

# 第3章

## IPO（新規公開）と企業パフォーマンス

### —マイクロデータによる実証分析—

権 赫旭<sup>†</sup>

#### 1. はじめに

バブル経済崩壊以降の日本経済の低成長の主な原因が、供給側の構造的な要因による TFP 上昇率の下落にあるとの指摘がある（Hayashi and Prescott (2002), Fukao and Kwon (2006)）。生産性の上昇は研究開発投資、人的資本の蓄積、FDI、輸出、そして競争といった要因だけではなく、より効率的な企業の参入や拡張が必要である（権・深尾・金 (2007), Kawakami and Miyagawa (2008)）。相対的に高い生産性を持っている企業の活発な新規参入は、市場の競争機能を強化することで、生産性の低い企業を追い出し、参入後に新しい企業が早く成長することで、経済全体の生産性を上昇させることになる。Bartelsman and Doms (2000) は市場の競争機能の強化によって起きる創造的な破壊過程による生産性上昇分は、全体の生産性上昇分の 50% 程度をも説明するという結果を得ている。

日本経済が再生するための鍵は効率的な企業が多く参入することにあると言えよう。新規参入の促進と参入後企業が市場競争で勝ち、持続的に成長するためには十分な資金の提供が必要不可欠である。従って、新規企業が直面する資金制約の問題を解決する手段として IPO の役割は非常に重要であることは言うまでもない。IPO によって企業のパフォーマンスが良くなるかどうかについて検証することは日本経済が「失われた 20 年」から脱却するための重要な示唆を与えたと考えられる。

本稿では日本政策投資銀行の『企業財務データバンク』とジャパンベンチャーリサーチ社 (JVR) などから得られた IPO 年度に関するデータを利用して、IPO と企業のパフォーマンスとの関係を明らかにすることを目的としている。

IPO に関する既存の研究では IPO 株の価格形成、IPO 後の収益率やベンチャーキャピタルの役割に関する研究が主に行われてきた。しかし、長期間のデータを用いて、IPO と全要素生産性 (TFP) とトービンの Q のような企業のパフォーマンスの関係を実証的分析した研究は知り得る限り存在しない。本稿の貢献は長期的な企業財務データと IPO 関連の情報をマッチングしたデータを用いて、IPO 以降に企業のパフォーマンスの改善効果を実証的に明らかにしたところにあると言えよう。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では、本稿で用いたデータと企業のパフォーマンス

---

<sup>†</sup> 日本大学経済学部准教授 E-mail: kwon.hyeogug@nihon-u.ac.jp

ンス指標について説明する。第3節では、実証分析の結果を、第4節は結論と今後の課題を述べる。

## 2. データと企業パフォーマンス指標

### 2.1 データ

企業のパフォーマンスの指標である全要素生産性（TFP）とトービンのQを計測するため用いるデータは日本政策投資銀行の『企業財務データバンク』である。本データベースは1956年からの長期間の日本の上場企業をカバーするもので、企業の生産性やトービンのQを計測する際に必要なデータ（産出額、有形固定資産額、従業員数、中間投入額に関する情報、詳細なコスト情報など）が十分にある。本稿では、1980年から2006年までの26年間のデータを用いて、IPOと企業パフォーマンスの関係を分析した。

企業のIPO関連データとしては、2001年から2006年まではジャパンベンチャーリサーチ社（JVR）によって提供されたデータを使った。また、1980年から2000年までにIPOされた企業情報は各企業の有価証券報告書やインターネット検索を通じて入手した。

図1で示された1980年から2006年の年度別IPO件数の推移を見ると、1980年代前半は少なかったのが、1980年代後半からバブルの崩壊前まで増えて、バブル崩壊後の1992年はかなり減少した。その後また持ち直し、1998年のアジア金融危機で再び減少し、その後増加した後、今度は2001年のITバブルの崩壊で減り、また増加するという状況にあることがわかる。1990年ごろまでは景気指標として考えられるGDP成長率とIPOする企業数は必ずしも関連性がないように見えるが、1991年以降は概ねGDPの成長率の動きと合わせてIPO企業数も変化している<sup>1)</sup>。

図2はIPO企業の産業構成の変化を見たものである。基本的傾向として、製造業と卸売・小売、サービス産業においてIPO企業数が多いことが確認できる。時期別に見ると、1990年代半以降はIPOする企業が多く属する産業はサービス産業で、それ以外の産業は1980年からほぼ横ばいで、それほど大きな変化が見られないことがわかる。

---

1) 図1は1980年以降にIPOをして、2006年まで生き残った企業をIPOした年度で整理したものである。1980年以降に上場しても、2006年以前に消滅した企業、上場廃止になった企業は含まれていない。

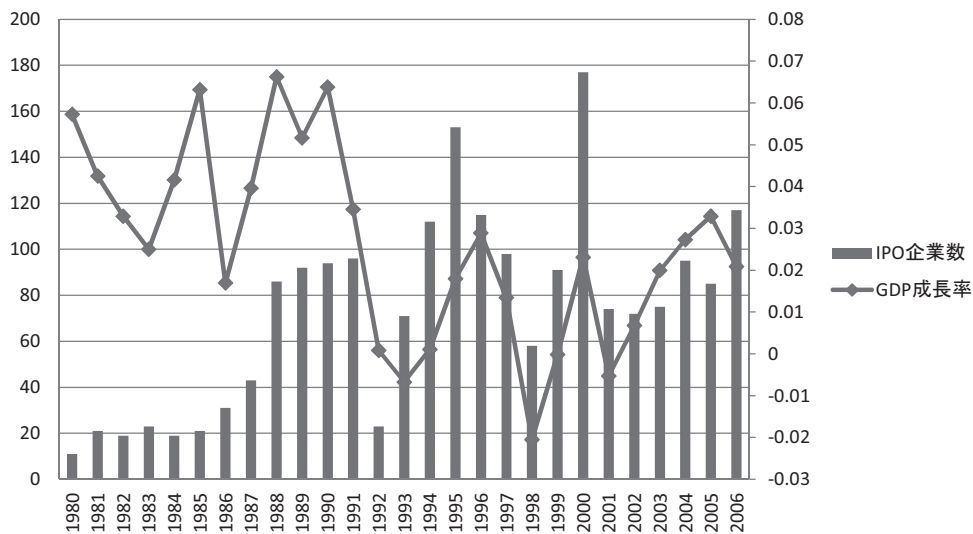


図 1. 年度別 IPO 企業数の推移 (除く, 金融保険業)

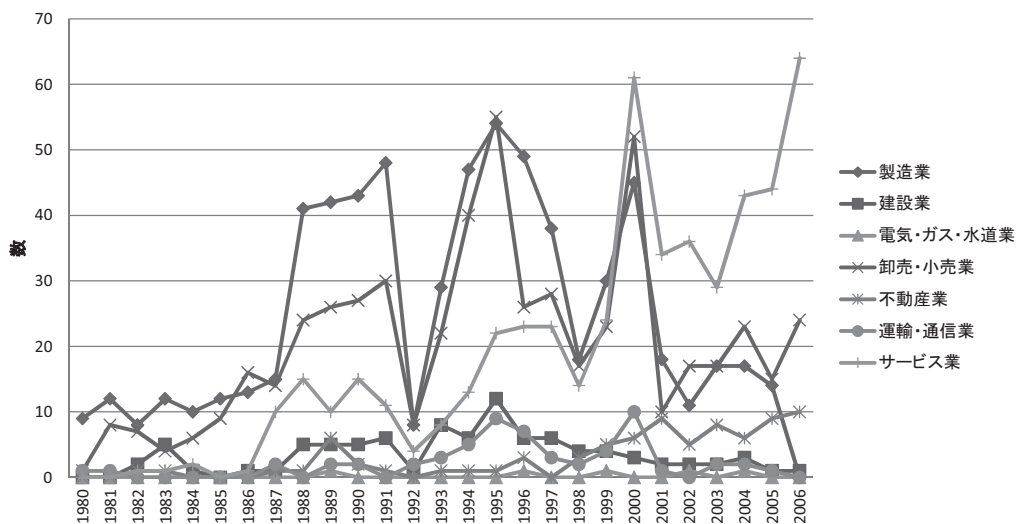


図 2. IPO 企業数の産業構成の推移

## 2.2 全要素生産性 (TFP)

本稿では日本産業生産性データベース (以下では JIP データベースと略記) の産業分類にあわせる形で, 各産業の産業平均に対する各企業の相対的な TFP を算出した. Good, Nadiri and Sickles (1997) と同様に,  $t$  時点 ( $t > 0$ ) における企業  $f$  の TFP 水準対数値を初期時点 ( $t = 0$ , 我々は 1980 年とした) における当該産業の代表的企業の TFP 水準対数値との比較の形で, 次のように定義する.

$t = 0$  について

$$\ln TFP_{f,t} = (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \quad (1)$$

$t \geq 1$  について

$$\begin{aligned} \ln TFP_{f,t} &= (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \\ &+ \sum_{s=1}^t (\overline{\ln Q_s} - \overline{\ln Q_{s-1}}) - \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (\overline{S_{i,s}} + \overline{S_{i,s-1}}) (\overline{\ln X_{i,s}} - \overline{\ln X_{i,s-1}}) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $Q_{f,t}$  は  $t$  期における企業  $f$  の総産出額、 $S_{i,f,t}$  は企業  $f$  の生産要素  $i$  のコストシェア、 $X_{i,f,t}$  は企業  $f$  の生産要素  $i$  の投入量である。また、各変数の上の線はその変数の産業平均値を表す。生産要素として資本、労働、中間投入額を考える。また、TFP の計測の際に、データの制約上、労働の質の変化は考慮していない。労働時間指数は企業レベルのデータが存在しないため各産業の平均値の統計で代用している。

産業の平均的な産出額、中間投入額、生産要素のコストシェアを持つ企業を代表的企業として想定する。2 式の右辺の第一、第二項は  $t$  時点の企業  $f$  とその時点における代表的企業との間の、TFP 水準対数値の乖離を表す。第三、第四項は  $t$  時点における代表的企業と初期時点における代表的企業との間の TFP 水準対数値の乖離を表す。このように計測された TFP 指数は横断面の生産性分布のみではなく、代表的企業の TFP が時間の経過につれて変化することを考慮することにより、時間を通じた生産性分布の変化も同時に捉えることが可能となる。また、生産関数の推計による生産性計測と違って、企業間の異なる要素投入や生産物市場の不完全競争を考慮することができる長所がある。生産性計測に利用した各変数の作成方法とデータの出所については補論で詳述する。TFP 上昇率は、上記で定義された TFP のレベルの差で定義した。

### 2.3 トービンの Q

株式市場での企業評価指標であるトービンの Q は Hayashi and Inoue (1991) を参考に以下のとおり定義した。

((株価 × 発行済み株式数) + 負債総額) / (実質資本ストック + 前期末の資産の合計 - 前期末の有形固定資産額)

表 1 は IPO 時期別の企業パフォーマンス (TFP レベル、トービンの Q) の平均値を示している。最近 IPO した企業のほど生産性レベルが平均的に徐々に上がっている。労働生産性レベルも TFP レベルと同じような推移を示している。トービンの Q も、1997 年までは 1 に近い数字であるが、1998 年以降は平均値が 2 を超えて、企業に対する市場評価が高くなっている。最近になるほどサービス業の IPO が増えているが、従業員数が減る一方で、規模も小さくなっているため、1 人当たり賃金はそれほど変わらない。また、設立から IPO まで

の期間がかなりかかっていることがわかる。

表 1. IPO 時期別の企業パフォーマンス変数の平均値 (1980-2006)

	TFP レベル	トービンの Q	労働生産性 レベル	従業者数の 対数値	1人当たり 賃金の対数 値	設立から IPO までの 期間
1980 年以前	-0.084	1.088	-0.205	6.864	8.841	21
1980-1985	-0.081	0.987	-0.201	6.650	8.803	29
1986-1991	-0.072	1.053	-0.131	6.189	8.820	28
1992-1997	-0.053	0.896	-0.051	5.963	8.887	33
1998-2001	-0.001	2.048	0.139	5.514	8.912	25
2002-2006	0.030	2.737	0.256	4.753	8.803	17

### 3. 実証分析

#### 3.1 推計モデル

IPO 以降に企業のパフォーマンスが上昇したかどうかを分析するために、以下の式を推計する<sup>2)</sup>。

$$P_{f,t+2} - P_{f,t} = \alpha + \beta IPO_{f,t} + x_{f,t-1} \phi + \sum_{\tau} \lambda_{\tau} YearDummy(t, \tau) + \sum_j \delta_j IndustryDummy(i, j) + \varepsilon_{f,t} \quad (3)$$

ここで、f、t はそれぞれ企業、年のインデックスである。被説明変数 P として TFP レベルとトービンの Q を用意する。説明変数は、IPO 以降のダミー (1980 年以前 IPO した企業が標準ケース) と企業のパフォーマンスに効果を与えそうな企業特性変数 (x) を考慮した。具体的には、輸出集約度、社齢、企業内のキャッシュフロー比率、研究開発集約度、1人当たり賃金の対数値である。企業内のキャッシュフロー比率、研究開発集約度、1人当たり賃金の対数値に関しては、誤差項との相関による内生性の問題を回避するために、1期ラグを取った。産業特性やマクロショックを捉えるために産業ダミーと年ダミーを説明変数に加えた。

本稿では IPO した年を基準にして 2 年後の TFP とトービンの Q の上昇率に与える IPO の効果を分析した<sup>3)</sup>。IPO 時期別に見た企業パフォーマンスの平均値が 1990 年代後半以後と以前で違う傾向を示したので、サンプルを IPO した時期を 1995 年以前と以後に分けて推計を行った。

企業が IPO する動機とその後のパフォーマンスの関係を考えると以下のような仮説が考えられる。まず、TFP などの企業パフォーマンスが高い (効率的な) 企業ほど、IPO する可能性高くなることが考えられる。生産性と市場価値が相対的に高い企業が自己選択で IPO することになれば、IPO で企業パフォーマンスが改善する可能性が低いであろう。

2) この定式化は、輸出が生産性に与える効果を分析するためによく利用されている (Bernard and Jensen (1999))。

3) 3年後、4年後の効果も推計したが、2年後の結果と変わらなかった。

仮説 1：TFP などの企業パフォーマンスが高い（効率的な）企業が IPO すれば、IPO 以降に企業パフォーマンスは改善しない。

次に、資金制約に直面し、企業の効率を高めるために必要な投資ができない企業が問題を解決するために、企業が IPO を実施するとすれば、IPO による企業パフォーマンス改善効果が見込まれる。

仮説 2：資金制約の問題を解決するために企業が IPO すれば、IPO 以降に企業パフォーマンスは改善する。

仮説 1 が支持されると(3)式の  $\beta$  は負に、仮説 2 が支持されると正に予想される。

### 3.2 推計結果

推計結果は表 2 と 3 にまとめられている。推計方法は企業レベルの系列相関と不均一分散を考慮した Pooled OLS を利用した。表 2 は企業特性変数を考慮しないで推計した結果である。IPO 以降のダミー変数の係数値が 1995 年以降と以前で異なることがわかる。1995 年以前の場合には、企業パフォーマンスの変数と関係なく、負で有意である。これは仮説 1 を支持する結果である。一方、1995 年以後における IPO 以降のダミー変数の係数値は正であるが、統計的に有意ではなかった。1995 年以後は企業が資金制約の問題を解決するために、メインバンクのように間接金融に依存するより株式市場のような直接金融を利用するようになった可能性を示唆すると考えられる。

表 3 は輸出集約度、社齢、企業内キャッシュフロー比率、研究開発集約度、1 人当たり賃金の対数値の企業特性変数を説明変数に加えて推計した結果である。説明変数として加えたコントロール変数については、予想に反する推計結果を示している<sup>4)</sup>。本稿で注目している IPO 以降のダミー変数の係数値は、1995 年以前における被説明変数を TFP にしたケースを除けば、図表 4 の結果と一致している。1995 年以前におけるトービンの Q に与える IPO の効果は負で有意である。この結果は 1995 年以前に IPO する企業の数が多かったため、IPO によるパフォーマンスの改善効果が見込めない効率的な企業のみが IPO した可能性を強く示唆すると思われる。

推計結果をまとめると、1995 年以前には IPO を通じてパフォーマンスの改善効果が見られなかった。この結果は株価の収益率で IPO 後の長期的なアンダーパフォーマンスを示している実証結果と一致する (Loughran et al. (1994), Loughran and Ritter (1995))。一方で、1995 年以後は IPO による改善効果が正であったが、統計的に有意ではなかった。得られた

4) 企業固有要因を部分的に捉えている IPO 以降のダミー変数と他の説明変数の間に相関がある可能性が高いために起きたと考えられる。

推計結果から 1995 年以前と以後に IPO する企業の特徴が大きく異なるか、または、金融システムが大きく変わった可能性を推測できる。

表 2. IPO のダイナミック効果に関する推計結果(1)

Pooled OLS	1995 年以後	1995 年以前	1995 年以後	1995 年以前
	TFP 上昇率 ( $\ln TFP(t+2) - \ln TFP(t)$ )		トービンの Q の上昇率 ( $Q(t+2) - Q(t)$ )	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IPO 以降のダミー	0.008 (0.006)	-0.004*** (0.001)	0.621 (3.806)	-0.118*** (0.011)
定数項	0.013 (0.019)	-0.028*** (0.002)	-0.844 (3.460)	0.060*** (0.009)
R-squared	0.075	0.190	0.001	0.201
サンプルサイズ	5,746	22,872	6,057	22,878

注) 1. 1980 年以前 IPO をした企業が標準ケースとする。

注) 2. 年・産業ダミーはすべての推計式に含まれている。

注) 3. 括弧内の数字は企業レベルの系列相関と不均一分散を考慮した標準誤差である。

注) 4. \*\*\* p < .01

表 3. IPO のダイナミック効果に関する推計結果 (2)

Pooled OLS	1995 年以後	1995 年以前	1995 年以後	1995 年以前
	TFP 上昇率 ( $\ln TFP(t+2) - \ln TFP(t)$ )		トービンの Q の上昇率 ( $Q(t+2) - Q(t)$ )	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IPO 以降のダミー	0.002 (0.008)	0.000 (0.001)	0.373 (0.366)	-0.076*** (0.011)
輸出集約度	0.006 (0.009)	-0.001*** (0.000)	-0.223 (0.389)	-0.001 (0.001)
社齢	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.028 (0.020)	0.001*** (0.000)
企業内キャッシュ フロー比率 ( $t-1$ )	-0.001*** (0.000)	-0.007*** (0.003)	-0.001 (0.001)	-0.012*** (0.001)
研究開発集約度 ( $t-1$ )	0.211** (0.105)	-0.023 (0.017)	-0.387 (1.500)	-1.170*** (0.311)
1 人当たり賃金の 対数値 ( $t-1$ )	0.003 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.256 (0.238)	0.007 *** (0.003)
定数項	-0.062 ** (0.028)	-0.010 ** (0.005)	1.769 (2.367)	0.057 (0.041)
R-squared	0.101	0.222	0.028	0.223
サンプルサイズ	4,578	17,855	4,964	18,290

注) 1. 1980 年以前 IPO 時期を標準ケースとする。

注) 2. 年・産業ダミーはすべての推計式に含まれている。

注) 3. 括弧内の数字は企業レベルの系列相関と不均一分散を考慮した標準誤差である。

注) 4. \*\*p < .05, \*\*\*p < .01

## 4. おわりに

本稿では、IPO が企業のパフォーマンスに与える効果に注目して分析を行った。1995 年以前と以後に分けて推計して得られた結果は以下の通りである。1) 1995 年以前には IPO を通じてパフォーマンスの改善効果が見られなかった。2) 1995 年以後は IPO による改善効果が正であったが、統計的に有意ではなかった。このような結果は IPO する企業の特徴が大きく異なるか、または、金融システムが大きく変わった可能性を示唆している。

本稿で十分に分析できなかった課題は多く残されている。まず、IPO と企業のパフォーマンスの互いの関係をより明確にするために、IPO 前後の比較分析や、内生性の問題を解決するために IPO を行っていない企業との比較分析を行う必要がある。次に、IPO するかどうかについてはベンチャーキャピタルや、マクロショックなどの様々な要因に影響を受けるので、IPO していない企業も含めたデータを用いて、IPO の決定要因についても分析する必要がある。

## 参考文献

- 権赫旭・深尾京司・金榮愨 (2007) 「日本の製造業における参入・退出パターンと生産性」『経済研究』第 58 巻, 第 3 号, pp. 231-245.
- Bartelsman, Eric J., and M. Doms (2000) "Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata," *Journal of Economic Literature*, 38, pp. 569-594.
- Bernard, A. B., and J. Jensen (1999) "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?," *Journal of International Economics*, 47, pp. 1-25.
- Fukao, K., and H. U. Kwon (2006) "Why Did Japan's TFP Growth Slow Down in the Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-Level Data of Manufacturing Firms," *Japanese Economic Review*, 57, pp. 195-227.
- 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. Microeconomics*, Oxford, England: Basil Blackwell, pp. 14-80.
- Hayashi, F., and T. Inoue (1991) "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, 59, pp. 731-53.
- Hayashi, F. and E. D. Prescott (2002) "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, 5, pp. 206-35.
- Kawakami, A., and T. Miyagawa (2008) "Productivity and Financing of Startups," in Fukao, K., and Miyagawa, T. ed., *Productivity and Japan's Economic Growth: Industry-Level and Firm-Level Studies Based on the JIP Database*, University of Tokyo Press.
- Loughran, T., and J. Ritter (1995) "The New Issues Puzzle," *Journal of Finance*, 50, pp. 23-51.
- Loughran, T., J. Ritter, and K. Rydqvist (1994) "Initial Public Offerings: International Insight," *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, pp. 165-199.



## 補論：全要素生産性計測に利用したデータの作成方法

### 1. 産出

本稿では、産出の指標として産出額（Gross output）を利用する。名目産出額は売上高に在庫増減を足して求めた。ただし、商業の場合は、名目産出額から仕入れ額を引いた額を名目産出額とした。実質産出額は、名目産出額を産出デフレーターで割ることによって求めた。名目産出額を実質化するための産出デフレーターは JIP2008 の産出デフレーターを DBJ の産業分類に合わせて作成した。産出額が 0（零）または負の場合、サンプルから除いた。

### 2. 中間投入

以下のように中間投入額を求めた。

$$\text{売上原価} + \text{販売費} \cdot \text{一般管理費} - (\text{賃金総額} + \text{減価償却費} + \text{研究開発費})$$

ただし、商業に関しては、産出額と同様に、仕入額を除くことにした。

$$\text{売上原価} + \text{販売費} \cdot \text{一般管理費} - (\text{賃金総額} + \text{減価償却費} + \text{研究開発費} + \text{仕入額})$$

実質化のための中間投入デフレーターは JIP2008 の中間投入デフレーターを DBJ の産業分類に合わせて作成した。

### 3. 資本

各企業の実質純資本ストック ( $K_{f,t}$ ) は、以下のように恒久棚卸法 (Perpetual Inventory Method: PI 法) によって作成した。

$$K_{f,t} = (1 - \delta_t) K_{f,t-1} + I_{f,t}$$

初期値は 1970 年の土地を除いた、簿価表示の有形固定資産額 ( $KNB_{f,t}$ ) を JIP2008 の投資デフレーター<sup>5)</sup> ( $P_t^k$ ) で割ることによって求めた。 $\delta_t$  は、企業  $f$  が属する産業の資本減耗率<sup>6)</sup> である。有形固定資産に対する実質投資額 ( $I_{f,t}$ ) は、土地を除いた各企業の簿価表示の有形固定資産額の増加分に、有形固定資産額に対する会計上の減価償却額 ( $DEP_{f,t}$ ) を足して、投資デフレーターで割って求めた。上記の内容は以下の式で表すことができる。

$$I_{f,t} = \frac{KNB_{f,t} - KNB_{f,t-1} + DEP_{f,t}}{P_t^k}$$

### 4. 労働

各企業の労働投入は、期末従業者数に産業の平均労働時間を掛けて算出した。平均労働時間は JIP2008 から取った。

### 5. コストシェア

#### (1) 資本ユーザー・コスト

資本のユーザー・コスト ( $c_{f,t}^k$ ) は以下のように計算されている。

- 5) JIP2008 の資本データを DBJ の産業分類にあわせて調整し、再集計することによって作成した。
- 6) JIP2008 の資本データを DBJ の産業分類に基づいて再分類し、資本財ストックと資本減耗額を再集計することによって作成した。産業別の資本財構成の変化による資本減耗率を考慮しているため、ここで求めた減耗率は時間とともに変わるため、添え字  $t$  が付いている。

$$c_{f,t}^k = \frac{1 - z_{f,t}}{1 - u_t^i} P_t^k \left\{ \lambda_{f,t} r_t + (1 - u_t)(1 - \lambda_{f,t}) i_t + \delta_t^i - \left( \frac{\dot{P}_t^k}{P_t^k} \right) \right\}$$

ここで、 $z_{f,t}$  は、1 単位の投資に対する固定資本減耗の節税分、 $u_t$  は法人実効税率、 $\lambda_{f,t}$  は企業の自己資本比率、 $r_t$  は長期市場金利（利付き国債利回り（10 年のもの））、 $i_t$  は長期貸出金利（長期貸出プライムレート）を、それぞれ表わしている。固定資本減耗の節税分（ $z_{f,t}$ ）と、法人実効税率（ $u_t$ ）は以下のように計算した。

$$z_{f,t} = \frac{u_t \cdot \delta_t^i}{\lambda_{f,t} r_t + (1 - u_t)(1 - \lambda_{f,t}) i_t + \delta_t^i}$$

$$u_t = \frac{u_t^a \cdot (1 + u_t^l) + u_t^c}{1 + u_t^c}$$

ここで、unt, ult, uct はそれぞれ、法人税率、住民税率、事業税率である。

## (2) コストシェア

総費用を労働費用、資本費用、中間投入費用の合計として定義し、各生産要素のコストを総費用で割ってコストシェアを求めた。労働費用としては賃金総額を利用した。資本費用は、各企業の実質純資本ストックに資本のユーザー・コストをかけることによって求めた。中間投入費用としては名目中間投入額を利用した。