

2012 年度 卒業論文

産業内の生産性に関する分析
—ゾンビ企業は温存されているのか—

慶應義塾大学 経済学部
石橋孝次研究会 第 13 期生

鵜飼 潤

まえがき

憂鬱な日本経済の停滞が 20 年続いた。なぜ、日本経済はダイナミズムを失ったのかを分析していきたい。これが、この論文の趣旨である。

筆者は、目先の景気ではなく、この停滞の原因をより構造的に分析したいと考える。その鍵になるのは、生産性である。生産性の低迷の低迷こそ、停滞の原因であり、この解明が必要である。

近年マイクロデータの発達によって、産業ごとや企業ごとの生産性の分析が行われるようになった。こうした知見を生かして分析を本論文でも分析を行う。

生産性の低迷の要因を取り除いていくことは、非常にマクロ政策的にも難しい課題であるが、地道な分析や産業ごとのきめ細かな政策対応が必要である。この論文もその一助になることを信じる。

目次

まえがき	i
目次	ii
序章	1
第1章 TFPに見る日本経済の現状と論点	3
1.1 なぜ、全要素生産性が重要か	3
1.2 成長会計にみる日本経済の生産性	4
1.3 各産業の成長会計の概観	5
1.4 生産性分析の展開	6
第2章 低生産性のベンチマークとしてのゾンビ企業	7
2.1 Caballero <i>et.al</i> (2008) によるゾンビ企業の判定	7
2.1.1 Caballero <i>et.al</i> (2008) の概要	7
2.1.1 2000年代の日本企業に対するゾンビ企業の判定	9
2.2 WACCを用いたゾンビ企業の判定	12
2.2.1 WACC理論の概要	13
2.2.2 WACC理論を用いたゾンビ企業の判定	14
第3章 生産関数アプローチによるTFPの産出	17
3.1 TFPの算出方法	17
3.2 生産関数の推計に関するサーベイ	17
3.2.1 生産関数の推計に関する古典的な議論	17
3.2.2 Olley and Pakes (1996) の議論	19
3.3 生産関数の推計によるTFPの推計	20
3.3.1 生産関数の推計の手順	20
3.3.2 Olley and Pales (1996) 法による推計結果と考察	21
3.3.3 Olley and Pales (1996) 法による推計結果	22

3.3.3 TFP の産出	25
3.4 TFP の要因分解.....	26
3.4.1 Forster et.al (2001)による TFP の要因分解	26
3.4.2 TFP の要因分解.....	27
第4章 ゾンビ企業の存在と産業内の生産性	30
4.1 ゾンビ企業の存在と産業構造.....	30
4.1.1 モデルと定常状態の導出.....	30
4.1.1 ゾンビ企業の存在	31
4.2 ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響	32
4.2.1 Caballero <i>et.al</i> (2008) による分析の紹介	32
4.2.2 ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響に関する実証分析	33
4.3 ゾンビ企業が温存する原因	35
4.3.2 Asplund and Nock (2006) の紹介	35
4.3.2 中村・福田 (2008).....	36
4.3.3 個々のゾンビ企業が温存する要因の実証分析	36
4.3.4 無形資産や IT 投資はどのような影響を与えるか.....	38
第5章 結論	41
参考文献	43
あとがき	45

序章

本稿では、産業内における生産性の現状に関して分析を行う。筆者が念頭に置いているもう一つテーマは日本経済の低迷の構造的要因を分析することである。日本経済の現状を鑑みて、生産性、とりわけ全要素生産性（Total Factor Productivity; TFP）に関する分析が重要である。これは、マクロ経済的に要請される課題であるが、構造的要因をより精緻に分析するには、ミクロ的な視点から産業ごと企業ごとに分析を行う必要がある。つまり、生産性が低い企業が産業内に温存され、生産性の高い企業が伸びない現状が日本経済にはあり、ミクロ的視点から生産性の分析する必要があるということだ。昨今のマイクロデータの発達によって、産業ごとや企業ごとに生産性を分析することが可能になった。本稿では、そうした近年の研究を概観し、企業の財務データ利用したパネルデータに基づいて産業内の生産性を低下させる要因は何かを分析する。

生産性の低い企業のシグナルとして考えられるのは、その企業の資金調達能力や利払い能力が挙げられる。貸付資金市場が機能しているのであれば、生産性の低い企業は資金調達において高いコストを強いられていると考えられる。こうした観点から、資本コストと TFP の関係性をこの論文ではとくに焦点を当てて分析を行う。

本論文では、TFP の算出に当たって、生産関数の推計を行って、TFP を算出するという手法を採っている。例えば、この日本でこの研究を中心的に行っている経済産業省の JIP プロジェクトは指数を用いて TFP を算出している。こうした手法は膨大な事業所データに基づいて分析を行っている。筆者が手に入るデータは企業の財務データがベースになるため、こうした手法は取り入れられない。そこで、生産関数の算出し、その残差を取ることによって TFP を算出する。

また、何が生産性の低い企業を温存させているのか加えて分析する。規制や補助金などが実質的に潜在的な参入企業の参入コストを引き上げ、産業の新陳代謝を妨げているのではないかと考えられる。そうした観点から、実証分析を行い、どのような対応策が必要か検討する。

本論文の構成は以下の通りである。

第 1 章は現状分析として、日本経済全体、産業ごとの全要素生産性（以下全て TFP と略す。）の現状を概観する。議論の端緒として、第 1 節では生産性の指標として、TFP がなぜ重要なのかを述べる。第 2 節では、日本経済全体の TFP の現状を概観する。第 3 節では、産業ごとの TFP の現状を概観する。第 4 節では、生産性に関する研

究がどのように展開されていったのかをまとめ、以下の章での議論の方向性を示す。

第2章は理論分析として、企業の生産性の現状を分析するベンチマークとしてのゾンビ企業を定義し、2001年以降の日本企業の財務データを用いてゾンビ企業の存在の有無を分析する。第1節では、ゾンビ企業の議論を行っている論文 Caballero *et.al* (2008)を紹介する。第2節では、2000年から2011年の日本企業の財務データに対して、Caballero *et.al* (2008)の理論の当てはめを行う。第2節では、Caballero *et.al* (2008)の議論を補完する視点から WACC を用いた分析を試みる。

第3章では、パネルデータを用いて TFP を産出する。本稿では、生産関数を用いて生産性の指標を産出することを試みる。第1節では、TFPの算出方法に関して分析を与える。第2節では生産関数の推計及び生産性の推計に関する主だったサーベイランスを紹介する。特に、生産関数の推計で数多く引用されている Olley and Pakes (1996)を中心に紹介する。第3節では、筆者自身のモデルの紹介と生産性分析の結果を紹介する。第4節では、全要素生産性の要因分解を行う。

第4章では、第2章のゾンビ企業の分析、第3章での生産関数アプローチによる TFP の分析を援用して、ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響やゾンビ企業が温存されている要因を分析する。第1節では、Caballero *et.al* (2008)で行われている実証分析を紹介する。第2節では、Caballero *et.al* (2008)を参考に2000年代の日本企業のデータを用いてゾンビ企業が各産業に与えた影響を実証分析する。第3節では、ゾンビ企業が温存されている要因に示唆を与える Asplund and Nocke (2006)の議論を紹介する。第4節では、ロジットモデルを用いて、ゾンビ企業が温存されている要因を検討する。

第1章 TFPに見る日本経済の現状と論点

本章では、本稿を通じて主題になる TFP を議論する。第1節では生産性の指標として TFP を労働生産性と比較の上、その重要性を述べる。経済産業省の JIP データベースに基づいて、第2節では日本経済の成長会計に占める TFP の変遷を述べ、第3節では産業ごとの生産性の現状を概観する。第4節では、TFP に関する分析がどのように展開や論点をまとめ、以下の章の議論の方向性を示す。

1.1 なぜ、全要素生産性が重要か

松浦他（2008）が解説しているように、生産性は「ある一定期間に生み出された生産量と、生産に使用した労働と機械設備（資本）などの投入量の比率」であり、「生産活動の効率性を示す指標」である。生産性の指標として重要な指標の1つに労働生産性があげられる。

$$\text{労働生産性 (P)} = \frac{\text{生産量 (Y)}}{\text{労働投入量 (L)}} \quad (1.1)$$

この(1.1)式の労働生産性を分解すると、以下の(1.2)式のようになる。

$$\text{労働生産性} = \text{生産工程の改善} + \text{新規設備の導入} \quad (1.2)$$

(1.2)式から明らかなように労働生産性は一人当たり資本装備率の増大と、生産過程の改善を通じて行われる効率化である。前者は、労働時間の短縮による支払賃金削減額が新規設備の導入にかかる費用を上回る必要性がある。後者は、生産活動を通じての工夫や人員配置の改善などのプロセスイノベーションが重要になる。生産性の向上の要因として、前者の資本装備率の増大は、企業規模によってその多寡が変化する可能性があるため、生産活動の質的な変化を見る後者の部分により注目する必要がある。

その、生産活動の質的な変化を見る指標として、用いられるのが全要素生産性 (TFP) である。TFP は、あらゆる生産要素の改善・進歩が生産量にどのような影響を与えるのかを見る指標であり、(1.3)式のように定義されている

$$\text{全要素生産性 (TFP)} = \frac{Y}{X} = \frac{\text{生産量}}{\text{全要素投入量}} \quad (1.3)$$

松浦他（2008）が指摘するように、この TFP の改善は「物量投入に依存しない生産効率の改善」であり、「同じ機械設備でより多くの生産が可能になるような技術革新」である。TFP は企業・産業やマクロ経済全体の生産性の水準を因る重要な指標である。

1.2 成長会計にみる日本経済の生産性

日本経済全体の生産性の水準を図るために、成長会計が用いられる。以下成長会計の枠組みを用いて、日本経済の生産性の現状を見る。

$$Y = F(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1.4)$$

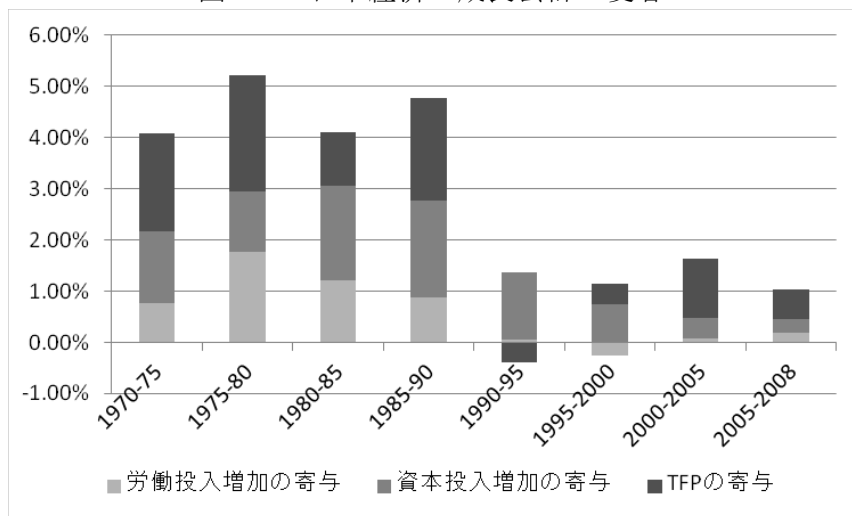
ここで、 K は資本、 L は労働投入量、 A が全要素生産性（TFP）である。

(1.4)式を全微分すると、

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} + \alpha \frac{\Delta K}{K} + (1-\alpha) \frac{\Delta L}{L} \quad (1.5)$$

この(1.5)式を成長会計と呼ぶ。(1.5)式の右辺の第2項、第3項はそれぞれ資本の成長率、労働力投入量の伸びである。そして、第1項は全要素生産性の伸びである（以下全要素生産性は TFP と略する）であり、生産要素の伸びを除いた残差に当たる。（ソロー残差とも呼ばれる）全要素生産性は、技術進歩や市場の効率性を示す指標になる。経済産業省の JIP データベースの中には成長会計の集計がなされている。下の図は 5 年ごとの成長会計を集計した推移を示したものである。

図 1-1 日本経済の成長会計の変容



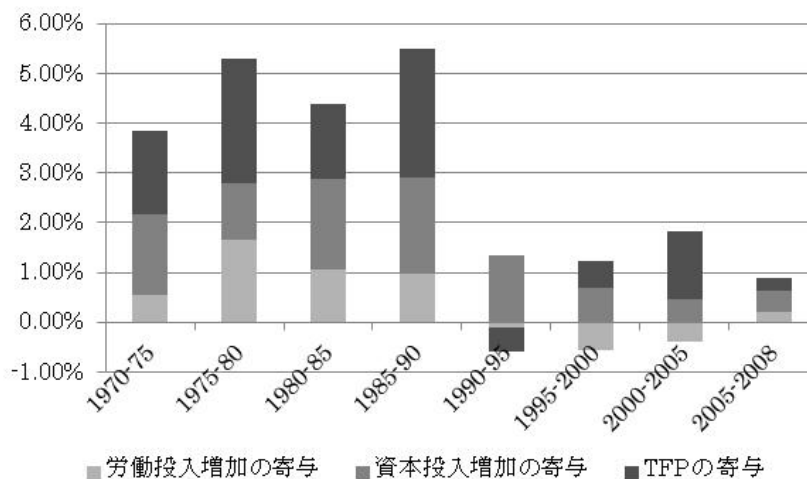
出典：経済産業省 JIP データベース 2012

90年代に入ってから TFP の伸びが鈍化している。人口減少が進み、資本投入の伸びが期待できない中で、TFP の伸びが重要になるが、鈍化している。Fukao and Kwon (2006) が指摘するように産業内の新陳代謝が低下の一因ではないかと考えられる。産業内の新陳代謝が滞っている原因をミクロ的な視点から分析することが重要であり、ゾンビ企業の分析が必要である。

1.3 各産業の成長会計の概観

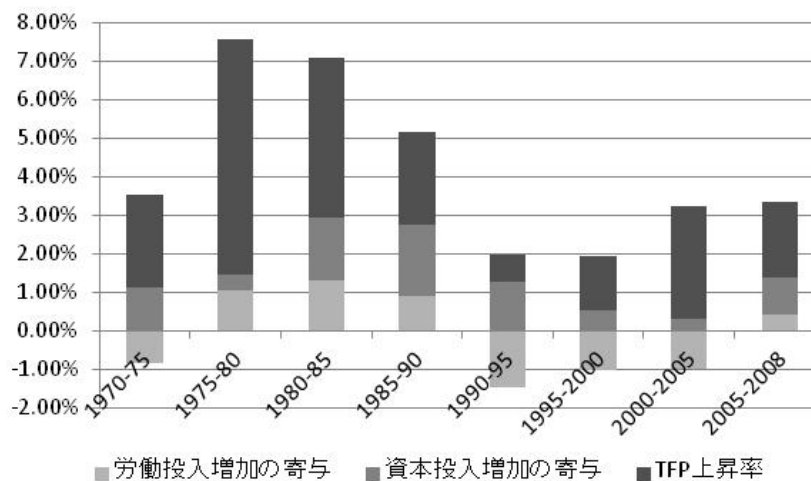
同じく経済産業省のJIPデータベース2012には、各産業の成長会計の集計がある。図は製造業、非製造業の成長会計の推移を5年ごとに示したものである。

図 1-2 製造業の成長会計



出所：経済産業省 JIP データベース 2012

図 1-3 非製造業（住宅除く）の成長会計



出所：経済産業省 JIP データベース 2012

製造業の TFP はバブル崩壊後、回復傾向にあるが、非製造業の TFP は伸び悩んでいる。Fukao and Kwon (2006) や Caballero *et.al*(2008) が指摘しているようにサー

ビス業の TFP 成長率が伸び悩んでいる

1.4 生産性分析の展開

松浦他（2008）は生産性分析の傾向を整理している。まず、生産性の分析は国際貿易の枠組みで行われることが多い。企業の不均一性（異質性）に着眼して、企業の対外活動と生産性の水準に関する分析が進んでいる。具体的には、以下の多国籍企業の対外直接投資が生産性にどのように影響を与えているのか分析、学習効果やスピルオーバーに関する分析が進んでいる。

生産性の水準はイノベーションに依存する部分も大きいので、イノベーションと生産性の水準に関する分析も進んでいる。イノベーションの源泉としての研究開発投資と生産性の関係を企業の財務データなどのマイクロデータを用いて分析をしている。研究開発投資の分析はこれまでも多く分析されてきたが、昨今投資の効果に関して注目されているのは IT 投資への投資が挙げられる。松浦他（2008）はマイクロデータを用いた分析で IT 投資の研究では、企業の業務遂行能力が向上する効果と企業間取引の効率化が図られる効果が分析対象とされていると指摘している。深尾（2012）も指摘しているように、ITC 投資の低迷が欧米諸国と比較して低迷していることが、日本の低成長の要因になっている。ICT 投資を高めるためにも、深尾（2012）は無形資産への投資の重要性も説いている。日本低成長の主要な要因は慢性的な需要不足であり、この結果企業による投資が低迷している。しかし、企業のマンパワーに関わる無形資産はまだ投資の余地があると、深尾（2012）は指摘している。従って松浦他（2008）も指摘しているように、IT 投資が進まない要因には無形資産や企業組織の在り方が関わっていると考えられる。

そして、生産性の分析では規制や競争政策の在り方との文脈でも行われている。松浦他（2008）は、個別産業の分析においては、制度変更が行われた前後で生産性がどのように変化していったのかを分析が行われていると指摘している。産業横断的な分析では、解雇規制の強さの影響やハーフィンダール指数と生産性の関係を分析も行われている。

本論文では、TFP を算出して、規制の在り方や補助金がどのように産業内における TFP 成長率の阻害しているのかを検討する。

第2章 低生産性のベンチマークとしてのゾンビ企業

本章では、企業の財務データに基づいて、低生産性の企業をゾンビ企業と定義した Caballero *et.al* (2008)を土台に、日本企業の 2001 年から 2011 年の財務データからゾンビ企業の存在の有無を分析する。第1節では、ゾンビ企業の議論を行っている論文 Caballero *et.al* (2008)の手法を紹介し、2000 年から 2011 年の日本企業の財務データに対して、ゾンビ企業の判定を行う。第2節では、Caballero *et.al* (2008)の議論を補完する視点から WACC を用いた分析を提案し、2 節と同様のデータを用いて分析を試みる。

2.1 Caballero *et.al* (2008) によるゾンビ企業の判定

本節では、Caballero *et.al* (2008)の議論を紹介し、2000 年代の日本企業の財務データに当てはめを行う。

2.1.1 Caballero *et.al* (2008) の概要

本項では、Caballero *et.al* (2008)の議論を紹介し、ゾンビ企業と融資の関係に関して分析する。Caballero *et.al* (2008) の議論の根幹は、金融機関が自身の資産評価が目減りする懸念から、業績の悪い企業（ゾンビ企業に対して）追い貸しを行ってしまうソフトバジェット問題である。

Caballero *et.al* (2008)はゾンビ企業の測定方法として、企業が求められる利払い費の理論値と実際に企業が支払っている利払い費の差に注目する。

$$R_{i,t}^* = rs_{t-1}BS_{i,t-1} + \left(\frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 rl_{t-j} \right) BL_{i,t-1} + rcb_{\min \text{overlast} 5 \text{ years}, t} \times Bonds_{i,t-1} \quad (2.1)$$

$$B_{i,t-1} = BS_{i,t-1} + BL_{i,t-1} + Bonds_{i,t-1} + CP_{i,t-1} \quad (2.2)$$

ここで、 $R_{i,t}^*$ は要求利払い費の理論値、 $BS_{i,t-1}$ は短期銀行借入、 $BL_{i,t-1}$ は長期借入、 $Bonds_{i,t-1}$ は転換社債を含む社債の残高、 rs_{t-1} は短期の平均プライムレート、 rl_{t-j} は長期の平均プライムレート、 $rcb_{\min \text{overlast} 5 \text{ years}, t}$ は転換社債のクーポンレート、 $CP_{i,t-1}$ はコマーシャルペーパー、 $B_{i,t-1}$ が期首の借入の総額である。(2.1)式が意味するところは、貸付資金市場で企業が平均的に求められる利払い額である。 $R_{i,t}$ を実際の利払い額とすると、(2.1)式と $R_{i,t}$ の差分は、貸付資金市場における企業の利払いの支払余力を計る。この(2.1)式と $R_{i,t}$ の差分を $B_{i,t-1}$ で除すと、(2.3)式が算出される。

$$x_{it} \equiv (R_{i,t} - R_{i,t}^*) / B_{i,t-1} = r_{i,t} - r_{i,t}^* \quad (2.3)$$

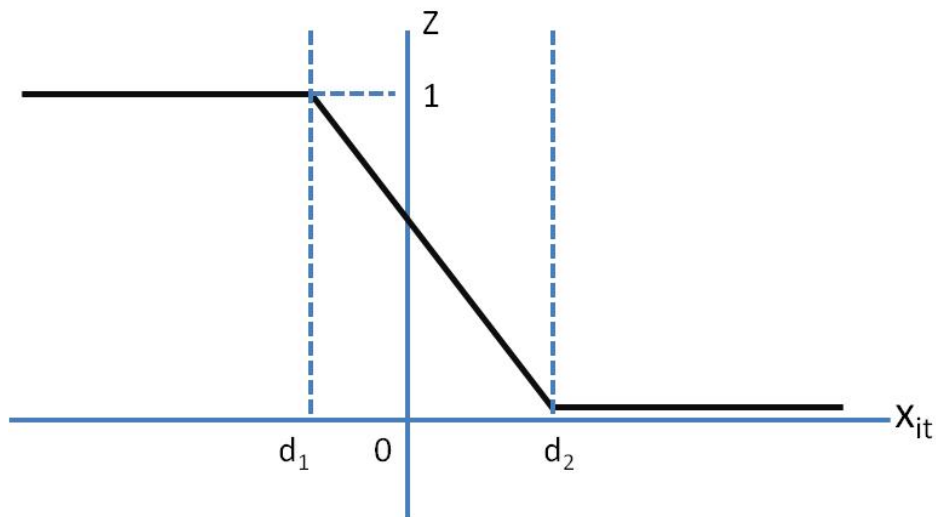
この x_{it} の値が企業の利払い能力を図る指標になり、この値がマイナスであれば、実際に企業に要求される利払い額が貸付資金市場で求められる水準より高く、企業のパフォーマンスが悪い状態であるといえる。Caballero *et.al* (2008)はこの x_{it} を用いて、パフォーマンスの低い企業をゾンビ企業と定義し、日本の上場企業を対象にゾンビ企業の判定を行った。具体的には以下の関数を用いて判定を行った。

この x_{it} を用いてゾンビ企業か判定する。ここで、単純に $x_{it} < 0$ をゾンビ企業の定義とすることも考えられるが、優良な企業は低い金利で借入れができるので、その結果 $x_{it} < 0$ となってしまう可能性がある。そこで、(2.4)式のような関数を設定し、ゾンビ企業を判定する。

$$z(x; d_1, d_2) = \begin{cases} 1 & \text{if } x < d_1 \\ \frac{d_2 - x}{d_2 - d_1} & \text{if } d_1 \leq x \leq d_2 \text{ where } d_1 \leq 0 \leq d_2 \\ 0 & \text{if } x > d_2 \end{cases} \quad (2.4)$$

(2.4)式を図示すると、図 2-1 のようになる。

図 2-1 ゾンビ企業の識別



出所：Caballero *et.al* (2008)の Figure 2 を参考に筆者作成

(2.4)式は d_1, d_2 という 2 つのパラメーターによって規定される関数で、当該企業がどの程度ゾンビ企業であるかを判定する関数である。 d_1, d_2 には金利（単位はベーシスポイント）である。 d_2 に近づくと健全な企業である可能性が高まり。 d_1 に近づくとゾ

ゾンビ企業である可能性が高い。

Caballero *et.al* (2008)はこうした関数を用いてゾンビ企業を判定し、各産業の総資産に占めるゾンビ企業の総資産のシェアを算出した。製造業のシェアは3.11%（1981年から1993年の平均）から9.58%（1996年から2002年の平均）と変化したが、建設業は4.47%（1981年から1993年の平均）から20.35%（1996年から2002年の平均）という変化を示し、非製造業も建設業と同じような推移を示した。1990年代以降、ゾンビ企業は増大しているが、特にそれが顕著なのは非製造業である。

2.1.1 2000年代の日本企業に対するゾンビ企業の判定

本論文でも、Caballero *et.al* (2008)を参考にして、2000年代の日本の上場企業を対象に分析を行う。データは日経NEEDSに掲載されているデータを用いた。対象企業は、日経NEEDSの企業財務データに掲載されている上場企業とした。産業の区分は日経NEEDSで用いられている区分に従った。表2-1がその産業区分を示したものである。この分類法は、以下の全ての分析も同様である。また、産業番号1から17までを製造業、18から32を非製造業として分類した。Caballero *et.al* (2008)の分析方法に倣って用いた財務・金利データは以下の表2-1の通りで、いずれも日経NEEDSを用いた。

表 2-1 日経NEEDSによる産業区分

製造業			被製造業		
番号	産業	会社数	番号	産業	会社数
1	電気機械	203	18	電力	11
2	ゴム	19	19	電鉄	27
3	非鉄金属	96	20	ガス	13
4	自動車	66	21	不動産	122
5	化学	159	22	海運	13
6	機械	163	23	建設	130
7	精密	35	24	鉱業	16
8	製紙	16	25	小売	223
9	製薬	37	26	空輸	3
10	石油	12	27	陸運	25

11	繊維	45	28	商社	221
12	食品	97	29	倉庫運輸	36
13	その他製造業	76	30	水産	6
14	その他運輸機器	10	31	通信	21
15	鉄鋼	46	32	サービス	292
16	窯業	46			
17	造船	6			
	合計	1132		合計	1159

表 2-2 Caballero *et.al* (2008)によるゾンビ企業の判定に用いたデータ

$BS_{i,t-1}$	短期借入金
$BL_{i,t-1}$	長期借入金
$Bonds_{i,t-1}$	社債・転換社債
$CP_{i,t-1}$	コマーシャルペーパー
rs_{t-1}	短期プライムレート
rl_{t-j}	長期プライムレート
$rcb_{\min\text{ overlast}5\text{ years},t}$	日経公社債インデックス 短期債（3年未満）

この Caballero *et.al* (2008) の枠組みを用いて、ゾンビ企業を産出し、産業全体の総資産に占めるゾンビ企業の資産の割合を産出した。その結果が表 2-2 と表 2-3 である。

表 2-2 は製造業におけるゾンビ企業の資産の割合を示している。表 2-3 は非製造業におけるゾンビ企業の資産の割合を示している。ゾンビの判定にあたっては $x_{it} < 0$ を採用して判定を行った。表 2-3 は、表 2-1 で製造業に属する産業の総資産に占めるゾンビ企業の資産の割合を示している。

表 2-3 産業における総資産に占めるゾンビ企業の資産の割合（製造業）

番号	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2001	0.2820	0.2493	0.0488	0.5802	0.0606	0.1207	0.0956	0.3535	0.0896
2002	0.3833	0.3291	0.0483	0.7645	0.1172	0.1323	0.0700	0.1151	0.0930
2003	0.3128	0.3181	0.0623	0.7632	0.1451	0.1206	0.1433	0.0784	0.0222
2004	0.2468	0.2893	0.0472	0.7955	0.1374	0.1071	0.1232	0.4051	0.1106

2005	0.1131	0.2619	0.0725	0.8067	0.0968	0.1426	0.0648	0.4668	0.1174
2006	0.0547	0.2401	0.0182	0.7926	0.1090	0.0876	0.0981	0.3547	0.0977
2007	0.0303	0.2341	0.0168	0.7908	0.0614	0.0951	0.0366	0.3968	0.1597
2008	0.1564	0.2816	0.0883	0.8029	0.0816	0.2581	0.0805	0.3858	0.0686
2009	0.3509	0.4827	0.1820	0.8519	0.4973	0.3239	0.2923	0.7717	0.2189
2010	0.3134	0.4516	0.1632	0.8672	0.3764	0.3822	0.2186	0.8142	0.3093
2011	0.3232	0.4530	0.2930	0.8545	0.3870	0.1316	0.1805	0.8192	0.2033
番号	10	11	12	13	14	15	16	17	全体
2001	0.2988	0.0256	0.1574	0.0753	0.0428	0.2161	0.0689	0.0000	0.2493
2002	0.2740	0.0343	0.1369	0.0657	0.0907	0.4008	0.0697	0.0000	0.3291
2003	0.1578	0.1243	0.1268	0.1165	0.1248	0.5208	0.0987	0.0000	0.3181
2004	0.1844	0.0328	0.1146	0.0764	0.1194	0.0568	0.0783	0.0000	0.2893
2005	0.1998	0.0781	0.1245	0.0702	0.0405	0.0709	0.0655	0.0000	0.2619
2006	0.1770	0.0760	0.0995	0.0995	0.1347	0.0640	0.1144	0.0000	0.2401
2007	0.1545	0.0793	0.1192	0.2524	0.0505	0.0315	0.1061	0.0000	0.2341
2008	0.3417	0.0938	0.0710	0.2711	0.1831	0.0405	0.0947	0.0000	0.2816
2009	0.3935	0.4570	0.2495	0.3079	0.3485	0.7393	0.5384	0.5582	0.4827
2010	0.2441	0.3620	0.2323	0.3042	0.2277	0.7201	0.1979	0.5744	0.4516
2011	0.5772	0.4197	0.3616	0.3069	0.2993	0.4765	0.2347	0.5899	0.4530

表の横軸は産業番号、縦軸は年数である。全体は製造業全体での指標である。

製造業全体でみると2割程度の比率で推移しているが、リーマンショックの影響が顕著になった2009年以降比率が増大している。これは、どの産業にも共通する傾向である。自動車産業において、比率が高い状況になっているが、これはこの産業において低金利で融資を受けている企業が多いため、 x_{it} が負の値を示している企業が多いのではないかと考えられる。

表2-3は、表2-1で非製造業に属する産業の総資産に占めるゾンビ企業の資産の割合を示している。

表2-4 産業における総資産に占めるゾンビ企業の資産の割合（非製造業）

番号	18	19	20	21	22	23	24	25
----	----	----	----	----	----	----	----	----

2001	1.0000	0.9897	0.9851	0.9170	0.9971	0.9690	0.4021	0.7061
2002	1.0000	0.9599	0.9846	0.8526	0.9975	0.9603	0.4986	0.8129
2003	1.0000	0.9713	0.9872	0.8726	0.9978	0.9091	0.4520	0.6576
2004	1.0000	0.9403	0.9870	0.8484	0.9979	0.9265	0.5984	0.6591
2005	1.0000	0.9893	0.9879	0.8840	0.9982	0.9067	0.5545	0.6355
2006	1.0000	0.9619	0.9879	0.7829	0.9984	0.8714	0.3812	0.8228
2007	0.9540	0.9710	0.9883	0.8375	0.9984	0.9077	0.9786	0.6702
2008	1.0000	0.9441	0.9884	0.9185	0.9981	0.9129	0.3113	0.6498
2009	0.9531	0.9901	0.9878	0.9111	0.9983	0.9089	0.9881	0.8187
2010	0.9556	0.9444	0.9872	0.8614	0.9979	0.9018	0.9756	0.8172
2011	1.0000	0.9645	1.0000	0.9663	0.9975	0.9444	0.9769	0.7265
番号	26	27	28	29	30	31	32	全体
2001	1.0000	0.9479	0.9337	0.7658	1.0000	0.9943	0.8179	0.9352
2002	1.0000	0.9260	0.9177	0.7468	1.0000	0.9939	0.7847	0.9301
2003	0.9919	0.9492	0.8621	0.6780	1.0000	0.9946	0.7434	0.8978
2004	0.9928	0.9506	0.9271	0.7682	0.5427	0.9926	0.7629	0.9064
2005	1.0000	0.9441	0.9321	0.7648	1.0000	0.9739	0.7542	0.9080
2006	0.9930	0.9426	0.9151	0.7823	1.0000	0.9703	0.6963	0.9015
2007	0.9945	0.9400	0.9234	0.7343	1.0000	0.9732	0.6515	0.8934
2008	0.9947	0.9324	0.8897	0.7531	1.0000	0.9604	0.6918	0.8901
2009	0.9940	0.9418	0.8803	0.7390	0.5565	0.9718	0.6626	0.9045
2010	0.9939	0.9353	0.9138	0.7322	0.5821	0.9739	0.7476	0.9087
2011	1.0000	0.9371	0.9059	0.9035	1.0000	0.9765	0.6876	0.9222

表の横軸は産業番号、縦軸は年数である。全体は製造業全体での指標である。

全般的に高い6・7割以上の高い水準を示している。 $x_{it} < 0$ の設定がうまくいかなかった可能性がある。

2.2 WACC を用いたゾンビ企業の判定

Caballero *et.al* (2008)の分析は負債による資金調達の部分しか分析していない。これは、金融機関特に銀行からの融資が産業内の新陳代謝のどのような影響を与えたのかに焦点を絞って分析するという意図があるからである。しかし、現実には企業は資

本市場においても資金を調達しているのので、資本市場を加味した分析を行うべきと考える。そこで、Miles and Ezzell (1980) が定式化した企業金融の基本的な理論、WACCを用いて分析を行いたい。

2.2.1 WACC 理論の概要

WACC (Weighted Average Capital Cost) とは、加重平均資本コストと呼ばれ、企業が直面する資本コストを産出する方法の1つである。

$$WACC = \frac{D}{D+E} r_D (1-t_c) + \frac{E}{D+E} r_E \quad (2.5)$$

D は負債、 E は自己資本、 r_D は金利、 t_c は実効税率、 r_E は自己資本コストである。負債調達による資金調達には一般的に課税がなされないのので、ある種の節税効果を生む。その効果を考慮して、実際の金利に $(1-t_c)$ を掛けているのである。ここで、自己資本のコストをどのように求めるのかが問題になる。

そこで、Sharp (1964) などの伝統的な資産価格理論に依拠して自己資本コストをどう算出するか以下に述べる。

自己資本のコストの求め方以下の条件のもとで、自己資本コストは(2.6)式のように定義される。(i)資本市場が完全市場である、(ii)投資家は効用最大化行動をとる、(iii)投資家が得られる情報はただちに共有され、市場が効率化する。

$$r_E = r_f (1-t_c) + \beta_e (r_m - r_f) \quad (2.6)$$

r_f はリスクフリーレート(日本では10年物国債)、 t_c は実効税率、 β_e はマーケットポートフォリオの利回りと個別ポートフォリオの利回りの関係を図る係数、 r_m は資本市場の期待利回りである。

ここで、 β_e は以下のように求められる。

$$\beta_e = \frac{Cov(r_E, r_m)}{\sigma_m} \quad (2.7)$$

つまり、 β_e はマーケットポートフォリオのリターンに対する個別ポートフォリオのリターンの感応度を見る値である。以上よりリスク資産である株式の利回りは、リスクフリーレートに、 $r_m - r_f$ のリスクプレミアムに β_e を掛けたものを加えた値になる。

この、WACCの枠組みにおいては、資産市場が効率化されることが仮定されているため、現実の市場構造を反映していない可能性が多分にある。ただ、Caballero *et.al* (2008) が行わなかった自己資本のコストを考慮した分析を行うという観点から、

WACC の枠組みを用いて分析を行う。

2.2.2 WACC 理論を用いたゾンビ企業の判定

WACC を用いた分析を行うに際して用いたデータ以下の表 2-2 の通りである。

表 2-2 WACC によるゾンビ企業の判定に用いたデータ

変数	データの出所
r_f	10 年物日本国債
r_m	東証が算出している株式平均利回り
t_c	財務省 HP より引用
r_D	2.2.1 項で産出した $R_{i,t}$ を用いる
D	日経 NEEDS から引用した負債合計
E	日経 NEEDS から引用した純資産合計
$devi$	日経 NEEDS から引用した配当支払額

また、 β_e は日経 NEEDS 株価データを用いて算出した。具体的には、2001 年 4 月から 2012 年 12 月までの株式市場の平気株価の変化率と月ごとの個別銘柄のデータの変化率を最小二乗法による回帰を行うことによって産出する。

前節で行ったようなゾンビ企業の判定を行うために、(2.3) 式を以下のように変形する。

$$x_{it}^{WACC} = r_{it} + r_{Eit} - WACC \quad (2.8)$$

この x_{it}^{WACC} が企業の利益還元政策における、支払い能力を示す指標になる。表 2-4 は製造業の結果であり、表 2-5 が非製造業の結果である。

表 2-4 産業における総資産に占めるゾンビ企業の資産の割合（製造業）

番号	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2002	0.0285	0.0000	0.0322	0.4562	0.0619	0.1595	0.0045	0.3029	0.1150
2003	0.0061	0.0000	0.1039	0.0516	0.1083	0.0180	0.0000	0.1183	0.0272
2004	0.1129	0.0000	0.0291	0.0039	0.1236	0.1769	0.0000	0.1118	0.1285
2005	0.0046	0.0000	0.0714	0.4134	0.0206	0.0181	0.2541	0.0407	0.0015
2006	0.2581	0.0000	0.2716	0.0372	0.3525	0.1296	0.0789	0.4549	0.0777

2007	0.0969	0.0000	0.1070	0.7737	0.1587	0.1138	0.0337	0.6327	0.0613
2008	0.0358	0.0000	0.2047	0.0016	0.2296	0.0793	0.1659	0.0254	0.0165
2009	0.0068	0.0000	0.0643	0.0047	0.1507	0.0229	0.0034	0.4245	0.0732
2010	0.1389	0.0000	0.3494	0.6823	0.3498	0.1118	0.0879	0.4565	0.1152
2011	0.2591	0.0000	0.5557	0.8880	0.6436	0.3165	0.3862	0.1358	0.1240
2012	0.2537	0.0000	0.5536	0.9045	0.6244	0.3299	0.3937	0.1080	0.1393
番号	10	11	12	13	14	15	16	17	全体
2002	0.0000	0.1613	0.1386	0.0309	0.0000	0.3600	0.0673	0.0115	0.1572
2003	0.0000	0.2052	0.1258	0.0107	0.0419	0.3917	0.0253	0.0000	0.0675
2004	0.0000	0.1072	0.0375	0.0409	0.0519	0.0040	0.0000	0.0240	0.0713
2005	0.0284	0.0118	0.1297	0.0157	0.0000	0.0284	0.0153	0.0000	0.1105
2006	0.0467	0.3541	0.1221	0.1168	0.2615	0.3357	0.0613	0.6303	0.1871
2007	0.0159	0.2319	0.2292	0.3459	0.0875	0.1470	0.2728	0.0000	0.2813
2008	0.2587	0.5672	0.0449	0.1193	0.0505	0.0742	0.0939	0.0000	0.0795
2009	0.1353	0.1348	0.1239	0.0653	0.1949	0.0807	0.1707	0.0000	0.0559
2010	0.0839	0.1256	0.4535	0.5196	0.2832	0.4550	0.3641	0.3399	0.3374
2011	0.1288	0.5760	0.2529	0.1378	0.5289	0.3740	0.3549	0.0514	0.4427
2012	0.7296	0.5554	0.3154	0.1204	0.6177	0.3501	0.1361	0.0530	0.4796

表の横軸は産業番号、縦軸は年数である。全体は製造業全体での指標である。

表 2-5 産業における総資産に占めるゾンビ企業の資産の割合（非製造業）

番号	18	19	20	21	22	23	24	25
2002	0.9510	0.7710	0.9209	0.6205	0.9311	0.7442	0.3209	0.5501
2003	0.6688	0.8172	0.8198	0.6893	0.5853	0.6644	0.0358	0.6734
2004	0.1326	0.7174	0.7297	0.6142	0.2608	0.5718	0.1298	0.5282
2005	0.8373	0.9025	0.4286	0.8225	0.9280	0.6566	0.5568	0.5952
2006	0.5599	0.9387	0.8183	0.7972	0.8032	0.8851	0.5545	0.6179
2007	1.0000	0.9619	0.8665	0.7517	0.6643	0.7554	0.2811	0.7854
2008	0.9193	0.9053	0.8191	0.8220	0.9984	0.8619	0.9786	0.6052
2009	1.0000	0.9088	0.8843	0.9080	0.9631	0.7636	0.2877	0.4702
2010	0.9211	0.9335	0.2729	0.7574	0.4265	0.8699	0.9852	0.5997

2011	0.9556	0.7225	0.7527	0.8309	0.9979	0.6423	0.9756	0.6805
2012	1.0000	0.7204	0.7751	0.9652	0.9975	0.6889	0.9769	0.5806
番号	26	27	28	29	30	31	32	全体
2002	0.9654	0.3003	0.8158	0.4651	0.8909	0.9943	0.6334	0.7960
2003	0.9525	0.3303	0.8054	0.2385	0.1096	0.9939	0.6199	0.7420
2004	0.0325	0.4060	0.6646	0.0557	0.0698	0.9946	0.4833	0.5621
2005	0.9928	0.4018	0.8566	0.5867	0.0367	0.9926	0.6326	0.7962
2006	1.0000	0.7597	0.8388	0.7648	1.0000	0.9739	0.6925	0.7890
2007	0.0326	0.8312	0.9037	0.6598	0.9015	0.9703	0.5753	0.8572
2008	0.9945	0.8926	0.9141	0.6500	0.9518	0.9732	0.6363	0.8631
2009	0.9635	0.5519	0.7195	0.4775	0.9252	0.9455	0.5581	0.7989
2010	0.9655	0.8610	0.8388	0.5083	0.5271	0.9718	0.5337	0.8145
2011	0.9939	0.5242	0.8726	0.6481	0.2300	0.9739	0.6682	0.8247
2012	1.0000	0.5349	0.8744	0.7984	0.6222	0.9765	0.6070	0.8402

表の横軸は産業番号、縦軸は年数である。全体は製造業全体での指標である。

製造業も非製造業も Caballero *et.al* (2008) の手法で分析した場合より比率が低くなっている。比較的株主資本コストが負債のコストより低く抑えられているのではないかと考えられる。特に表 2-4 の製造業全体では、リーマンショック以前は 1 割に収まっていて、リーマンショック以後も 3・4 割に収まっている。

一方非製造業は Caballero *et.al* (2008) の手法の場合より低位になっているが、依然として、高い水準を示していると言える。ゾンビ企業の判定を行う基準をどこに置くのかという問題が前節の Caballero *et.al* (2008) の手法の分析とどのように課題であるといえる。

第3章 生産関数アプローチによる TFP の産出

本章では、パネルデータを用いて TFP を産出する。本章では、生産関数を用いて生産性の指標を産出することを試みる。第1節では、TFP の算出方法に関するアプローチを紹介する。第2節では生産関数の推計及び生産性の推計で生じる問題点を論じ、その対処の方法を検討する。特に、生産関数の推計で数多く引用されている Olley and Pakes (1996) を中心に紹介する。第3節では、筆者自身のモデルの紹介と生産性分析の結果を紹介する。第4節では、Foster *et al.* (2001) の TFP の要因分解を参考に TFP の要因分解を行う。

3.1 TFP の算出方法

TFP の算出には、一般的に指標を用いたものと、生産関数を推計して求める手法が挙げられる。

前者の手法を用いた論文としては、Fukao and Kwon (2006)が挙げられる。以下のように企業 f の t 年の TFP を算出している

$$\begin{aligned} \ln TFP_{f,t} = & (\ln Y_{f,t} - \overline{\ln Y_t}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \\ & + \sum_{s=1}^t (\overline{\ln Y_s} - \overline{\ln Y_{s-1}}) - \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n (\overline{S_{i,s}} + \overline{S_{i,s-1}}) (\overline{\ln X_{i,s}} - \overline{\ln X_{i,s-1}}) \end{aligned} \quad (3.1)$$

ここで、 $Y_{f,t}$ は企業 f の t 年の産出量、 $S_{i,f,t}$ は生産要素 i の企業 f の t 年のコストシェア、 $X_{i,f,t}$ は企業の f の生産要素 i の t 年の投入量である。

こうした、生産要素のコストシェアを用いた分析は、経済産業省を中心に行われている JIP データベース 2012 でも行われている。

しかし、この手法では、コストシェアに関するデータ必要となる。そこで、本論文では、生産関数を推計する手法で TFP を産出する。

3.2 生産関数の推計に関するサーベイ

本節では、生産関数を推計することによって、TFP の産出する方法を検討していく。特に生産関数を推計するに当たっての問題点とその解決策を検討する。

3.2.1 生産関数の推計に関する古典的な議論

Akerberg *et al.* (2007) が *Handbook of Econometrics* で生産関数の推計に関する

論点をまとめている。コブダグラス型の生産関数を想定すると、企業 j の生産関数は(3.2)式で規定される

$$Y_j = A_j K_j^{\beta_k} L_j^{\beta_l} \quad (3.2)$$

ここで、 A_j は外性的に決定される TFP である。ここで、 Y_j は産出量、 K_j は資本、 L_j は労働力である。そして、(3.2)式を対数化すると、(3.3)式ようになる。

$$y_j = \beta_0 + \beta_k k_j + \beta_l l_j + \varepsilon \quad (3.3)$$

この(3.4)式を最小二乗法による回帰を行えば、各係数が産出され、対数化した TFP は以下のように定義される。

$$\ln(A) = \beta_0 + \varepsilon \quad (3.4)$$

しかし、単純な最小二乗法を行うと各種バイアスが発生して、正しい係数の値や TFP の値が産出されない可能性が高い。主な問題点は2点挙げられる。

第1にサンプルセレクションの問題が発生する可能性がある。これはサンプルに用いるサンプル偏りがある場合に発生する。具体的には平均的に投入する資本や労働力が大きい企業にサンプルが偏る可能性があるなんらかの生産性ショックが起きた時に、規模の小さい企業ほど影響を受けやすいのではないかという懸念があるということである。特に本論文では日経 NEEDS のデータを用いて分析を行うので、サンプルが上場企業に限定され、サンプルセレクションの問題が顕著に発生する可能性がある。

第2に、企業自身が自分の経営効率に関する情報を有している場合、経営効率が含まれる誤差項と生産要素の投入量に相関が出てくる可能性がある。従って。経営効率(生産性)に差があると、係数が過小・過大に評価される可能性がある。また、外部的な生産性ショックがあったとき、係数が過小・過大に評価される可能性がある。

こうした問題点に対処するために、以下のような手法が一般的には考えられる。

第1に、パネルデータを用いた固定効果モデルで産出する方法である。これは、企業固有の効果を消すことによって、誤差項と生産要素の相関を防ぐことを図る。具体的には、以下の(3.5)式を検討すると、

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

ここで、 ω_i は企業固有の性質であり、時間を通じて変化しない。この ω_i の効果除去するために、(3.5)式の平均をとると、

$$\bar{y}_{it} = \beta_0 + \beta_k \bar{k}_{it} + \beta_l \bar{l}_{it} + \omega_i \quad (3.6)$$

この(3.6)式を(3.5)式から除すと、(3.7)式のように ω_i の効果がなくなる。この結果係数の値の歪みが軽減される。

$$y_{it} - \bar{y}_{it} = \beta_0 + \beta_k(k_{it} - \bar{k}_{it}) + \beta_l(l_{it} - \bar{l}_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

このモデルにおいては、 ω_i が一定であるという仮定があるため、この点に関する吟味が必要である。

第2に操作変数を用いる方法が考えられる。例えば、生産性ショックと関係ない要素生産価格を操作変数に用いることによって、内生性の問題に対処することも考えられる。

3.2.2 Olley and Pakes (1996) の議論

この項では、内生性問題に対処する方法として Olley and Pakes (1996)の議論を紹介する。

Olley and Pakes (1996) は設備投資を操作変数に用いて生産関数の推計を行うことを提案した。彼らは誤差項に含まれる生産性のショックと設備投資の動向にはなんらかの相関があるのではないかという見立てをした。誤差項と設備投資に相関があるならそれを操作変数として内生性に対処できるのではないかと彼らは考えた。まず、一般化的な対数化したコブ・ダグラス型の生産関数を(3.8)式のように定式化する。

$$y_{it} = a + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + u_{it} \quad (3.8)$$

ここで、誤差項を企業が観察できて研究者が観察できないものと、(3.9)式のように両者ともに観察できないものの2つに分ける。 w_{it} は Markov 過程に従うものとする。

$$u_{it} = w_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.9)$$

投資関数を設定し、その逆関数を導出できるものと仮定して、逆関数を産出する。すると、(3.10)・(3.11)式のようになる。

$$I_{it} = I_{it}(w_{it}, k_{it}) \quad (3.10)$$

$$w_{it} = h_{it}(I_{it}, k_{it}) \quad (3.11)$$

元の式を書き変えると(3.12)式のようになる。

$$\begin{aligned} y_{it} &= a + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + w_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= a + \beta l_{it} + \alpha k_{it} + h_{it}(k_{it}, I_{it}) + \varepsilon_{it} \\ &= a + \beta l_{it} + \phi_{it}(k_{it}, I_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.12)$$

この式を回帰するのだが、 ϕ の関数形ははっきりしないので、資本ストックと投資の3次の多項式で代替する。この OLS の結果でてくる β は不偏推定量になる。次に、 α を出すために、資本ストックを以下のように定義する。ここで、 δ は資本減耗率とすると、(3.13)式が出てくる。

$$k_{it} = k_{i,t-1}(1 - \delta) + I_{i,t-1}(k_{i,t-1}, w_{i,t-1}) \quad (3.13)$$

この式は、今期の資本ストックが受ける生産ショックの影響は前期のものだけであるということの意味する。よって、今期の生産ショック ξ は以下のようなになる

$$\xi_{it} = w_{it} - E[w_{it} | w_{i,t-1}] \quad (3.14)$$

労働力の係数などを代入すると最終的に回帰する式は(3.15)・(3.16)式となる

$$y_{it} - a - \beta l_{it} = \alpha k_{it} + E[w_{it} | w_{i,t-1}] + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.15)$$

$$\hat{y}_{it} - \hat{a} - \hat{\beta} l_{it} = \alpha k_{it} + g(\phi_{i,t-1} - \alpha k_{i,t-1}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.16)$$

この(3.16)式に対して非線形回帰を行うと、不偏推定量が求められる。ただし、 g の形状は不明なので、Olley and Pakes (1996) は 3 次の多項式で代用している。

3.3 生産関数の推計による TFP の推計

本節では、Olley and Pakes (1996) のモデルを参考にして、生産関数の推計を行う。また、TFP の産出を行う。

3.3.1 生産関数の推計の手順

Olley and Pakes (1996) のモデルを具体的に実行する方法を Yasar *et.al* (2008) が紹介している。彼らの方法に習って、推計を行う。

彼らの推計は以下の 3 つのステップを踏んでいる。第 1 のステップでは、対数化したコブ・ダグラス型の最小二乗法を実行する。Olley and Pakes (1996) が提案しているように、設備投資と資本の多項式を組み込んだ(3.18)式を回帰する。

$$y_{it} = a + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_{age} age_{it} + \beta_{year} year + \beta_{ik} ik_{it} + \beta_{kage} kage_{it} + \beta_{iage} iage_{it} + \beta_{isq} isq_{it} + \beta_{ksq} ksq_{it} + \beta_{agesq} agesq_{it} + u_{it} \quad (3.17)$$

ここで、 k_{it} は資本の対数値、 l_{it} は労働力の対数値、 age_{it} は企業の設立年数、 ik_{it} は設備投資の対数値と資本の対数値の積、 $kage_{it}$ は資本の対数値と設立年数の積、 $iage_{it}$ は設備投資の対数値と設立年数の積、 isq_{it} は設備投資の対数値の 2 乗、 ksq_{it} は資本の対数値の 2 乗、 $agesq_{it}$ は設立年数の 2 乗である。そして、(3.18)式を回帰して算出され

た労働投入量の係数 \hat{l}_{it} を保存する。

第 2 ステップとして、退出する確率を算出する。

$$exit_{it} = a + \beta_l l_{it-1} + \beta_k k_{it-1} + \beta_{ik} ik_{it-1} + \beta_{isq} isq_{it-1} + \beta_{ksq} ksq_{it-1} + year + \beta_{agesq} agesq_{it-1} + \beta_{iage} iage_{it-1} + \beta_{kage} kage_{it-1} + u_{it} \quad (3.18)$$

ここで、 $exit_{it}$ はダミー変数で、退出行動をとっている場合は 1 になる。 l_{it-1} は設備投

資の対数値の1期ラグ、 k_{it-1} は資本の対数値の1期ラグ、 ik_{it-1} は設備投資の対数値と資本の対数値の積、 isq_{it-1} は設備投資の対数値の2乗、 ksq_{it-1} は資本の対数値の2乗、 $year$ は年ダミー、 $agesq_{it-1}$ は設立年数の2乗、 $iage_{it-1}$ は設備投資の対数値と設立年数の積、 $kage_{it-1}$ は資本の対数値と設立年数の積である。この(3.18)式に対してプロビット回帰を行う。この回帰で算出された $exit_{it}$ の理論値、すなわち退出確率 \hat{p}_{it} を算出する。

第3のステップは非線形回帰を行う。ここで、産出量の理論値からステップ1で算出した労働力の係数に労働力の積を差し引いた値を $\hat{\phi} = \hat{y} - \hat{\beta}_l l$ として定義する。そして、(3.20)式に対して非線形回帰を行なう。

$$\begin{aligned}
 y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} = & a + \beta_k k_{it} + \beta_{age} age_{it} + \delta_1 (\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k k_{it-1} + \beta_{age} age_{it-1}) \\
 & + \delta_2 (\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k k_{it-1} + \beta_{age} age_{it-1})^2 \\
 & + \delta_3 \hat{p}_{it} + \delta_4 \hat{p}_{it}^2 + \delta_4 (\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k k_{it-1} + \beta_{age} age_{it-1}) \times \hat{p}_{it} + u_{it}
 \end{aligned} \tag{3.19}$$

この(3.20)式を非線形回帰することによって、資本の係数 β_k が不偏性を持つことになる。

3.3.2 Olley and Pakes (1996) 法による推計結果と考察

生産関数の推計に当たっては、表 2-1 で分類したように、製造業、非製造業に区分して生産関数を推計する。

表 3-1 は推計に当たって用いたデータの概要と出所を示している。主要なデータは日経 NEEDS を用いた。製造業と非製造業に区分して生産関数の推計を行う。生産要素や生産量は対数化した値を用いた。Olley and Pakes (1996) の推計では企業年数や企業の退出時期に関するデータも用いるので、そのデータも収集した。

表 3-1 生産関数の推計に用いるデータ

変数	データの概要と出所
y_{it}	企業 <i>i</i> の <i>t</i> 期の売上高の対数値。日経 NEEDS の企業財務データから引用。
l_{it}	企業 <i>i</i> の <i>t</i> 期の売上高の労働力の対数値。単位はマンアワーであり、従業員数は日経 NEEDS から、就業時間は厚生労働省の月内労働時間を用いた。
k_{it}	企業 <i>i</i> の <i>t</i> 期の有形固定資産の対数値。日経 NEEDS の企業財務データから

	引用。
i_{it}	企業 i の t 期の設備投資。日経 NEEDS の企業財務データから引用。
age_{it}	企業 i の t 期の実質設立年からの経過年数。日経 NEEDS の企業財務データの引用。
$exit_{it}$	企業 i の t 期が市場から退出したことを示すダミー
$year$	2001 年から 2012 年までの年ダミー

表 3-2 と表 3-3 は、この推計に当たって用いる変数の基本統計量を示している。表 3-2 は製造業の基本統計量であり、表 3-3 は非製造業の基本統計量である。

表 3-2 生産関数の推計に用いるデータの基本統計量（製造業）

Variable	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
y_{it}	11207	38.7019	1.582107	31.26861	44.58636
l_{it}	9568	14.47474	1.444255	9.29527	19.79327
k_{it}	11195	37.03005	2.154458	27.63102	43.94797
i_{it}	9970	34.89787	2.037079	27.63102	42.42861
age_{it}	13896	40.86097	23.56289	0	1
$exit_{it}$	13908	0.026963	0.161981	-11	99

表 3-3 生産関数の推計に用いるデータの基本統計量（被製造業）

Variable	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
y_{it}	12559	24.87898	1.493668	19.78422	30.90018
l_{it}	10621	15.10248	1.478433	10.75425	20.39528
k_{it}	12556	23.75966	1.52295	17.11135	29.68668
i_{it}	12324	21.5486	1.826445	14.91412	28.69319
age_{it}	13584	0.015165	23.56289	0	1
$exit_{it}$	13584	56.87809	34.98892	-10	99

3.3.3 Olley and Pales (1996) 法による推計結果

本項では、Yasar *et.al* (2008) による Olley and Pakes (1996) 法の解説に従って、日本の上場企業の生産関数の推計を行い、推計結果をまとめる。

まず、3.3.1項で述べたように、第1段階で最小2乗法に基づいて推計を行った。その結果を表3-4にまとめた。

表 3-4 第1段階の最小2乗法による推計結果

製造業			非製造業		
y_{it}	Coef.	t	y_{it}	Coef.	t
l_{it}	0.368012	0***	l_{it}	0.632397	0***
i_{it}	1.025354	0***	i_{it}	-0.47785	0.001***
β_k	-2.16598	0***	k_{it}	0.718433	0***
$year$	0.008682	0***	$year$	0.000885	0.757
ik_{it}	-0.03892	0***	ik_{it}	-0.04016	0***
isq_{it}	0.001105	0.776	isq_{it}	0.02988	0***
ksq_{it}	0.072171	0***	ksq_{it}	0.01118	0.004***
$agesq_{it}$	8.87E-07	0.002***	$agesq_{it}$	3.31E-05	0.02**
$iage_{it}$	-0.00057	0***	$iage_{it}$	0.000376	0.285
$kage_{it}$	0.00052	0***	$kage_{it}$	-0.00035	0.3
Constant	9.866671	0.002***	Constant	17.846	0.003***
Obs.	10426		Obs.	8532	
Adjust-R2	0.9138		Adjust-R2	0.7642	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

製造業、非製造業いずれもほとんどの変数の係数は5%有意水準を満たしている。また、決定係数もいずれも0.7を超え、高い説明力を持っている。特筆すべきは製造業より被製造業の労働力の係数が高く、マンパワーに依存する非製造業の特徴が表れている。

第2段階では、プロビット回帰によって、退出する確率を算出する。表3-5はプロビット回帰の結果である。

表 3-5 第2段階のプロビット回帰による推計結果

製造業			非製造業		
$exit_{it}$	Coef.	t	$exit_{it}$	Coef.	t

i_{it-1}	-0.65043	0.309	i_{it-1}	0.441313	0.353
k_{it-1}	-0.69502	0.406	k_{it-1}	0.325417	0.432
ik_{it-1}	0.037748	0.52	ik_{it-1}	-0.04589	0.014**
isq_{it-1}	-0.01097	0.66	isq_{it-1}	0.016977	0.128
ksq_{it-1}	-0.00135	0.973	ksq_{it-1}	0.017146	0.102
$agesq_{it}$	-8.5E-05	0.13	$agesq_{it}$	-2.2E-05	0.669
$iage_{it}$	0.002257	0.179	$iage_{it}$	0.000486	0.635
$kage_{it-1}$	-0.00179	0.239	$kage_{it-1}$	-0.00059	0.548
$year$	0.234097	0***	$year$	0.138676	0***
Constant	-455.298	0	Constant	-292.284	0***
観測値	11395		観測値	9238	
Log likelihood	-790.886		Log likelihood	-1260.623	
Pseudo R2	0.2081		Pseudo R2	0.1165	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

表 3-5 にあるように、5%有意の係数がほとんど無い。ただし、退出確率の理論値を出すことが目的であり、Pseudo R2 が 0.2 以上であるので、この推計を利用する。

第3段階では、第2段階で算出した退出確率を用いて、非線形回帰を実行する。表 3-6 はその非線形回帰の結果をまとめたものである。

表 3-6 第3段階の非線形回帰による推計結果

製造業			非製造業		
$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it}$	Coef.	t	$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it}$	Coef.	t
β_k	0.753341	0***	β_k	0.013823	0.006***
β_{age}	0.002238	0***	β_{age}	0.01816	0***
δ_1	0.445155	0***	δ_1	-5.34472	0***
δ_2	0.16497	0***	δ_2	0.110699	0***
δ_3	-3.60924	0***	δ_3	-52.6949	0.014**
δ_4	9.978098	0***	δ_4	-3.58598	0.559
δ_5	1.178953	0.016**	δ_5	1.864309	0.013**

Constant	0.457602	0***	Constant	90.76469	0***
Obs.	9314		Obs.	7470	
Adjust-R2	0.8164		Adjust-R2	0.3400	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

表 3-6 にあるように、ほとんどの係数が 5% 有意を満たしている。資本の係数の値が、非製造業より製造業のほうが高い値を示している。また、決定係数の値も、製造業の方が大きい値を示している。

一連の推計結果をまとめると表 3-7 のようになる。

表 3-7 Olley and Pakes (1996) 法による推計結果のまとめ

製造業			非製造業		
y_{it}	Coef.	t	y_{it}	Coef.	t
k_{it}	0.753341	0***	k_{it}	0.013823	0.006***
l_{it}	0.368012	0***	l_{it}	0.632397	0***

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

表 3-7 にあるように製造業の生産関数の係数は、もともとの想定していたコブ・ダグラス型の生産関数の収穫一定の仮定、すなわち資本と労働の係数の合計が 1 であるという仮定をほぼ満たしていると言える。一方、非製造業の生産件数は労働の資本の係数が資本の係数を上回っていることは適当であるが、収穫一定の仮定は満たしているとは言えない。非製造業の推計の製造業の推計がよりうまくいかなかった理由は、生産関数自体が、非製造業に適していないことが問題点として挙げられる。また、非製造業に組み込んだ産業でも資本に依存する企業とそうでない企業との間で、生産関数の形状が異なっている可能性がある。ただし、一連の Olley and Pakes (1996) の手法によって、推計値は不偏性を持っているため、係数は 5% 有意水準を満たしている。

3.3.3 TFP の産出

前項 3.3.2 で推計した生産関数に基づいて、TFP を算出する。TFP は対数化された値を用いる。具体的には、(3.21)式のように、コブ・ダグラス型の生産関数の残差にあたる。

$$\ln TFP_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} \quad (3.21)$$

このように各企業の各年度の TFP の水準を算出する。ただし、分析に当たっては、TFP の絶対的な水準より TFP の成長率が重要であり、個々の企業の TFP より産業ごとの TFP の水準が重要である。以下の節では、産業ごと TFP 水準や TFP 成長率の要素分解を行う。

3.4 TFP の要因分解

この節では、TFP の上昇要因を要因分解する。Forster *et.al* (2001) を参考にして分析を行う。

3.4.1 Forster *et.al* (2001)による TFP の要因分解

前節で求めた個別企業の TFP の値を今度は産業ごとに集計する。

産業レベルの TFP は、Foster *et al.*(2001)がその方法を提案しており、(3.22) 式のようになる。

$$\ln TFP_t = \sum_f \theta_{f,t} \ln TFP_{f,t} \quad (3.22)$$

ここで、 $\theta_{f,t}$ は f 社が t 年における産業内の売上シェアである

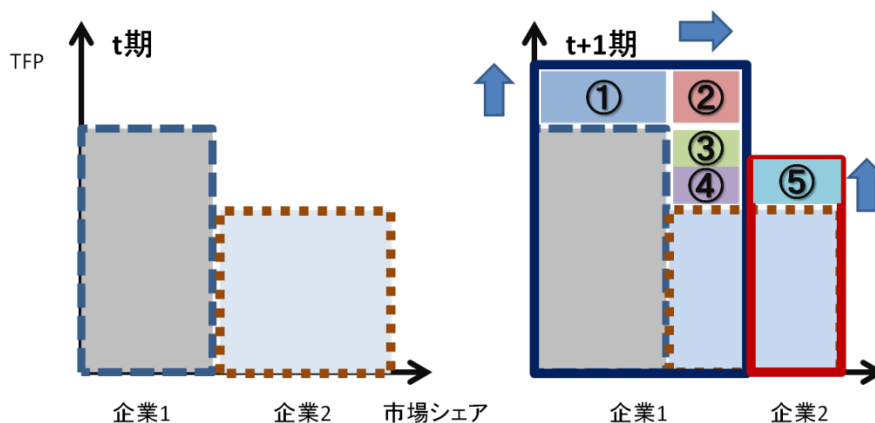
また、Foster *et al.*(2001)は $\Delta TFP = \ln TFP_t - \ln TFP_{t-\tau}$ は以下のように分解することができる (松浦他 2007 も参考にした)

$$\begin{aligned} \Delta TFP = & \sum_{f \in S} \theta_{f,t-\tau} \Delta \ln TFP_{f,t} + \\ & \sum_{f \in S} \Delta \theta_{f,t} (\ln TFP_{f,t-\tau} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}}) + \sum_{f \in S} \Delta \theta_{f,t} \Delta \ln TFP_{f,t} \\ & + \sum_{f \in N} \theta_{f,t} (\ln TFP_{f,t} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}}) + \sum_{f \in X} \theta_{f,t-\tau} (\overline{\ln TFP_{t-\tau}} - \ln TFP_{f,t-\tau}) \end{aligned} \quad (3.23)$$

(3.23)式の第1項はシェアを一定とした時の個々の企業の生産性変化の効果、第2項は生産性水準を一定にした時のシェア変化の効果、第3項は生産性変化率の高い企業がシェアを拡大する効果、第4項は生産性の高い企業の参入する効果、第5項は生産性の低い企業が退出する効果である。第2項から第5項の合計を Reallocation 効果 (再配分効果) といい、産業内の企業における構成の変化であり、産業の新陳代謝を示す指標になる。また、元橋 (2005) が図 3-1 のような形で、第1項から第3項の効

果を解説している。(3.23)式の第1項の within effect は図 3-1 の①と④と⑤を合わせた効果であり、第2項の between effect は③と④を合わせた効果であり、第3項の covariance effect は②と④を合わせた効果である。

図 3-1 (3.23)式の第1項から3項の図解



元橋 (2005) の解説をもとに筆者が作成

3.4.2 TFP の要因分解

本項では、2002 年から 2012 年までの TFP 成長率の分解を行う。分析に当たって製造業と非製造業に分解したものを紹介する。

まず、製造業の TFP 成長率の分解を行う。

表 3-9 製造業の TFP 成長率の要素分解

	Within effect	Between effect	Covariance effect	Entry effect	Exit effect
2001	0	0	0		0
2002	0.007704	-0.20522	0.08645		0.233684
2003	0.100966	-0.25373	0.067329		0.058424
2004	0.697584	-0.11297	0.176053		0.014223
2005	0.579168	0.124718	0.218001		0.084
2006	0.56676	0.000327	0.13136		1.770492

2007	0.462096	0.053305	0.079331	0.103191
2008	-0.46654	0.027804	0.093969	0.178669
2009	-1.90606	-0.31796	0.119188	0.03979
2010	0.550414	-0.09466	0.087061	-0.00447
2011	0	0.646912	0	0.250253

次に非製造業の TFP 成長率を分解する。表 3-10 のような結果になった。

表 3-10 非製造業の TFP 成長率の要素分解

	Within effect	Between effect	Covariance effect	Entry effect	Exit effect
2002	0	0.803712	0.083016		0.100941
2003	-0.00026	0.610963	-0.18787		0.068435
2004	0	0.863507	-0.02852		0.09298
2005	0	0.611304	-0.04117		0.038322
2006	0	0.504964	-0.02081		0.019121
2007	1.48E-05	0.66767	0.007242		0.036288
2008	0	-1.50977	-0.12379		0.250173
2009	6.89E-06	-1.28563	-0.12839		0.264616
2010	0	0.516662	-0.43103		0.223912
2011	-0.04022	0	-0.09733		0
2012	0	0.803712	0.083016		0.100941

表 3-9 と表 3-10 の TFP 成長率の分解に関して言えることは、以下のとおりである。まず、参入効果に関しては、効果が表れなかった。製造業においては、Within は effect の効果が高く、シェアの変動による TFP の上昇が顕著である。一方非製造業においては、Between effect が高い。また、Fukako and Kwon (2006) が行った実証と同じように当初退出効果がマイナスではないかと筆者は想定していたが、プラスの結果になった。一方、今回用いたデータセットが上場企業に限定して分析を行っているため、上場審査や上場廃止等の基準が厳しいために、退出効果が産業全体の TFP に負の影響を与えていないのではないかと推察できる。

TFP の算出に際して、今回は生産関数アプローチを用いたので、その意味で算出し

た値に歪みが出ている可能性がある。

第4章 ゾンビ企業の存在と産業内の生産性

本章では、第2章のゾンビ企業の分析、第3章での生産関数アプローチによるTFPの分析を援用して、ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響やゾンビ企業が温存されている要因を分析する。第1節では、Caballero *et.al* (2008)の理論分析から産業内にゾンビ企業が存在することによって、産業内の生産性にどのような影響を受けるのか議論する。第2節では、ゾンビ企業の存在が産業の生産性にどのように影響を与えているのか実証的に分析を行う。第3節では、産業組織論の知見から参入障壁を理論的に論じているAsplund and Nocke (2006)を紹介する。また、中村・福田 (2008)を参考に、ロジットモデルを用いて、ゾンビ企業が温存されている要因を検討する。

4.1 ゾンビ企業の存在と産業構造

同じく、Caballero *et.al* (2008)を用いて、ゾンビ企業の存在が産業内においてどのような影響を及ぼしているのかを分析する。

4.1.1 モデルと定常状態の導出

既存企業と潜在的な参入企業が存在するモデルを検討する。 m_t は残存する生産単位の数ある。以下、退出・参入に関する定常状態を導き出す。

$$Y_{it}^o = A_t + A_t B + A_t \varepsilon_{it}^o = A_t (1 + B + \varepsilon_{it}^o) \quad (4.1)$$

$$Y_{it}^n = A_t (1 + \gamma) + A_t B + A_t \varepsilon_{it}^o = A_t (1 + \gamma + B + \varepsilon_{it}^n) \quad (4.2)$$

Y_{it}^o は既存企業の生産性、 Y_{it}^n は潜在的な参入企業の生産性。 A_t は技術水準で、参入企業は γA_t だけ増え、参入費用が κA_t かかる。 B は潜在的な生産ショック、 $\varepsilon_{it}^o, \varepsilon_{it}^n$ は生産主体特有のショックで、一様分布する。

参入によって、産業全体の利潤が低下する状況を(4.3)式で表わす

$$p(N_t) = N_t + \mu \quad (4.3)$$

N_t は t 期に存在する稼働している生産単位の数、 μ はコストの変化、利潤のショックを示す。ここで、技術水準あたりに(4.4)・(4.5)式を変換すると、

$$y_{it}^o \equiv Y_{it}^o / A_t = 1 + B + \varepsilon_{it}^o \quad (4.4)$$

$$y_{it}^n \equiv Y_{it}^n / A_t = 1 + \gamma + B + \varepsilon_{it}^n \quad (4.5)$$

ここで $\kappa = \gamma$ を想定すると、留保生産性は以下ようになる。

$$\bar{y}^o - p(N) = 0 \quad (4.6)$$

$$\bar{y}^n - \kappa - p(N) = 0 \quad (4.7)$$

上記を踏まえて退出 D_t と参入 H_t の集合を求める。

$$D_t = m_t \left[1 - \int_{p(N_t)-1-B}^1 di \right] = m_t (p(N_t) - 1 - B) \quad (4.8)$$

$$H_t = \frac{1}{2} \int_{p(N_t)-1-B}^1 di = \frac{1}{2} (1 - (p(N_t) - 1 - B)) \quad (4.9)$$

退出 D_t と参入 H_t を踏まえると、 N_t は以下のように表示できる。

$$N_t = H_t + m_t - D_t = \left(\frac{1}{2} + m_t \right) (1 - (p(N_t) - 1 - B)) \quad (4.10)$$

ここで、生産ショックとして $S = 1 + B - \mu$ を定義する。(4.10)式に(4.3)式を代入して解くと均衡点は、以下の(4.11)式から(4.13)式のようになる

$$N_t = \left(\frac{1/2 + m_t}{3/2 + m_t} \right) (1 + S) \quad (4.11)$$

$$D_t = m_t \left(\frac{1/2 + m_t - S}{3/2 + m_t} \right) \quad (4.12)$$

$$H_t = \frac{1}{2} \left(\frac{1 + S}{3/2 + m_t} \right) \quad (4.13)$$

ここで、既存企業の数在一定になるような定常状態 $m^{SS} = N^{SS}$ を求める。 $m_t = N_t$ を

解くと、

$$m_t = \frac{S - \frac{1}{2} + \sqrt{\left(\frac{1}{2} - S\right)^2 + 2(1+S)}}{2} \approx \frac{1}{2} + \frac{2}{3}S \quad (4.14)$$

定常状態において、 $S_0 = 0$ とおける。従って、 $m_0 = N_0 = 1/2$ と $H_0 = D_0 = 1/4$ となる。

4.1.1 ゾンビ企業の存在

生産性の低下 (S の低下) による既存企業の破綻を防ぐため、金融機関が既存企業を守る決断をする状況を考える。以下 $0+$ の下付きの記号は定常状態から S の低下に変化したものを示し、上付きの z はゾンビ企業が存在する状況を示す。 S が低下しても金融機関が補助金を出すことで、退出数が変化しないと想定する。

$$D_{0+}^z = D_0 = 1/4 \quad (4.15)$$

(4.10)・(4.11)式及び(4.12)式から、以下の(4.16)・(4.17)式が出てくる

$$H_{0+}^Z = \frac{1}{2}(1 - N_{0+}^Z + S) \quad (4.16)$$

$$N_{0+}^Z = H_{0+}^Z + m_0 - D_{0+}^Z = H_{0+}^Z + 1/4 \quad (4.17)$$

(4.16)・(4.17)式を解くと、

$$H_{0+}^Z = \frac{1}{3}(1 + S) - \frac{1}{3}(m_0 - D_{0+}^Z) = \frac{S}{3} + \frac{1}{4} \quad (4.18)$$

$$N_{0+}^Z = \frac{1}{3}(1 + S) - \frac{2}{3}(m_0 - D_{0+}^Z) = \frac{S}{3} + \frac{1}{2} \quad (4.19)$$

(4.18)・(4.19)式を S で微分すると、

$$\frac{\partial H_{0+}^Z}{\partial S} = \frac{1}{3} > \frac{1}{4} = \frac{\partial H_{0+}}{\partial S} = \frac{\partial H}{\partial S} \quad (4.20)$$

$$\frac{\partial N_{0+}^Z}{\partial S} = \frac{1}{3} < \frac{1}{2} = \frac{\partial N_{0+}}{\partial S} = \frac{\partial N}{\partial S} \quad (4.21)$$

となる。

S が低下した時、ゾンビ企業が存在するときはより大きく参入数が低下することになり、産業全体の生産単位の数の伸びも鈍化する。

ゾンビ企業に実質的な銀行からの補助金がある場合、参入企業の参入が抑制されることになり、結果として産業全体の生産性を押し下げることにつながる。

4.2 ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響

この節では、ゾンビ企業の存在が産業内の生産性にどのような影響を与えてくれるのかを分析する。

4.2.1 Caballero *et.al* (2008) による分析の紹介

Caballero *et.al* (2008) は産業内におけるゾンビ企業の存在がどのように各企業の活動に影響を与えているのか分析を行っている。具体的には、(4.22)式を古典的最小2乗法を実行している。

$$Activity_{ijt} = \delta_1' D_t + \delta_2' D_j + \beta nonz_{ijt} + \chi Z_{jt} + \varphi nonz_{ijt} \times Z_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (4.22)$$

$Activity_{ijt}$ は投資、従業員数、TFP など企業固有の生産活動の水準を示す値を用いている。 D_t は時間ダミー、 D_j は産業ダミーである。 $nonz_{ijt}$ は非ゾンビダミー、 Z_{jt} は産業内に占めるゾンビ企業の資産の割合である。注目すべき係数は φ である。ゾンビ企業の存在が産業内の非ゾンビ企業の活動に悪影響を与えているのであるなら、 φ は負

の値をとるはずである。Caballero *et.al* (2008) は表 4-1 のように推計結果をまとめている。

表 4-1 Caballero *et.al* (2008) による推計結果

従属変数	I/K	$\Delta \log E$	TFP	I/K	$\Delta \log E$	TFP	I/K	$\Delta \log E$
非ゾンビダミー×産業内のゾンビ企業の資産の割合	-0.085 (0.0330)	-0.0232 (0.0102)	0.2183 (0.0756)	-0.0852 (0.0333)	-0.0188 (0.0102)	0.2315 (0.0767)	-0.0716 (0.0321)	-0.0131 (0.0098)
産業ダミーの有無	有り	有り	有り	無し	無し	無し	無し	無し
年ダミー	有り	有り	有り	無し	無し	無し	無し	無し
年ダミー×産業ダミー	無し	無し	無し	有り	有り	有り	有り	有り
売上成長率	無し	無し	無し	無し	無し	無し	有り	有り
産業内のゾンビ企業の資産の割合	有り	有り	有り	無し	無し	無し	無し	無し

出所 Caballero *et.al* (2008) Table 3 より筆者作成

表 4-1 にあるように、非ゾンビダミー×産業内のゾンビ企業の資産の割合の係数がマイナスの値を示しているので、Caballero *et.al* (2008) が想定していた係数の結果が出てきている。

4.2.2 ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響に関する実証分析

前項を参考にして、(4.23)式に対して回帰を行って、分析を行う。

$$tfp_{ijt} = \alpha + \beta_1 zratio_{ijt} + \beta_2 year + \beta_3 age_{ijt} + \beta_4 rd_{ijt-1} + \beta_5 i_{ijt-1} + \varepsilon_{ijt} \quad (4.23)$$

$zratio_{ijt}$ は製造業や非製造業の全企業数に占めるゾンビ企業の数の割合を示す。前期の rd_{ijt-1} は研究開発投資を、 i_{ijt-1} は前期の投資額を示す。Caballero *et.al* (2008) と同様に $zratio_{ijt}$ の係数が負の値を示しているかどうか注目する。分析に当たっては、

Caballero *et.al*(2008) によるゾンビの区分と WACC による区分の両方を行った。結果は表 4-2 と表 4-3 のようになった。

表 4-2 ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響（製造業）

Caballero			WACC		
tfp_{ijt}	Coef.	t	tfp_{ijt}	Coef.	t
$zratio_{ijt}$	-2.087116	0***	$zratio_{ijt}$	-2.087116	0***
$year$	-0.034977	0***	$year$	-0.0349769	0***
age_{ijt}	0.000089	0.402	age_{ijt}	0.0000889	0.402
rd_{ijt-1}	0.000000	0.059	rd_{ijt-1}	2.59E-07	0.059
i_{ijt-1}	0.000000	0.029	i_{ijt-1}	-1.76E-13	0.029
Constant	71.755360	0***	tfp_{ijt}	71.75536	0***
Obs.	11399		Obs.	11399	
Adjust-R2	0.1621		Adjust-R2	0.1621	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

表 4-3 ゾンビ企業が産業内の生産性に与える影響（非製造業）

Caballero			WACC		
tfp_{ijt}	Coef.	t	tfp_{ijt}	Coef.	t
$zratio_{ijt}$	272.0155	0***	$zratio_{ijt}$	272.0155	0***
$year$	-1.4205	0***	$year$	-1.4205	0***
age_{ijt}	0.005626	0***	age_{ijt}	0.005626	0***
rd_{ijt-1}	1.24E-07	0.984	rd_{ijt-1}	1.24E-07	0.984
i_{ijt-1}	4.98E-19	0.555	i_{ijt-1}	4.98E-19	0.555
Constant	2731.676	0***	tfp_{ijt}	2731.676	0***
Obs.	9244		Obs.	9244	
Adjust-R2	0.8777		Adjust-R2	0.8777	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

いずれも、製造業・非製造業いずれも $zratio_{ijt}$ の値が負の値を示している。Caballero *et.al* (2008) の先行研究通りゾンビ企業の存在が産業全体の生産性の水準に負の影響

を与えていることが言える。

4.3 ゾンビ企業が温存する原因

本節では、ゾンビ企業が温存している原因を検討する。理論分析として、Asplund (2006) を紹介し、潜在的な参入企業が参入にかかるサンクコストによって参入が妨げられている状況を示している。

4.3.2 Asplund and Nock (2006) の紹介

Asplund and Nock (2006) は参入費用の増大は参入退出比率に負の相関があり、固定費用の増大は参入退出比率に正の相関があること、市場が大きい産業ほど競争が激しく企業の残存期間が短くなることを示した。

既存企業は(4.22)のような費用構造をもつとする

$$\begin{aligned} c_t &= c_{t-1} && \text{with possibility } \alpha \\ c_t &\sim G(\cdot) && \text{others} \end{aligned} \quad (4.22)$$

確率 α で前期の限界費用を受け継ぎ、 $1-\alpha$ の確率によってマルコフ過程に従う限界費用になる。

また、 ϕ は製造費用、 ε は参入費用とする。ここで、4 期間を考える。第 1 期が参入期間、第 2 期が学習期間、第 3 期が退出期間、第 4 期が生産期間となる。

均衡の利潤を以下のように定義する。 μ は企業のタイプを表す。 S は市場規模とする。

$$S\pi(c; \mu) \geq 0 \quad (4.23)$$

第 2 期の退出を判断する時の既存企業の企業価値は(4.24)・(4.25)式のようにになる。 δ は割引因子である。

$$V(c) = \max\{0, \bar{V}(c)\} \quad (4.24)$$

$$\bar{V}(c) = [s\pi(c; \mu) - \phi] + \delta \left[\alpha V(c) + (1-\alpha) \int_0^1 V(z) G(dz) \right] \quad (4.25)$$

退出参入が同時起こる状況を考えると、均衡においては参入企業の企業価値 V は 0 になり、既存企業の価値も 0 になる。よって参入企業が第 2 期に直面する企業価値 V と、撤退の判断をする基準は(4.26)・(4.27)式のようにになる。 V^e は潜在的な参入企業の企業価値である。また、 x は退出政策を決定するコストの水準である。

$$\bar{V}^e(x; \mu) = \int_0^x \bar{V}(c) G(dc) - \varepsilon = 0 \quad (4.26)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \bar{V}^e(x; \mu) = 0 \quad (4.27)$$

従って、潜在的な参入企業が x が均衡の限界費用 c^* を上回る必要がある。加えて、参入企業は ε を上回る生産性をもつ必要がある。この参入費用には生産にかかわるものから、規制や役所への届け出など無形のコストも加味されている。潜在的な参入を妨げている要因として、そうした無形のコストも重要な論点である。

4.3.2 中村・福田 (2008)

Caballero *et.al* (2008) を参考にして、中村・福田 (2008) はどのようなゾンビ企業が再建したのかを多項ロジットモデルを用いて分析を行っている。

まず、中村・福田 (2008) は Caballero *et.al* (2008) を参考にゾンビ企業を識別した。その上で、どのような企業に変容していったのかを4つに分類する。ゾンビ企業のまま変化しなかった企業を基準とし、健全企業に復活した企業、非法的整理を行った企業、法的整理を行った企業に分類した。リストラストラクチャーや大幅な債権放棄が有効であることが分かった。

4.3.3 個々のゾンビ企業が温存する要因の実証分析

中村・福田 (2008) の参考にロジスティック回帰を行った。Asplund and Nock (2006) 2章で行ったゾンビ企業の判定に基づいて、ゾンビダミーを被説明変数として企業の創業年数、企業の創業年数の2乗、ハーフィンダール指数、規制に関する指標としてOECDによる外資規制の度合いの指標、経済産業省のJIPデータベース2012に掲載されている各産業に対する補助金の総額、within effect、between effect、covariance effect、exit effect を変数として回帰を行った。回帰結果は以下の表4-4、表4-5のようになった。ゾンビ企業の分類はCaballero *et.al* (2008) とWACCの方法を両方行った。

表 4-4 ロジスティック回帰による個々のゾンビ企業が温存する実証結果(製造業)

Caballero			WACC		
z	Coef.	z	zw	Coef.	z
<i>age</i>	0.001343	0.627	<i>age</i>	0.013775	0***
<i>age2</i>	1.55E-07	0.96	<i>age2</i>	-1.7E-05	0.076

<i>hhi</i>	-1.9E-05	0.044	<i>hhi</i>	-8.10E-06	0.411
<i>fid</i>	1.833385	0.18	<i>fid</i>	1.363198	0.339
<i>sub</i>	-1.66E-08	0.801	<i>sub</i>	1.09E-06	0***
<i>Within</i>	5.524854	0.002***	<i>Within</i>	1.287374	0.515
<i>between</i>	-4.03979	0.169	<i>between</i>	4.222208	0.273
<i>covariance</i>	-14.5525	0.132	<i>covariance</i>	10.5441	0.379
<i>exit</i>	-276.493	0.81	<i>exit</i>	-1088.55	0.555
Constant	-1.4502	0***	Constant	-4.02912	0***
Obs.	2264		Obs.	2264	
Pseudo-R2	0.0079		Pseudo-R2	0.1318	
Log likelihood	-1115.9		Log likelihood	-861.015	
LR chi2(9)	17.85		LR chi2(9)	261.35	
Prob > chi2	0.037		Prob > chi2	0	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

製造業の回帰結果は表 4-4 のようになった。Caballero *et.al* による分類法では、有意になる値があまりない。一方 WACC に関しては、年齢、補助金が 5% 有意を満たしている。年齢と補助金が上がるとゾンビ企業になる可能性が高まると言える。

表 4-5 ロジスティック回帰による個々のゾンビ企業が温存する実証結果(非製造業)

Caballero			WACC		
<i>z</i>	Coef.	<i>z</i>	<i>zw</i>	Coef.	<i>z</i>
<i>age</i>	0.048082	0***	<i>age</i>	0.042594	0***
<i>age2</i>	-0.00028	0***	<i>age2</i>	-0.00032	0***
<i>hhi</i>	2.24E-05	0.004***	<i>hhi</i>	1.02E-05	0.113
<i>fid</i>	-0.43337	0.752	<i>fid</i>	-1.34182	0.36
<i>sub</i>	-3.48E-08	0.94	<i>sub</i>	2.51E-06	0***
<i>Within</i>	1.116337	0.607	<i>Within</i>	3.020251	0.176
<i>between</i>	4.824544	0.016**	<i>between</i>	5.488074	0.004***
<i>covariance</i>	-16.1716	0***	<i>covariance</i>	-13.2185	0.001***

<i>exit</i>	-5.23541	0.013***	<i>exit</i>	-9.93792	0.001***
Constant	-0.95342	0***	Constant	-1.72365	0***
Obs.	2316		Obs.	2316	
Pseudo-R2	0.0961		Pseudo-R2	0.0809	
Log likelihood	-1444.82		Log likelihood	-1430.97	
LR chi2(9)	307.33		LR chi2(9)	251.84	
Prob > chi2	0		Prob > chi2	0	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

一方非製造業は表 4-5 のようになった。両方の分類法で共通して 5%有意水準で企業年齢と補助金の増加はゾンビ企業の増大をもたらしていることが分かる。Caballero *et.al* (2008) による分類では、ハーフィンダール指数の増大がゾンビ企業の増加を招いていることが分かった。

製造業・非製造業両方に共通して規制の度合いの係数は有意ではなかった。ただ、補助金によってゾンビ企業が増大することが分かった。

4.3.4 無形資産や IT 投資はどのような影響を与えるか

最後に第 1 章でも指摘した通り、無形資産や IT 投資が生産性に与える影響は大きい。そこで、無形資産や IT 投資が産業内のゾンビ企業の比率にどのような影響を与えているのかを検討する。

ゾンビ企業が製造業や非製造業のそれぞれの産業区分において、無形資産と IT 投資がどのようにゾンビ企業の比率に影響を有するのかを分析する。

被説明変数にゾンビ企業の比率を用いる。説明変数には OECD の外資規制の指標、1 期前の名目資本ストック、1 期前の IT 資本ストック、補助金、within effect、between effect、covariance effect、exit effect を変数として回帰を行った。製造業の回帰結果が表 4-6、非製造業の回帰結果が表 4-7 にまとめた。

表 4-6 最小 2 乗法による産業内のゾンビ企業が温存する要因分析結果（製造業）

Caballero			WACC		
$zratio_{ijt}$	Coef.	t	$zratio_{ijt}$	Coef.	t
fid_{ijt}	-0.00035	0.204	fid_{ijt}	-0.00035	0.204

it_{ijt-1}	0.005121	0***	it_{ijt-1}	0.005121	0***
ia_{ijt}	0.000201	0.455	ia_{ijt}	0.000201	0.455
<i>sub</i>	-2.00E-09	0***	<i>sub</i>	-2.00E-09	0***
<i>Within</i>	-0.00015	0.481	<i>Within</i>	-0.00015	0.481
<i>between</i>	0.000418	0.223	<i>between</i>	0.000418	0.223
<i>covariance</i>	0.001286	0.24	<i>covariance</i>	0.001286	0.24
<i>exit</i>	-0.03216	0.818	<i>exit</i>	-0.03216	0.818
Constant	0.201057	0***	Constant	0.201057	0***
Obs.	2318		Obs.	2318	
Adjust-R2	0.991		Adjust-R2	0.991	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

製造業の回帰結果は IT 資本と補助金の係数が 5%有意水準で正の値を示し、IT 資本の増大がゾンビ企業の増大をもたらしている。そのほかの値はあまり有意に出なかった。

表 4-7 最小 2 乗法による産業内のゾンビ企業が温存する要因分析結果（非製造業）

Caballero			WACC		
$zratio_{ijt}$	Coef.	t	$zratio_{ijt}$	Coef.	t
fid_{ijt}	0.014793	0***	fid_{ijt}	0.014793	0***
it_{ijt-1}	-5.63E-09	0***	it_{ijt-1}	-5.63E-09	0***
ia_{ijt}	-9.09E-10	0***	ia_{ijt}	-9.09E-10	0***
<i>sub</i>	8.60E-09	0***	<i>sub</i>	8.60E-09	0***
<i>Within</i>	0.007217	0***	<i>Within</i>	0.007217	0***
<i>between</i>	-0.00041	0.726	<i>between</i>	-0.00041	0.726
<i>covariance</i>	-0.00438	0.12	<i>covariance</i>	-0.00438	0.12
<i>exit</i>	-0.00204	0.179	<i>exit</i>	-0.00204	0.179
Constant	0.51751	0***	Constant	0.51751	0***
Obs.	2318		Obs.	2318	
Adjust-R2	0.991		Adjust-R2	0.991	

有意水準は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ で表している。

一方非製造業に関しては、規制指標、IT資本、無形資産、補助金の係数の値が5%有意を満たしている。深尾(2012)が指摘しているように、製造業においてはIT資本の蓄積は進んでいるが、非製造業においてはIT資本の蓄積、IT資本の蓄積を促す無形資産の蓄積が進んでいない。こうした資本の蓄積が産業内の生産性を引き上げる余地を与えられと考えられる。

第5章 結論

本章では、本論文での議論を振り返る。分析手法と実証分析の2点を改めて概観する。

第1に本論文で行った分析手法を検討する。本論文の分析の骨格はゾンビ企業の区分、生産関数の推計、TFPの算出、TFP成長率の分解である。

まず、第2章で何を持ってゾンビ企業とするのか判別に当たっては、Caballero *et.al* (2008)を参考にしたが、その基準をどのようにするのかは、恣意性が残る。実際、ゾンビ企業が産業の総資産に占める資産の割合を算出したが、歪みが出ていると言える。筆者の工夫として、株主資本コストを加味して、企業の利払い能力を計測したが、歪みは少ししか改善しなかったと言える。深尾(2012)が指摘するように、Caballero *et.al* (2008)のゾンビ企業の識別に基づく産業の低生産性の議論は、必ずしも日本の産業構造の実態を正確に描写しているとは言えない可能性がある。ただし、Caballero *et.al* (2008)が提示したゾンビ企業の定義は、低生産性を企業の利払い能力から図るというある種のベンチマークとしての意義があると筆者は考える。

第3章では生産関数の推計とTFPの算出を行った。製造業生産関数の推計において、コブ・ダグラス型の生産関数の収穫一定の仮定に忠実な係数が推計できた。しかし、非製造業の生産関数の推計は資本の係数が著しく小さいなど歪みがあった。これは、推計に当たって、製造業・非製造業という大雑把な分類を行った結果、個々の産業の特徴に着眼した推計ができなかったことが一因に挙げられるだろう。特に、非製造業の中でも資本多く依存する企業・産業もあることも考慮すべきであった。TFPの算出においても、こうした生産関数の推計の歪みが加わっている可能性がある。ただし、生産関数の推計に当たっては、内生性の問題やサンプルセレクションの問題を解消するために、Olley and Pakes (1996)の手法を用いたため、有意な係数が得られた。

第2に、4章以降の実証分析を振り返る。この章では、ゾンビ企業が産業の生産性に与える影響と何がゾンビ企業を増やす要因なのかを分析した。ゾンビ企業の存在が産業の生産性に悪影響を与えているのは、Caballero *et.al* (2008)が指摘している通りの実証結果になった。また、ロジスティック回帰によるゾンビ企業が温存する原因の分析では、年齢の高くなるほど、産業に対する補助金が多くなるほどゾンビ企業になる可能性が高まることが分かった。TFPの上昇の妨げになっている考えられる規制に関する効果は有意な値は出なかった。そして、深尾(2012)がTFPの上昇に不可欠だと強調しているIT資本や無形資産に関する分析も行った。製造業と比べて非製造

業において、IT 資本の充実、その IT 技術に関する教育等も含めた無形資産の充実がゾンビ企業の割合を減らす効果があるという結果が出た。

3 章での TFP 成長率の分解でも指摘したように、日本企業はシェアの拡大による生産性 TFP の上昇が顕著であった。製造業における資源配分の変化や企業自身の技術革新や生産性向上による効果は薄かった。しかし、4 章でも指摘したように、特に非製造業においては、IT 資本や無形資産の充実は TFP 成長率の引き上げに寄与する可能性が高いと考えられる。深尾（2012）も指摘するように、特に無形資産の充実は企業組織の改編にもつながるので、非常に困難な課題であると言える。しかし、こうした課題に取り組んでいくことこそが、日本企業や産業の生産性を引き上げることにつながると考えられる。

最後に、今回の分析では規制に関する分析が十分ではなかった。やはり、松浦他（2008）が指摘するように、規制と生産性の分析は個別産業のイベントスタディーが主流である。もちろん、現実の競争政策においてはこうした分析を行うことが重要であるが、もう少しマクロ的な視点から資源配分の変化と規制の関係を分析が要請されるのではないかと考える。

参考文献

- 中村純一・福田慎一 (2008), 「いわゆる「ゾンビ企業」はいかにして健全化したのか」
経済経営研究 28 巻.
- 松浦寿幸・早川和夫・加藤雅俊 (2008), 「ミクロ・データによる生産性分析の研究動
向」RIETI Policy Discussion Paper Series 08-p-007.
- 深尾京司 (2012), 『「失われた 20 年」と日本経済—構造的な原因と再生への原動力の解
明』日本経済新聞社.
- Akerberg, D., C. L. Benkard, S. Berry and A. Pakes, (2007), “Econometric Tools
for Analyzing Market Outcomes”, in J. J. Heckman and E. E. Leamer
(eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol6A, North Holland, 4205-4233.
- Asplund, M and V. Nocke,(2006), “Firm Turnover in Imperfectly Competitive
Market”, *Review of Economic Studies*, **73**, 295-327.
- Caballero, R. J., T. Hoshi and A. K. Kashyap, (2008), “Zombie Lending and
Depressed Restructuring in Japan”, *American Economic Review*, **98**,
1943-1977.
- 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. Syverson, (2008) ,“Reallocation, Firm Turnover,
and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?” *American
Economic Review*, **98**, 394-425.
- 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**,195-228.
- Miles, J. A. and J. R. Ezzell, (1980). "The weighted average cost of capital, perfect
capital markets and project life: a clarification". *Journal of
Financial and Quantitative Analysis* **15**, 719–730.
- Olley, G. S., and A. Pakes, (1996), “The Dynamics of Productivity in the
Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, **64**, 1263-1297.
- Sharpe, W. F., (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under

conditions of risk, *Journal of Finance*, **19**, 425-442.

OECD FDI Regulatory Restrictiveness Index

<http://www.oecd.org/daf/internationalinvestment/guidelinesformultinationalenterprises/fdiindex.htm>

JIP データベース 2012 <http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2012/index.html>

東京証券取引所 <http://www.tse.or.jp/>

日経 NEEDS

あとがき

2年間の研究会の集大成としての卒業論文。おそらく、私のテーマは今までの（そして同期の）卒論と比較して奇をてらっているように見える。個人的な思いは、今まで勉強してきた産業組織論と現実の日本経済の課題と結びつけて取り組みたいということである。ただ、いささか迂遠なテーマを立てたと作業をやり続けていくうちに思った。そしてこんなことを分析することに意味があるのかとも思った。

しかし、実証分析を行う時期から、日々のニュースで学者や政治家の経済論争の報に触れるにつけて、自分の問題意識が改めて思いかいされた。利根的な対応ではなく、本質的に何が重要なのかを議論しないと、本当の意味で豊かな経済社会を維持していくことができない。そういう思いから卒論に取り組んだ。もちろん、私の分析は粗雑な部分も多い。ただ、何が「議論の本位」なのかという問いには答えられたのではないかと思う。

経済学は役に立たない。学者の意見なんて机上の空論だ。そんな意見が世間にはあるが、私はそうは思わない。もちろん、経済学は森羅万象を解明する学問ではないが、経済学に基づく真摯な思考はきっと問題解決の糸口を与えてくれるはずだ。なぜ、経済学を学ぶのか（或いは学んだのか）と問われるならば、私は一つ判断基準を持つためだと答える。直接日々の仕事や生活には役には立たないかもしれないが、我々の経済社会の豊かさあるべき姿とは何かを追求するには経済学は非常に有効なツールであると考えている。

2年間、産業組織論をつうじて、そうした経済学の考え方を学ぶことができたことは自分の財産になった。まず、研究会でさまざまな機会を与えて下さった、担当教授の石橋孝次先生には深く御礼申し上げたい。そして、一緒に歩んできた同期の仲間にも感謝したい。ありがとうございました。

最後に、ろくに親孝行しない愚息の大学生活を黙って見守った両親に対して感謝を述べて、筆を置くことにしたい。