企業の分布は期間を通じて一定とはなっておらず、ITバブルのピーク前後で大きく変化していた。とくに退出企業の生産性について注目すると、1999年と2000年においては存続企業と同等かむしろ生産性水準が高い企業が退出しているという結果が示された。情報サービス産業において大きな変動が生じている期間に新陳代謝の機能不全が起こっていたことを示唆する結果となった。一方、それ以外の年では退出企業の相対的な生産性は低く、先行研究の結果とは異なり、情報サービス産業においては新陳代謝メカニズムの機能不全は一時的なものであったという可能性が示唆された。

もちろん本稿における分析とその結果については不十分な点も多く残されている。まず本稿で用いたデータの制約から、吸収合併などによる新規参入企業や退出企業の区別が明確ではないことがあげられる。また1998年から2001年という短い期間に限定された分析ということも今後改善すべき点である。さらに生産性の高い企業が退出する要因そのものについても本稿ではその議論を十分に行っていない。例えば生産性の高い起業が退出する背後には企業規模による金融制約や情報サービス業界内の企業系列構造などが影響している可能性がある。この点については資金制約や企業グループの存在など企業特性とその生産性についての関係性を含むさらなる実証分析が必要であろう。また参入企業の役割についてもさらなる分析が望まれる。これらについては今後の課題としたい。

## 参考文献

- Baldwin, J. R. and W. Gu (2011) “Firm Dynamics and Productivity Growth: A Comparison of the Retail Trade and Manufacturing Sectors,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 3, pp. 367-395.
- Caballero, R. J., T. Hoshi and A. K. Kashyap (2008) “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” *American Economic Review*, 98 (5), pp. 1943-1977.

- Clementi, G. L. and H. A. Hopenhayn (2006) “A Theory of Financing Constraints and Firm Dynamics,” *Quarterly Journal of Economics* 121 (1), pp. 229-265.
- Delgado, M. A., J. C. Fariñas and S. Ruano (2002) “Firm Productivity and Export Markets: a Non-Parametric Approach,” *Journal of International Economics*, 57, pp. 397-422.
- 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: The University of Chicago Press, pp. 303-372.
- Foster, L., J. Haltiwanger, and C. J. Krizan (2006) “Market Selection, Reallocation, and Restructuring in the U.S. Retail Trade Sector in the 1990s,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 4, pp. 748-758.
- Good, D. H., M. I. Nadiri and R. C. Sickles (1997) “Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity,” in M.H. Pesaran and P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Vol. 2. Microeconometrics*, Oxford, England: Basil Blackwell, pp.14-80.
- Griliches, Z. and H. Regev (1995) “Productivity and Firm Turnover in Israeli Industry: 1979-1998,” *Journal of Econometrics*, Vol. 65, No. 1, pp. 175-203.
- Kneller, R, D. McGowan, T. Inui and T. Matsuura (2012) “Globalization, Multinationals and Productivity in Japan’ s Lost Decade,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 26, No. 1, pp. 110-128.
- Matsuura, T and K. Motohashi (2005) “Market Dynamics and Productivity in Japanese Retail Industry in the late 1990’ s,” RIETI Discussion Paper Series, 05-E-001.
- Nishimura, K. G., T. Nakajima and K. Kiyota (2005) “Does the Natural Selection Mechanism Still Work in Severe Recessions? Examination of the Japanese Economy in the 1990s,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 58, No. 1, pp. 53-78.
- Olley, G. S. and A. Pakes (1996) “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, Vol. 64, No.

6, pp. 1263-1297.

Van Biesebroeck, J. (2007) “Robustness of Productivity Estimates,”  
*Journal of Industrial Economics*, Vol. 55, No. 3, pp. 529-569.

乾友彦・金榮慤・権赫旭・深尾京司 (2011)「生産性動学と日本の経済成長：『法人企業統計調査』個票データによる実証分析」, RIETI Discussion Paper Series, 11-J-042.

金榮慤・権赫旭・深尾京司 (2007)「企業・事業所の参入・退出と産業レベルの生産性」, RIETI Discussion Paper Series, 07-J-022.

経済産業省『特定サービス産業実態調査』『情報サービス産業』.

権赫旭 (2011)「日米上場企業データによるTFPレベルの国際比較分析」,  
RIETI Discussion Paper Series, 11-J-019.

後藤康雄 (2014)『中小企業のマクロ・パフォーマンス』日本経済新聞社.

深尾京司・権赫旭 (2011)「日本経済成長の源泉はどこにあるのか：マイクロデータによる実証分析」, RIETI Discussion Paper Series, 11-J-045.

森川正之 (2014)『サービス産業の生産性分析』日本評論社.

(くろかわ ふとし 本学専任講師)