

## 論 文

## R&amp;Dと生産性\*

—— 集計生産性と企業規模・年齢 ——

古 賀 款 久

## 要 旨

本稿では、わが国の株式上場企業約 3,700 社を対象に、生産関数の推計、生産性の計測、および、集計生産性の推計を行った。次に、サンプル企業を中小企業と大企業に二分割し、各企業グループ間・各企業グループ内で集計生産性の変化を見た。その結果、資源の再配分効果は、企業グループ間で生じているだけでなく、各企業グループ内でも活発であることが確認された。同時に、企業レベルの R&D は集計生産性を 1.3-5 倍程度も拡大することが明らかとなった。一方、サンプル企業を成熟企業と老齢企業に二分割した場合には、企業規模で分割した場合ほど明確な結論を導くことができなかった。

キーワード：生産性；R&D；内生性；資源再配分；企業規模；企業年齢  
 経済学文献季報分類番号：02-42；09-50

## 1. はじめに

近年の実証分析では、企業レベルの生産性を加重平均して計算される集計生産性 (Aggregate productivity) の変化に大きな関心が集まっている。集計生産性は、企業の実生産性とともに変化するが、それだけでなく、産業における企業の構成によっても影響を受ける<sup>1)</sup>。より具体的には、生産性の低い企業が退出するとともに、生産性の高い企業が参入す

\* 本稿は、筆者が、関西大学の在外研究期間中 (2013 年 4 月 9 日～2013 年 9 月 26 日) に Webster University (アメリカ合衆国ミズーリ州セントルイス市) で行った研究成果の一部である。筆者を暖かく受け入れて下さった Webster University の教職員の方々、在外研究の機会を与えて下さった関西大学、ならびに、関西大学経済学部へ厚く御礼申し上げる。なお、本稿に見られる誤謬は、全て筆者の責任に帰する。

1) Melitz and Polanec (2012)

れば、集計生産性は向上する。また、既存企業の間でも、効率性の低い企業から効率性の高い企業に資源が再配分されれば、集計生産性は向上する。

集計生産性の基礎となる企業の生産性については、生産者の間で、あるいは非常に狭く定義された産業の間でさえ、大きな格差（異質性）が観察されることが知られている。また、生産者間に観測されるそれらの格差は時間を経ても一向に縮小しないこと（持続性：Persistence）、の二点がコンセンサスとして指摘されている<sup>2)</sup>。このため、集計生産性も、産業によって大きく異なることが知られている。

Syverson（2011）は、企業（あるいは事業所）の生産性の水準に影響を与える要因を、「企業内部の要因」と企業を取り巻く「外部環境」とに大別した。企業内部の要因は、さらに、経営慣行や経営者の能力、高品質の労働と資本、IT（情報技術）とR&D、Learning By Doing、製品イノベーション、および、企業組織の決定、の六つの要因に分類される。これに対して、企業を取り巻く「外部要因」は、生産性のスピルオーバー、市場の競争（産業内競争と貿易）、規制緩和（と適切な規制）、および、生産要素市場の柔軟性の四つに分類される。

本稿では、生産者の生産性に影響を及ぼすこれらの要因の中でも、R&Dの果たす役割に注目する。とりわけ、R&Dが集計生産性をどのくらい向上させるのか、R&Dは、企業グループ間・企業グループ内の資源再配分を促進するのか、阻害するのか、について実証的に検討する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では実証分析の枠組みについて説明する。ここではR&Dが生産性ショックに与える効果を明示的に組み込んだ生産関数を紹介し、その生産関数を推計する際の手順を解説する。推計に際して、観測できない生産性ショックと生産要素との間に生じうる相関をどのように取り除くのが主な論点となる。続いて、使用データの概要に言及する。本稿の実証分析では、東洋経済新報社から公開されている上場企業の財務データと、経済産業研究所が公表している産業レベルのデータを用いる。

第3節では、集計された生産性を分解し、企業グループ内（Within 効果）、企業グループ間（Between 効果）で起こりうる資源の再配分効果について検討する。その際、サンプル企業を企業特性（具体的には企業規模と企業年齢）に基づいて、二つのサブグループに分割し、それぞれのグループ内・間の資源再配分効果とR&Dとの関係を考察する。結論では、本稿の分析を通じて得られた結果と今後の検討課題について言及する。

---

2) これはSyverson（2011）の指摘による。このような生産性の異質性に注目した理論分析としてMelitz（2003）とFoster et al.（2008）が挙げられる。Melitz（2003）は、生産性の異なる国内企業を想定し、生産性の高い企業が貿易に参加することを示した。一方、Foster et al.（2008）は、企業の利潤が特異的な技術ショックと需要ショックの両方に依存するモデルを考え、それら二つのショックが企業の生存に与える影響を考察した。

本稿の実証分析で得られた結論を要約すると、以下ようになる。R&Dは企業の生産性を高め、集計生産性を高める。特に、R&Dは、企業グループ内の生産性格差を拡大し、資源の再配分を促進するとともに、企業グループ間の資源再配分も促す。この点は、R&Dを行わなかったと想定される仮想的な場合との比較を通じて明らかにされる。

## 2. 実証分析

### 2.1 計量モデル

実証分析では、はじめに、生産関数が推計され、その推計結果に基づいて企業レベルの生産性が推計される。生産関数の推計は、Olley and Pakes (1996)、Akerberg et al (2007)、および、De Loecker (2011) の手法に沿って行われる。いま、企業  $i$  の  $t$  期における生産関数を Cobb-Douglas 型生産関数として定式化しよう。

$$(1) \quad Q_{it} = L_{it}^{\alpha_L} K_{it}^{\alpha_K} M_{it}^{\alpha_M} \exp(a_{it} + \omega_{it}^1 + \omega_{it}^2 + u_{it})$$

生産関数 (1) において、 $Q_{it}$ 、 $L_{it}$ 、 $K_{it}$ 、 $M_{it}$  は、それぞれ、企業  $i$  の  $t$  期における生産量、労働、資本、および中間財の投入量を表わす。また、 $a_{it}$ 、 $\omega_{it}^1$ 、 $\omega_{it}^2$ 、 $u_{it}$  は、企業年齢、内生的生産性、外生的生産性、および、誤差項を表わす。 $a_{it}$  は企業設立から現在までの経過年数（企業年齢）を表し、企業における事業経験に対する代理指標となる。

企業  $i$  は  $t$  期に二種類の生産性ショック（ $\omega_{it}^1$  および  $\omega_{it}^2$ ）に直面する。 $\omega_{it}^1$  は企業  $i$  の研究開発活動（R&D）の水準に依存する生産性ショックであり、これは企業  $i$  にとっては内生変数である。これに対して、 $\omega_{it}^2$  は企業  $i$  にとっては外生となる生産性ショックである。

また  $u_{it}$  は、*i.i.d.* を満たす誤差項である。各生産要素は、生産性ショック（ $\omega_{it}^1$  および  $\omega_{it}^2$ ）とは相関するかもしれないが、 $u_{it}$  とは無相関であると仮定する。以下の分析では、Olley and Pakes (1996) に従い、これらの生産性ショックは、いずれも、企業  $i$  の経営者には観測できるが、計量分析を行うわれわれには観測できないものと仮定する。

続いて、企業  $i$  は CES 型の需要関数（次式 (2)）に直面していると仮定する。需要関数を想定するのは、次の二つの理由による。

第一の理由は、実証分析において、生産性を企業の「収入」に関するデータに基づいて計算する時に起こる問題と関わる。生産性が物理的な「生産量」に基づいて計算される場合、観察された生産性の上昇は、純粹に、技術的な効率性の向上と解釈できる。一方、生産性が「収入」に基づいて計算される場合、観察された生産性の上昇には、（収入＝企業価格×生産

量であるから)、技術的な効率性の向上のみならず、企業価格の変化を通じた需要の変化も反映されている。仮に収入を産業価格デフレーターで調整しても、「企業価格」の影響は完全には除去されない。

特に問題となるのは、企業価格の変化が、製品の品質向上などの需要要因ではなく、市場支配力の変化を反映している場合である。このような場合、計測された生産性の変化は、企業が効率的になったことを示すというよりは、その企業の市場における状態を反映している<sup>3)</sup>。以上の問題を避けるためには、生産性を推計の際に収入から「企業価格」の影響を除去する必要がある。

第二の理由は、同時に、このような「企業価格」が除外変数バイアス (Omitted Variable Bias) をもたらすことに関係する。Klette and Griliches (1996) は、この点は以下のように説明する<sup>4)</sup>。

通常、生産性の高い企業ほど多くの生産を行い、それらの企業は、ライバルよりも低い価格をつける。いま、ある企業の生産性が改善されたとしよう。この企業は以前よりも大きな市場シェア(より多くの生産量)を実現するだろう。もちろん、生産性が改善される場合には、生産量の増加は必ずしも生産要素の増加を意味しない。しかし、需要が弾力的ならば、生産量の増加は生産性向上効果を凌駕し、生産要素の増加をもたらすことが予想される。このとき、企業価格と生産要素との間には負の相関が生じる。生産量増加により価格は減少するが、生産要素の投入量は増加するからである。

もし、企業価格のデータが入手できなければ、その影響は誤差項に混在したままである。その場合、誤差項と生産要素との間には負の相関が生じ、OLS による推計は過小推定を引き起こす。したがって、何らかの方法で、企業価格の影響を取り除くことが必要である。そこで、推計に際しては、次式 (2) で表わされる CES 型需要関数を用いて、収入から「企業価格」の影響を取り除く工夫をする<sup>5)</sup>。

$$(2) \quad Q_{it} = Q_{st}(P_{it}/P_{st})^{\eta}$$

需要関数 (2) において、 $Q_{st}$ 、 $P_{st}$ 、 $P_{it}$ 、 $\eta$  は、それぞれ、産業の集計生産量、産業の

3) Syverson (2011) p. 330.

4) Klette and Griliches (1996) pp. 347-348.

5) 生産性に対して需要のショックがどのような影響を与えるのかについては、近年重要な研究課題になっている。一例として、De Loecker (2011)、De Loecker et al. (2012)、Foster et al. (2008)、Jaumandreu and Mairesse (2010)、Roberts et al. (2012) などが挙げられる。残念ながら、データ上の制約から、本稿では、需要ショックをモデル化することはできなかった。

平均価格、企業  $i$  の「企業価格」、および、需要の価格弾力性を表わす。ここで重要なのは、入手困難な企業価格データに代わり、（入手可能な）産業の平均価格と集計生産量に関するデータを通じて、「企業価格」の影響を除去する点にある。上述した Cobb-Douglas 型生産関数 (1) と CES 型需要関数 (2) を合わせると、収入関数 (3) と、それを対数線型変換した (4) 式を導くことができる。

$$(3) \quad R_{it} = P_{it}Q_{it} = (Q_{it})^{(\eta+1)/\eta}(Q_{st})^{(-1/\eta)}P_{st}$$

$$(4) \quad \tilde{r}_{it} = \beta_L l_{it} + \beta_K k_{it} + \beta_M m_{it} + \beta_S q_{st} + \beta_a a_{it} + \omega_{it}^1 + \omega_{it}^2 + u_{it}, \quad \tilde{r}_{it} \equiv r_{it} - p_{st}$$

方程式 (3) の  $R_{it}$  は収入 (= 価格×生産量) を示す。また (4) 式において「小文字」で表わされた変数は (1) 式と (2) 式において「大文字」で示された変数を「対数変換」した値である。ここで (4) 式の左辺  $\tilde{r}_{it}$  は、 $\tilde{r}_{it} \equiv r_{it} - p_{st}$  で定義される実質的な収入である<sup>6)</sup>。また、(4) 式の各係数と生産関数のパラメーターとの間には以下の関係が成立する； $\beta_{j=L,K,M} = ((\eta+1)/\eta)\alpha_{j=L,K,M}$ 、 $\omega_{it}^{1*} = ((\eta+1)/\eta)\omega_{it}^1$ 、および  $\omega_{it}^{2*} = ((\eta+1)/\eta)\omega_{it}^2$ <sup>7)</sup>。ここで、 $((\eta+1)/\eta)$  は Scale-up パラメータである。

なお、De Loecker and Goldberg (2013) が指摘するように、除去変数バイアス (Omitted Variable Bias) は「生産要素価格」についても生じる。生産要素価格が企業によって異なり、しかも、生産要素価格自体が観察できない場合には、生産要素価格デフレーターによって生産要素価格の影響を完全に除去することはできない。De Loecker and Goldberg (2013) は、このような問題に対して、制御関数アプローチ (Control Function Approach) を用いて対処している<sup>8)</sup>。残念ながら本稿では、De Loecker and Goldberg (2013) で採用されている需要側の情報を入手することができなかった。このため以下では、生産要素価格は企業間で同質であると仮定し、生産要素価格の効果は全て生産要素価格デフレーターで除去できるものと仮定する。

ところで、方程式 (4) を OLS で推計すると、各生産要素の係数は、過大または過小に推計される危険性がある<sup>9)</sup>。これは、観測されない生産性ショック ( $\omega_{it}^1 + \omega_{it}^2$ ) と生産要素と

6) 先行研究の中には、生産物毎の売上高（収入）と（物理的な）生産量に関するデータを用いている研究がある (Foster et al. (2008))。そのようなデータがあれば、売上高を生産量で除すことで企業別の生産物価格を計算することができる。

7) ただし、企業年齢に  $(\eta+1)/\eta$  を乗じるのは省略した。その代わりに企業年齢の係数を  $\beta_a$  と表わした。

8) 観測できない企業別の生産要素価格を、観測可能な生産物価格、市場シェア、および、その多項式で近似している。

9) 今期の生産性が高ければ、企業は労働と中間財の投入量を増加させるだろう。したがって、観測され

が相関する可能性が高いからである。このような生産要素と生産性との間に予想される内生性を処理する推計方法としては、Olley and Pakes (1996) や、それを発展させた Akerberg et.al (2007) の方法が有効である<sup>10)</sup>。そこで、以下の分析では、Akerberg et.al (2007) の推計方法を用いることにする。

Akerberg et.al (2007) は推計に先立ち、三つの仮定を設けている。第一の仮定は、二つの生産性ショックは、ともに一階のマルコフ過程に従うこと、第二の仮定は、実証分析に際して研究開発費 ( $x_{it}$ ) と内生生産性 ( $\omega_{it}^1$ ) の output である技術指標 ( $T_{it}$ ) の両方のデータが利用可能であること、そして、第三の仮定は、企業  $i$  は利潤の割引現在価値の総和が最大になるように、毎期の設備投資額と研究開発費を決定すること、である。

第三の仮定から、利潤最大化条件から導かれた最適な設備投資額 ( $i_{it}$ ) と研究開発費 ( $x_{it}$ ) の水準は、二つの生産性ショック ( $\omega_{it}^1$  と  $\omega_{it}^2$ )、および、二つの状態変数 ( $k_{it}$  と  $a_{it}$ ) に依存する関数 ( $Y_1(\cdot)$  と  $Y_2(\cdot)$ ) として表現することができる。これは次式 (5) として表わすことができる。

$$(5) \quad \begin{aligned} i_{it} &= Y_1(k_{it}, a_{it}, \omega_{it}^1, \omega_{it}^2) \\ x_{it} &= Y_2(k_{it}, a_{it}, \omega_{it}^1, \omega_{it}^2) \end{aligned}$$

---

ない生産性と労働・中間財の間には正の相関が予想される。OLS による推計は、このような正相関を見逃すので、労働と中間財の推計値は上方バイアスを持つ。一方、資本ストックと観測されない生産性との間には負の相関が予想される。これは以下のように説明される。資本ストックの大きな企業ほど利益も大きいならば、現在大きな資本ストックを持つ企業は、現在の生産性の下で、より高い将来の利益を期待することができる。これは、もし現在の生産性の実現値が低ければ、資本ストックの低い企業は、将来高い収益を見込むことができないため、市場からの退出を選択することを意味する。逆に、資本ストックの大きな企業は、現在の生産性ショックの実現値が低くても、市場に生き残ることができる。その結果、サンプルに現れるのは（市場からの退出を免れた）資本ストックの大きな企業ばかりになる可能性がある。OLS は資本の係数を過小推計する可能性がある。(Yasar et al.(2008))

- 10) Olley and Pakes (1996) の推計方法を拡張した研究として、Levinsohn and Petrin (2003) と Doraszelski and Jaumandreu (2013) が挙げられる。Olley and Pakes (1996) では生産性の代理指標として設備投資を用いた。しかし設備投資がゼロ（または欠損値）の企業の場合、inversion の条件は満たされない。そこで、Levinsohn and Petrin (2003) は設備投資の代わりに中間財（原材料など）を生産性の代理指標とする推計方法を提案した。一方、Doraszelski and Jaumandreu (2013) は、労働を生産性の代理指標とすることを提案している。Levinsohn and Petrin (2003) と Doraszelski and Jaumandreu (2013) では、生産関数は GMM で推計されている。Levinsohn and Petrin (2003) の Stata 用のプログラムは Petrin et al. (2004) に報告されている。Olley and Pakes (1996) を応用した分析としては、De Loecker (2007, 2010) がある。R&D を内生化する方法としては、本文で紹介した Akerberg et.al (2007) の他には、Aw et al. (2009) と Xu (2008) がある。これら二つの研究は、今期の生産性が前期の生産性と R&D に依存するマルコフ過程として定式化している。

上の (5) 式において、設備投資額と研究開発費が全単射 (bijection) であるならば、 $Y_1(\cdot)$  と  $Y_2(\cdot)$  には逆関数が存在する。そしてその時、観測できない二つの生産性ショックは、観測可能な変数からなる関数 (6) として書き改めることができる<sup>11)</sup>。

$$(6) \quad \omega_{it}^1 = Y_1^{-1}(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it})$$

$$\omega_{it}^2 = Y_2^{-1}(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it})$$

このような設定の下で Akerberg et.al (2007) は第一ステージから第四ステージまでの四段階を経て、生産関数を推計する方法を提案している。第一ステージでは、内生的な生産性ショックの近似値 (本稿の場合  $\omega_{it}^1$  の近似値) が、第二ステージでは可変的な生産要素と内生的生産性ショックの係数 (本稿の場合  $\beta_L$ 、 $\beta_M$  と後述する  $\theta^{-1}$ ) が特定化される。一方、第三ステージでは、企業が市場から退出する確率  $\hat{P}_{it}$  が Probit モデルによって推計される。最後に、第四ステージでは、固定的生産要素の係数 (本稿の場合、 $\beta_K$  と  $\beta_A$ ) が、それぞれ特定化される。それでは、以下に Akerberg et.al (2007) の手順を要約してみよう。

第一ステージでは、内生的な生産性ショック ( $\omega_{it}^1$ ) の近似値をノンパラメトリック回帰によって推計する。いま、技術指標 ( $T_{it}$ ) と内生的な生産性ショック ( $\omega_{it}^1$ ) との間に  $T_{it} = \theta\omega_{it}^1 + \eta_{it}^1$  の関係が成り立つと仮定する ( $\eta_{it}^1$  は、*i.i.d* を満たす攪乱項)。技術指標は、内生的な生産性ショックの結果 (Output) と捉えることができる。その場合、(6) を用いると、 $T_{it} = \theta\omega_{it}^1 + \eta_{it}^1 = \theta Y_1^{-1}(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it}) + \eta_{it}^1$  と書くことができる。ここで、 $Y_1^{-1}(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it})$  は特定化されていない関数 (未知関数) とする。そのような場合には、技術指標 ( $T_{it}$ ) を、設備投資額 ( $i_{it}$ )、研究開発費 ( $x_{it}$ )、および、状態変数 ( $k_{it}$  と  $a_{it}$ ) でノンパラメトリック回帰すれば、 $\omega_{it}^1$  の推計値  $\hat{Y}_1^{-1}$  を得ることができる。実際の推計に当たっては、未知関数 ( $Y_1^{-1}(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it})$ ) を、設備投資額、研究開発費、資本、および、企業年齢に関する 4 次の多項式で近似する<sup>12)</sup>。

第二ステージでは、 $\theta^{-1}\hat{Y}_1^{-1}$  を生産要素の一つとして扱い (あるいは、 $\omega_{it}^1$  の代理指標として  $\hat{Y}_1^{-1}$  を用いるとも解釈できる)、可変的な生産要素 ( $l_{it}$ 、および、 $m_{it}$ ) の係数、内生的

11) 設備投資と R&D の値がゼロである場合には、このような inversion (「観測できない」生産性を「観測できる」変数に変換すること) を保証することができない。したがって、実証分析においては、設備投資と R&D がいずれも正の値を示す観測値のみを用いることが必要となる。この点は、Levinsohn and Petrin (2003) を参照せよ。

12) 第一ステージにおいて、技術指標を資本、企業年齢、設備投資、研究開発費に関する「3 次の多項式」で近似すると、第二ステージにおいて、 $\theta^{-1}\hat{Y}_1^{-1}(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it})$  と  $\phi(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it})$  との間に完全な多重共線性が生じる。この問題を回避するために、第一ステージでは技術指標を「4 次の多項式」で近似することにした。

生産性ショックの係数（ $\theta^{-1}$ ）、および、産業別売上高の係数（ $\beta_S$ ）を特定化する。このステージでは、資本および企業年齢の係数はまだ特定化されない。このステージで特定化されない要素を「ひとくくり」にすると、(4) 式は (7) 式のように書き直すことができる。

$$(7) \quad \tilde{r}_{it} = \beta_L l_{it} + \beta_M m_{it} + \beta_S q_{st} + \theta^{-1} \hat{Y}_{it}^{-1} + \phi(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it}) + u_{it}$$

ここで、 $\phi(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it})$  は未知関数であり、具体的には、 $\phi_{it}(\cdot) = \phi(k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it}) \equiv \beta_K k_{it} + \beta_A a_{it} + \omega_{it}^2$  である。推計式 (7) を計算する場合、 $\phi_{it}(\cdot)$  は、資本、企業年齢、設備投資額、および、研究開発費に関する 3 次の多項式で近似する。

これまでのところ、労働（ $l_{it}$ ）と中間財（ $m_{it}$ ）は可変的な生産要素と仮定されてきた。しかし、もし労働（ $l_{it}$ ）が固定的な生産要素であるならば、(7) 式において、未知関数  $\phi_{it}(\cdot)$  は、 $\phi_{it}(\cdot) \equiv \phi(l_{it}, k_{it}, a_{it}, i_{it}, x_{it}) = \beta_L l_{it} + \beta_K k_{it} + \beta_A a_{it} + \omega_{it}^2$  と修正される。その場合、第二ステージでは、中間財、内生的生産性ショック、および、産業の売上高の係数が特定化される。「状態変数」である労働、資本、および、企業年齢の係数の特定化は第三ステージまで待たなければならない<sup>13)</sup>。

第三ステージでは、企業  $i$  が  $t$  期に市場から退出する確率（ $\hat{P}_{it}$ ）が推計される。この確率は、退出の有無を、一期前の状態変数（ $a_{it-1}$  と  $k_{it-1}$ ）、一期前の proxy variable（ $i_{it-1}$  と  $x_{it-1}$ ）および、それらの二次多項式を説明変数とする Probit モデルで推計し、そこから予想される退出確率  $\hat{P}_{it}$  である。

最後に第四ステージでは、全ての状態変数の係数が特定化される。推計されるのは次の(8) 式である。

$$(8) \quad \bar{r}_{it} = \beta_K k_{it} + \beta_A a_{it} + g(\omega_{it}^1, \omega_{it-1}^2, \hat{P}_{it}) + \xi_{it} + u_{it}, \quad \bar{r}_{it} \equiv \tilde{r}_{it} - \hat{\beta}_L l_{it} - \hat{\beta}_M m_{it} - \hat{\beta}_S q_{st}$$

左辺は、第二ステージの推計における「残差」である。 $\hat{\beta}_L$  と  $\hat{\beta}_M$  は第二ステージで特定化された労働と中間財の係数の推計値を表わす。また、 $\hat{\beta}_S$  は産業の売上高の係数である。推計式 (8) において、 $g(\cdot)$  は未知関数であり、 $\omega_{it}^2 \equiv g(\omega_{it}^1, \omega_{it-1}^2, \hat{P}_{it}) + \xi_{it} = g(\hat{Y}_{it}^{-1}, \hat{\phi}_{it-1} - \beta_K k_{it-1} - \beta_A a_{it-1}, \hat{P}_{it}) + \xi_{it}$  として定義される。(8) 式の未知関数  $g(\omega_{it}^1, \omega_{it-1}^2, \hat{P}_{it})$  は、推計に際しては、 $\hat{Y}_{it}^{-1}$ 、 $\hat{\phi}_{it-1} - \beta_K k_{it-1} - \beta_A a_{it-1}$ 、および、 $\hat{P}_{it}$  に関する二次多項式で近似される。

13) 労働を動学要素として扱った分析には、Rizov and Walsh (2009, 2011)、Collard-Wexler and De Loecker (2013) がある。



状態変数（ $k_{it}$  と  $a_{it}$ ）は、ともに  $t-1$  期に決定されているため、誤差項（ $\xi_{it} + u_{it}$ ）とは相関を持たない。このことから、推計式（8）を非線形最小二乗法で推計して得られた係数（ $\beta_K$  と  $\beta_A$ ）の推計値は一致推定量となる。

前述したように、労働が「状態変数」として扱われる場合には、労働、資本、および、企業年齢の係数が第四ステージで推計される。その場合、推計式（7）の左辺は、 $\bar{r}_{it} \equiv \hat{r}_{it} - \hat{\beta}_M m_{it} - \hat{\beta}_S q_{st}$  となり、右辺は、 $\beta_L l_{it} + \beta_K k_{it} + \beta_A a_{it} + g(\omega_{it}^1, \omega_{it-1}^2, \hat{P}_{it}) + \xi_{it} + u_{it}$  となる。そして、未知関数  $g(\omega_{it}^1, \omega_{it-1}^2, \hat{P}_{it})$  は  $\hat{Y}_{it}^{-1}$ 、 $\hat{\phi}_{it-1} - \beta_L l_{it-1} - \beta_K k_{it-1} - \beta_A a_{it-1}$ 、および、 $\hat{P}_{it}$  に関する二次多項式で近似される。なお、労働が「状態変数」として扱われる場合には、退出確率（ $\hat{P}_{it}$ ）も前期の労働（ $l_{it-1}$ ）に依存する。

ところで、Akerberg et.al (2007) の推計方法には大きな問題が一つ残る。それは、生産要素間の多重共線性の問題である。もし、生産要素間に多重共線性があるならば、第二ステージで可変的生産要素の係数を特定化することは難しい。この問題は次のように説明される。

第二ステージで可変的生産要素の係数が特定化されるためには、可変的生産要素には影響を与えるが、他の状態変数（企業年齢、資本、および、観測されない生産性）とは無関係な要因（例えば  $z_{it}$ ）を見つけることが必要である。しかし、通常、このような要因（ $z_{it}$ ）を見つけることは簡単ではない。そして、そのような要因（ $z_{it}$ ）を見出すことができなければ、可変的生産要素と他の状態変数とは完全な多重共線性を引き起こしてしまう。これは、可変的生産要素が他の状態変数の水準に依存して決定されるからである。

Akerberg et.al (2006) は、この問題に対して、二つの解決策を提案した。第一の解決策は、可変的生産要素が「完全には可変的ではない」とする考え方である。この場合、可変的生産要素の水準は  $t-1$  期ではなく、 $t-b$  期（ $t-1$  期と  $t$  期の間のどこかの時期： $0 < b < 1$ ）に選択され、 $t$  期にその水準が確定されると仮定される。可変的生産要素は  $t-b$  期の生産性（ $\omega_{it-b}^1$  と  $\omega_{it-b}^2$ ）に依存するので（つまり、上述の  $z_{it}$  の候補として、 $\omega_{it-b}^1$  と  $\omega_{it-b}^2$  を選ぶことができるため）、係数を第三ステージで特定化することができる。

第二の解決策は、可変的生産要素の係数を第二ステージで特定化することを放棄し、第四ステージで他の状態変数と一緒に特定化することである。第四ステージでは、可変的生産要素の操作変数として、その一期ラグ値（例えば  $l_{it-1}$ ）が用いられる。

本稿でもこれら二つの方法を試してみたが、第二の方法からは意味のある推計結果を得ることができなかった。具体的には、Wooldridge (2009) に倣い、GMM によって生産関数を推計してみたが、全ての生産要素の係数が 1.5 を超える値になり、経済理論との整合性を保つことができなかった。この理由から、以下の分析では、第一の解決策を踏襲することにした。

## 2.2 生産性指標

企業レベルの生産性は、生産関数の推計結果に基づいて計算される。はじめに、R&Dの実施状況に応じて、全企業は、二つのタイプに分類しよう。第一のタイプは、観測期間に最低一度は正のR&Dを報告したことのある企業で、R&D Performers（ $R$ と表記）と呼ばれる。この企業群には、全観測期間に正のR&Dを報告する企業と、時々正のR&Dを報告する企業のいずれもが含まれる。厳密に言えば、全観測期間に正のR&Dを報告する企業と、時々正のR&Dを報告する企業では性質が異なるが、ここでは二つのタイプを一括りにして取り扱った<sup>14) 15)</sup>。

第二のタイプは、全観測期間において一度も正のR&Dを報告していない企業で、これらを Non R&D Performers（ $N$ と表記）と呼ぶ。企業によっては、0のR&Dを報告している場合がある。そのため、R&Dの報告をしていない企業のR&D（欠損値）が0であるとは言いきれないが、以下の分析では、欠損値は便宜的に0として扱った。

二つのタイプの企業における生産関数の推計結果は表3に報告されている<sup>16)</sup>。R&D Performersと Non R&D Performersのそれぞれの生産関数の推計結果は、表3の Model 1–Model 6に報告されている。表3の中で、Model 1–Model 4（Real case）は、企業における現実R&Dの実施形態に基づいて生産関数を推計した場合に該当する。このうち、R&D Performersの推計結果は Model 1および Model 2に示されている。一方、Non R&D Performersの推計結果は Model 3と Model 4にそれぞれ報告されている。

前述したとおり、労働は可変的生産要素であるとともに動的生産要素の側面も持つ。そこで、生産関数を推計する上でも、労働を可変的生産要素として扱った場合（表3の Staticに該当）と動的生産要素として扱った場合（表3の Dynamicに該当）の二つについて試みた。

Model 5–Model 6は、全ての企業がR&Dを実施しなかったという想定（counterfactual case）—つまり全ての企業が Non R&D Performersであるという想定—の下で得られる生産要素の各係数を示している。この場合にも、本稿では Static および Dynamic の二つの推計を試みた。

企業  $i$  が R&D Performers である場合、企業  $i$  の  $t$  期における内生的生産性ショックは(9)、外生的生産性ショックは(10)、総生産性ショック（ $\Psi_{it}(R)$ と表記する）は(11)と表わす

14) Gonzalez et al. (2005)。

15) 時々正のR&Dを計上する企業群だけについて生産関数を推計した場合、意味のある係数の推計値が得られなかった。そこで、これらの企業は、全観測期間に正のR&Dを報告する企業と一緒に推計することにした。

16) 各モデルでは産業ダミーを入れた推計も試みたがその場合、産業の生産高の係数が有意にはならなくなる。このため、産業間の差異は産業の売上高で制御されていると解釈し、産業ダミーを省略した。

ことができる。ここでハット（ $\wedge$ ）は各パラメーターの推計値である。また、Scale-up Parameter（ $\rho_j$ ）は、需要の価格弾力性（ $\eta_j$ ）から逆算される（ $j=R、N$ ）。

$$(9) \quad \omega_{it}^1 = \rho_R(\hat{\theta}^{-1}\hat{Y}_{it}^{-1})、\quad \rho_R \equiv \eta_R/(\eta_R + 1)$$

$$(10) \quad \omega_{it}^2 = \rho_R(\hat{r}_{it} - \hat{\beta}_L l_{it} - \hat{\beta}_K k_{it} - \hat{\beta}_a a_{it} - \hat{\beta}_M m_{it} - \hat{\beta}_S q_{st} - \hat{\beta}_t t - \hat{\theta}^{-1}\hat{Y}_{it}^{-1})$$

$$(11) \quad \Psi_{it}(R) \equiv \exp(\omega_{it}^1 + \omega_{it}^2)$$

一方、企業  $i$  が Non R&D Performers である場合には、企業  $i$  の  $t$  期における総生産性ショック（ $\Psi_{it}(N)$ ）と表記する）は外生的生産性ショックだけとなり、それは（12）で表わされる。

$$(12) \quad \Psi_{it}(N) \equiv \exp(\rho_N(\hat{r}_{it} - \hat{\beta}_L l_{it} - \hat{\beta}_K k_{it} - \hat{\beta}_a a_{it} - \hat{\beta}_M m_{it} - \hat{\beta}_S q_{st} - \hat{\beta}_t t))、\quad \rho_N \equiv \eta_N/(\eta_N + 1)$$

### 2.3 集計生産性の分解<sup>17)</sup>

ここでは、企業レベルの生産性が集計レベルの生産性に及ぼす影響を考察する。はじめに、Olley and Pakes（1996）に従い、 $t$  年における集計生産性（ $AP_t$ ）を各企業の生産性（ $\Psi_{it}$ ）の加重平均と定義する（（13）式）。加重平均のウェイトには、各企業の売上高が産業全体の売上高に占める比率（ $S_{it}$ ）を用いる。以下では（14）式を Olley and Pakes 分解と呼ぼう。

$$(13) \quad AP_t = \sum_{i=1}^{n_t} s_{it} \Psi_{it}$$

$$(14) \quad \sum_{i=1}^{n_t} s_{it} \Psi_{it} = \bar{\Psi}_t + \sum_{i=1}^{n_t} \Delta s_{it} \Delta \Psi_{it}$$

ここで、 $n_t$  は  $t$  年における産業内の企業数であり、 $\bar{\Psi}_t$  は産業の平均生産性である。また、 $\Delta s_{it}$  と  $\Delta \Psi_{it}$  は、それぞれ、 $\Delta s_{it} \equiv (s_{it} - \bar{s}_t)$  および  $\Delta \Psi_{it} \equiv (\Psi_{it} - \bar{\Psi}_t)$  で定義される。Olley and Pakes 分解の第一項は、産業全体における平均生産性を示す。これに対して、第二項は生産性とシェアとの共分散を示す。共分散の符号が正であれば、より生産性の高い企業がより大きなシェアを市場で占めることを意味する。したがって、（14）式の右辺第二項は、非効率的な企業から効率的な企業への「資源の再配分効果」を示していると解釈される。

17) 集計生産性と資源の再配分に関する議論は、Petrin and Levinsohn（2005）を参照せよ。

次に、Collard-Wexler and De Loecker（2013）に従い、全企業を企業のタイプに基づいて二分した上で、集計生産性の変化を考えてみよう<sup>18)</sup>。二つの企業グループを考慮すると、集計生産性（13）は、（15）式に書き改めることができる。

$$(15) \quad AP_t = (1/2) \sum_{m \in X, Y} [\bar{\Psi}_t(m) + \Gamma_t^{OP}(m)] + \Gamma_t^B$$

ここで  $m \in X, Y$  は企業のタイプ（X または Y）を表す。後述する実証分析では、企業を企業規模、および、企業年齢に応じて二つのグループに分割する。（15）式の右辺第一項  $\Sigma$  内に現れる部分（ $[\bar{\Psi}_t(m) + \Gamma_t^{OP}(m)]$ ）は、各企業グループについて（14）式で表わされる Olley and Pakes 分解を行うことを意味する。 $\Gamma_t^{OP}(m)$  は、次式（16）が示すようにグループ内企業における売上高シェアと生産性との共分散（Within Covariance）である。

$$(16) \quad \Gamma_t^{OP}(m) = \sum_{i \in m} (s_{it}(m) - \bar{s}_t(m))(\psi_{it}(m) - \bar{\Psi}_t(m))$$

ただし、 $s_{it}(m) = s_{it} / \sum_{i \in m} s_{it}$  および  $\bar{s}_t(m) = \sum_{i \in m} s_{it}(m) / n_t(m)$  と定義する。ここで、 $S_{it}$  は先に定義したものと同一である。また  $n_t(m)$  は  $t$  年に各グループに属する企業数を指す。したがって（17）式の右辺第一項は、二つのグループにおける Olley and Pakes 分解の平均値となる。これに対して、（15）式第二項の  $\Gamma_t^B$  は次式（17）で示される通り、各グループ間に観察される売上高シェアと生産性との共分散である。

$$(17) \quad \Gamma_t^B = \sum_m (s_t(m) - 0.5)(\Psi_t(m) - \bar{\Psi}_t(m))$$

ここで、 $\Psi_t(m) = \sum_{i \in m} s_{it}(m) \psi_{it}(m)$  および  $s_t(m) = \sum_{i \in m} s_{it}$  と定義される。この項は、二つのグループの間に観察される共分散（Between Covariance）を示し、この項が正であれば、より生産性の高いグループに多くの資源が再配分されていることを意味する。

冒頭でも触れた通り、集計生産性は、新規企業の参入と非効率企業の退出によっても改善される。上述した分解（式（15））は、企業の参入・退出効果を考慮していないという点では「静学的」な分解である。Melitz and Polanec（2012）は、Olley and Pakes（1996）の集計生産性分解に、企業の参入・退出の効果を加味した定式化を提案した。これは、動学的 Olley Pakes 分解（DOPD）と呼ばれ、次の（18）で示される。

18) 式の導出については Collard-Wexler and De Loecker（2013）を参照せよ。

$$(18) \quad DOPD = \sum_{\epsilon \in IN} s_{it-1} \Delta \psi_{it} + \sum_{\epsilon \in IN} \Delta s_{it} \psi_{it-1} + \sum_{\epsilon \in IN} \Delta s_{it} \Delta \psi_{it-1} + \sum_{\epsilon \in EN} s_{it} \psi_{it} - \sum_{\epsilon \in EX} s_{it-1} \psi_{it-1}$$

ここで、企業は、既存企業（Incumbent：IN）、新規参入者（Entrant：EN）、および、退出者（Exiters：EX）に分類される。既存企業は、観測期間（2001年から2011年）にデータの得られる企業を言う。新規参入者は、2002年以降に初めてデータが利用可能となる企業を指す。新規参入者は、参入の翌年からは既存企業となる。退出者は、観測期間内に市場から退出した企業を言う。

Collard-Wexler and De Loecker（2013）は、10年を観測の幅（窓）として動学的な集計性分解を行った。これに対して、本稿では観測期間が短いことを理由に、毎年の変化を計測した。

## 2.4 データ

実証分析には、企業レベルのデータと産業レベルのデータを用いる。企業レベルのデータは、東洋経済新報社『会社財務カルテ CD-ROM 2012年度版』（以下、財務カルテ）に依拠する。財務カルテは、有価証券報告書に基づいて作成された財務データであり、証券業と保険業を除く全産業を対象としている。財務カルテに収録されているのは、わが国の上場企業4715社の11期分（2001年4月期から2011年3月期まで）の財務データである<sup>19)</sup>。

財務カルテには、各企業について「連結決算」ベースと「単独決算」ベースの財務データが収録されている。本稿では、各企業における「単独決算」データを利用することにした。その理由として、第一に「単独決算」のほうが、設備投資額と研究開発費のデータを多く含んでいること、第二に、単独決算には「年間平均給与」および「原材料」「経費」に関するデータが含まれること、の二つの理由による。後述するように、「年間平均給与」は労働の変数を作成する際に用いる。また、原材料と経費は、中間財の代理指標として用いる。

「単独決算」ベースのデータには、変則的なデータを持つ企業が含まれるため、何らかの調整（正規化）が必要となる。ここで変則的なデータを含む企業とは、(a) 観測期間中に決算期を変更している企業、(b) ある年度の決算月数が12か月に満たない、または12か月以上となっている企業、(c) 同じ決算期に複数の決算を報告している企業、を指す<sup>20)</sup>。正規

19) 財務カルテに収録されているのは、東証・大証・名証（各一部・二部）、札幌証券取引所・福岡証券取引所、および、JASDAQ（スタンダードおよびグロース）に株式上場した企業である。

20) 決算期は企業によって異なっており、最も多いのは3月期決算企業のデータである。決算期のばらつきに関しては、調整すべきであるという見解がある。具体的には、12月期決算期企業の財務データを3月期決算に再計算するという意味である。しかし、決算期の決定は、企業属性や産業属性に依存する可能性がある。これは、例えば、公的機関との取引の多い企業では年度末決算（3月期決算）が多く、小売業では、百貨店等の閑散期にあたる2月を決算期に選ぶ企業が多いといった事情である。このよ

化の方法として、本稿では、以下の手順を踏んだ。まず、(a) については、決算期変更後から直近までのデータを利用することにした。次に、同じ決算期に複数の決算を報告している企業 (b) と (c) については、12 か月の決算値を利用することにした。

実証分析に用いるのは、各企業における、売上高、期末従業員数、年間平均給与、原材料、経費、無形固定資産、設備投資額、研究開発費、および、設立年月日、の9種類のデータである。そして、最終的に実証分析の対象となるのは、これら9種類のデータの一部、または、全てを抽出することができる企業4,490社である。業種別、年別に見たサンプル企業数は、それぞれ、表1(1) および(2) に報告されている。

産業レベルのデータは、経済産業研究所が公開する『JIP Data Base 2012』に依拠した<sup>21)</sup>。JIP Data Base には107部門について1970年から2009年までの40年間のデータが収録されている。このうち、本稿では、部門別産出額(名目および実質)、部門別中間投入(名目および産出)、および、部門別投資フロー(名目および実質)の各データを抽出し、これらのデータに基づいて、各部門における産出、中間投入、および、投資財のそれぞれに対するデフレーターを算出した。

JIP Data Base は、産業連関表基本分類(1995年)、日本標準産業分類(細分類)、および、国際標準産業分類に基づいて107の部門に分類されている。一方、財務カルテは東証33分類に基づいて作成されている。そこで、東証33分類とJIP Data Baseの107分類との照合作業を行い、東証33分類の各部門に対する部門別データを作成した。

前述したように、『JIP Data Base 2012』の収録期間は1970年から2009年であるのに対して、財務カルテの収録期間は2001年度から2011年度である。このため、2010-2011年度の部門別データを『JIP Data Base 2012』から得ることができない。そこで、本稿では、1973年から2009年のデータに基づき、ベクトル自己回帰モデル(VAR)を使って、各部門における2010年-2011年の「予測値」を得た。

推計に用いられる企業レベルの変数は、以下のように作成された。はじめに、労働( $L_{it}$ )は、「年間平均給与×期末従業員数」として定義し、この値を消費者物価指数で実質化した。消費者物価指数には総務省統計局が公表する「消費者物価指数(総合:年)」の値を用いた。

資本ストック( $K_{it}$ )は、恒久棚卸法を仮定し、資本蓄積方程式( $K_{it+1} = I_{it+1} + (1 - \delta)K_{it}$ )に従って形成されるものとした。ここで、 $I_{it+1}$ は、企業*i*における*t*+1期の設備投資額であり、投資財価格デフレーターで実質化されている。部門別減価償却率( $\delta$ )は、『JIP

うな事情を無視して、無理に決算期を統一することは必ずしも合理的とは言えない。この理由から、今回の分析では企業間に見られる決算期のばらつきを調整することは見送った。

21) <http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2012/> (経済産業研究所): JIP Database における各変数の作成方法については深尾・宮川(2008)に詳細な解説が示されている。

Data Base 2012』に収録されている部門別の実質「純」資本ストックと実質投資フロー額の値を用いて逆算した。なお、その他の産業レベルデータと同じ理由で、減価償却率（ $\delta$ ）についても、2009年-2010年の値は、VARによって推計された「予測値」を使った。

一方、資本の稼働率に関しては、『JIP Data Base 2012』からは1973年から2004年までのデータしか抽出できなかった。この場合、他の産業レベルデータと同じようにVARを用いて予測したとしても、予測期間が長い（予測期間は2005年から2011年）ために「予測値」が不正確になることが危惧される。また、一部の産業では、多重共線性により「予測値」を得ることができなかった。以上二つの理由から、本稿では、資本ストックを推計する際に、資本稼働率は考慮しないことにした。

資本ストックの推計に際して、初期値（ $K_{i0}$ ）は、 $K_{i0} = I_{i1}/(\delta + g_i)$ として計算した。初期値をこのように計算するためには、減価償却率 $\delta$ と投資成長率（ $g_i$ ）が、観測期間内で一定の値を取ることが必要となる<sup>22)</sup>。投資成長率については、1) 観測期間が11年とそれほど長くないこと、2) 最初の2-3年の期間平均を計算すると負の値が多くなること、の二つの理由から、観測期間の平均値（全期間：例：観測期間が11年の企業は11年間の平均値、観測期間が5年の企業は5年間の平均値）を用いることに大きな問題はないと考えた。また、減価償却率についても、観測期間中に技術進歩により、機械設備が急激に陳腐化する可能性（したがって、減価償却率が急激に増加すること）は無視できないが、便宜的に、観測期間の平均値を用いることにした。

中間財（ $m_{it}$ ）は、「原材料費と経費の合計」を中間投入デフレーターで実質化した値の自然対数値として定義した。また、企業年齢（ $a_{it}$ ）は、企業設立から現在（2011年3月末現在）までの経過年数として定義される。さらに、 $x_{it}$ は研究開発費（自然対数値）、 $T_{it}$ は、無形固定資産額（自然対数値）を表わす<sup>23)</sup>。研究開発費は、中間投入デフレーターで除されている。一方、無形固定資産の場合には、適切なデフレーターを見出すことが難しいため、名目額をそのまま用いることにした。

最後に、産業別平均価格（ $p_{st}$ ）は、『JIP Data Base 2012』から得られた産出デフレターーの対数値、産業別売上高（ $q_{st}$ ）は産業別産出（名目）の対数値である。表2(1)-(3)には、全サンプル、R&D Performers、および、Non R&D Performersに関する基本統計量がそれぞれ示されている。

22) Hall (2007)

23) Akerberg et al (2007) は技術指標として特許データの利用を提案している。今回の分析では、企業別の特許件数（申請・登録）データを集めることができなかった。そのため、技術指標として無形固定資産データを用いることにした。

### 3. 推計結果

#### 3.1 生産関数

表3の推計結果（Model 1とModel 2）を見ると、R&D Performersにおける内生生産性（ $\omega_{it}^1$ ）の係数は、StaticおよびDynamicのいずれの場合においても、正で有意であることがわかる。予想通り、R&Dを通じて高められた内生生産性は、売上高を向上させることが示された。また、労働と中間財の係数も予想される符号を示し、その有意性も高いことが知られる。しかし他方、企業年齢の係数の推計値は統計的に有意な数値を示さなかった。また、資本の係数もStatic（モデル1）の場合には有意な値となっていない。企業年齢は、企業が事業の継続を通じて得た経験を測るが、この効果は、労働の質の向上（熟練）や資本の効率的な稼働（稼働率の向上）など、観測されない「質の向上」として、労働や資本の係数に吸収されていると考えられる。

Non R&D Performersの推計結果は、R&D Performersと同じような傾向を持つ。ここでも、資本、労働、中間財の係数はStatic、Dynamicのいずれの場合にも正で有意である。しかし、企業年齢の係数は有意とはならなかった。

表3で得られた各係数の推計値は企業レベルの生産性を推計するために用いられる。企業の生産性は、R&Dを実施している場合には、(11)式で計算され、R&Dを実施していない場合には(12)式で計算される。以下では、このようにして推計された企業レベルの生産性を用いて、集計生産性の分解を行う。そこでの主な関心は、異なる企業グループ内（Within）および企業グループ間（Between）で資源はどのように再配分されるか、という点である。その際、R&Dは、企業グループ内・企業グループ間の資源の再配分にどのような影響を与えるのか－促進するのか阻害するのか－を、現実の場合と仮想的な場合の比較を通じて検討する。

前述したように、本稿では、二つの指標を用いて企業をサブグループに分割する。第一の指標は企業規模であり、第二の指標は企業年齢である。はじめに、企業規模によるサンプルの分割について触れる。

#### 3.2 静学的分解：企業規模

本稿では、サンプル企業を、各年の期末従業員数に従い、中小企業と大企業とに分割する。分割の基準となるのは、中小企業基本法第二条である。中小企業基本法では、業種によって、中小企業の定義を変えているが、ここでは分析を単純にするために、「従業員数が299人以下の企業を中小企業、それ以外の企業（従業員数が300人以上の企業）を大企業」と分類す



ることとした。

また、サンプル企業には、観測期間（2001–2011年）内で、中小企業から大企業へ（あるいはその逆）に変わった企業が見られた。これらの企業も、分析を単純にする理由から、分析の対象から外した。

表4（1）には、中小企業および大企業の実生産性に関する基本統計量が示されている。また、表4（2）には、中小企業と大企業の実生産性に関するノンパラメトリック分析の結果が要約されている。以下順番に結果を見ていこう。

表4（1）の中の $\psi(S)$ と $\psi(D)$ は、それぞれ、労働を可変的実生産要素（Static : S）とした場合、および、労働を動的実生産要素（Dynamic : D）として生産関数を推計した場合の、実生産性の推計値を示す。同様に、 $\psi(S)_c$ と $\psi(D)_c$ は、それぞれ、仮想的なケースにおいて、労働を可変的実生産要素とした場合、および、労働を動的実生産要素として生産関数を推計した場合の、実生産性の推計値である。なお、 $\psi(S)$ の基本統計量は、R&D PerformersとNon R&D Performersとを一緒にして計算している。残る三つの実生産性指標についても同様である。

表4（1）から、大企業の実生産性は、平均的には、中小企業の実生産性よりも高いが、実生産性のばらつき（標準偏差）は、中小企業のそれよりも小さいことが観察される。この点を詳細に分析したのが、表4（2）に結果が示されるノンパラメトリック分析である。二つのグループにおいて、実生産性の分散に有意な差異があるかどうかを検定した結果はStandard Deviation Testに報告されている。また、両グループにおいて実生産性の平均値に有意な差異が見られるかどうかを検証した結果は、t検定の結果として報告されている。これら二つの検定結果からは、大企業の実生産性は、平均的に中小企業のそれより高く、また、実生産性の分散も大企業のほうが高いことが確認される。

二つのグループの間で実生産性の分布が有意に異なっているかどうかは、Kolmogorov-Smirnov 検定によって確認される<sup>24)</sup>。KS検定は二つのグループの経験分布の間に有意な差異があるかどうかを検定する。最初の一例は、中小企業（Group 0）がSmaller groupである場合、つまり、中小企業（Group 0）が、大企業（Group 1）よりも多くの小さな値を含むかどうかを検定している。これは、Group 0の累積分布がGroup 1の累積分布の上側（左側）に位置しているかどうかを調べることを意味する。

表4（2）のDifferenceは二つのグループの累積分布に見られる最大差異である。第2行の場合、Differenceの値は0.3091であり、これは二つのグループの累積分布の間に見られる最大差である。もしこの差異が統計的に有意であれば、Group 0の累積分布はGroup 1のそ

24) KS 検定の応用方法として Delgado et al. (2002) を参考にした。

れの上方（左側）に位置することになる。そして、その事実は、Group 0 が小さな値をより多く含むことを意味する。

ところで Difference の値に対する P 値は 0.000 であるから、二つの累積分布に有意な差異がないという確率（つまり二つの累積分布が同一である確率）は 0.000 である。以上から、Group 0 と Group 1 の累積分布が同一であるとする仮説は棄却され、しかも、Group 0 に小さな値がより多く含まれることが支持された。

次の行には、正反対の場合（Group 1 が smaller group の場合）が検討されている。ここでは、Group 1 に小さな値がより多く含まれるかどうか、あるいは、Group 1 の累積分布が Group 0 の累積分布の上方に位置しているかどうか、が検討されている。この場合、二つの累積分布の間に見られる最大差は -0.007 であり、この値が統計的にゼロに等しい確率（P 値）は 0.95 である。これは Group 1 の累積分布が Group 0 の累積分布の上方（左側）に位置する可能性がないことを意味している。

二つの KS 検定の結果を総合すると、二つのグループの累積分布は同一ではないこと、そして、Group 1 の累積分布は Group 0 の累積分布よりも下側（右側）に位置していること（Group 1 の累積分布には、大きな値がより多く含まれていること）が示される。以上から、大企業の生産性は、平均・分散・分布のいずれの点からも、中小企業の実生産性を上回ることが確かめられた。

表 5 (1) には、集計生産性を Collard-Wexler and De Loecker (2013) に倣って分解した結果が報告されている。表 5 (1) は、現実の R&D 実施状況に基づいて生産関数を推計した場合で、かつ、労働を静学変数として扱った場合の分析結果が報告されている。一方、表 5 (2) には、仮想的な状況を想定して生産関数を推計した場合で、かつ、労働を動学変数として扱った場合の分析結果が報告されている。以下では、これら二つの表を比較検討して行こう。

表 5 (1) によれば、年によって若干の変動はあるが、集計生産性の約 3 割が二つのグループ間の資源再配分（ $\Gamma_t^B$  : Between 効果）に分解されることがわかる。表 4 (2) のノンパラメトリック分析の結果から、大企業の実生産性は中小企業の実生産性よりも高いことがわかっているため、表 5 (1) の結果は、資源が生産性の低い中小企業から生産性の高い大企業に再配分されていることを示唆している。しかし、同時に、資源の再配分は各グループの中でも生じている。表 5 (1) 中の  $\Gamma_t^{OP}(L)$  は、生産性の低い大企業から生産性の高い大企業への資源の再配分効果を示す。同様に、 $\Gamma_t^{OP}(S)$  は、生産性の低い中小企業から生産性の高い中小企業への資源の再配分効果を示す。

大企業の場合、資源再配分効果は全 Within 効果の約 60% を、また、中小企業の場合には、 $\Gamma_t^{OP}(S)$  は全 Within 効果の約 40% を占めている。これらの結果から、大企業群の中では、

より生産性の高い企業へ資源が移動しており、その効果は中小企業群内よりも大きいことが推察される。

これに対して、平均生産性は、全企業 ( $\frac{\Psi_t(L)+\Psi_t(S)}{2}$ )、大企業 ( $\Psi_t(L)$ )、および、中小企業 ( $\Psi_t(S)$ ) のいずれの分類においても、同じ動きを見せている；平均生産性は、2000年代初頭にはいったん低下傾向に転じるが、2004年以降は上昇傾向を示している。そして、2007年には2001年の水準を上回ることが観察される。

表5(2)は仮想的な場合における集計生産性の分析結果を示す。ここで、仮想的な場合とは、全ての企業がR&Dを実施しないと仮定した場合を指す。仮想的な結果(表5(2))と現実の結果(表5(1))を比較すれば、R&Dが集計生産性に及ぼす影響を考慮することができる。

はじめに、R&Dの有無が集計生産性をどの程度変化させるのかを確認しよう。表5(2)の全ての値は、2001年における現実の集計生産性の値で基準化されている。参考までに、表5(2)の右から2列目には、仮想的な状況を想定した場合に得られる集計生産性が、また、右端の列には、現実の状況を想定した場合に得られる集計生産性が、それぞれ報告されている。

表5(2)第二列の集計生産性を見ると、現実の集計生産性は仮想的な集計生産性の4-5倍の規模であることが確認できる。この比較から、R&Dが集計生産性を向上させる効果は非常に大きいことが示唆される。次に、仮想的な経済における資源の再配分効果を検討して行こう。

表5(2)において、各グループ間で観察される資源再配分効果 ( $\Gamma_t^B$ :Between効果)は、集計生産性向上の大部分を占めている。ただし、表4(2)が示すように、仮想的な場合には、大企業の生産性と中小企業の生産性との間に有意な差異は見出せない。これは、t検定およびKS検定の結果が、両グループの平均値と分布に明白な差異を認めていないことによって裏付けられる。したがって、各グループ間で観察される資源再配分効果は、どちらのグループからの資源移動なのかは明確ではない。

一方、各グループ内での資源再配分も正の値を示していることから、R&Dはなくても、生産性の低い企業から高い企業への資源再配分は観察されることがわかる。この点について、大企業内での資源再配分は、大企業の集計生産性の約45%を占めるのに対して、中小企業内で起こる資源再配分効果は、中小企業の集計生産性の約53%を占めている。この結果から、R&Dの有無は、グループ間の資源再配分にはそれほど大きな差異をもたらさないと言える。

したがって、R&Dの効果は、もっぱら、各グループにおける平均生産性の向上効果に表れている。表5(1)と(2)を比べると、Within効果 ( $\frac{\Psi_t(L)+\Psi_t(S)}{2}$ )は、R&Dがある場合には、R&Dがない場合の10倍強を示す。R&Dが平均生産性を向上させる効果は、とりわけ、大

企業において顕著である。表5 (1) と (2) を比較すると、 $\bar{\psi}_t(L)$  の値は、前者では後者の約4分の1となっている。中小企業においても、平均生産性はR&Dの存在によって約2倍になっている。以上の結果を要約すると、R&Dは各グループにおける平均生産性（ $\bar{\psi}_t(L)$  および  $\bar{\psi}_t(S)$ ）を大きく改善することによって、集計生産性を向上させることがわかる。

表5 (3) と (4) には、労働を動学的生産要素として扱った場合の集計生産性分解の結果が記されている。表5 (3) (4) を比較する前に、表4 (2) のノンパラメトリック分析の結果を確認しておこう。表4 (2) のノンパラメトリック分析によれば、動学的な場合、大企業の実績は、平均値・分散・分布のいずれの指標においても、中小企業の実績を上回ることが確認される。そして、この結論は、現実の場合と仮想的な場合の双方に成立することが明らかとなる。

表5 (3) には現実の場合が、表5 (4) には仮想的な状況における集計生産性の分解結果が報告されている。表5 (4) の各値は、表5 (3) に示されている2001年の集計生産性（現実の値）で基準化されている点は先程と同様である。また、表5 (4) には、現実の集計生産性と仮想的な集計生産性のそれぞれの値が各年について報告されている。

はじめに、表5 (3) の推計結果を確認しよう。集計生産性の30%程度は企業グループ間の資源再配分で表されている。このことは、生産性の低い中小企業から生産性の高い大企業へと資源が再配分されていることを示唆している。一方、各グループ内でも資源の再配分は行われている。大企業内では集計生産性向上の60%以上が資源再配分によって実現されている。また、中小企業においては、30%程度が資源再配分効果である。

次に仮想的な状況（表5 (4)）と比較したうえで、R&Dの効果を検討してみよう。表5 (4) から、集計生産性の水準はR&Dが実施される場合の約7割にとどまることが知られる。この結果からも、R&Dの生産性向上効果は決して小さくはないことがわかる。一方、R&Dは、各グループ内の平均生産性を向上させることを通じて、集計生産性を向上させていることがわかる。これらの結論は静的な分析と同じである。

### 3.3 静的分解：企業年齢

次に、企業年齢の差異が集計生産性に及ぼす影響を考察する。ここでは企業年齢にしたがって、サンプル企業を成熟企業と老齢企業に二分する。サンプルを分割する基準には、サンプル企業の年齢の中位値（62歳）を用いた。したがって、どちらのグループに属する企業も決して若い企業とは言えない点に留意すべきである<sup>25)</sup>。

25) 企業年齢で分割する場合、企業年齢が下位1%（最も若いグループ）に属する企業の境界年齢が12年であった。これは、本稿の依拠するデータが上場企業のデータであることに関わっている。

はじめに、二つのグループに関するノンパラメトリック分析の結果を確認しておく。表4 (3) (4) には二つのグループにおける基本統計量と各検定結果が報告されている。表4 (3) から現実の場合・仮想的な場合とも、老齢企業の生産性は、平均的には、成熟企業の生産性を上回ることが知られる。この点をノンパラメトリック分析で確認した結果が表4 (4) である。現実の場合・仮想的な場合ともに、老齢企業の生産性は、平均値・分散のいずれの点でも、成熟企業の生産性よりも高いことが確認される。ただし、現実の場合でかつ静学的な場合には、KS 検定の結果は必ずしも明確ではない。

以上の結果を踏まえて、集計生産性の分解結果を調べて行こう。表5 (5) と (6) には、静学的な場合（労働を可変的生産要素として扱った場合）の推計結果が出ている。表5 (5) によれば、成熟企業群と老齢企業群との間で観察される資源の再配分効果は小さいことがわかる。これは、成熟企業と老齢企業との間に見られる生産性の格差が、中小企業－大企業間に見られる生産性格差ほどは大きくはないことによる、と推察される。しかし、各グループ内での資源再配分は活発である。表5 (5) の  $\Gamma_t^{OP}(0)$  および  $\Gamma_t^{OP}(M)$  を見ると、ともに、集計生産性の60%以上を占めることがわかる。

表5 (6) には仮想的な状況を想定した時の集計生産性の分解結果が記されている。先述した分析結果通り、R&Dは集計生産性を拡大させることが確認できる。つぎに、グループ間の資源再配分効果を見ると、表5 (5) に比べて Between 効果 ( $\Gamma_t^B$ ) が大きくなっている。この結果は次のように解釈できる。R&Dがない場合には、生産性の低い成熟企業から生産性の高い老齢企業に資源が移動する。しかし、R&Dが実施されると、成熟企業の生産性が向上するため、各グループ間の生産性格差が縮小し、Between 効果は小さくなる。

しかし同時にR&Dは、各グループ内のR&D実施企業と非実施企業との生産性格差をもたらし、それらの間で資源再配分を促進することが予想される。この点は、R&Dがある場合と各グループ内の Between 効果 ( $\Gamma_t^{OP}(0)$  および  $\Gamma_t^{OP}(M)$ ) が、仮想的な場合のそれらよりも大きいことから示唆される。表5 (7) と (8) は動学的な場合について集計生産性を分解した結果である。ここでも静学的な場合と同じ傾向が観察される。

### 3.4 動学的分解

企業の参入・退出効果を考慮した場合、集計生産性の分解結果は、表6 (1) - (6) に示されている。表6 (1) - (5) は現実の場合についての分解結果であるのに対して、表6 (6) は仮想的な場合を想定して集計生産性を分解した結果を示している。なお、仮想的な場合については、紙面制約の都合で、全企業を対象とした結果のみを報告した。

表6 (1) を見ると、いくつかの事実が明らかとなる。第一に、退出企業の平均生産性は

既存企業の平均生産性よりも低い。この点は先行研究でも確認されている通りであり、市場から淘汰される企業は、平均的には、既存企業よりも非効率な企業である。第二に、新規参入者の生産性も、既存企業より低い。これも理論分析（Erikson and Pakes（1995））が予想する通りである。新規参入者は、市場参入後に生産性を向上させると考えられる。第三に、新規参入者と退出者の生産性を比較すると、どちらの生産性が高いかについて明確な結論を得ることができなかつた。ただし、表6（1）を見る限りでは、退出企業のほうが新規参入者よりも生産性が高いことが知られる。

#### 4. おわりに

本稿では、わが国の企業約3,700社の11年間（2001-2011年）のデータを用いて、R&Dと生産性との関係について実証的に考察した。ここでは、特に、R&Dが企業間の生産性格差にどのような影響を及ぼすのか、という論点を検討した。実証分析では、はじめに、R&Dに依存する内生的生産性を明示的にモデルに組み入れた生産関数を推計した。続いて、生産関数の推計結果を用いて企業別の生産性を推計した。本稿では、R&Dの実施状況に応じて、企業を2タイプ（R&D Performer、および、Non R&D Performers）に分類し、それぞれの生産関数を推計した。そして、生産関数の推計結果は、これら2タイプの企業の生産性を計算する際に用いた。

そのうえで、本稿では、R&Dが集計生産性に及ぼす効果を検討した。集計生産性は先行研究に倣い、企業グループ間の共分散と、各グループの集計生産性（平均値）に分割される。各グループの集計生産性は、さらに、平均生産性とグループ内企業の共分散に分割される。はじめに、サンプル企業を企業規模に応じて、中小企業と大企業とに分割し、各グループ間・グループ内の資源再配分を検討した。分析の結果、資源は生産性の低い中小企業から生産性の高い大企業へと再配分されていることが確認された。また、資源は、各企業グループ内でも、生産性の低い企業から生産性の高い企業へと再配分されることがわかった。

次に、本稿では、R&Dが集計生産性に及ぼす効果を検討するために、仮想的な状況と実際の状況を比較することにした。ここで仮想的な状況とは、全ての企業がR&Dを行わないと仮定した場合に相当する。推計結果によれば、R&Dは、集計生産性を1.3-5倍程度拡大することが明らかになった。この結果から、R&Dの生産性向上効果は決して小さくはないことが示唆される。また、R&Dは、大企業群の生産性を大きく向上させることもわかった。しかし他方、各企業グループ間で起こる資源再配分は、R&Dの有無とはあまり関係がないことも知られた。

同じ分析は、サンプル企業を、企業年齢の中位値に基づいて、成熟企業と老齢企業に二分した場合にも適用された。成熟企業と老齢企業との間の生産性格差は、中小企業と大企業との間に見られる生産性格差ほどは顕著ではない。このため、両グループ間の資源再配分効果はそれほど大きくなかった。しかし、R&Dは、各グループ内の企業間で資源再配分を促進する一面を持つことが確認された。

本稿を結ぶに当たり、今回は十分に議論できなかつたいくつかの点に言及することにした。第一に、本稿では、参入企業と退出企業のそれぞれが、集計生産性に与える効果を十分に考慮することができなかつた。企業の参入は集計生産性を向上させる一方、衰退企業の退出も集計生産性を改善する。現政権では、今後、産業の開業率と廃業率を現在の二倍にすること（現在の4.5%程度から10%台に上昇させること）が検討されている<sup>26)</sup>。企業の参入・退出が産業の集計生産性向上にどの程度寄与するのかを数量的に把握することは大変興味深い。この問題については、本稿で一部推計を試みたが、明確な結論を見出すことができなかった。したがって次回以降の課題としたい。

第二に、本稿では、企業年齢の相違が集計生産性に及ぼす効果を十分に考慮することができなかつた。本稿では、成熟企業と老齢企業との間の資源再配分効果を検討したが、より強い関心があるのは、創業間もない企業と成熟企業との間に生じる資源配分効果である。本稿では上場企業のデータを用いたため、若年企業のサンプルを十分に集めることができなかった。創業間もない企業が産業の生産性に与える効果を調べる場合には別のデータソースを探す必要があるだろう。

第三に、本稿では産業間の資源再配分効果を調べることができなかった。産業間の近さ（距離）が均等ではないことは、産業間の取引の程度や技術特性からも想像できる。例えば、産業連関表によれば<sup>27)</sup>、繊維製品を生産するために投入される中間財の26.3%は繊維製品であり、11.0%は化学製品である。一方、化学製品を生産するために投入される中間財の32.8%は化学製品、7.5%は石油・石炭製品である。したがって、特に結びつきの強い産業をいくつか選び、それらの産業の間に生じる資源再配分効果がR&Dによってどのような影響を受けるのかを調べることも興味深い論点である。

最後に、本稿ではR&Dが生み出す知識のスピルオーバーが集計生産性に及ぼす効果を数量的に把握することができなかつた。企業のR&Dはその企業自身の生産性を高めるが、同時に別の企業の生産性をも向上させる可能性がある。そして、他の企業からどの程度のスピルオーバーを受けられるのかは、企業のR&D水準に依存する。この意味で、ス

26) 中小企業白書（2014）pp. 226

27) 総務省（2005）産業連関表（[http://www.soumu.go.jp/toukei\\_toukatsu/data/io/index.htm](http://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/data/io/index.htm)）

ピルオーバーが集計生産性に与える効果を数量的に捉える場合には、企業間の相互依存関係を明示的にモデル化した枠組みを使う必要がある。寡占市場における動学的実証分析は、Erikson and Pakes（1995）以降、急速に拡大しつつある分野である。

以上、解決すべき課題は少なくないが、これらの問題はデータの利用可能性が広がる他日を期したい。

#### 参考文献

- Akerberg, D., Benkard, C. L., Berry, S., and A. Pakes.(2007) Econometric tools for analyzing market outcomes, in *Handbook of Econometrics*, vol.6, no. 6a, J.J. Heckman and E. E. Leamer (eds), Elsevier, pp. 4171-4276.
- Akerberg, D., Caves, K., and G. Frazer.(2006) Structural identification of production function, mimeograph.
- Aw, B. Y., Roberts, M. J., and D. Y. Xu.(2009) R&D investment, exporting, and productivity dynamics, *NBER Working Paper* No. 14670
- Baum C. F. (2009) *An Introduction to Stata Programming*, Stata Corp LP.
- Cameron, A.C, and P. K. Trivedi. (2010) *Microeconometrics Using Stata* (revised edition), A Stata Press Publication, Stata Corp LP.
- Cohen, W. M. (1995) Empirical studies of innovative activity, in *Handbook of the Economics of Innovation and Technological Change*, Paul Stoneman (eds), pp. 182-264.
- Collard-Wexler, A., and J. De Loecker(2013) Reallocation and technology: evidence from the U.S. steel industry, *NBER Working Paper* No. 18739
- Delgado, A. M., Farinas, J. C., and S. Ruano. (2002) Firm productivity and export markets: a non-parametric approach, *Journal of International Economics*, 57(2), pp. 397-422.
- De Loecker, J. (2007) Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia, *Journal of International Economics*, 73(1), pp. 69-98.
- De Loecker, J. (2010) A note on detecting learning by exporting, *NBER Working Paper* No. 16458
- De Loecker, J. (2011) Product differentiation, multi-product firms and estimating the impact of trade liberalization on productivity, *Econometrica*, 79(5), pp. 1405-1451.
- De Loecker, J., P. K. Goldberg, A. K. Khandelwal, and N. Pavcnik(2012) Prices, markups and trade reform, *NBER Working Paper* No. 17925
- De Loecker, J., and P. K. Goldberg(2013) Firm performance in a global market, *NBER Working Paper* No. 19308
- Doraszelski, U. and J. Jaumandreu.(2013) R&D and productivity: estimating endogenous productivity, *Review of Economic Studies*, forthcoming
- Erikson, R and A. Pakes(1995) Markov-perfect industry dynamics: a framework for empirical work, *Review of Economic Studies*, 62(1), pp. 53-82.
- Foster, L., Haltiwanger, J. C., 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*, 88(4), pp. 748-58.
- Foster, L., Haltiwanger, J. C., and C. Syverson. (2008) Reallocation, firm turnover and efficiency: selection on productivity or profitability, *American Economic Review*, 98(1), pp. 394-425.



- Gonzalez, X., Jaumandreu, J., and C. Pazo (2005) Barriers to innovation and subsidy effectiveness, *RAND Journal of Economics*, 36(4), pp. 930-950.
- Griliches, Z. (1979) Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth, *The Bell Journal of Economics*, 10(1), pp. 92-116.
- Griliches, Z. (1998) R&D and Productivity: the econometric evidence, The University of Chicago Press.
- Hall, B.H. (2007) Measuring the returns to R&D: the depreciation problem, *NBER Working Paper* No. 13473
- Hall, B.H. (2011) Innovation and productivity, *NBER Working Paper* No. 17178
- Jaumandreu, J. and J. Mairesse. (2010) Innovation and welfare: results from joint estimation of production and demand function, *NBER Working Paper* No. 16221
- Klette, T.J. and Z. Griliches. (1996) The inconsistency of common scale estimates when output prices are unobserved and endogenous, *Journal of Applied Econometrics*, 114(4), pp. 343-361.
- Levinsohn, J. and A. Petrin. (2003) Estimating production functions using inputs to control for unobservables, *Review of Economic Studies*, 70(2), pp. 317-341.
- Melitz, M. J. (2003) The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity, *Econometrica*, 71(6), pp. 1695-1725.
- Melitz, M. J. and S. Polanec. (2012) Dynamic Olley-Pakes decomposition with entry and exit, *NBER Working Paper* No. 18182
- Olley, G. S. and A. Pakes. (1996) The dynamics of productivity in the Telecommunications equipment industry, *Econometrica*, 64(6), pp. 1263-1297.
- Peters, B., Roberts, M. J., Ahn Vuong, V., and H. Fryges. (2013) Estimating dynamic R&D demand: an analysis of costs and long-run benefits, *NBER Working Paper* No. 19374
- Petrin, A., Poi, B. P., and J. Levinsohn. (2004) Production function estimation in Stata using inputs to control for unobservables, *The Stata Journal*, 4(2), pp. 113-123.
- Petrin, A. and J. Levinsohn. (2005) Measuring aggregate productivity growth using plant level data, *NBER Working Paper* No. 11887
- Reymond, W., Mairesse, J., Mohnen, P., and F. Palm. (2013) Dynamic models of R&D, innovation and productivity: panel data evidence for Dutch and French manufacturing, *NBER Working Paper* No. 19074
- Rizov, M., and P. P. Walsh. (2009) Productivity and trade orientation in UK manufacturing, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(6), pp. 821-849.
- Rizov, M., and P. P. Walsh. (2011) Is there a rural-urban divide? Location and productivity of UK manufacturing, *Regional Studies*, 45(5), pp. 641-656.
- Syverson, C. (2011) What determines productivity?, *Journal of Economic Literature*, 49(2), pp. 326-365.
- Yasar, M., Raciborski, R. and B. Poi. (2008) Production function estimation in Stata using Olley and Pakes method. *The Stata Journal*, 8(2), pp. 221-231.
- Wooldridge, J.M. (2009) On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables, *Economic Letters*, 104(3), pp. 112-114.
- Wooldridge, J.M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data: Second Edition*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Xu, D. Y. (2008) A structural empirical model of R&D, firm heterogeneity, and industry evolution, mimeograph.
- 中小企業庁編 (2014) 『中小企業白書 2014 年版』 (<http://www.chusho.meti.go.jp/pamflet/hakusyo/>)
- 深尾京司、宮川 努編 (2008) 『生産性と日本の経済成長—JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』 (東京大学出版会)

表 1 (1) サンプル企業数（業種別）

業種分類	企業数	業種分類	企業数	業種分類	企業数
水産・農林業	13	鉄鋼	68	空運業	9
鉱業	13	非鉄金属	53	倉庫・運輸関連業	49
建設業	280	金属製品	118	情報・通信業	437
食料品	175	機械	299	卸売業	451
繊維製品	92	電気機器	360	小売業	493
パルプ・紙	37	輸送用機器	129	証券、商品先物取引業	28
化学	251	精密機器	60	その他金融業	59
医薬品	68	その他製品	132	不動産業	176
石油・石炭製品	16	電気・ガス業	25	サービス業	462
ゴム製品	22	陸運業	78	合計	4,554
ガラス・土石製品	81	海運業	20		

表 1 (2) サンプル企業数（年別）

年	企業数	年	企業数	年	企業数	年	企業数
2001	3,337	2004	3,524	2007	3,827	2010	3,602
2002	3,456	2005	3,632	2008	3,808	2011	3,506
2003	3,497	2006	3,716	2009	3,721	平均	3,602

表 2 (1) 基本統計量（全サンプル）

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
売上高	39,610	107,748.6	449,007.9	-614	1.23E+07
期末従業員数	39,584	1,132.709	3,314.36	0	121,525
年間平均給与	39,535	5.712517	1.401356	0.005182	23
原材料と経費	27,101	60,764.98	247,722.6	-3606	9,061,988
無形固定資産	39,269	2,040.351	15,776.07	0	705,333
設備投資額	38,379	4,900.027	27,680.29	-6687	1,063,869
研究開発費	23,449	4,439.777	26,504.7	0	818,509
企業年齢	39,626	47.59511	23.26845	0	130

（単位）期末従業員数は人、企業年齢は年、それ以外は100万円

表 2 (2) 基本統計量 (R&amp;D Performers)

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
売上高	25,186	131,102.3	532,052.3	-614	1.23E+07
期末従業員数	25,170	1,387.854	3,677.722	0	71,567
年間平均給与	25,141	5.899595	1.28126	0.005182	23
原材料と経費	21,516	70,893.84	274,810.4	2	9,061,988
無形固定資産	25,056	2,421.469	18,707.54	0	705,333
設備投資額	24,733	5,448.633	29,155.16	-6,687	1,046,623
研究開発費	23,425	4,444.326	26,517.89	0	818,509
企業年齢	25,191	52.31559	22.33692	0	130

(単位) 期末従業員数は人、企業年齢は年、それ以外は 100 万円

表 2 (3) 基本統計量 (Non R&amp;D Performers)

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
売上高	14,424	66,970.460	238,209.100	1	9,001,281
期末従業員数	14,414	687.171	2,497.369	0	121,525
年間平均給与	14,394	5.386	1.536	0.299	19.174
原材料と経費	5,585	21,743.920	70,165.950	-3,606	980,981
無形固定資産	14,213	1,368.479	8,365.497	0	282,020
設備投資額	13,646	3,905.693	24,754.510	-128	1,063,869
研究開発費	24	0	0	0	0
企業年齢	14,435	39.357	22.558	0	124

(単位) 期末従業員数は人、企業年齢は年、それ以外は 100 万円

表 3 推計結果：生産関数

	Real Case				Counterfactual Case	
	R&D Performers		Non R&D Performers		Non R&D Performers	
	Static	Dynamic	Static	Dynamic	Static	Dynamic
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
企業年齢	.0055 (.1071)	.0058 (.0051)	.0057 (.3672)	.0131 (.8983)	.0004 (.6644)	.0034 (.9931)
資本	.0069 (.0253)	.0750*** (.0167)	.1197*** (.0372)	.0649** (.0284)	.0771* (.0395)	.0603*** (.0096)
労働	.4530*** (.0238)	.2343*** (.0314)	.5028*** (.0370)	.2552*** (.0637)	.5143*** (.0183)	.2765*** (.0363)
中間財	.3390*** (.0222)	.3290*** (.0224)	.2423*** (.0283)	.2364*** (.0282)	.3029*** (.0185)	.2970*** (.0188)
産業売上高	.1180*** (.0197)	.1064*** (.0204)	.3382*** (.0354)	.3363*** (.0349)	.1694*** (.0158)	.1637*** (.0160)
Omega 1	.1352** (.0616)	.1569*** (.0496)	-	-	-	-
時間ダミー	.0015 (.0016)	.0003 (.0016)	-.0031 (.0044)	-.0024 (.0041)	-.0017*** (.0016)	-.0010 (.0016)
Exit Option	YES	YES	YES	YES	YES	YES
観測数	22,644	22,644	13,418	13,418	37,727	37,727
企業数	2,731	2,731	1,750	1,750	4,490	4,490

(注) R&D Performers とは、観測期間に正の R&D を報告している企業グループを言う。これに対して、Non R&D Performers は、全観測期間に R&D を報告していない企業（または、0 の R&D を報告している企業）を指す。Static とは、労働を可変的生産要素と考えた場合であり、Dynamic とは、労働を動学的生産要素として扱った場合を指す。また、Real case は、実際のデータを用いて推計した場合を指し、Counterfactual case は、全ての企業が R&D を行わなかったという仮想的な状況を想定したうえで、生産関数を推計した場合に対応する。カッコ内の数値は標準誤差を示す。標準誤差は 500 回の繰り返し計算（Bootstrap 法）によって得られた。また、\*、\*\*、\*\*\* は、それぞれ、 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$  を示す。

表 4 (1) 企業規模：基本統計量

変数	Large firms				Small firms					
	観測数	平均	標準偏差	最小	最大	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
$\psi$ (S)	14,182	4.902	6.023	0.002	118,270	9,764	2.918	4.971	0.001	216,307
$\psi$ (D)	14,182	29.991	37.628	0.018	747,776	9,764	12.475	19.335	0.005	755,739
$\psi$ (S) <sub>c</sub>	14,506	1.331	1.924	0.188	45,463	10,400	1.294	2.510	0.018	129,631
$\psi$ (D) <sub>c</sub>	14,506	20.998	32.831	1.980	982,808	10,400	10.552	18.658	0.054	527,527

(注)  $\psi$  (S)と $\psi$  (D)は、それぞれ、労働を可変的生産要素とした場合、および、労働を動学的生産要素として生産関数を推計した場合の、生産性の推計値である。同様に、 $\psi$  (S)<sub>c</sub>と $\psi$  (D)<sub>c</sub>は、それぞれ、仮想的なケース (counterfactual case) において、労働を可変的生産要素とした場合、および、労働を動学的生産要素として生産関数を推計した場合の、生産性の推計値である。Small firmsは各年の期末従業員数が300人未満の企業を、Large firmsは、300人以上の企業を指す。Small firmsのうち、観測期間中に一度でも期末従業員数が300人を超えた企業は分析の対象から外した。同様に、Large firmsのうち、観測期間中に一度でも期末従業員数が300人を下回った企業は分析の対象から外した。

表 4 (2) 企業規模：ノンパラメトリック分析

	Group	OBS	Mean	Std. Dev	Standard Deviation Test		T-Test		Kolmogorov-Smirnov Test		
					Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	Smallest Group	Difference	P-Value
Static (real case)	0	9,764	2,918	0.0503	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	0	0.3091	0.000
	1	14,182	4,902	0.0506	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	-0.0007	0.995
Static (counterfactual)	0	10,400	1.2938	0.0246	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.1006	Ha: Diff < 0	0	0.1089	0.000
	1	14,506	1.3313	0.0160	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	-0.0087	0.398
Dynamic (real case)	0	9,764	12.4752	0.1957	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	0	0.4319	0.000
	1	14,182	29.9910	0.3160	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	-0.0001	1.000
Dynamic (counterfactual)	0	10,400	10.5523	0.1830	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	0	0.4040	0.000
	1	14,506	20.9980	0.2726	Ho: Ratio = 1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff = 0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	0.0000	1.000

(注) Group 0は Small firms を、Group 1は Large firms をそれぞれ指す。Standard Deviation Testにおける帰無仮説 (Ho: Ratio = 1) は、Group 0と Group 1の標準偏差が等しいことを指す。より具体的には、Group 0と Group 1の標準偏差をSD(0)およびSD(1)としたとき、その比率SD(0)/SD(1)が1であることを仮定する。これに対して対立仮説 (Ha: Ratio < 1) はこの比率が1よりも小さいこと、換言すれば、Group 1の分散がGroup 0のそれよりも大きいことを仮定する。また、T-Testにおける帰無仮説 (Ho: Diff = 1) は、二つの Group における平均値の差 (Diff = Mean(0) - Mean(1)) が0であること (つまり二つの Group における平均値が等しいこと) を仮定する。これに対する対立仮説 (Ha: Diff < 0) は、Group 1の平均がGroup 0の平均よりも大きいとする仮説である。

表 4 (3) 生産性比較：企業年齢

変数	Old firms				Mature firms					
	観測数	平均	標準偏差	最小	最大	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
$\psi$ (S)	11,496	4.451	5.484	0.001	145.626	12,450	3.763	5.877	0.001	216.307
$\psi$ (D)	11,496	25.932	33.411	0.005	755.739	12,450	20.002	31.637	0.006	538.101
$\psi$ (S)_c	11,808	1.414	2.381	0.204	47.529	13,098	1.227	1.994	0.018	129.631
$\psi$ (D)_c	11,808	19.012	34.556	0.931	982.808	13,098	14.495	20.843	0.054	527.527

(注)  $\psi$  (S)と $\psi$  (D)は、それぞれ、労働を可変的生産要素とした場合、および、労働を動学的生産要素として生産関数を推計した場合の、生産性の推計値である。同様に、 $\psi$  (S)\_cと $\psi$  (D)\_cは、それぞれ、仮想的なケース (counterfactual case) において、労働を可変的生産要素とした場合、および、労働を動学的生産要素として生産関数を推計した場合の、生産性の推計値である。Mature firmsは企業年齢が62年以下の企業を、Old firmsは、63年以上の企業を指す。境界となる企業年齢 (62歳) はサンプル企業の中位値である。

表 4 (4) 企業年齢：ノンパラメトリック分析

	Group	OBS	Mean	Std. Dev	Standard Deviation Test		T-Test		Kolmogorov-Smirnov Test		
					Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	Smallest Group	Difference	P-Value
Static (real case)	0	12,450	3.7627	0.0527	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	0	0.1491	0.000
	1	11,496	4.4510	0.0511	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	-0.0074	0.516
Static (counterfactual)	0	13,098	1.2273	0.0174	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	0	0.1026	0.000
	1	11,808	1.4135	0.0219	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	-0.0002	1.000
Dynamic (real case)	0	12,450	20.0020	0.2835	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	0	0.1736	0.000
	1	11,496	25.9321	0.3116	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	-0.0129	0.136
Dynamic (counterfactual)	0	13,098	14.4946	0.1821	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	0	0.1246	0.000
	1	11,808	19.0118	0.3180	Ho: Ratio=1 Pr (F < f) = 0.0000	Ha: Ratio < 1	Ho: Diff=0 Pr (T < t) = 0.0000	Ha: Diff < 0	1	0.0000	1.000

(注) Group 0はMature firmsを、Group 1はOld firmsをそれぞれ指す。Standard Deviation Testにおける帰無仮説 (Ho: Ratio=1)は、Group 0とGroup 1の標準偏差が等しいことを指す。より具体的には、Group 0とGroup 1の標準偏差をSD(0)およびSD(1)としたとき、その比率SD(0)/SD(1)が1であることを仮定する。これに対して対立仮説 (Ha: Ratio < 1)はこの比率が1よりも小さいこと、換言すれば、Group 1の分散がGroup 0のそれよりも大きいことを仮定する。また、T-Testにおける帰無仮説 (Ho: Diff=0)は、二つのGroupにおける平均値の差 (Diff = Mean(0) - Mean(1)) が0であること (つまり二つのGroupにおける平均値が等しいこと) を仮定する。これに対する対立仮説 (Ha: Diff < 0)は、Group 1の平均がGroup 0の平均よりも大きいとする仮説である。

表 5 (1) 集計生産性の分解：企業規模 (Static：Real case)

Year	Between		Within (内訳)					
	$\Gamma_t^B$	$\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$	Large firms		Small firms			
			$\psi_t(L)$	$\bar{\psi}_t(L)$	$\Gamma_t^{OP}(L)$	$\psi_t(S)$	$\bar{\psi}_t(S)$	$\Gamma_t^{OP}(S)$
2001	0.2741	0.7259	1.0151	0.4332	0.5818	0.4367	0.2634	0.1732
2002	0.2425	0.6245	0.8804	0.4145	0.4660	0.3685	0.2465	0.1220
2003	0.2770	0.6087	0.9008	0.4299	0.4709	0.3166	0.2389	0.0777
2004	0.2837	0.6229	0.9224	0.4375	0.4849	0.3235	0.2281	0.0953
2005	0.2857	0.6387	0.9409	0.4442	0.4967	0.3365	0.2682	0.0683
2006	0.3071	0.6367	0.9614	0.4486	0.5129	0.3120	0.2391	0.0729
2007	0.3394	0.6695	1.0284	0.4603	0.5681	0.3106	0.2312	0.0794
2008	0.3385	0.6723	1.0299	0.4638	0.5661	0.3146	0.2237	0.0909
2009	0.3359	0.6751	1.0298	0.4407	0.5891	0.3203	0.2245	0.0958
2010	0.3748	0.6697	1.0635	0.4532	0.6103	0.2760	0.2197	0.0563
2011	0.4660	0.7876	1.2787	0.5136	0.7651	0.2965	0.2350	0.0615

(注) 各年の集計生産性 ( $\sum S_{it} \psi_{it}$ ) は、2001年の集計生産性の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between 効果 ( $\Gamma_t^B$ ) と Within 効果 ( $\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$ ) の総和である。また、Within 効果は、二つのグループ (X および Y) における集計生産性の平均値として求められる。各グループの集計生産性は Olley-Pakes 分解により、さらに、平均生産性 ( $\bar{\psi}_t(X)$ ) と共分散 ( $\Gamma_t^{OP}(X)$ ) とに分割される。

表5(2) 集計生産性の分解：企業規模 (Static : Counterfactual case)

Year	Between		Within (内訳)						Counterfactual		Real case	
	$\Sigma S_{it} \psi_{it}$	$\Gamma_t^B$	Within		Large firms		Small firms		$\Sigma S_{it} \psi_{it}$	$\Sigma S_{it} \psi_{it}$		
			$\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$	$\Gamma_t^{OP}(L)$	$\psi_t(L)$	$\bar{\psi}_t(L)$	$\Gamma_t^{OP}(L)$	$\psi_t(S)$			$\bar{\psi}_t(S)$	$\Gamma_t^{OP}(S)$
2001	0.2375	0.3199	-0.0824	0.2330	0.1224	0.1106	0.4068	0.1456	0.2612	2.6021	10.9559	
2002	0.1923	0.2631	-0.0709	0.1883	0.1138	0.0745	0.3379	0.1279	0.2100	2.1064	9.4983	
2003	0.1960	0.2469	-0.0509	0.1932	0.1174	0.0758	0.3006	0.1202	0.1804	2.1471	9.7039	
2004	0.1972	0.2220	-0.0247	0.1958	0.1175	0.0783	0.2481	0.1115	0.1365	2.1607	9.9327	
2005	0.2041	0.2250	-0.0209	0.2028	0.1182	0.0847	0.2471	0.1328	0.1143	2.2356	10.1276	
2006	0.2087	0.2140	-0.0053	0.2084	0.1197	0.0887	0.2196	0.1124	0.1072	2.2863	10.3402	
2007	0.2272	0.2178	0.0094	0.2277	0.1233	0.1044	0.2079	0.1054	0.1025	2.4890	11.0535	
2008	0.2274	0.2186	-0.0311	0.2279	0.1239	0.1040	0.2094	0.1052	0.1042	2.4910	11.0735	
2009	0.2347	0.2217	0.0129	0.2354	0.1197	0.1157	0.2081	0.1023	0.1057	2.5712	11.0761	
2010	0.2538	0.2261	0.0277	0.2552	0.1254	0.1298	0.1969	0.0985	0.0984	2.7810	11.4434	
2011	0.3212	0.2702	0.0510	0.3240	0.1482	0.1757	0.2165	0.1098	0.1067	3.5193	13.7339	

(注) 各年の集計生産性 ( $\Sigma S_{it} \psi_{it}$ ) は、表5(1)における2001年の集計生産性(現実の集計生産性)の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between効果( $\Gamma_t^B$ )とWithin効果( $\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$ )の総和である。また、Within効果は、二つのグループ(XおよびY)における集計生産性の平均値として求められる。各グループの集計生産性はOlley-Pakes分解により、さらに、平均生産性( $\bar{\psi}_t(X)$ )と共分散( $\Gamma_t^{OP}(X)$ )とに分割される。



表5 (3) 集計生産性の分解：企業規模 (Dynamic : Real case)

Year	Between		Within (内訳)								
	$\Sigma S_{it} \psi_{it}$	$\Gamma_t^B$	Within			Large firms			Small firms		
			$\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$	$\psi_t(L)$	$\bar{\psi}_t(L)$	$\Gamma_t^{OP}(L)$	$\psi_t(S)$	$\bar{\psi}_t(S)$	$\Gamma_t^{OP}(S)$		
2001	1.0000	0.3628	0.6372	1.0199	0.3613	0.6586	0.2545	0.1503	0.1042		
2002	0.8565	0.3139	0.5426	0.8740	0.3339	0.5401	0.2112	0.1321	0.0791		
2003	0.8640	0.3357	0.5283	0.8823	0.3376	0.5447	0.1743	0.1232	0.0511		
2004	0.8736	0.3395	0.5341	0.8924	0.3396	0.5528	0.1758	0.1187	0.0571		
2005	0.8863	0.3471	0.5393	0.9064	0.3439	0.5625	0.1721	0.1219	0.0503		
2006	0.9098	0.3611	0.5486	0.9305	0.3471	0.5834	0.1668	0.1221	0.0446		
2007	0.9679	0.3892	0.5787	0.9903	0.3552	0.6350	0.1670	0.1180	0.0491		
2008	0.9767	0.3914	0.5852	0.9988	0.3576	0.6412	0.1716	0.1144	0.0572		
2009	0.9655	0.3851	0.5805	0.9871	0.3395	0.6476	0.1738	0.1143	0.0595		
2010	0.9793	0.4072	0.5721	0.9999	0.3412	0.6587	0.1442	0.1080	0.0362		
2011	1.0599	0.4434	0.6165	1.0838	0.3775	0.7064	0.1493	0.1148	0.0345		

(注) 各年の集計生産性 ( $\Sigma S_{it} \psi_{it}$ ) は、2001年の集計生産性の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between 効果 ( $\Gamma_t^B$ ) と Within 効果 ( $\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$ ) の総和である。また、Within 効果は、二つのグループ (X および Y) における集計生産性の平均値として求められる。各グループの集計生産性は Olley-Pakes 分解により、さらに、平均生産性 ( $\bar{\psi}_t(X)$ ) と共分散 ( $\Gamma_t^{OP}(X)$ ) とに分割される。

表5(4) 集計生産性の分解：企業規模 (Dynamic : Counterfactual case)

Year	Between		Within (内訳)						Counterfactual		Real case
	$\Gamma_t^B$	$\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$	Large firms			Small firms			$\Sigma s_{it}\psi_{it}$	$\Gamma_t^{OP}(S)$	$\Sigma s_{it}\psi_{it}$
			$\psi_t(L)$	$\bar{\psi}_t(L)$	$\Gamma_t^{OP}(L)$	$\psi_t(S)$	$\bar{\psi}_t(S)$	$\Gamma_t^{OP}(S)$			
2001	0.5674	0.1478	0.7233	0.2454	0.4780	0.4115	0.1354	0.2761	61.6411	86.1854	
2002	0.4797	0.1335	0.6206	0.2295	0.3912	0.3388	0.1190	0.2198	52.8513	73.8205	
2003	0.4723	0.1576	0.6385	0.2346	0.4039	0.3061	0.1120	0.1941	54.2907	74.4652	
2004	0.4445	0.1867	0.6416	0.2334	0.4082	0.2474	0.1035	0.1439	54.4043	75.2873	
2005	0.4508	0.2023	0.6648	0.2370	0.4279	0.2368	0.1065	0.1303	56.2913	76.3898	
2006	0.4523	0.2177	0.6824	0.2406	0.4418	0.2221	0.1041	0.1181	57.7395	78.4098	
2007	0.4745	0.2424	0.7308	0.2479	0.4830	0.2181	0.1005	0.1176	61.7875	83.4188	
2008	0.4810	0.2468	0.7418	0.2509	0.4909	0.2202	0.1004	0.1198	62.7268	84.1751	
2009	0.4914	0.2581	0.7639	0.2445	0.5194	0.2188	0.0987	0.1201	64.5902	83.2135	
2010	0.5064	0.2910	0.8122	0.2502	0.5620	0.2007	0.0933	0.1074	68.7307	84.4031	
2011	0.5667	0.3276	0.9119	0.2906	0.6214	0.2214	0.1046	0.1168	77.0735	91.3476	

(注) 各年の集計生産性 ( $\Sigma s_{it}\psi_{it}$ ) は、表5(3)における2001年の集計生産性(現実の集計生産性)の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between効果( $\Gamma_t^B$ )とWithin効果( $\frac{(\psi_t(L)+\psi_t(S))}{2}$ )の総和である。また、Within効果は、二つのグループ(XおよびY)における集計生産性の平均値として求められる。各グループの集計生産性はOlley-Pakes分解により、さらに、平均生産性( $\bar{\psi}_t(X)$ )と共分散( $\Gamma_t^{OP}(X)$ )とに分割される。

表 5 (5) 集計生産性の分解：企業年齢 (Static case : Real case)

Year	$\Sigma S_{it} \psi_{it}$	Between		Within		Within (内訳)					
		$\Gamma_t^B$	$\frac{(\psi_t(O)+\psi_t(M))}{2}$	Old firms		Mature firms					
				$\psi_t(O)$	$\bar{\psi}_t(O)$	$\Gamma_t^{OP}(O)$	$\psi_t(M)$	$\bar{\psi}_t(M)$	$\Gamma_t^{OP}(M)$		
2001	1.0000	0.0017	0.9983	1.0032	0.3991	0.6041	0.9935	0.3682	0.6253		
2002	0.8702	-0.0271	0.8973	0.8135	0.3865	0.4269	0.9812	0.3443	0.6369		
2003	0.8961	-0.0299	0.9261	0.8275	0.3931	0.4344	1.0246	0.3600	0.6647		
2004	0.9190	-0.0286	0.9477	0.8541	0.4074	0.4467	1.0413	0.3462	0.6951		
2005	0.9426	-0.0308	0.9735	0.8685	0.4167	0.4518	1.0784	0.3715	0.7069		
2006	0.9445	-0.0226	0.9671	0.8916	0.4153	0.4763	1.0426	0.3511	0.6915		
2007	1.0163	-0.0096	1.0259	0.9958	0.4245	0.5714	1.0560	0.3493	0.7067		
2008	1.0142	-0.0058	1.0200	1.0022	0.4185	0.5837	1.0379	0.3479	0.6899		
2009	1.0183	-0.0172	1.0355	0.9792	0.4064	0.5728	1.0918	0.3388	0.7530		
2010	1.0498	-0.0219	1.0717	0.9971	0.4245	0.5726	1.1463	0.3358	0.8105		
2011	1.2545	0.0043	1.2502	1.2705	0.5065	0.7641	1.2298	0.3524	0.8775		

(注) 各年の集計生産性 ( $\Sigma S_{it} \psi_{it}$ ) は、2001年の集計生産性の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between 効果 ( $\Gamma_t^B$ ) と Within 効果 ( $\frac{(\psi_t(O)+\psi_t(M))}{2}$ ) の総和である。また、Within 効果は、二つのグループ (X および Y) における集計生産性の平均値として求められる。各グループの集計生産性は Olley-Pakes 分解により、さらに、平均生産性 ( $\bar{\psi}_t(X)$ ) と共分散 ( $\Gamma_t^{OP}(X)$ ) とに分割される。

表5(6) 集計生産性の分解：企業年齢 (Static : Counterfactual case)

Year	Between		Within (内訳)				Counterfactual		Real case	
	$\Gamma_t^B$	$\frac{\psi_t(O)+\psi_t(M)}{2}$	Old firms		New firms		$\Sigma S_{it}\psi_{it}$	$\Gamma_t^{OP}(M)$	$\Sigma S_{it}\psi_{it}$	$\Sigma S_{it}\psi_{it}$
			$\psi_t(O)$	$\bar{\psi}_t(O)$	$\Gamma_t^{OP}(O)$	$\bar{\psi}_t(O)$				
2001	0.2417	0.0130	0.2666	0.1346	0.1320	0.1908	0.1269	0.0639	2.5886	10.7097
2002	0.1968	0.0032	0.2035	0.1235	0.0801	0.1835	0.1169	0.0666	2.1072	9.3194
2003	0.2029	0.0011	0.2055	0.1239	0.0816	0.1980	0.1196	0.0784	2.1728	9.5974
2004	0.2039	0.0044	0.2138	0.1269	0.0869	0.1853	0.1112	0.0741	2.1841	9.8426
2005	0.2121	0.0038	0.2212	0.1281	0.0930	0.1955	0.1242	0.0714	2.2717	10.0955
2006	0.2216	0.0069	0.2377	0.1343	0.1034	0.1917	0.1132	0.0785	2.3729	10.1156
2007	0.2359	0.0076	0.2521	0.1302	0.1219	0.2043	0.1154	0.0889	2.5260	10.8843
2008	0.2364	0.0074	0.2518	0.1289	0.1229	0.2061	0.1185	0.0876	2.5318	10.8621
2009	0.2437	0.0105	0.2675	0.1310	0.1365	0.1988	0.1085	0.0903	2.6095	10.9053
2010	0.2594	0.0135	0.2920	0.1381	0.1539	0.1998	0.1041	0.0956	2.7782	11.2430
2011	0.3239	0.0190	0.3941	0.1636	0.2305	0.2157	0.1135	0.1021	3.4684	13.4355

(注) 各年の集計生産性 ( $\Sigma S_{it}\psi_{it}$ ) は、表5(5)における2001年の集計生産性(現実の集計生産性)の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between効果( $\Gamma_t^B$ )とWithin効果( $\frac{\psi_t(O)+\psi_t(M)}{2}$ )の総和である。また、Within効果は、二つのグループ(XおよびY)における集計生産性における平均値として求められる。各グループの集計生産性はOlley-Pakes分解により、さらに、平均生産性( $\bar{\psi}_t(X)$ )と共分散( $\Gamma_t^{OP}(X)$ )とに分割される。

表 5 (7) 集計生産性の分解：企業年齢 (Dynamic : Real case)

Year	Between		Within (内訳)						
	$\Sigma S_{it} \psi_{it}$	$\Gamma_t^B$	Within		Mature firms				
			$\frac{(\psi_t(O)+\psi_t(M))}{2}$	$\psi_t(O)$	$\bar{\psi}_t(O)$	$\psi_t(O)$	$\bar{\psi}_t(M)$	$\Gamma_t^{OP}(M)$	
2001	1.0000	0.0113	0.9887	1.0216	0.3234	0.6982	0.9557	0.2712	0.6845
2002	0.8574	-0.0184	0.8758	0.8190	0.2987	0.5203	0.9326	0.2431	0.6896
2003	0.8655	-0.0155	0.8810	0.8300	0.2963	0.5337	0.9319	0.2433	0.6886
2004	0.8794	-0.0181	0.8975	0.8382	0.3016	0.5366	0.9567	0.2375	0.7192
2005	0.8945	-0.0171	0.9116	0.8535	0.3070	0.5465	0.9697	0.2398	0.7299
2006	0.9078	-0.0073	0.9151	0.8907	0.3043	0.5864	0.9395	0.2362	0.7033
2007	0.9695	0.0046	0.9649	0.9793	0.3114	0.6679	0.9506	0.2355	0.7151
2008	0.9790	0.0096	0.9694	0.9991	0.3108	0.6882	0.9398	0.2351	0.7047
2009	0.9702	-0.0079	0.9780	0.9523	0.2994	0.6529	1.0038	0.2274	0.7764
2010	0.9831	-0.0133	0.9965	0.9511	0.3052	0.6458	1.0418	0.2215	0.8204
2011	1.0616	-0.0107	1.0723	1.0220	0.3490	0.6729	1.1226	0.2332	0.8894

(注) 各年の集計生産性 ( $\Sigma S_{it} \psi_{it}$ ) は、2001年の集計生産性の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between 効果 ( $\Gamma_t^B$ ) と Within 効果 ( $\frac{(\psi_t(O)+\psi_t(M))}{2}$ ) の総和である。また、Within 効果は、二つのグループ (X および Y) における集計生産性の平均値として求められる。各グループの集計生産性は Olley-Pakes 分解により、さらに、平均生産性 ( $\bar{\psi}_t(X)$ ) と共分散 ( $\Gamma_t^{OP}(X)$ ) とに分割される。

表 5 (8) 集計生産性の分解：企業年齢 (Dynamic : Counterfactual case)

Year	Between		Within (内訳)				Counterfactual		Real case		
	$\Sigma S_{it} \psi_{it}$	$\Gamma_t^B$	Within		Old firms		$\Sigma S_{it} \psi_{it}$		$\Sigma S_{it} \psi_{it}$		
			$\frac{(\psi_t(O)+\psi_t(M))}{2}$	$\psi_t(O)$	$\bar{\psi}_t(O)$	$\Gamma_t^{OP}(O)$	$\psi_t(M)$	$\bar{\psi}_t(M)$	$\Gamma_t^{OP}(M)$		
2001	0.7165	0.6962	0.0203	0.7552	0.2302	0.5251	0.6372	0.1941	0.4432	60.1348	83.9296
2002	0.6153	0.6185	-0.0031	0.6088	0.2130	0.3958	0.6281	0.1784	0.4497	51.6448	71.9648
2003	0.6327	0.6345	-0.0018	0.6286	0.2138	0.4148	0.6405	0.1788	0.4616	53.1050	72.6407
2004	0.6378	0.6353	0.0024	0.6433	0.2183	0.4250	0.6274	0.1693	0.4581	53.5268	73.8036
2005	0.6610	0.6570	0.0040	0.6705	0.2219	0.4487	0.6436	0.1728	0.4708	55.4774	75.0786
2006	0.6782	0.6675	0.0107	0.7033	0.2245	0.4789	0.6318	0.1726	0.4592	56.9242	76.1885
2007	0.7250	0.7068	0.0182	0.7637	0.2268	0.5370	0.6499	0.1767	0.4732	60.8490	81.3714
2008	0.7372	0.7159	0.0214	0.7817	0.2277	0.5540	0.6500	0.1795	0.4705	61.8765	82.1709
2009	0.7602	0.7447	0.0154	0.7952	0.2297	0.5654	0.6943	0.1698	0.5245	63.8004	81.4247
2010	0.8043	0.7851	0.0192	0.8505	0.2380	0.6125	0.7198	0.1633	0.5564	67.5053	82.5145
2011	0.8974	0.8795	0.0180	0.9639	0.2781	0.6858	0.7951	0.1798	0.6153	75.3191	89.0986

(注) 各年の集計生産性 ( $\Sigma S_{it} \psi_{it}$ ) は、表 5 (7) における 2001 年の集計生産性 (現実の集計生産性) の値で基準化されている。各年における集計生産性は、Between 効果 ( $\Gamma_t^B$ ) と Within 効果 ( $\frac{(\psi_t(O)+\psi_t(M))}{2}$ ) の総和である。また、Within 効果は、二つのグループ (X および Y) における集計生産性の平均値として求められる。各グループの集計生産性は Olley-Pakes 分解により、さらに、平均生産性 ( $\bar{\psi}_t(X)$ ) と共分散 ( $\Gamma_t^{OP}(X)$ ) とに分割される。

表 6 (1) 全企業：Dynamic Olley Pakes decomposition

Year	Static		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001									0.3482
2002	0.0169	0.0867	-0.1599	0.1608	0.0858	0.0228	0.0925		0.0925
2003	0.4467	0.4585	0.3228	0.1017	0.0341	0.0778	0.0896		0.0896
2004	0.2667	0.2435	0.0077	0.2129	0.0229	0.0628	0.0396		0.0396
2005	0.1681	0.2320	0.2292	-0.0088	0.0116	0.0633	0.1273		0.1273
2006	0.2289	0.2818	0.1478	0.0797	0.0543	0.0254	0.0783		0.0783
2007	0.3016	0.3184	0.3292	-0.0665	0.0556	0.0271	0.0438		0.0438
2008	0.0466	0.1316	-0.0607	0.1462	0.0461	0.0011	0.0861		0.0861
2009	0.2109	0.2103	-0.2299	0.3101	0.1302	0.0006			
2010	0.3529	0.3517	0.2876	0.0296	0.0344	0.0012			
2011	5.5695	5.5695	2.5910	2.0262	0.9522				
<hr/>									
Year	Dynamic		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001									2.1577
2002	-2.8339	-2.2963	-3.6933	0.5562	0.8408	0.1269	0.6645		0.6645
2003	2.5521	2.4713	1.4712	0.6828	0.3173	0.5683	0.4875		0.4875
2004	1.2046	0.8953	-0.6933	1.2432	0.3454	0.5678	0.2585		0.2585
2005	0.9365	1.3310	1.4595	-0.2535	0.1250	0.3792	0.7737		0.7737
2006	2.2091	2.5125	1.5131	0.5365	0.4629	0.1491	0.4526		0.4526
2007	2.3986	2.4827	2.7393	-0.6735	0.4169	0.1683	0.2525		0.2525
2008	0.9194	1.4307	0.0995	1.0159	0.3153	0.0062	0.5175		0.5175
2009	0.1872	0.1841	-2.4422	1.3637	1.2627	0.0031			
2010	1.1940	1.1844	-0.0773	0.8719	0.3898	0.0096			
2011	34.1915	34.1915	14.7340	13.9900	5.4676				

表 6 (2) 中小企業：Dynamic Olley Pakes decomposition

Year	Static		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001								0.0010	
2002	0.2674	-0.0155	0.1926	-0.1799	-0.0282	0.2857	0.0028		
2003	-0.0222	-0.0661	-0.0553	-0.0575	0.0466	0.0487	0.0048		
2004	0.1577	0.0232	-0.0278	0.0278	0.0232	0.1362	0.0016		
2005	0.2134	0.1042	0.0783	-0.0082	0.0341	0.1097	0.0006		
2006	-0.0672	-0.2169	-0.1972	-0.0445	0.0248	0.1554	0.0057		
2007	-0.0068	-0.0650	-0.0722	-0.0587	0.0659	0.0588	0.0006		
2008	-0.0184	-0.0215	-0.0582	0.0071	0.0296	0.0171	0.0139		
2009	0.0468	0.0360	-0.0760	0.0802	0.0319	0.0108			
2010	0.2372	0.2069	-0.0043	0.1661	0.0451	0.0303			
2011	0.8942	0.8942	0.4654	0.3021	0.1267				
Year	Dynamic		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001								0.0041	
2002	0.5662	-0.7228	0.3744	-0.8582	-0.2389	1.3115	0.0225		
2003	-0.1832	-0.3523	-0.3613	-0.1555	0.1645	0.1915	0.0224		
2004	0.6233	-0.0776	-0.2723	0.0839	0.1107	0.7084	0.0075		
2005	0.8409	0.3444	0.2496	-0.0514	0.1461	0.4985	0.0021		
2006	0.2172	-0.4147	-0.2984	-0.2338	0.1175	0.6543	0.0224		
2007	0.0382	-0.2563	-0.3177	-0.2190	0.2805	0.2977	0.0032		
2008	-0.1687	-0.1939	-0.3316	-0.0127	0.1504	0.0867	0.0615		
2009	0.2448	0.2038	-0.2795	0.3449	0.1384	0.0410			
2010	0.7106	0.5305	-0.2865	0.6375	0.1795	0.1801			
2011	3.4615	3.4615	1.7225	1.2470	0.4920				



表 6 (3) 大企業 : Dynamic Olley Pakes decomposition

Year	Static		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001									0.3471
2002	0.0171	0.0911	-0.1693	0.1717	0.0888	0.0156	0.0897		
2003	0.4630	0.4692	0.3330	0.1027	0.0335	0.0786	0.0848		
2004	0.2757	0.2528	0.0087	0.2213	0.0229	0.0608	0.0379		
2005	0.1788	0.2435	0.2333	-0.0009	0.0111	0.0620	0.1267		
2006	0.2433	0.2942	0.1575	0.0816	0.0550	0.0218	0.0726		
2007	0.3124	0.3293	0.3404	-0.0664	0.0553	0.0262	0.0431		
2008	0.0606	0.1321	-0.0607	0.1463	0.0466	0.0006	0.0721		
2009	0.2136	0.2133	-0.2341	0.3145	0.1329	0.0003			
2010	0.3332	0.3327	0.2956	0.0037	0.0334	0.0005			
2011	5.7021	5.7021	2.6435	2.0814	0.9773				
<hr/>									
Year	Dynamic		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001									2.1536
2002	-2.8691	-2.3219	-3.8020	0.6113	0.8688	0.0948	0.6420		
2003	2.6299	2.5167	1.5208	0.6756	0.3204	0.5783	0.4651		
2004	1.2643	0.9513	-0.7045	1.3042	0.3515	0.5640	0.2510		
2005	1.0314	1.4272	1.4922	-0.1907	0.1257	0.3758	0.7716		
2006	2.2856	2.5807	1.5640	0.5446	0.4721	0.1350	0.4302		
2007	2.4769	2.5615	2.8247	-0.6840	0.4208	0.1647	0.2493		
2008	0.9919	1.4439	0.1115	1.0128	0.3197	0.0040	0.4559		
2009	0.1699	0.1679	-2.5017	1.3758	1.2938	0.0020			
2010	1.0178	1.0124	-0.0716	0.6895	0.3944	0.0054			
2011	35.0760	35.0760	15.0550	14.4022	5.6189				

表 6 (4) 成熟企業：Dynamic Olley Pakes decomposition

Year	Static		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$	
2001								0.0155	
2002	-0.0171	-0.0207	-0.2073	0.0998	0.0868	0.0523	0.0487	0.0487	
2003	0.2779	0.0827	0.1851	-0.1514	0.0489	0.2233	0.0281	0.0281	
2004	0.5362	0.3701	-0.0172	0.3310	0.0563	0.1809	0.0148	0.0148	
2005	0.2559	0.1841	0.4492	-0.2760	0.0108	0.1777	0.1058	0.1058	
2006	-0.3223	-0.3464	-0.1132	-0.2726	0.0395	0.0677	0.0436	0.0436	
2007	0.1483	0.1169	0.1284	-0.0415	0.0301	0.0567	0.0252	0.0252	
2008	-0.0689	-0.0377	-0.0711	-0.0391	0.0725	0.0023	0.0335	0.0335	
2009	0.8239	0.8223	-0.0352	0.6793	0.1782	0.0016			
2010	0.7224	0.7191	-0.0557	0.6624	0.1124	0.0032			
2011	2.2496	2.2496	0.8626	1.1871	0.2000				

  

Year	Dynamic		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$	
2001								0.0837	
2002	-1.2493	-1.1539	-2.3414	0.4644	0.7231	0.2997	0.3952	0.3952	
2003	0.1765	-1.2628	-0.1691	-1.4898	0.3962	1.6308	0.1916	0.1916	
2004	3.5402	2.0012	-0.4997	2.0395	0.4615	1.6353	0.0963	0.0963	
2005	0.6680	0.2377	2.2325	-2.1486	0.1538	1.0665	0.6362	0.6362	
2006	-2.2427	-2.3842	-0.7510	-1.9920	0.3588	0.3956	0.2541	0.2541	
2007	0.9101	0.6778	0.7967	-0.3406	0.2217	0.3706	0.1382	0.1382	
2008	-0.1756	0.0014	-0.4426	-0.0681	0.5121	0.0138	0.1907	0.1907	
2009	7.1125	7.1037	0.5617	4.4647	2.0773	0.0088			
2010	3.9469	3.9215	-1.5577	4.7259	0.7533	0.0253			
2011	15.4441	15.4441	5.5585	8.5394	1.3462				

表 6 (5) 老齡企業：Dynamic Olley Pakes decomposition

Year	Static		Incumbent			Entrant		Exit	
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001									0.3327
2002	0.0754	0.1116	-0.1367	0.1619	0.0864	0.0077	0.0438		
2003	0.5684	0.6298	0.3931	0.2075	0.0293	0.0002	0.0616		
2004	0.1537	0.1785	0.0211	0.1524	0.0050	0.0000	0.0248		
2005	0.2234	0.2439	0.1123	0.1229	0.0088	0.0009	0.0215		
2006	0.5948	0.6269	0.2903	0.2760	0.0606	0.0026	0.0347		
2007	0.4268	0.4335	0.4376	-0.0681	0.0640	0.0118	0.0185		
2008	0.1643	0.2164	-0.0553	0.2391	0.0326	0.0004	0.0525		
2009	-0.1070	-0.1070	-0.3291	0.1217	0.1005				
2010	0.1473	0.1472	0.4700	-0.3199	-0.0030	0.0001			
2011	7.4472	7.4472	3.5353	2.2935	1.6183				
Dynamic									
Year	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001									2.0740
2002	-3.2331	-3.0024	-4.3542	0.4808	0.8710	0.0385	0.2693		
2003	4.0121	4.3074	2.3094	1.6847	0.3132	0.0007	0.2959		
2004	0.1531	0.3148	-0.7968	0.8273	0.2842	0.0005	0.1622		
2005	1.7379	1.8714	1.0487	0.7248	0.0980	0.0039	0.1375		
2006	4.9923	5.1747	2.7493	1.9206	0.5048	0.0161	0.1985		
2007	3.3416	3.3918	3.7878	-0.8668	0.4708	0.0640	0.1143		
2008	1.7987	2.1231	0.3790	1.5323	0.2118	0.0023	0.3267		
2009	-3.3345	-3.3345	-3.9738	-0.1261	0.7655				
2010	-0.3033	-0.3043	0.7092	-1.2270	0.2135	0.0010			
2011	44.1034	44.1034	19.7471	15.2699	9.0865				

表 6 (6) 全企業：Dynamic Olley Pakes decomposition (仮想的な場合)

Year	Static		Incumbent				Entrant		Exit
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001								0.0960	
2002	-0.0224	0.0067	-0.0602	0.0474	0.0195	0.0084	0.0375		
2003	0.1012	0.1235	0.0792	0.0361	0.0082	0.0127	0.0350		
2004	0.0555	0.0574	-0.0021	0.0541	0.0054	0.0142	0.0161		
2005	0.0858	0.0969	0.0827	0.0095	0.0048	0.0163	0.0274		
2006	0.0569	0.0699	0.0374	0.0214	0.0112	0.0077	0.0207		
2007	0.0645	0.0686	0.0699	-0.0156	0.0143	0.0076	0.0117		
2008	0.0095	0.0297	-0.0247	0.0416	0.0128	0.0009	0.0212		
2009	0.1443	0.1439	0.0296	0.0847	0.0296	0.0003			
2010	0.2053	0.2002	0.1631	0.0226	0.0145	0.0052			
2011	1.4509	1.4509	0.6915	0.5008	0.2586				

  

Year	Dynamic		Incumbent				Entrant		Exit
	DOPD	Total	$\sum s_{it-1} \Delta \psi_{it}$	$\sum \Delta s_{it} \psi_{it-1}$	$\sum \Delta s_{it} \Delta \psi_{it}$	$\sum s_{it} \psi_{it}$	$\sum s_{it-1} \psi_{it-1}$		
2001								1.5580	
2002	-1.2464	-0.5403	-1.8233	0.6894	0.5936	0.0968	0.8028		
2003	2.6300	2.7692	1.7522	0.7667	0.2503	0.3547	0.4940		
2004	1.1370	1.0347	-0.2930	1.0629	0.2649	0.3102	0.2079		
2005	1.9195	2.2082	2.1307	-0.0408	0.1183	0.2574	0.5461		
2006	1.5795	1.7709	1.0951	0.3669	0.3089	0.0959	0.2874		
2007	1.6558	1.7269	2.0639	-0.6731	0.3360	0.0997	0.1708		
2008	1.0238	1.3509	0.2838	0.8246	0.2425	0.0072	0.3342		
2009	2.7329	2.7296	0.1795	1.5669	0.9832	0.0032			
2010	4.1256	4.0646	2.0780	1.5428	0.4438	0.0610			
2011	29.0486	29.0486	12.7295	11.5599	4.7593				