

Title	「失われた20年」における企業行動に関する実証研究
Author(s)	今井, 健太郎
Citation	大阪大学, 2017, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/61462
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

博士論文

「失われた 20 年」における
企業行動に関する実証研究

2016

今井健太郎

大阪大学大学院経済学研究科

謝辞

これまでわたくしは多くの方々に支えられ、研究を行い、今回本博士論文を執筆することができました。

中でも指導教官である小川一夫大阪大学社会経済研究所教授から、本博士論文の主査になっていただくのと同時に、これまでの論文作成の際に多くの助言とアドバイスをいただき、さらに、わたくしが研究者として必要な経済学の知識と能力を身に着けるための基盤を作っていただきました。そればかりでなく、わたくしを常に温かい目で見守って下さり、伸び伸びと研究を行うことを許して下さいました。特に本博士論文の第1章と第2章の研究は、小川一夫先生から Fukuda and Nakamura(2011)の基となった論文を紹介していただいたことと、中小企業の研究を行ったらどうかというアドバイスをいただいたことが研究のきっかけになり、その結果思いもよらない大きな業績を上げることができました。記して感謝申し上げます。

同時に今回本博士論文の副査として谷崎久志大阪大学大学院経済学研究科教授、福田祐一大阪大学大学院経済学研究科教授になっていただきました。谷崎教授とは公私にわたるお付き合いをさせていただき、福田教授には私の修士論文の副査にもなっていただき多くのアドバイスをいただきました。加えて感謝申し上げます。

また多くの小川一夫教授ゼミメンバーやゼミ出身者の研究者、岡村和明広島修道大学経済科学部教授、万軍民福岡大学経済学部教授、田中孝憲関西大学商学部准教授、蟹雅代帝塚山大学経済学部准教授、岡田多恵氏、冨塚学氏、内木栄莉子同志社大学経済学部助教授、竹端克利氏などからもゼミや研究会などで、研究や経済学の学習において多くのアドバイスと助力をいただきました。中でも田中孝憲氏からは仕事の遅いわたくしに対し、常に叱咤激励を多くいただきました。また冨塚学氏とは公私にわたって多くのおつきあいをさせていただきました。重ねて感謝申し上げます。

また神戸大学大学院経済学研究科の博士前期課程において、指導教官である地主敏樹神戸大学大学院経済学研究科教授に温かい指導をいただきました。そのみならずわたくしのこれまでの大阪大学での研究においても、常に温かく見守って下さりました。このほかにも神戸大学大学院時代には石垣健一神戸大学経済経営研究所名誉教授、羽森茂之神戸大学大学院経済学研究科教授、宮尾龍蔵東京大学大学院経済学研究科教授の下で学ばせていただきました。記して感謝申し上げます。

そして山口大学の学部学生時代に中村保神戸大学大学院経済学研究科教授の下で学ぶことができ、その結果経済学者になることと大学院への進学を薦めていただいたことで、わたくしが研究者になる道筋を示していただきました。もし中村先生に神戸大学大学院への進学を進めて頂けなかったら経済学研究者になることはまずなかったでしょう。加えて感謝申し上げます。

故安部一成山口大学経済学部名誉教授からは何度もご自宅にわたくしを招いていただき、博士号をとるようにとの叱咤激励を何度もいただき、さらに研究者としても心構えやアド

ヴァイス、さらには多くの知識を教えてくださいました。心より感謝いたします。

また所属ゼミ以外では、本博士論文第 3 章の研究において、大竹文雄大阪大学社会経済研究所教授と奥平寛子岡山大学社会文化科学研究科准教授およびその他の大竹文雄教授ゼミメンバーからも貴重な意見を賜りました。重ねて感謝申し上げます。

また本博士論文第 2 章の研究はわたくしの学部時代の母校、山口大学においての日本金融学会での発表が基になりましたが、その際兵藤隆山口大学経済学部教授より討論者として有益なコメントをいただきました。感謝申し上げます。

さらに本博士論文の第 1 章は *Journal of the Japanese and International Economies* に発表した論文が、第 2 章は神戸大学の国民経済雑誌に査読論文として発表した論文が、第 3 章は大阪市立大学の経済学雑誌に発表した査読論文が基となっておりますが、その際各雑誌匿名レフェリーより多くのアドバイスをいただいたことにより、論文を大きく改善させることができました。中でも国民経済雑誌レフェリーからは、私が論文を投稿してからすぐにレフェリーコメントを送っていただいたのみならず、すぐに論文を掲載させていただくことを決定して下さいました。各雑誌匿名レフェリーに対し感謝申し上げます。

またこのほかに多くの大阪大学の教員からも公私にわたってわたくしを支えていただきました。伴金美大阪大学大学院経済学研究科名誉教授からは修士論文の副査になっていただいたのみならず、わたくしが精神的に少し参っていた時に、わたくしを支えてくれ同時に温かなアドバイスをいただきました。さらに竹内恵行大阪大学大学院経済学研究科准教授からも多くのアドバイスと知識をいただきました。筒井義郎大阪大学社会経済研究所名誉教授とは MEW などの研究会でご一緒させていただき、多くの知見を得ることができました。記して感謝申し上げます。

さらに大阪大学での研究において、多くの畏友に恵まれたことは望外の喜びであります。中でも高阪勇毅福山大学経済学部講師とは公私にわたり多くのおつきあいをさせていただくことになりました。感謝いたします。

同時に神戸大学時代のゼミメンバーからは特に小塚匡文流通科学大学経済学部准教授と研究ばかりでなく私的なお付き合いをさせていただくことになりました。加えて感謝いたします。

このほかにも学会発表させていただいた論文を基に、論文を作成してまいりましたが、多くの方々より学会において貴重で有益なアドバイスをいただきました。感謝申し上げます。

最後に、故郷山口で自営業を営み活躍する父今井徹也と母やよいに対し心から最大の感謝を申し上げます。わたくしが銀行を 1 年ばかりでやめてもう一度大学院で学びなおしたいというわがままを受け入れていただき、のみならず決して裕福とは言えない家庭環境にもかかわらず、物心ともにわたくしの大学院生活を支えて下さらなかったら、大学院生活を続けることは不可能でした。両親のおかげで何とか博士論文を執筆できたといっても過言ではありません。もう一度心よりお礼申し上げます。

目次

序章.....	1
第1章 日本におけるゾンビ中小企業のパネル研究：その識別と借入・投資行動.....	5
1.1.はじめに.....	5
1.2.中小企業の借入行動と投資行動の文献レビュー.....	6
1.3.ゾンビ中小企業の特定と評価：新しいアプローチ.....	7
1.3.1.ゾンビ企業識別の文献レビュー.....	7
1.3.2.ゾンビ中小企業の特定と推計.....	8
1.4.中小企業の借入と投資行動のモデル.....	13
1.4.1.借入関数の特定化.....	13
1.4.2 投資関数の特定.....	14
1.5.記述統計量.....	15
1.6. 推定結果.....	16
1.6.1.基本的な推定結果.....	16
1.6.2 推定結果の頑健性.....	18
1.7.結論.....	21
付録.....	22
第2章 ゾンビ中小企業と生産性.....	25
2.1. はじめに.....	25
2.2. 資源配分と生産性に関する先行研究.....	26
2.3. ゾンビ企業の発生要因.....	27
2.4. 推定モデルと記述統計.....	28
2.5. 推定結果.....	29
2.5.1 金融を除く全産業の分析.....	29
2.5.2 製造業のみによる分析.....	31
2.6. 結論と今後の課題.....	32
付録.....	34
第3章 臨時従業員比率と企業パフォーマンス.....	35
3.1. はじめに.....	35
3.2. 臨時従業員の雇用と企業行動：理論的考察.....	36
3.3. 臨時従業員の雇用と企業行動：実証的考察.....	37
3.4. 使用データと記述統計.....	39
3.4.1 臨時従業員比率の作成方法と記述統計.....	40

3.4.2. 生産性指標の作成方法と記述統計.....	41
3.4.3. その他の使用変数の作成方法と記述統計.....	42
3.5. 臨時従業員比率と企業パフォーマンスの関連：実証分析.....	43
3.5.1. 臨時従業員比率と生産性の関連.....	43
3.5.2. 臨時従業員比率と利益率の関連.....	45
3.6. 結論と今後の課題.....	47
付録.....	48
第 4 章 日本において中小企業パフォーマンスはどのように賃金に反映されるの か?.....	49
4.1. はじめに.....	49
4.2. 先行研究.....	50
4.3. 推定モデルと記述統計.....	52
4.4. 推定結果.....	55
4.5. 結論と今後の課題.....	60
付録.....	61
参考文献.....	63

序章

本博士論文においては、日本経済のいわゆる「失われた 20 年」において、特に深刻であった金融部門と労働部門で起きた諸問題について、企業マイクロデータを用いて計量経済学的手法を用いた多面的な分析を行う。

「失われた 20 年」において、日本の銀行部門は多くの不良債権を抱え貸出機能が低下し、いわゆる「貸し渋り」と呼ばれる現象が生じた。と同時に、バブルによって失敗した上場建設・不動産・ノンバンク業などに対してはさらなる貸出をすることで、表面上破綻していないように見せかける「追い貸し」も発生した。この結果本来退出するべきにも関わらずメインバンクの支援で生きながらえている「ゾンビ企業」が発生し、それが存在し続けることで不良債権問題の解決が遅れた。

さらにこの期間、不良債権問題の処理が遅れることで、景気は悪化し、労働市場においては失業率が上昇し、企業は賃金のかかる正規雇用を減らし非正規雇用を増やし、賃金も下落し、日本国民の厚生が大きく損なわれるという事態も発生した。そしてこの期間日本において生産性の上昇が低迷したのではないかという議論もなされ、中にはこれが長期停滞の原因であるとする Hayashi and Prescott(2002)による研究も提示されることとなった。のちに本博士論文で示すが、生産性上昇の低迷の原因として非正規雇用の増大、不良企業への「追い貸し」が挙げられることをも示す。

本博士論文においてはこのような問題意識に鑑み、失われた 20 年において生じた「追い貸し」「ゾンビ企業」の問題、そしてそれによって引き起こされた信用収縮と GDP 成長率の鈍化と景気悪化が生んだ非正規雇用の増大と生産性低迷と賃金の下落の関係について、企業サイドのデータから研究するのが目的である。そしてこれらの問題における経済政策に知見を与え、これらの問題が解決するような議論を展開できれば望外の喜びである。

まず「追い貸し」、「ゾンビ企業」の問題について、中小企業に的を絞って分析したのが第 1 章と第 2 章の研究である。「追い貸し」、「ゾンビ企業」の問題について、大企業について分析した研究は多くあるものの、中小企業のマイクロデータを用いて、このような問題が発生したか分析した研究はあまり存在しなかったといっていよい。

第 1 章「日本におけるゾンビ中小企業のパネル研究：その識別、借入・投資行動」は、北海道大学で 2012 年に行われた日本経済学会春季大会で発表した、「中小企業にゾンビは存在したのか?パネルデータによるゾンビ企業の識別と借入・設備投資行動」、を大幅に加筆修正英文化し、A Panel Study of Zombie SMEs in Japan: Identification, Borrowing and Investment Behavior の題目で 2016 年 3 月に Journal of the Japanese and International Economies に筆者が発表した論文が基となっている。

この第 1 章において、Fukuda and Nakamura(2011)によって利用された手法を用いてゾンビ中小企業を識別し、そのゾンビ中小企業を「FN ゾンビ」とし、さらにその手法を応用した手法で「FN ゾンビ」よりも保守的に見積もった「Modified FN ゾンビ」として識別し、そのゾンビ企業に関する分析を行う。その結果 1999 年から 2008 年にかけて、日本におい

でも中小企業にも本来利払すら出来ない収益構造にも拘らず、恐らくそのメインバンクの支援で生きながらえている「FN ゾンビ企業」が4%~13%存在することを示す。中でもこれは資本金1千万円未満の零細企業に顕著であり、FN ゾンビ比率は12%から26%にも及び、Modified FN ゾンビですら7%から19%にまで及ぶことを提示する。

これはこれまで「日本の失われた20年」において、中小企業においては貸し渋りのみが問題であり、「追い貸し」「ゾンビ企業」はほとんど存在しないであろうという見解に大きな修正を与える。

同時にその「ゾンビ中小企業」の借入・投資関数を計量経済学的手法によって推定する。その結果、ゾンビ中小企業の負債・資産比率は中小企業全体のそれに比べ高く、低下傾向を示さず、過剰負債に喘いでいたことが分かる。さらにゾンビ中小企業への銀行貸出は企業保有土地価値を反映していなかったこと、つまり土地担保価値に見合わない融資が行われたことをも示す。また全企業においては土地・借入比率がほぼ100%であったもの、ゾンビ中小企業のそれは約60%であり、ゾンビ中小企業は土地担保価値に見合わない融資を受けたことが分かる。そして銀行貸出が有意にプラスの影響を設備投資に与えていたこと、同時にTobin's qが設備投資に有意な影響を与えなかったことより、ゾンビ中小企業への追い貸しは非効率な収益性の低い設備投資を導いたことが示唆される。このことから、ゾンビ企業の設備投資が、生産性を高める効果を持っていたかどうか分析する必要が発生する。

この第1章の分析結果を受け継ぎ、ゾンビ中小企業の実産性に関して分析したのが、第2章「ゾンビ企業と生産性」であり、山口大学において行われた2014年の日本金融学会秋季大会に、同名論文を学会発表したのち加筆修正し、神戸大学の「国民経済雑誌」に筆者が同名論文を査読論文として発表した研究が基となっている。

この第2章において中小企業全体では推定期間中、付加価値労働生産性の伸び率が上昇傾向にあるものの、ゾンビ中小企業のそれはマイナス傾向であることが分かる。さらに第1章の予想通り、ゾンビ中小企業の設備投資は、FN ゾンビの場合、生産性の伸びを低めてしまうか、もしくはModified FN ゾンビの場合生産性に有意な影響を与えないことが分かり、少なくとも生産性を高める効果を持たなかったことを示す。この結果は製造業に限った分析でも同様である。Hayashi and Prescott(2002)以降、日本において生産性の上昇率が近年低下したとする研究がなされるようになったが、この研究からその理由としてゾンビ中小企業が存在すること、同時に、ゾンビ中小企業への追い貸しが生産性を少なくとも高めない投資を導いたことによる資源配分のミスアロケーションが考えられることに言及する。

さらに同章において、何故ゾンビ企業が発生するのか、つまり資金回収の見込みがないのにも関わらず、銀行はその企業を清算せず、追い貸しするのか、しかもそれが資本金1千万円未満の零細企業と資本金10億円以上の大企業に多く見られるのか、櫻川(2002)・小林・加藤(2001)の研究を基に理論的考察を行う。

第3章と第4章は、日本の失われた20年における労働に関する問題を取り扱った研究である。

日本の失われた 20 年において金融部門によって引き起こされた追い貸し・ゾンビ企業の発生、貸し渋りによって、信用収縮が起き、その結果日本の GDP の伸びが鈍化し、景気が悪化したことは否めない。そしてその不況の結果、最も深刻な影響を受けたのが労働部門であろう。労働部門において大きな失業が発生したことと、景気の悪化で企業が正規雇用を減らし非正規雇用を大幅に増やしたこと、それによって被雇用者や労働者の収入が下がり、個人レベルでの経済的厚生が悪化したという指摘は多くの識者から指摘され、同時にこの議論は一般大衆をも巻き込んで感情的な議論をも巻き起こした。

さらに Hayashi and Prescott(2002)などによって述べられたような、近年の日本経済の生産性上昇の低迷も、日本の失われた 20 年を考察するうえで、考慮せねばならない事実であろう。そしてその生産性上昇の低迷が、労働部門とどのような関係にあるのか分析しなければならない。

そのため第 3 章では上場製造業の非正規雇用と生産性などに関する研究を、第 4 章では第 1 章と第 2 章とで使用した同じデータセットを用い、中小企業の生産性と賃金に関して分析を行う。

第 3 章は「臨時従業員比率と企業パフォーマンス」であり、関西学院大学での 2010 年日本経済学会秋季大会で「臨時従業員比率と企業パフォーマンス、およびその行動」として学会発表した論文を、大幅に加筆修正し、大阪市立大学の経済学雑誌に「臨時従業員比率と企業パフォーマンス」として査読論文として発表した論文が基になっている。

企業パフォーマンスに臨時従業員比率がどのように影響を与えたか分析するのは、もし臨時従業員を正規化することで企業のパフォーマンスが上昇するのなら、それを推し進める政策によって、非正規雇用を減らし国民の厚生を高めることが可能になるかもしれないと考えるからである。

この第 3 章において、2004 年から 2008 年にかけて、上場製造業の臨時従業員比率は個々の企業レベルでもほとんど変化していないことが示される。同時に上場製造業の臨時従業員比率は、その TFP 変化率に対して、有意にマイナスの影響を与えていることが分かる。同時に上場製造業の臨時従業員比率は、売上高営業利益率・売上高経常利益率に対し有意な影響を与えていなかったことをも示される。この解釈として第 3 章において、臨時従業員が増えることで熟練していない労働者が増え、同時に労働者の企業に対する忠誠心が下がることに言及している。

このことは上場製造業が人件費を抑制しようとして従業員を非正規化しても、売上高営業利益率や売上高経常利益率を改善させることができず、しかもその結果生産性を押し下げてしまうことを示している。同時にこの結果は、製造業企業が臨時従業員を社内教育して正規雇用化し、それによって企業に対する忠誠心を高めることによって、当該企業の利潤を損なわず、生産性を上昇させる可能性が大いにあることを示している。

第 4 章は「日本において中小企業パフォーマンスはどのように賃金に反映されるのか?」であり、早稲田大学での 2016 年の日本経済学会秋季大会で発表した「日本において企業パ

パフォーマンスはどのように賃金に反映されるのか?」を大幅に加筆修正した研究であり、名目賃金伸び率関数を推定する。このような研究を行うのは、失われた 20 年における生産性上昇の低迷などが、賃金の伸びに対しどのような影響を与えているのか研究することにより、国民の厚生を分析する必要があると考えるためである。

この第 4 章において、まず資本金 10 億円未満の製造業・卸小売業・建設業に的を絞り、中間投入を含めた生産関数を推定し、そこから TFP 伸び率を求めた。さらに稼働済み資本ストック伸び率、CPI 伸び率、負債資産比率なども求め、これらが名目賃金伸び率にどのような影響を与えているのか分析する。

記述統計から、TFP 変化率が 3 業種ともに 2001 年から 2008 年にかけてマイナス傾向であることを示す。このことは失われた 20 年のこの期間において、この 3 業種においては生産性を高めることができなかったことがわかる。

そして推定結果より、3 業種ともに TFP 変化率は名目賃金伸び率に対しプラスで有意な影響を与えていることが分かる。これは諸外国にて行われた先行研究の結果とも一致する。記述統計で得られた結果とこのことを重ねて考えると、失われた 20 年において中小製造・卸小売業・建設業の生産性変化が低迷ないし下落したことが、賃金の下落という形で還元されてしまったことを意味する。

このように本博士論文では、これまで発表・公刊した論文をもとに、日本の失われた 20 年の諸問題に関する新たな知見を提示する。その結果、ゾンビ中小企業の問題を含む資源配分のミスアロケーション、非正規雇用の増大、賃金の下落そして生産性上昇の低迷の間の関連、といった現代の日本経済が抱える諸問題の議論が触発され、解決の一助になれば望外の喜びである。

第1章 日本におけるゾンビ中小企業のパネル研究： その識別と借入・投資行動

(要旨)

1999年から2008年にかけての中小企業パネルデータセットを用い、日本の中小・中堅企業においてゾンビ企業がどれだけ存在したのか、またその借入・投資行動を推定した。その結果1999-2008年において中小企業のうち4%-13%がゾンビ企業であることを見出した。また、借入関数の推定結果から、ゾンビ中小企業は追い貸しによって土地価値の変化に対応して貸出を変化させなかったことを、明らかにした。また限界の q で計られた投資の収益性が、ゾンビ企業の投資に正の影響を持っていなかったことも見出した。このことは追い貸しによる投資の増大が必ずしも生産性が高く収益性の高いものではなかったことを示している。

1.1.はじめに

本章において、パネルデータを利用して、ゾンビ中小企業が日本においてどれだけ存在したのか、そしてその借入・投資行動を研究する。利用するデータセットは、東京商工リサーチによって編集された1998年から2008年にかけての、中小企業の非連結財務諸表のバランスパネルデータセットである。

多くの研究が日本における上場ゾンビ企業を分析してきたが、日本におけるゾンビ中小企業の存在について研究したものは極めて少ない。銀行貸出によるミスアロケーションは追い貸しであると含意されてきた。Caballero et al.(2008)(以後CHK)はゾンビ企業、すなわち本来市場から退出すべきものの、利子減免や追い貸しのような銀行による支援を通して営業し続ける企業の存在が健全企業のパフォーマンスや投資にマイナスの影響を与えたと議論している。CHKはゾンビ企業の存在が日本経済の低迷をもたらしたと結論付けている。Fukuda and Nakamura(2011)(以後FN)では、CHKは彼らのゾンビ企業の定義の中に優良企業が含まれると議論している。よってFNは独特の方法を利用してゾンビ企業を識別している。加えて、FNは、主として上場企業のデータを利用して、これらのほとんどの企業が回復し、破綻を経験しなかったと考えている。しかしながらCHKもFNも上場企業のみ考慮している。

だが、日本経済は主に上場企業よりも中小企業によって支配的に構成されている。¹ 2012年において非1次産業の中で、企業のうち99.7%は中小企業であり、フルタイム労働者のうち62.7%が中小企業によって雇用されている。さらに中小企業は、もっぱら銀行貸

¹ 総務省、経済産業省により報告された2012年の国勢調査を参照。

出に依存し、かつ社債を発行しないため、上場企業よりも銀行部門によってより影響を受ける。

それゆえ、金融部門が中小企業にどのように影響を与えたのか分析することは重要である。これまで CHK と FN によって利用された分析手法を用いて、中小企業ゾンビと追い貸しの存在を検証した研究は存在しない。さらに、マイクロデータを用いて中小企業の借入・投資関数を推定した研究も極めて少ない。特に、ゾンビ中小企業の借入行動や投資行動を調査した研究はない。これらの理由から、我が国のゾンビ中小企業の特徴とその借入行動と投資行動を検証する。

主な研究結果を纏めておこう。2000 年代初めには中小企業のうち無視できないゾンビ企業の割合が見いだされた。特に、2002～2008 年に資本金 1000 万円未満の中小企業のうちゾンビ企業は約 7～20%であった。これは、地方自治体の信用保証制度に起因するものであり、破綻した中小企業の保護につながり、ゾンビ中小企業が増加したためであると考えられる。また、我々はゾンビ企業の借入行動と投資行動を分析した。ゾンビ企業の借入は土地価値の変化に対応していなかった。それは、2000 年代初頭の土地価値の低下が借入に影響を及ぼさなかったことを意味し、中小企業の追い貸しと一致している。同時にゾンビ企業の投資は投資の基本的な収益性である限界 q に対応していないことがわかった。これは、ゾンビ企業による投資が必ずしも収益性または生産性の高いものではないことを示唆している。

本章は次のように構成される。第 2 節では、日本における中小企業の借入行動と投資行動に関するこれまでの研究を概観する。第 3 節では、ゾンビ企業の識別方法について議論し、CHK と FN によって開発された方法を変更することによってゾンビ中小企業が日本にどの程度存在したのか推定する。第 4 節では、推定モデルを提示する。第 5 節では記述統計を示し、第 6 節では推定結果を報告する。第 7 節は結論である。

1.2. 中小企業の借入行動と投資行動の文献レビュー

本節では、近年の日本において中小企業の借入行動と投資行動を扱った先行研究を検討する。多くの研究が近年の日本における企業投資行動について取り組んできた。しかし、銀行貸出の変化とソフトバジェット問題の観点から、中小企業の最近の借入行動や投資行動を調査した研究はない。我々は、銀行の自己資本比率と、銀行貸出による顧客企業の行動に本質的に影響を及ぼす銀行健全性を代理する不良債権比率を考慮する。

Ogawa (2003) は、マイクロデータを用いて企業の投資関数を推定し、金融機関の貸出態度が企業の投資に有意に影響し、金融機関の貸出態度の悪化が中小企業の投資を抑止していることを示している。しかし、銀行の貸出態度は、マイクロデータから構築されたものではなく、銀行が個々の企業に貸し出す意思を表すものではない。

その後の研究では、小川 (2008) はマイクロデータを利用し、銀行の不良債権比率が顧客の中小企業に対する貸出態度に悪影響を及ぼし、その後中小企業の有形固定資産の変動に悪影響を及ぼすことを示している。しかし、この研究では、顧客企業に対する銀行貸出の情報

を利用していない。

Fukuda et al.(2005)は、近年のマイクロデータを利用して中小企業の投資関数を推定している。彼らは、企業の主要銀行の自己資本比率と不良債権比率を採用し、銀行の健全性が顧客の投資に影響を与えていると結論づけている。しかし、この研究では銀行貸出の変化を考慮していない。

以上紹介した研究は、貸し渋りが発生し、中小企業の投資が減少したことを示している。銀行の財務健全性と企業の土地価値は、主要銀行の貸出を通じて企業投資に影響を与えたが、これらの研究では、中小企業のマイクロデータを利用した近年の銀行貸出の直接的な影響は考慮されていない。銀行の健全性は、銀行貸出を通じて顧客企業に影響を及ぼしたであろう。したがって、中小企業のマイクロデータを利用して銀行貸出の変化を含めた借入関数と投資関数を推定することは重要である。

1.3. ゾンビ中小企業の特特定と評価：新しいアプローチ

1.3.1. ゾンビ企業識別の文献レビュー

このセクションでは、ゾンビ企業の識別と *ever-greening* に関するこれまでの研究を概観する。

まず、CHK で開発されたゾンビ企業の識別方法について説明する。CHK 基準は、毎年の企業の最低支払利息として定義され、 $R_{i,t}^*$ は以下のようになる。

$$R_{i,t}^* = rs_t \cdot BS_{i,t-1} + \left(\frac{1}{5} \sum_{j=0}^4 rl_{t-j} \right) \cdot BL_{i,t-1} + \min(rcb_{t-4}, \dots, rcb_t) \cdot Bonds_{i,t-1}^2 \quad (1.1)$$

ここで $BS_{i,t-1}$ 、 $BL_{i,t-1}$ 及び $Bonds_{i,t-1}$ はそれぞれ 短期借入金 (1 年以内)、長期借入金 (1 年以上)、及び社債(転換社債ワラント債含む)であり、企業は i 、年度の終わりを t で表す。 rs_t 、 rl_t 、 $\min(rcb_{t-4}, \dots, rcb_t)$ はそれぞれ t 期における平均短期プライムレート、 t 期における平均長期プライムレート、過去 5 年間の社債の発行実績の最低クーポン率である。

CHK 基準は、企業が行った実際の利子支払いを仮想的下限 $R_{i,t}^*$ と比較する。期首の借入残高合計を ($B_{i,t-1} = BS_{i,t-1} + BL_{i,t-1} + Bonds_{i,t-1} + CP_{i,t-1}$) と定義する。ここで、 $CP_{i,t-1}$ は t 年期首の企業 i のコマーシャル・ペーパー残高を表す。CHK の基準では、もし $(R_{i,t} - R_{i,t}^*)/B_{i,t-1} = r_{i,t} - r_{i,t}^* < 0$ ならその企業をゾンビとして定義する。

しかし、FN は、低金利を受け取っている優良企業は、CHK 基準に従えばゾンビ企業とみなされるかもしれないと警告している。FN によると、企業をゾンビとして条件づけるためには、収益性基準と金融支援基準の両方を満たす必要があるとしている。

EBIT を経常利益+利息費用-受取利息と定義すれば、利払前税引前利益 (EBIT) が最低

² CHK は、前期の転換社債の長期プライムレート、短期プライムレート、クーポンレートを使用している。しかし我々は、当期の金利を採用する。CHK は暦年ごとの財務データと金利をまとめていると仮定しているが、我々は会計年度ごとにデータベースを構築しており、我々は当年度基準期間の金利を使用する。

必要支払利息を下回る場合、収益性基準が成立する。この基本的な考え方は、ある企業が必要最低限の利子を支払うことができない場合、その企業は不良企業であるということである。

企業がCHK基準を満たすか、新規貸付を得ることができる場合には、金融支援基準が適用される。今年度の借入金が前年度の借入金を上回っている場合（長期借入金の閾値は1年）、新規のローンを取得できたことを意味する。企業が最低限必要な利息を支払うことができない、または新しい貸付を受け取った場合、会社は追い貸しを経験していると考えられる。

FNは、上場企業のゾンビ比率が2005年以降低下したと述べており、ほんの数社しか破産宣言していない。したがって、ほとんどの上場ゾンビ企業は、おそらく従業員と資産を縮小することによって回復し、健全な企業となったとしている。

我々はゾンビ企業を特定し、CHKとFNによって開発された方法を利用してゾンビ比率を推定する。しかし、一時的な利益の減少を経験する健全な企業がゾンビとして特定される可能性があるため、FN法も不十分である。従って、我々は、以下に詳細に説明するように、オリジナルのゾンビ識別方法（すなわち、Modified FN法）を考案した。

ここでは、中小企業における追い貸しに取り組んだ先行研究について説明する。

Fukuda et al. (2006)は、日本の非上場企業に追い貸しが存在するかどうかを分析し、負債資産比率が3を上回ると追い貸しが存在すると主張している。少数の企業のみが3を超える比率を示しており、中小企業では追い貸しはほぼ存在しなかったと結論付けている。

Sakai et al. (2010)は、残存企業の期待借入コストが既存企業のそれを下回り、生存企業の予想ROAが既存企業のROAを上回っているため、中小企業間では不自然な選択や追い貸しが発生しないと結論付けている。

しかし、Fukuda (2006)は、借入企業の収益率と債務・資産比率のみを考慮し、他の企業特性を考慮していない。さらに、彼らはゾンビや非ゾンビとして企業を識別していない。Sakai et al. (2010年)は、存続企業と退出企業を比較して、CHKが検討したような退出すべきだが残存しているゾンビ企業については分析していない。

したがって、ゾンビ中小企業について財務諸表を直接利用して識別することが重要であるといえる。

1.3.2. ゾンビ中小企業の特特定と推計

借入・投資関数を推定する前に、まず日本のゾンビ中小企業の数推定する。我々が使用するデータは1998年から2008年までの中小企業4,090社の個別財務諸表のバランスパネルデータセットである。サンプル期間中に存在していた非上場企業の母集団から、東京商工リサーチは、以下のサンプリング方法によってそれらの企業が抽出された³。自己資本が1億円未満の非上場企業については、等確率系統サンプリング法を採用する⁴。自己資本が1

³サンプリングの母集団は非上場企業851,785社である。

⁴等確率系統的サンプリング法は、サンプリングが単純であり、サンプルが非常に小さな非

億円～10 億円の非上場企業については、規模に比例した確率でサンプリングする方式が自己資本の規模に基づいて採用されている。自己資本が 10 億円以上を有する非上場企業はすべて選択されている。本研究では、資本金 10 億円を超える大規模な企業は除外する。また、金融業の企業も除外する。したがって、当社の最終的なサンプル企業数は 2,127 社である。サンプル企業の規模と業種分布を表 1.1 に示す。製造業企業の割合は 27.5%である。資本金が 1,000 万円未満の企業、1,000 万円～1 億円、1 億円～10 億円、10 億円以上の企業の割合は、それぞれ 8.7%、31.5%、50%、9.8%である。

	産業別								合計
	製造業	建設業	運輸業	非製造業		不動産業	サービス業	その他 非製造業	
1千万円未満	56	21	9	62	5	30	18	5	206
1千万円以上1億円未満	163	77	28	334	54	30	41	15	742
1億円以上10億円未満	339	192	51	412	34	52	60	39	1179
10億円以上	90	35	21	21	6	14	27	16	230
合計	648	325	109	829	99	126	146	75	2357

我々は、CHK 基準と FN 基準の両方を利用して、ゾンビ企業を特定する。FN 基準のみを使用した場合、非ゾンビ企業が一時的な利益を減少させた場合、ゾンビ企業ではないと誤認する可能性がある。同様に、ゾンビ企業が一時的な利益増を経験した場合、ゾンビ企業を非ゾンビ企業と誤って識別することがある。

したがって、我々はゾンビ企業を識別するために、以下の Modified FN 収益性基準を採用する（すなわち、本稿では FN 金融支援基準を変更しない）。企業が以下の動学的条件を満たすとき、企業は Modified FN 収益性基準を満たすとする。

$$\sum_{m=0}^T (EBIT_{i,t-m} - R_{i,t-m}^*) < 0 \quad (1.2)$$

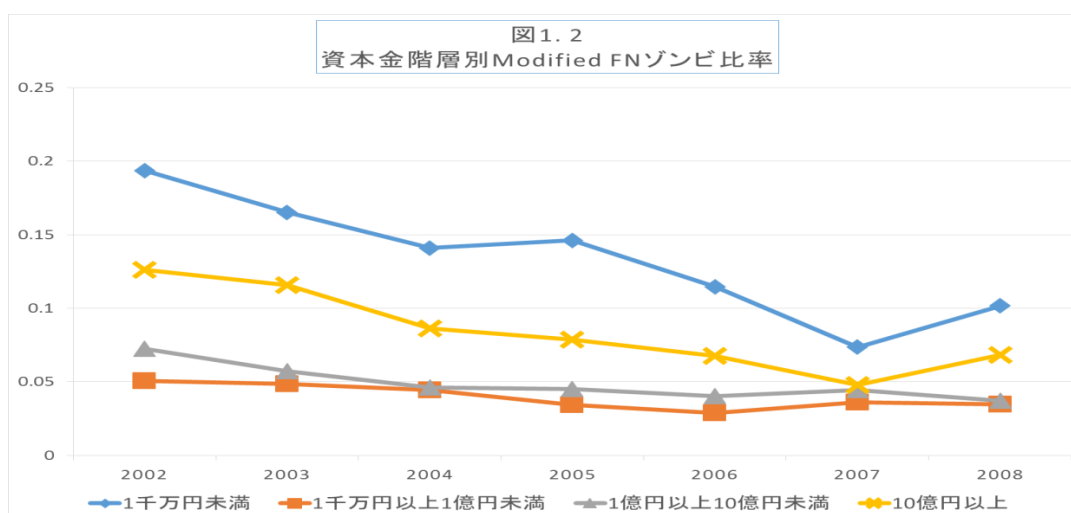
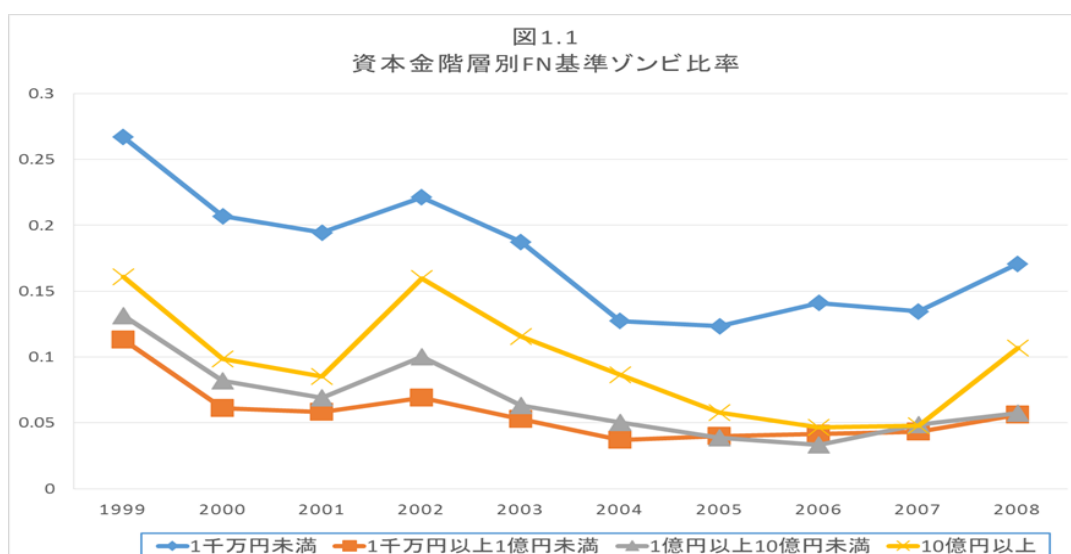
T が 0 に等しいとき、この条件は FN 利益基準に対応することに留意されたい。企業が修正された FN の利益と資金の支援基準（実際の利払いが理論的な最低利払いを下回るか、または新しいローンを獲得できるという CHK の基準）を満たしている場合、それらの企業をゾンビとみなす。

年	CHK's 基準	FN基準 T=0	Modified FN基準								
			T=1	T=2	T=3	T=4	T=5	T=6	T=7	T=8	T=9
1999	0.4170	0.1382
2000	0.3917	0.0866	0.1031
2001	0.4227	0.0782	0.0707	0.0796
2002	0.4271	0.1019	0.0807	0.0731	0.0774
2003	0.4279	0.0728	0.0813	0.0709	0.0657	0.0681
2004	0.4021	0.0539	0.0610	0.0629	0.0553	0.0501	0.0520
2005	0.3929	0.0478	0.0421	0.0473	0.0520	0.0496	0.0435	0.0449	.	.	.
2006	0.4009	0.0476	0.0429	0.0396	0.0443	0.0472	0.0448	0.0420	0.0410	.	.
2007	0.4029	0.0569	0.0470	0.0451	0.0451	0.0428	0.0498	0.0461	0.0442	0.0414	.
2008	0.3740	0.0702	0.0589	0.0499	0.0438	0.0438	0.0433	0.0490	0.0466	0.0433	0.0405
Total	0.4059	0.0755	0.0653	0.0586	0.0548	0.0503	0.0467	0.0455	0.0440	0.0424	0.0405

ゾンビ企業について、CHK、FN、T が 1 年から 9 年まで変化する Modified FN 基準で識上場企業からなる集団をよく表すという利点を有する。

別し、ゾンビ比率を計算する。結果を表 1.2 に示す。CHK 基準を用いると、中小企業の 37%～42%がゾンビ企業である。FN 基準を用いると 1999 年に企業の約 14%がゾンビであるとみなされ、その後ゾンビ比率は低下傾向にある。さらに、T = 3 後のゾンビ比は約 4～7%で安定している。したがって、中小企業が T = 3 の修正 FN 収益性基準と金融支援基準の両方を満たす場合、これらの中小企業は Modified FN 基準によって、ゾンビ企業とみなされる⁵。

表 1.2 のゾンビ企業比率から判断すると、ゾンビ企業を保守的に推定しても、中小企業の 4～7%がゾンビであることが確認できる。この結果は、中小企業の中にほんの少数のゾンビ企業しかいなかったというこれまでの研究とはかなり異なる。図 1.1～1.4 は、FN と Modified FN 基準のゾンビ企業比率を産業別および自己資本階層別に比較している。



⁵ 以降のセクションでは、FN ゾンビ企業を特定する際の T の選択にかかわらず、借入金と投資関数の推定結果は変わらないことが示される。従って、我々は T = 3 に対して修正された FN ゾンビ企業のみを提示する。

図 1.1 は FN ゾンビ比率を自己資本階層ごとに示し、図 1.2 は Modified FN ゾンビ比率を自己資本階層ごとに示している。これらの数字は、中小企業の中に 1000 万円未満で多くのゾンビ企業が存在することを示している。資本金 1000 万円未満の中小企業の 7%から 20%は Modified FN ゾンビ基準によるゾンビ企業であった。Modified FN ゾンビ基準を使用すると、資本金 1,000 万~1 億円のゾンビ中小企業の割合は約 4%である。さらに、資本金 1 億円から 10 億円のゾンビ中小企業の割合は 4%~7%の範囲にある。これらの割合は比較的 low、似たような値を持つ。さらに、Modified FN 基準を用いると、資本金 10 億円以上のゾンビ企業の割合は 4%-13%の範囲にある。これらの大企業のゾンビ比率は比較的高かった。

興味深いことに、上の結果は、追い貸しが中小企業でさえも起こっていることを示している。したがって、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合（地方金融機関と呼ばれる）が顧客企業を保護した可能性があることを示唆している。また、地方自治体の信用保証制度は、地域の中小企業を保護していたであろう。Hoshi and Kashyap (2010) は、政府が公的資本を受け取る銀行に中小企業への貸付を増やすことを要求したことに留意する。この強制された貸出は、不良債権の増加をもたらした可能性がある。中小企業庁（1999 年）は、政府が信用収縮に対する対抗措置をとったため、小規模企業が 1998 年により融資を受けたことを示した。この政策は、なぜ資本金 1000 万円未満の中小企業の多くがゾンビとして識別されているかを説明している。

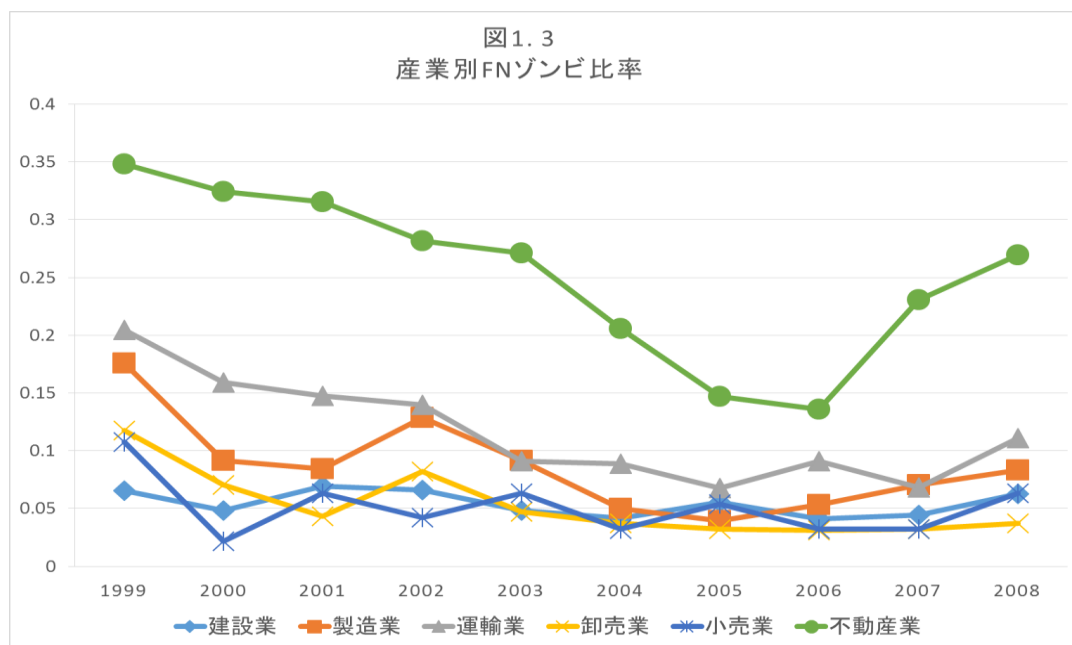
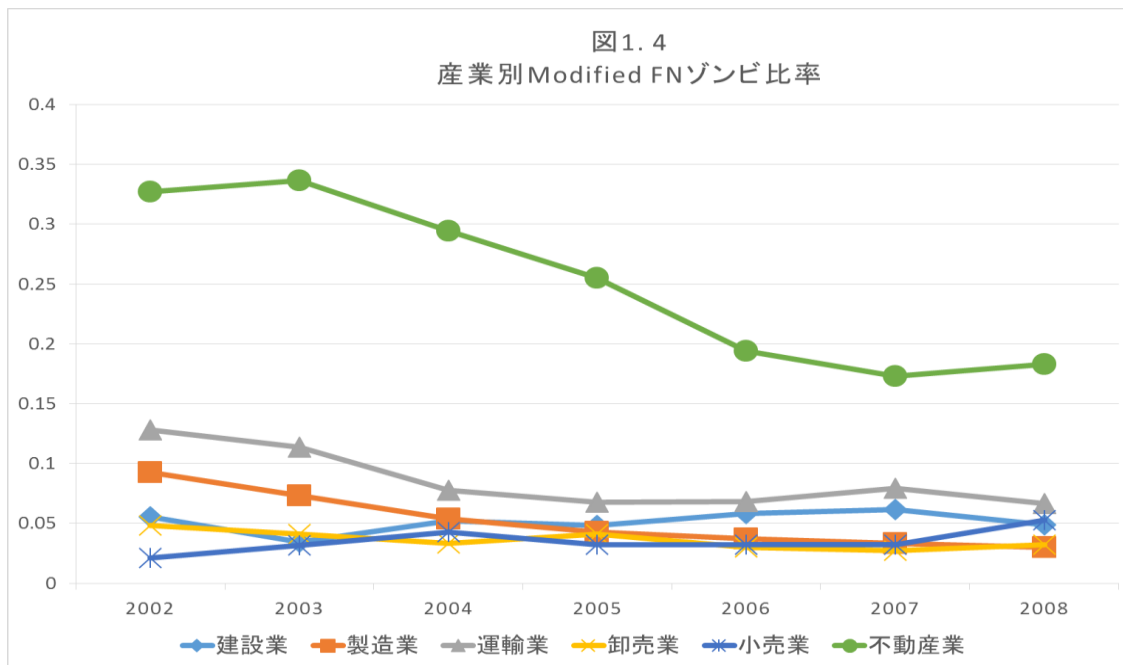


図 1.3 と 1.4 は、それぞれ FN 基準と Modified FN 基準を用いた業種別のゾンビ企業の割合を示している。多くのゾンビ企業が不動産業に存在していた。不動産業では、不良債権の処理が進まなかったことを示している。しかし、建設業におけるゾンビ企業の割合は比較的 low かった。建設部門では、銀行が多くの不良企業を破産させ、追い貸しは発生しなかった

ようである。また、他業種のゾンビ企業の割合も高いことが観察できる。これらの産業は、約 3%-13%の範囲のゾンビ企業比率を示しており、図 1.4 に示すように、時間とともにゆっくりと減少している。



ゾンビ企業比率は、図 1.1 と 1.3 に示すように 1999 年に非常に高かったことに注意して欲しい。中小企業を救うために設立された特別与信保証制度は一時的にゾンビ企業の数を増やしたかもしれない⁶。特別信用保証制度は 1,720,000 件を超え、総額 29 兆円となった。松浦・堀（2003）は、特別信用保証制度を利用している企業は過度の負債と低収益に苦しむ傾向があることを実証した。これらの企業の多くはゾンビとして識別される可能性がある⁷。ゾンビ企業比率は 2007 年まで低下傾向を示しており、多くのゾンビ企業が最終的に健全企業になったことを示している。

我々の結果を解釈する際に気を付けるべきことがある。我々のデータセットは存続企業からなるバランスドパネルであるため、これらのデータには破綻前にゾンビ企業の可能性が高い脱落した企業は含まれていない。もしデータに脱落した企業が含まれていた場合、ゾンビ企業比率が現在の推計を上回っているかどうかを我々は確認できた。Hoshi（2006）は、上場ゾンビ企業が退出する傾向があると述べている。

脱落した企業を含むデータセットがあれば、銀行が財務状況の悪い顧客を破産させるのではなく、その企業を保護する理由を我々は分析することができた。また企業が特別信用保証制度を利用していたかどうかの情報があれば、ゾンビ企業と倒産率に対するこの政策手段の効果を我々は推定することができた。

⁶ このことは後藤康雄氏と小塚匡文氏の指摘による。

⁷ 松浦・堀（2003）の企業マイクロデータを用いることができれば、特別与信保証制度を利用した企業のゾンビ比率を計算することができたであろう。

1.4. 中小企業の借入と投資行動のモデル

中小企業（特にゾンビ中小企業）の借入行動や投資行動を調べるために、すべての企業、FN ゾンビ企業、Modified FN ゾンビ企業に分けて、次のような借入・投資関数方程式を推定する。

1.4.1. 借入関数の特定化

推定される借入関数は、以下のように指定される。

$$\Delta \text{Borrowing}_{i,t} / \text{Asset}_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln S_{i,t} + \alpha_2 \frac{\pi_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\text{Debt}_{i,t-1}}{\text{Asset}_{i,t-1}} + \alpha_4 \frac{\text{Land}_{i,t-1}}{\text{Borrowing}_{i,t-1}} + \alpha_5 \text{BankCap}_{i,t-1} + \alpha_6 \text{BankNPL}_{i,t-1} + \alpha_7 \text{yeardummy} + \alpha_8 \text{Industrialdummy} + u_{i,t} \quad (1.3)$$

ここで、 $\text{Borrowing}_{i,t}$ は、長期借入金と短期借入金の実際の値の合計である。 $S_{i,t}$, $\pi_{i,t}$, $\text{Debt}_{i,t-1}$, $\text{Land}_{i,t-1}$ そして、 $u_{i,t}$ は現在の売上高の実績値を経常利益、長期および短期借入金および社債の実際の価値、前年度末の土地価値、および誤差項をそれぞれ示している。 yeardummy と Industrydummy はそれぞれ年ダミーと産業ダミーに対応している。

$\text{BankCap}_{i,t-1}$ と $\text{BankNPL}_{i,t-1}$ は自己資本比率、不良債権比率である。会社の所在地を特定することができるため、同じ都道府県に所在する企業は、 BankCap と BankNPL の値は同じであるが、個々の企業のメインバンクを特定することはできない。したがって、我々は、県内で利用可能な地方銀行と第二地方銀行の自己資本比率と不良債権比率（NPL）を使用している。⁸

説明変数の一つに土地借入比率を含める。⁹なぜなら、企業の土地は、企業が銀行から資金を借りたとき、特に中小企業の資金調達において担保として利用されることが多いからである。土地担保は企業と銀行間の非対称情報を緩和する。したがって、 α_4 の符号はすべての企業にとってプラスであると予想している。しかし、担保価値がソフトバジェット問題を引き起こす可能性があるため、ゾンビ企業にとっては α_4 がマイナスであるか統計的に有意ではないことが予想される。Berglof and Roland (1997)によれば、硬直的な予算制約の均衡は、担保価値が借り換えによる検証可能な純収益を上回ったときに発生する。しかし、担保価値が借り換えによる検証可能な収益を下回った場合、銀行は顧客を活性化させ、不十分なプロジェクトをリファイナンスするインセンティブを持たない。

企業は経済活動を拡大するために借入を必要とするため、 α_1 はプラスであると予想する。また α_2 はマイナスであると予想される。非対称情報問題が存在する場合、内部資金調達コストは外部資金調達コストよりも低くなる。したがって、企業は銀行から借りるのではなく内部的に資金を調達するであろう。

⁸ 府県別の自己資本比率及び不良債権比率の構成の詳細については、付録3を参照のこと。

⁹ 付録2に土地価値の計算過程を示す。

1.4.2.投資関数の特定

ここで、以下のように特定化された限界 q 型投資関数を推定する。

$$\begin{aligned} I_{i,t}/K_{i,t-1} = & \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta \text{Borrowing}_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t-1}} + \beta_2 Mq_{i,t} + \beta_3 \frac{\text{Cashflow}_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\text{Debt}_{i,t-1}}{\text{Asset}_{i,t-1}} \\ & + \beta_5 \text{yeardummy} + \beta_6 \text{Industrialdummy} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (1.4)$$

ここで $I_{i,t}$ 、 $K_{i,t-1}$ 、 $Mq_{i,t}$ 、そして $\text{CFLOW}_{i,t}$ はそれぞれ 投資、資本ストック、限界 q そしてキャッシュフローである。¹⁰

$Mq_{i,t}$ は以下のように推計する。我々は割引率と利益率はランダムウォークに従うと仮定した。

$$\begin{aligned} r_{i,t+1} &= r_{i,t} + u_{i,t+1} \\ \pi_{i,t+1} &= \pi_{i,t} + v_{i,t+1} \end{aligned} \quad (1.5)$$

$\pi_{i,t}$ と $r_{i,t}$ はそれぞれ割引率と利潤率である。 $u_{i,t+1}$ と $v_{i,t+1}$ は定常ホワイトノイズと表現される。

割引率は、支払利息および割引利息を前年度末の長期および短期借入金、債券および割引手形の残高で除して計算された。利益率は、前年度末の営業利益を資本ストックで除して計算した。

上記の仮定を所与とすると、 $Mq_{i,t}$ は以下のように表される。

$$Mq_{i,t} = \frac{\pi_{i,t}}{P_t^I} \frac{1+r_{i,t}}{r_{i,t} + \delta} \quad (1.6)$$

ここで、 δ は減価償却率を表し、Hayashi and Inoue (1991) によって報告された資本ストック系列の構築にも使われる。また、 P_t^I は日本銀行が報告している投資財デフレーターである。

キャッシュフローは、現在の所得+減価償却額から役員賞与と中間配当を差し引いたものとして計算される。 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ は企業全体のサンプルでプラスの値を取ると予想される。限界 q、借入金およびキャッシュフローが増加すると、投資は拡大する。Modigliani-Miller の定理が成立すると、借入金とキャッシュフローは投資に影響を与えない。しかし、企業と銀行との間に非対称な情報が存在する場合、銀行は顧客を完全に監視することができず、したがって外部資金プレミアムが存在する。またゾンビ企業の間で、追い貸しの下で効率的に投資するのではなく、新しいローンが非効率的な利用に配分されるならば、 β_1 は FN や修正 FN ゾンビ企業にとって統計的に有意ではないことが予想される。

¹⁰ 投資および資本ストック系列の算出は、付録 1 に詳述される。

1.5.記述統計量

表 1.3 は、すべての企業、FN ゾンビ企業、および修正 FN ゾンビ企業の 3 つのタイプの企業に対するすべての変数の標本平均を示している。

year	$\Delta \text{Borrowing}/\text{Asset}_{t-1}$			$\Delta \ln S$			π/Asset_{t-1}			$\text{Debt}_{t-1}/\text{Asset}_{t-1}$		
	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ
1999	0.0102	0.0214		-0.0361	-0.0861		0.0243	-0.0162		0.3451	0.4644	
2000	0.0050	0.0208		0.0114	-0.0427		0.0306	-0.0108		0.3539	0.5061	
2001	-0.0009	0.0187		0.0488	0.0113		0.0328	-0.0158		0.3462	0.4921	
2002	0.0009	0.0346	0.0247	-0.0218	-0.0773	0.0035	0.0254	-0.0197	-0.0093	0.3378	0.4522	0.4804
2003	-0.0127	-0.0009	-0.0141	0.0130	-0.0244	-0.0044	0.0305	-0.0145	-0.0019	0.3453	0.4471	0.5040
2004	-0.0141	0.0081	-0.0045	0.0279	-0.0266	0.0083	0.0356	-0.0132	0.0029	0.3404	0.4199	0.4685
2005	-0.0213	0.0035	-0.0246	0.0355	-0.0384	0.0118	0.0401	-0.0112	0.0115	0.3280	0.4346	0.4559
2006	-0.0141	0.0103	0.0069	0.0278	-0.0233	0.0089	0.0418	-0.0175	0.0022	0.3134	0.4584	0.4076
2007	-0.0113	0.0109	-0.0008	0.0285	-0.0242	0.0043	0.0423	-0.0168	-0.0031	0.2995	0.4594	0.4343
2008	-0.0019	0.0165	0.0190	0.0182	-0.0333	-0.0037	0.0383	-0.0159	-0.0068	0.2873	0.4161	0.4436
Total	-0.0058	0.0168	0.0015	0.0149	-0.0441	0.0039	0.0340	-0.0154	-0.0011	0.3304	0.4587	0.4615

year	$\text{Land}_{t-1}/\text{Borrowing}_{t-1}$			I/K_{t-1}			Mq			$\text{Cashflow}/K_{t-1}$		
	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ	全企業	FN ゾンビ	修正FN ゾンビ
1999	1.0329	0.5384		0.1186	0.1005		2.7446	-1.0382		0.1793	-0.1165	
2000	1.1351	0.5871		0.1094	0.1680		3.4413	-1.2017		0.2315	-0.1563	
2001	1.1082	0.5981		0.1264	0.2122		3.6351	-0.5488		0.1731	-0.1342	
2002	0.8367	0.4466	0.4669	0.1125	0.1148	0.1387	2.8972	-1.8891	-0.4148	0.1590	-0.2301	-0.0629
2003	0.9045	0.4743	0.4706	0.0912	0.0690	0.0803	3.5134	-0.6400	0.3430	0.1839	-0.1214	-0.0412
2004	0.8724	0.4968	0.4908	0.1049	0.0892	0.0714	3.8734	-0.8357	0.7148	0.2200	-0.1239	0.0717
2005	0.9425	0.6892	0.4448	0.1062	0.0983	0.0787	4.2281	-0.7944	0.5886	0.2019	-0.1162	0.0534
2006	0.9961	0.5147	0.4613	0.1171	0.0733	0.0964	4.0606	-1.5443	0.5243	0.2244	-0.2704	0.0728
2007	1.0149	0.5069	0.4689	0.1259	0.0954	0.1035	3.9420	-0.3724	0.7156	0.2548	-0.0163	0.0901
2008	0.9839	0.6001	0.2870	0.1143	0.0545	0.0797	3.6254	-0.6505	-0.3732	0.2269	-0.0625	0.0427
Total	0.9834	0.5388	0.4471	0.1125	0.1112	0.0961	3.5727	-1.0106	0.2470	0.2041	-0.1376	0.0193

サンプルの内 $\Delta \text{Borrowing}_{i,t}/\text{Asset}_{i,t-1}$, $\Delta \ln S_{i,t}$ and $\pi_{i,t}/\text{Asset}_{i,t-1}$ の絶対値が 1 を超えるもの、 $I_{i,t}/K_{i,t-1}$ の絶対値が 2 を超えるもの、 $Mq_{i,t}$ と $\text{Land}_{i,t-1}/\text{Borrowing}_{i,t-1}$ の絶対値が 20 を超えるものは異常値として除外した。

まず、借入関数の説明変数の記述統計を示す。すべての企業について、 $\Delta \text{Borrowing}_{i,t}/\text{Asset}_{i,t-1}$ は経時的に減少することに注意してほしい。逆に、FN と Modified FN ゾンビ企業では、金融支援基準を満たし、追い貸しを経験しているため、 $\Delta \text{Borrowing}_{i,t}/\text{Asset}_{i,t-1}$ は減少傾向を示さない。

FN と Modified FN ゾンビ企業の $\text{Land}_{i,t-1}/\text{Borrowing}_{i,t-1}$ は約 30%~60% であり、全企業の $\text{Land}_{i,t-1}/\text{Borrowing}_{i,t-1}$ は約 100% である。これらの事実は、ゾンビ企業が担保土地価値以上の借り入れを行ったか、追い貸しを受けたことを示唆している。Berglof and Roland (1997) が提案したソフトバジェット理論は、担保価値が減少すると追い貸しが発生することを意味している。担保価値が減少するにつれて、清算価値は減少する。これにより、不良債権を破産するインセンティブが減少し、追い貸しにつながる。これらの結果は、ゾンビ企業がソフトバジェット問題を体験する可能性があることを意味する。ソフトバジェットの仮説が成立すれば、破産企業の土地借入比率はゾンビ企業のそれよりも高いであろう。

FN ゾンビ企業と Modified FN ゾンビ企業の場合、 $\Delta \ln S_{i,t}$ と $\pi_{i,t}/\text{Asset}_{i,t-1}$ 値はすべての企業よりも低く、これらの結果は、健全な企業が売上を増やし、利益率がプラスである一

方で、パフォーマンスの悪いゾンビ企業は売上を増やすことができず、利益率はマイナスであることを示している。我々がゾンビ企業に収益性基準を課した結果、ゾンビ企業の $\pi_{i,t}/Asset_{i,t-1}$ は低かった。

すべての企業の負債資産比率は約 30%に上昇した後、減少傾向を示したが、FN および Modified FN ゾンビ企業の債務/資産比率は 40%を超え、減少傾向を示さなかった。これらの結果は、健全な中小企業が債務削減に成功したことを示唆している。しかし、ゾンビ企業は依然として過剰負債に喘いでいる。

次に、投資の標本平均の特徴を説明する。 $I_{i,t}/K_{i,t-1}$ はすべての企業にとって比較的安定している。FN ゾンビ企業と Modified FN ゾンビ企業の $I_{i,t}/K_{i,t-1}$ はサンプル期間の大部分において全企業よりも低く、ゾンビの投資行動はすべての企業と比べ活発ではない。

すべての企業とゾンビ企業の限界 q とキャッシュフローは非常に異なっている。ゾンビ企業の限界 q およびキャッシュフローは、すべての企業の限界 q およびキャッシュフローよりも低い。特に、FN ゾンビ企業の限界 q とキャッシュフローは極めて低い。ゾンビ企業の収益性基準を課したためゾンビ企業の定義が反映されている可能性がある。特に、FN ゾンビ企業は、EBIT が最低 1 年であっても必要な支払利息を支払った場合にはゾンビ企業とみなされる。その場合、低収益企業は FN ゾンビ企業に集中する可能性が最も高い。

1.6. 推定結果

まず、第 1.6.1 節の全産業の推定結果を示し、第 1.6.2 節で非製造業部門を除外しても推計結果が頑健かどうかを検証する。

1.6.1. 基本的な推定結果

表 1.4 に借入関数の推定結果を示す。固定効果、ランダム効果、OLS、ロバスト OLS 法を用いて借入関数を推定した。F 検定、Hausman 検定、Blues Pagan Lagrange Multiplier (BPLM) 検定などのさまざまな統計量から、固定効果の結果がすべての企業、FN ゾンビ、および Modified FN ゾンビで採用された。したがって、固定効果の結果のみを提示する。

推定された $\Delta \ln S_{i,t}$ の係数は、企業のサンプル全体で有意にプラスである。 $\pi_{i,t}/Asset_{i,t-1}$ と $Debt_{i,t-1}/Asset_{i,t-1}$ の係数は有意にマイナスである。 $\Delta \ln S_{i,t}$ と $\pi_{i,t}/Asset_{i,t-1}$ の係数は期待される符号を満たす。

$Land_{i,t-1}/Borrowing_{i,t-1}$ の係数に関しては、すべての企業において有意水準 5% でプラスであるが、FN ゾンビと Modified FN ゾンビでは有意ではない。これらの結果は、土地担保の価値が健全な企業の銀行借入れに影響を及ぼしていることを示している。ゾンビ企業の土地借入比率は、すべての企業の土地借入比率よりも低いことに注意してほしい。ゾンビ企業についてのこれらの結果は、Berglof and Roland (1997) が提案したソフトバジェット仮説を支持している。不良企業の土地担保価値は減少し、清算価値は減少したので、貸し手は土地担保を売却して利益を回収することができなかった。したがって、銀行は不

良企業を破綻させるインセンティブを持たなかった。ソフトバジェット仮説が成り立てば、データセットには含まれていない破産した企業の土地担保価値が増加する。これらの清算価値が高まるにつれて、銀行は不良債権をなくし、土地を売却して利益を得ることができた。したがって、FN ゾンビと Modified FN ゾンビ企業について有意な土地借入比率の係数を得ることはできなかった。

表1.4全産業の借入関数の推定結果

	全企業	FN ゾンビ企業	修正FN ゾンビ企業
推定方法	固定効果推定	固定効果推定	固定効果推定
	係数/t値/p値		
$\Delta \ln S$	0.0942 [20.01]***	0.1186 [5.35]***	0.1129 [4.38]***
π / Asset_{t-1}	0.000 -0.4025 [-18.94]***	0.000 -0.4486 [-4.78]***	0.000 -0.2724 [-3.34]***
$\text{Debt}_{t-1} / \text{Asset}_{t-1}$	0.000 -0.3558 [-40.52]***	0.000 -0.4665 [-11.55]***	0.001 -0.5693 [-10.60]***
$\text{Land}_{t-1} / \text{Borrow}_{t-1}$	0.000 0.0012 [2.04]**	0.000 -0.0003 [-0.04]	0.000 0.0077 [0.77]
BankCap_{t-1}	0.041 -0.0004 [-0.41]	0.969 -0.0011 [-0.26]	0.443 0.0049 [0.58]
BankNPL_{t-1}	0.679 0.0000 [-0.10]	0.794 -0.0008 [-0.64]	0.561 -0.0003 [-0.17]
標本数	0.918 17479	0.522 1405	0.863 776
修正R-squared	0.0245	-0.5015	-0.2385
F検定	F value = 2.23 P value = 0.0000	F value = 1.42 P value = 0.0000	F value = 1.91 P value = 0.0000
Hausman検定	chi2(15) = 2114.20 P value = 0.0000	chi2(15) = 119.68 P value = 0.0000	chi2(12) = 105.10 P value = 0.0000
BPLM検定	chi2(1) = 143.53 P value = 0.0000	chi2(1) = 13.64 P value = 0.0001	chi2(1) = 6.59 P value = 0.0051
*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%			

表 1.5 では、Mq 型投資関数の推計結果を示す。我々は、パネル操作変数法を採用した。内生変数は $\Delta \text{Borrowing}_{i,t} / \text{Asset}_{i,t-1}$ である。操作変数は、借入関数の当期の説明変数である。F テストと Hausman テストの統計値より、固定効果操作変数法がサンプル全体の企業、FN ゾンビ企業、Modified FN ゾンビにおいて採用された。

まず、すべての企業、FN ゾンビ、Modified FN ゾンビ企業にとって、 $\Delta \text{Borrowing}_{i,t} / \text{Asset}_{i,t-1}$ の係数推定値はプラスで有意であることに注意してほしい。

限界 q が投資に及ぼす影響については、FN ゾンビと Modified FN ゾンビ企業では限界係数 q の推定係数は有意ではないが、サンプル全体の企業においては有意である。これらの結果は、ゾンビ企業が受けた追い貸しが投資を増やしたことを示しているが、これらの投資は必ずしも収益性や生産性が高いものではなかったことを示している。¹¹ すべての企業と FN ゾンビ企業にとって、キャッシュフローの係数の推定値はプラスであり、1%水準で有意である。

表 1.5 全産業の投資関数の推定結果

	全企業	FN ゾンビ企業	修正FN ゾンビ企業
推定方法	IV固定効果推定	IV固定効果推定	IV固定効果推定
	係数/t値/p値		
Δ Borrowing/Asset,t-1	1.4669 [9.76]***	1.5213 [3.50]***	1.8429 [2.35]**
Mq	0.000 0.0064 [9.94]***	0.000 -0.0045 [-1.20]	0.019 0.0038 [0.97]
Cashflow/K,t-1	0.000 0.0598 [12.72]***	0.232 0.1047 [4.82]***	0.334 0.025 [1.12]
Debt,t-1/Asset,t-1	0.000 0.2222 [3.99]***	0.000 0.1837 [0.84]	0.264 1.1247 [2.45]**
標本数	14625	1184	604
F検定	F value = 1.77 P value = 0.0000	F value = 1.12 P value = 0.0798	F value = 1.31 P value = 0.0094
Hausman検定	chi2(13) = 225.93 P value = 0.0000	chi2(13) = 27.97 P value = 0.0091	chi2(10) = 23.83 P value = 0.0081
*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%			

投資に対する負債／資産比率の効果については、その影響が混在している。FN ゾンビ企業では負債／資産比率の係数は有意ではないが、すべての企業と FN ゾンビ企業に対して正で有意である。係数の絶対値は Modified FN ゾンビ企業の方がはるかに大きく、Modified FN ゾンビ企業が積極的に投資に負債を配分したことを示唆している。

1.6.2.推定結果の頑健性

全産業で得られた推計結果の頑健性を見るために、製造業の借入・投資関数を推定する。

¹¹ FN ゾンビ企業の計算された限界 q は一時的に低い評価を反映しているため、それらの信頼性に疑問を投げかけるかもしれない。しかし、修正 FN ゾンビのカテゴリーから一時的な損失を経験した企業は除外した。したがって、限界 q に関する上記の批判は、修正 FN ゾンビカテゴリーにとって成立しない。

表 1.6 に、製造業の借入関数の推計結果を示す。全産業の場合と同様に、我々は製造企業の借入関数を推定した。F 検定、Hausman 検定、Blues Pegan Lagrange Multiplier (BPLM) 検定などの様々な統計量は、固定効果の結果がすべての企業、FN ゾンビ、Modified FN ゾンビ企業にとって採択可能であることを示唆している。すべての企業について、通常のハウスマン検定が正のカイ二乗値を得ることができなかつたので、我々は代替的な Hausman 検定、固定モデルの分散共分散行列 (sigmaless) の推定値と、ランダム効果モデル (sigmamore) の分散共分散行列を用いた統計量を用いた。どちらの統計値も固定効果モデルの採用を支持している。したがって、固定効果の結果のみを提示する。

	全企業	FN ゾンビ企業	修正FN ゾンビ企業
推定方法	固定効果推定	固定効果推定 係数/t値/p値	固定効果推定
$\Delta \ln S$	0.083 [9.71]***	0.0536 [1.59]	0.1419 [2.99]***
π / Asset_{t-1}	0.000 -0.4905 [-14.87]***	0.113 -0.4371 [-2.42]**	0.004 0.0234 [0.13]
$\text{Debt}_{t-1} / \text{Asset}_{t-1}$	0.000 -0.3547 [-23.37]***	0.017 -0.6032 [-7.83]***	0.897 -0.862 [-5.46]***
$\text{Land}_{t-1} / \text{Borrow}_{t-1}$	0.000 0.0019 [1.82]*	0.000 -0.0037 [-0.34]	0.000 -0.0016 [-0.09]
BankCap_{t-1}	0.068 -0.001 [-0.66]	0.735 -0.0022 [-0.31]	0.932 -0.0089 [-0.55]
BankNPL_{t-1}	0.509 0.0001 [0.20]	0.757 -0.0012 [-0.46]	0.582 0.0074 [1.44]
標本数	4906	440	197
修正R-squared	0.0583	-0.5231	-0.2746
F検定	F value = 2.38 P value = 0.0000	F value = 1.36 P value = 0.0128	F value = 1.40 P value = 0.0532
Hausman検定	chi2(15) = 463.18	chi2(15) = 67.12 P value = 0.0000	chi2(12) = 35.51 P value = 0.0004
Hausman検定 sigmaless	chi2(15) = 604.69 P value = 0.0000		
Hausman検定 sigmamore	chi2(15) = 528.00 P value = 0.0000		
BPLM検定	chi2(1) = 39.68 P value = 0.0000	chi2(1) = 2.93 P value = 0.0434	chi2(1) = 0.55 P value = 0.2285

*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

推定された $\Delta \ln S_{i,t}$ の係数は、すべての企業と Modified FN ゾンビ企業のケースで有意であり、プラスである。また、 $\pi_{i,t} / \text{Asset}_{i,t-1}$ の係数はすべての企業と FN ゾンビ企業のケースで有意でマイナスである。FN ゾンビ企業では、 $\pi_{i,t} / \text{Asset}_{i,t-1}$ の係数推定値は有意ではな

く、FN ゾンビ企業が収益を増やしても借入金を削減しないことを示している。 $Debt_{i,t-1}/Asset_{i,t-1}$ の係数はすべての企業、FN ゾンビ、Modified FN ゾンビ企業にとって有意で負である。

$Land_{i,t-1}/Borrowing_{i,t-1}$ はすべての企業で 10%の水準で正であり、FN ゾンビ企業と Modified FN ゾンビ企業では有意ではない。全体として、全産業について得られた推定結果は、製造企業によっても支持されている。

ここで、製造業の投資関数の推計結果を表 1.7 に示す。

F 検定と Hausman テストの統計量は、固定効果操作変数法が全ての企業と Modified FN ゾンビ企業に適しているのに対して、FN ゾンビ企業に対してはランダム効果操作変数法が選択されることを示している。

$\Delta Borrowing_{i,t}/Asset_{i,t-1}$ の係数は、すべての企業では有意水準 1%でプラスであり、FN ゾンビ企業では有意水準 5%でプラスであり、Modified FN ゾンビ企業では有意水準 10%レベルでプラスである。限界 q の係数推定値はすべての企業にとってプラスで有意であるが、FN ゾンビ企業および Modified FN ゾンビ企業にとっては有意ではない。これらの結果は、全産業で得られたエビデンスと整合的である。また、これらの結果は、ゾンビ企業への追い貸しが、収益性とは無関係な非効率な投資につながったということを示している。

表1.7製造業の投資関数の推定結果

	全企業	FN ゾンビ企業	修正FN ゾンビ企業
推定方法	IV固定効果推定	IVランダム効果推定	IV固定効果推定
	係数/t値/p値		
$\Delta Borrowing/Asset_{t-1}$	1.6591 [7.44]***	1.1394 [2.41]**	1.1551 [1.80]*
	0.000	0.016	0.072
Mq	0.0097 [6.55]***	-0.0056 [-1.07]	-0.0065 [-0.78]
	0.000	0.286	0.433
Cashflow/K _{t-1}	0.1464 [12.86]***	0.0932 [4.64]***	0.0397 [0.91]
	0.000	0.000	0.364
Debt _{t-1} /Asset _{t-1}	0.2039 [2.53]**	0.012 [0.19]	0.8797 [1.57]
	0.011	0.852	0.117
標本数	4729	425	181
F検定	F value = 1.40 P value = 0.0000	F value = 1.15 P value = 0.1678	F value = 1.66 P value = 0.0106
Hausman検定	chi2(13) = 100.84 P value = 0.0000	chi2(13) = 17.01 P value = 0.1990	chi2(10) = 17.62 P value = 0.0617

*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

1.7. 結論

我々はゾンビ中小企業が日本にどの程度存在しているかを推計し、東京商工リサーチで編集された中小企業のバランスドパネルデータを用いて、借入行動と投資行動を分析した。

中小企業には保守的に見積もっても、特に 1000 万円未満の企業では、ゾンビ企業が多く存在することが確認された。このような結果が得られた理由の一つとして、地域金融機関や地方自治体の信用保証制度が各地域の中小企業を保護していることが挙げられる。

さらに、近年の土地価値の低下は、健全な企業に対する信用収縮を引き起こしたが、ゾンビ企業の借入を減少させなかった。この結果は、ゾンビ企業への追い貸しが蔓延していたことを示している。さらに、追い貸しはゾンビ企業の非生産的かつ非収益的な投資を誘発した。

これらの結果を踏まえて、ゾンビ企業への追い貸しが健全な企業の生産性と比較して生産性にどのように影響したかを分析することは依然として重要な課題である。特に、ゾンビ企業の生産性の決定要因を分析すべきであり、それを本博士論文第 2 章にて行う。Ahearne and Shinada (2005) は、1990 年代に建設、小売、卸売業などの非貿易財部門における借入総額が急激に増加し、これらの部門は低い生産性の成長を経験したと述べている。彼らは財務諸表からゾンビ企業を特定しなかったが、非貿易財部門におけるゾンビ企業への追い貸しが、低い生産性の成長をもたらしたと結論付けている。さらに、Hayashi and Prescott (2002) は、失われた 10 年の間に日本経済の生産性が低下したと主張する。この減速は、追い貸しとゾンビの SME による非効率的な投資に起因する可能性がある。

破産した企業のデータを入手し、各企業のメインバンクを特定できれば、なぜ銀行がゾンビ企業を保護したのか、あるいは不良企業を破産させたのかを分析することができる。さらに、中小企業の破産事由を取り入れることによって、中小企業のゾンビ比率を計算することができる。そ要因を説明するものとして、信用保証制度、銀行の業態、銀行の健全性、主要な貸し手との取引期間などが重要である。さらに、ソフトバジェット理論が成立すれば、土地価値の低下は追い貸しを引き起こしたであろう。このように土地価値は追い貸しまたは倒産の選択を決定する。地域経済を支援するために、地域金融機関や政府が地元企業を保護することは政策目標の 1 つである。¹² 銀行が顧客中小企業を破産もしくは追い貸しへと決める理由を探ることは、将来の研究課題である。

¹² 近年の中小企業データは、リーマン倒産後に銀行が顧客を保護することを要求した金融庁の行政通達の影響を計算することを可能にするであろう。

付録

付録 1. 投資および資本ストック系列の構築

投資系列は次のように計算した。まず、資本ストックを資本財デフレーターで割って、実質資本ストックを計算した。資本財デフレーターは日本銀行の「需要段階別・用途別指数」に含まれている。我々は資本ストックを K_t^{real} と表現する。

次に、 I_t を以下のように計算する。

$$I_t = K_t^{real} - K_{t-1}^{real} + CIP_t + Dep_t$$

CIP は建設仮勘定を表し、Dep は減価償却実施額を表す。

最後に、恒久的棚卸法に従って資本ストック系列を得た。

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

ここで δ は Hayashi and Inoue (1991) によって報告された減価償却率である。ベンチマーク資本ストックは 1998 年の資本ストックである。

付録 2. 土地ストックの構築

土地の帳簿価額から土地の時価を以下のように計算した。まず、財務省が報告した「法人企業統計年報」を用いて、自己資本で分類された 4 つのグループの代表企業 1 企業当たりの簿価を推計した。株主資本に分類される 4 つの企業グループは、1,000 万円未満、1,000 万円～1 億円、1 億円～10 億円、10 億円以上の企業グループである。次に、国土交通省「法人土地基本調査」を利用して、各企業グループの代表企業 1 企業当たりの市場価値を推計した。1998 年、2003 年、および 2008 年 1 月 1 日現在のデータが利用可能であった。したがって、我々は 1998-2000 年の市場価値を計算するために 1998 年の調査を利用する。同様に、我々は、2001-2005 年の市場価値を計算するための 2003 年の調査を、2006-2007 年の市場価値を計算するため、2008 年の調査を採用している。

第 3 に、各企業グループの簿価時価比率を以下のように定義した。

$$\text{簿価時価比率}_t = \frac{\text{市場時価}_t}{\text{簿価}_t}$$

最後に、各企業の帳簿価額に上記の簿価時価比率を乗じて、各企業の土地資産を時価で計算した。

付録 3. 各県別の自己資本比率の設定との不良債権比率

地方銀行 (RB) と第二地方銀行 (SARB) の自己資本比率と不良債権比率の指標を都道

府県別に算出した。

各都道府県の自己資本比率を以下のように算出した。

$$\text{県別自己資本比率}_t = \frac{\sum_{i=1}^n (\text{自己資本比率} - \text{BIS 比率}) \times \text{貸出金}_{i,t}}{\sum_{i=1}^n \text{貸出金}_{i,t}}$$

ここで、iは銀行、tは年、nは各県のRBとSARBの数である。BIS比率は、国際事業を営む銀行では8%、国内事業のみを営む銀行では4%である。

各都道府県の不良債権比率は、以下のように算出している。

$$\begin{aligned} \text{県別 Non Performing Loan ratio}_t &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{\text{Non Performing Loan}_{i,t}}{\text{貸出金}_{i,t}} \times \frac{\text{貸出金}_{i,t}}{\sum_{j=1}^n \text{貸出金}_{j,t}} \right) \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \text{Non Performing Loan}_{i,t}}{\sum_{i=1}^n \text{貸出金}_{i,t}} \end{aligned}$$

NonPerforming Loan はリスク管理債権である。

第2章 ゾンビ中小企業と生産性

(要旨)

ゾンビ中小企業の実産性を推定し設備投資がゾンビ企業の実産性に対してどのような影響を与えたのか、東京商工リサーチのマイクロデータを用いて分析を行った。推定結果から、ゾンビ中小企業は生産性の伸びが全体に比べ低く、同時に設備投資が生産性に対して有意な正の効果を与えていなかったことがわかった。得られた推定結果から、ゾンビ中小企業の存続によって、中小企業全体の生産性の上昇に寄与しない非効率な投資が生み出されたことが示唆される。

2.1.はじめに

本章では、日本のゾンビ中小企業の実産性の伸び率を全体のそれと比較し、同時にゾンビ中小企業の設備投資がその企業の実産性の伸び率にどのような影響を与えたのか、計量経済学的分析を行う。

Hayashi and Prescott(2002)の研究を嚆矢として日本経済の実産性の上昇が1990年代以降大幅に下がったのではないかという指摘が多く識者からなされ、日本経済の実産性に関する研究の蓄積が進んだ。生産性の上昇率が低下した理由として、Caballero, Hoshi and Kashyap(2008)(以下CHK)は、ゾンビ企業の存在と、それらに投下された資本や労働といった資源配分のミスアロケーションの可能性を示唆している。事実、日本経済の実産性の上昇が鈍化した期間と金融機関による健全性の低い企業への追い貸しがなされた期間は大きく重なる。

前章において東京商工リサーチのTSR単体財務情報データを用いた分析では、本来倒産または廃業してもおかしくないが、メインバンクによる支援で生きながらえている、いわゆるゾンビ中小企業が多く存在したことを見いだしている。また中小企業への貸出が設備投資に有意にプラスの影響をあたえると同時に、設備投資の収益性指標であるTobinの q が設備投資に対して有意にプラスの影響を与えていなかったことを示した。以上の結果から、ゾンビ中小企業への貸出が生産性や収益性に寄与しない非効率な設備投資を生み出した可能性が示唆される。これまでにゾンビ中小企業の実産性の伸び率に的を絞った研究は皆無であり、日本経済の実産性の伸び率が低下した理由を考える上で、ゾンビ中小企業の実産性と設備投資に関する研究を行うことは、意義があると言える。本章ではゾンビ中小企業の実産性の伸び率を計測すると同時に、ゾンビ中小企業の設備投資が生産性の伸び率に対しどのような影響を与えたのか、第1章で用いたものと同じ、東京商工リサーチのマイクロデータを用いて計量経済学的分析を行う。

本章の構成は以下の通りである。第2節では日本経済の生産性と資源の再配分に関して分析した先行研究について述べる。第3節ではゾンビ企業が発生する要因について考察する。第4節では分析に使用する変数の記述統計を概観する。ゾンビ企業の実産性の伸び率が全体のそれよりも低く、マイナス傾向であることが示される。第5節では推定モデルを提示し、推定結果を示す。計測結果よりゾンビ中小企業の実産投資は、企業の実産性を高める効果を持たなかったことが明らかとなる。この結果は製造業を対象とした推定結果でも同様であった。第6節は本章の結論である。

2.2.資源配分と生産性に関する先行研究

本節では日本経済の実産性と資本ストック・労働投入などの資源配分について分析した先行研究を概観する。本論文は中小企業の実産性と設備投資の関係を分析しており、設備投資によって形成された資本ストックが企業の実産性にどのように寄与したのか、先行研究の結果を捉えておく必要がある。

深尾・金(2009)は、JIP2008の産業別データを用いて、日本経済の実産性を分析している。それによると、1980-90年から1990-2002年にかけて、TFPの高い産業より低い産業の割合が増えることで生産資源が移り、それによって日本のマクロ経済全体及び市場経済全体のTFP上昇率に対して、わずかながらマイナスの影響が及んだとしている。しかしこの分析は産業別の分析であり、マイクロデータに基づいたものではない。

Kwon et al.(2009)は1981年から2000年の工業統計調査の工場レベルのパネルデータを用い、製造業の実産性について分析を行った。彼らによると、1990年代において労働の再配分が生産性にマイナスの効果を与え、また資本の再配分効果も計測期間中小さいもののマイナスであり、ゾンビ企業に対して労働や資本が投下された結果、日本経済の実産性が押し下げられたことを示唆している。

Fukao et al. (2012)は、JIP2009の産業別データを用いた分析から2000年から2006年にかけて日本経済の実産性に対する、資本・労働投入の再配分効果は大きくマイナスであったとしている。中でもITを使用する金融・保険、卸売・小売といった非製造業においては、資本の再配分効果はプラスであるが、対照的にITを集中的に使用しない不動産、輸送、飲食などといった産業では資本の再配分効果はマイナスであったとしている。

また大谷・白塚・山田(2007)は、産業別に資源配分の歪みを計測している。建設、卸・小売など非製造業では1990年から2000年にかけて資源配分の歪みが悪化し、2004年には2000年に比べると資源配分の歪みが改善したとしている。経済全体における資源配分の歪みは1998年から2000年にかけて悪化し、2004年にかけて大きく改善したことを示している。その理由として、追い貸しや貸し渋りなどの金融面の歪みが生産資源のミスマロケーションを拡大させたことを挙げている。

Fukao and Kwon(2006)は企業活動基本調査の1994年から1998年のマイクロデータを用いて、日本企業の実産性について分析している。その中で退出企業の実産性が存続企業の実産性

を上回っていること、TFP 下位 25%企業の労働者数の減少の絶対値が、上位 25%企業の労働者数の減少の絶対値を上回っていることを示し、計測期間中日本の製造業の新陳代謝がうまく働かなかったとしている。このことは日本の 1990 年代において労働や資本といった生産資源の再配分が、有効に機能しなかったことを示している。

このように先行研究からは、1990年代から2000年代にかけて、労働や資本といった資源配分の歪みが日本経済の生産性を押し下げた可能性が示唆される。本稿では、これまであまり着目されてこなかったゾンビ中小企業に焦点を当てて、ゾンビ中小企業の設備投資が生産性にどのような影響を与えたかを分析していく。

2.3.ゾンビ企業の発生要因

本節では、ゾンビ企業がなぜ存在しているのか、その理論的な背景を議論する。

まず考えられることは銀行経営者にとって経営者としての地位に留まるために、不良債権を厳密に評価せず、先送りすることで表面的に損失を発生させないインセンティブを有していることが考えられる。その結果、追い貸しが発生しゾンビ企業が発生するのである。櫻川(2002)はモデル分析によって、資産価値の実質的変動の効果をバランスシート上に反映させるかどうかは銀行の裁量に任されている場合、銀行の利潤よりも経営者の地位に留まる事を選好するような効用関数を持った銀行経営者にとって、不良債権を償却するインセンティブを持たず、不良企業に対して追い貸しを行い会計上表面的に損失が発生しないように見せかける行動をとることを示している。

また、小林・加藤(2001)は上記の要因に加えて、追い貸しの発生した理由として土地神話の崩壊後、担保主義に代わるリスク評価システムが遅れた点を指摘している。このような状況では、ゾンビ企業と新規融資希望者から同価値の土地担保が提供されたとき、ゾンビ企業の融資案件が成功した場合、追い貸しからの元本利子に加え過去に貸し付けた資金の回収が可能となるため、ゾンビ企業へ追い貸しが発生するのである。また不良債権の累積が深刻だった建設・不動産業界において、政府の公共事業による経済対策が不良企業の延命に寄与して追い貸しを生んだ可能性も指摘している。

このような一般的な背景に加えて、企業規模によって不良企業がゾンビ化する異なる要因が存在している。第1章で示したが、資本金10億円以上の大企業にゾンビ企業が比較的多く存在しているが、その理由として "too big to fail" の議論がある。銀行が多くの貸出を行っていた大企業が経営破綻した場合、その影響は当該銀行はもとより、金融システムにまで波及する可能性があり、追い貸し等によって不良大企業を延命させる誘因が働くのである。

また、第1章で示した通り、資本金1千万円未満の零細企業にもゾンビ企業が多く観察されるが、その理由としては、信用保証制度、中でも特別信用保証制度の創が考えられる。特別信用保証制度の下では、中小企業の金融機関からの借入れに対して信用保証協会が100%の保証を付しており、貸出先の金融機関が損失を被らないことから破綻してもおか

しくない中小企業が生きながらえたと推論している。また先に述べた櫻川(2002)によって示されたような追い貸しのインセンティブがあり、零細企業が破綻した場合、債権の直接償却の事務的コストが債権の価値に比して相対的に高く、債権回収が行いにくく、規模の大きい不良企業に比べ破綻処理が遅れた可能性を我々は考えることが出来る。

2.4.推定モデルと記述統計

本稿では以下のモデルを推定した。

$$\frac{(VA_{i,t}-VA_{i,t-1})}{VA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} \times \text{Zombie_dummy} + \beta_3 \ln(\text{Asset}_{i,t}) + \beta_4 \frac{\text{Debt}_{i,t-1}}{\text{Asset}_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{\text{R\&D}_{i,t-1}}{\text{Sales}_{i,t-1}} + \beta_6 \text{year_dummy} + \beta_7 \text{Industrial_dummy} + u_{i,t} \quad (2.1)$$

$VA_{i,t}$ は付加価値労働生産性、 $I_{i,t}$ は取り付けベースの設備投資、 $K_{i,t}$ は取り付けベースのt期末資本ストック、 $\text{Debt}_{i,t}$ は長短借入金と社債のt期末合計、 $\text{Asset}_{i,t}$ はt期末資産合計、 $\text{R\&D}_{i,t}$ は研究開発費、 $\text{Sales}_{i,t}$ は売上高計である。 Zombie_dummy はその企業がt期にゾンビとみなされたとき1をとり、非ゾンビとみなされたとき0をとるダミー変数である。なお、iは企業を表す添字である。

付加価値労働生産性は「営業利益+賞与引当金繰入額+給料手当+退職金+退職給付引当金繰入額+法定福利費+福利厚生費+雑給+減価償却実施額」を従業員数×労働時間指数で割ったものである。労働時間指数は厚生労働省『毎月勤労統計調査』の一般労働者労働時間指数を利用した。また $I_{i,t}$ と $K_{i,t}$ の作成方法を付録に示した。

ゾンビ識別はFNゾンビ、Modified FNゾンビを用い、それぞれのゾンビ識別ごとに生産性関数を推定した。また金融を除く全産業とともに、製造業に限った分析も行った。

異常値として、付加価値労働生産性の伸び率が絶対値で1以上のものを、 $\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}$ は2

以上あるいは負のものを除外した。また資本金10億円以上の企業は大企業であると判断し、分析から除外した。¹ さらに金融業についても資金供給の主体であり、資金需要者である金融業以外の産業と行動原理が異なることを勘案して分析から除外した。

ここで記述統計を概観する。表2.1より付加価値労働生産性の伸び率は、全体ではプラスの傾向があるものの、FNゾンビ、Modified FNゾンビではマイナス傾向にあることがわかる。ちなみにFNゾンビ中小企業は推定期間中を通してすべて生産性の伸び率がマイナスとなっている。FNゾンビの付加価値労働生産性の伸び率がModified FNゾンビのそれよりはるかに低いのは、FNゾンビでは収益性基準が当期の利払前税引前利益で判断するため、その期に収益が悪化した場合のみの企業を含んでいるためであろう。この結果から推定期間においては日本

¹大企業をサンプルから除外したのは、すでに見たようにゾンビ企業の発生要因が中小企業と異なっている点が存在しているからである。

の中小企業の生産性は全体としては上昇したものの、ゾンビ中小企業の存在によって中小企業全体の生産性を押し下げる方向に働いたことを示している。

year	付加価値労働生産性の伸び率									I/K _{t-1}					
	全体			FNゾンビ			修正FNゾンビ			全体		FNゾンビ		修正FNゾンビ	
	mean	S.D.		mean	S.D.		mean	S.D.		mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
1999	-0.022	0.389		-0.166	0.453					0.209	0.295	0.185	0.258		
2000	0.054	0.376		-0.114	0.501					0.198	0.267	0.311	0.386		
2001	0.025	0.357		-0.115	0.420					0.202	0.272	0.290	0.362		
2002	-0.067	0.382		-0.289	0.422		-0.042	0.386		0.183	0.242	0.225	0.243	0.237	0.254
2003	0.048	0.368		-0.116	0.464		-0.007	0.426		0.165	0.200	0.145	0.152	0.148	0.159
2004	0.029	0.353		-0.178	0.392		0.016	0.391		0.166	0.215	0.174	0.151	0.126	0.145
2005	0.049	0.356		-0.291	0.354		-0.091	0.382		0.193	0.253	0.150	0.142	0.143	0.177
2006	0.001	0.334		-0.271	0.296		0.021	0.379		0.186	0.239	0.212	0.280	0.152	0.209
2007	-0.013	0.340		-0.261	0.390		-0.115	0.448		0.187	0.231	0.148	0.129	0.160	0.137
2008	-0.037	0.347		-0.254	0.437		-0.107	0.358		0.182	0.227	0.111	0.087	0.118	0.096
Total	0.006	0.362		-0.196	0.430		-0.043	0.397		0.187	0.245	0.199	0.254	0.161	0.185

year	資産の対数値						負債 _{t-1} /資産 _{t-1}					
	全体		FNゾンビ		修正FNゾンビ		全体		FNゾンビ		修正FNゾンビ	
	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
1999	15.406	1.774	14.989	2.146			0.312	0.233	0.491	0.234		
2000	15.447	1.729	15.050	2.133			0.317	0.242	0.523	0.259		
2001	15.533	1.709	15.147	2.276			0.312	0.236	0.541	0.287		
2002	15.491	1.701	15.203	2.236	14.600	2.712	0.296	0.231	0.500	0.243	0.525	0.262
2003	15.482	1.711	15.242	2.176	14.840	2.467	0.300	0.237	0.471	0.273	0.563	0.261
2004	15.519	1.678	14.939	2.197	14.199	2.702	0.303	0.235	0.441	0.295	0.504	0.301
2005	15.524	1.694	15.450	1.858	14.792	2.438	0.283	0.229	0.491	0.238	0.469	0.271
2006	15.543	1.713	14.740	2.306	14.288	2.473	0.268	0.222	0.519	0.231	0.448	0.275
2007	15.541	1.731	14.621	2.636	14.715	2.356	0.250	0.217	0.493	0.260	0.507	0.272
2008	15.533	1.688	14.502	2.326	14.343	2.533	0.239	0.216	0.424	0.292	0.577	0.262
Total	15.504	1.712	15.007	2.229	14.555	2.535	0.287	0.231	0.491	0.261	0.516	0.272

year	研究開発費 _{t-1} /売上高 _{t-1}					
	全体		FNゾンビ		修正FNゾンビ	
	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
1999	0.002	0.019	0.001	0.006		
2000	0.002	0.019	0.001	0.004		
2001	0.002	0.017	0.003	0.013		
2002	0.002	0.017	0.002	0.007	0.002	0.007
2003	0.002	0.018	0.002	0.006	0.001	0.006
2004	0.001	0.013	0.002	0.009	0.002	0.009
2005	0.002	0.015	0.003	0.015	0.002	0.007
2006	0.002	0.024	0.001	0.004	0.014	0.084
2007	0.001	0.013	0.001	0.006	0.000	0.000
2008	0.001	0.013	0.000	0.002	0.000	0.000
Total	0.002	0.017	0.002	0.008	0.003	0.029

出所：東京商工リサーチTSR単体財務情報データ

$I_{i,t}/K_{i,t-1}$ は全体でも FN ゾンビでも Modified FN ゾンビでも大きな差は見られないが、若干

Modified FN ゾンビが低い傾向にある。

また研究開発費/売上高比率は、全体、FN ゾンビ、Modified FN ゾンビにおいて 0.2%前後になり大きな差異は見られない。

2.5. 推定結果

本節では、金融を除く全産業の推定結果と製造業のみの推定結果を示す。

2.5.1. 金融を除く全産業の分析

全産業の推定結果は表 2.2 に示されている。推定方法は、固定効果推定、ランダム効果推定と OLS 推定である。ハウスマン検定と固定効果にかかる F 検定とブリューズ＝ペーガン＝ラグランジュ乗数検定(以後 BPLM 検定)より、FN ゾンビ識別に基づく推定、Modified FN 識別に基づく

推定ともに、固定効果モデルが採択された。よって両推定式ともに固定効果モデルの推定結果のみ掲載した。

	全産業(金融除く) 固定効果 係数/t値/p値		全産業(金融除く) 固定効果 係数/t値/p値
I/K t-1	0.0572 [3.60]*** 0.000	I/K t-1	0.0362 [1.79]* 0.074
I/K t-1 × FN_Zombie_dummy	-0.4164 [-7.05]*** 0.000	I/K t-1 × Modified FN_Zombie_dummy	0.0292 [0.23] 0.815
Debt t-1/Asset t-1	0.3578 [6.85]*** 0.000	Debt t-1/Asset t-1	0.4308 [5.94]*** 0.000
lnAsset	0.004 [0.60] 0.545	lnAsset	0.0012 [0.11] 0.912
R&D t-1/SALES t-1	0.1704 [0.25] 0.806	R&D t-1/SALES t-1	0.3296 [0.40] 0.687
Number of observation group	12354 2078	Number of observation group	8905 2005
adjusted R-squared	-0.1765	adjusted R-squared	-0.2669
F test	F(2077, 10262) = 1.09 Prob > F = 0.0055	F test	F(2004, 6889) = 1.09 Prob > F = 0.0090
Hausman test	chi2(14) = 50.31 Prob > chi2 = 0.0000	Hausman test	chi2(11) = 51.27 Prob > chi2 = 0.0000
BPLM test	chi2(1) = 27.02 Prob > chi2 = 0.0000	BPLM test	chi2(01) = 21.33 Prob > chi2 = 0.0000

*有意水準10% **有意水準5% ***有意水準1%

FN ゾンビ識別に基づく推定結果の場合、非ゾンビ企業では設備投資が、付加価値労働生産性の伸び率に対して、有意水準1%でプラスの影響を与えている。また、第3節での予想通り、ゾンビダミーと設備投資のクロス項は、付加価値労働生産性の伸び率に対して、有意水準1%でマイナスの影響を与えており、しかも設備投資の項を絶対値で上回っている。このようにゾンビ企業では、設備投資が付加価値労働生産性の伸び率に対して、有意水準1%でマイナスの影響を与えている。² このことは健全な中小企業の場合、設備投資が生産性に対してプラスの影響を与えているものの、ゾンビ中小企業の設備投資は生産性の上昇に寄与しないどころか、生産性上昇の足かせになっていることを示している。

負債比率は、付加価値労働生産性の伸び率に対し有意水準1%でプラスの影響を与えている。このことは負債の規律づけが生産性を高めていることを示している。

Modified FN ゾンビ識別に基づく推定式の場合、FN ゾンビ同様、非ゾンビ企業では設備投資の係数値が付加価値労働生産性に対して有意水準10%でプラスとなっている。また第1章の結果より予想できたように、Modified FN ゾンビダミーと設備投資のクロス項が付加価値労働生産性の伸び率に対し有意な影響を与えておらず、Modified FN ゾンビ企業において設備投資が付

² FN ゾンビ企業において設備投資が付加価値労働生産性の伸び率に対して与える効果は、-0.3592、t値は-6.17である。

付加価値労働生産性の伸び率に対して与える効果は、 $0.0655(=0.0362+0.0292)$ 、 t 値は 0.53 となり、有意な効果を与えていない。

このことは第 1 章の結果と合わせて考えると、ゾンビ中小企業への追い貸しが設備投資を増加させたが、設備投資が生産性に与える効果については、Modified FN 識別では非ゾンビ企業との間に有意な差は見られなかったものの、FN 識別による推定では生産性の上昇に寄与しない投資を確かに導いていることがわかった。また負債比率は付加価値労働生産性の伸び率に対し有意水準 1%でプラスの影響を与えている。

ここで FN ゾンビと Modified FN ゾンビについて、ゾンビ中小企業による設備投資が付加価値労働生産性の伸び率に対して前者が有意にマイナスの影響を与えているのに対して、後者において有意な結果が得られなかった理由について考察したい。FN ゾンビの場合、ゾンビ識別の際、当期のみの利払前税引前利益と最低支払金利の理論値との大小で判断するため、その期に収益が悪化した場合のみ、ゾンビ企業と判断される。付加価値労働生産性は営業利益を含んでおり、収益が悪化した場合、付加価値労働生産性は低下し、同時にゾンビ企業と識別されるため、付加価値労働生産性の伸び率とゾンビ識別の間に負の相関が観察されたのであろう。Modified FN ゾンビの場合、ゾンビ識別の際、3 期までのラグを含む利払前税引前利益と最低支払金利の理論値の大小で判断するので、収益が悪化しない期も含むため、ゾンビダミーと付加価値労働生産性の伸び率との間に弱い相関が観察されたのであろう。いずれにせよ、ゾンビ中小企業による設備投資が、生産性の上昇に寄与する証拠が得られなかったことは確認できる。

以上の結果と前章の結果を合わせて考えると、健全な企業では借入の減少が設備投資を抑えた結果、資本に体化された技術進歩が成されず、付加価値労働生産性の伸びが減速したが、ゾンビ中小企業の場合、ゾンビ中小企業への追い貸しが設備投資を招いたものの、それらは生産性を高める役割を果たさなかったため、中小企業全体では設備投資の生産性誘発効果は弱いといえる。

2.5.2. 製造業のみによる分析

本節では、製造業を対象に推定した結果を示す。推定結果は表 2.3 に示されている。製造業のみによる分析も固定効果推定、ランダム効果推定と OLS 推定で行った。固定効果にかかる F 検定、BPLM 検定、ハウスマン検定より、FN 識別に基づく推定式、Modified FN 識別に基づく推定式ともに、固定効果モデルを採択した。よってここでも両推定式ともに固定効果モデルの推定結果のみ掲載した。

表2.3 推定結果製造業			
	全製造業 固定効果 係数/t値/p値		全製造業 固定効果 係数/t値/p値
I/K t-1	0.1159 [3.34]*** 0.001	I/K t-1	0.1098 [2.43]** 0.015
I/K t-1 × FN_Zombie_dummy	-0.9049 [-8.41]*** 0.000	I/K t-1 × Modified FN_Zombie_dummy	-0.3241 [-0.99] 0.324
Debt_t-1/Asset_t-1	0.449 [5.35]*** 0.000	Debt_t-1/Asset_t-1	0.6215 [5.39]*** 0.000
lnAsset	0.0169 [1.47] 0.142	lnAsset	0.0086 [0.46] 0.643
R&D_t-1/SALES_t-1	0.5862 [0.80] 0.426	R&D_t-1/SALES_t-1	0.5111 [0.59] 0.554
Number of observation group	3775 566	Number of observation group	2745 555
adjusted R-squared	-0.1149	adjusted R-squared	-0.2136
F test	F(565, 3195) = 1.06 Prob > F = 0.1870	F test	F(554, 2179) = 1.09 Prob > F = 0.0960
Hausman test	chi2(14) = 28.34 Prob > chi2 = 0.0128	Hausman test	chi2(11) = 34.96 Prob > chi2 = 0.0003
BPLM test	chi2(1) = 14.87 Prob > chi2 = 0.0001	BPLM test	chi2(1) = 11.89 Prob > chi2 = 0.0003

*有意水準10% **有意水準5% ***有意水準1%

FN 識別に基づく推定結果は、金融を除く全産業推定式と同様、付加価値労働生産性の伸び率に対し、非ゾンビ企業では設備投資が有意水準 1%でプラスな影響を与えており、ゾンビ企業では係数値は $-0.7891 (= 0.1159 + (-0.9049))$ 、t 値 -7.37 と有意水準 1%でマイナスとなっている。負債資産比率は有意水準 1%でプラスの影響を与えている。よって金融業を除く全産業と同様、ゾンビ中小製造企業への追い貸しは、設備投資を誘発したものの生産性の上昇の足かせとなったと言える。同時に中小製造業全体でも、非ゾンビ企業へ貸出の減少は生産性や収益性を高める設備投資を抑制したと言えるであろう。

Modified FN 識別に基づく推定結果でも、金融を除く全産業の推定結果と同様、付加価値労働生産性の伸び率に対して、非ゾンビ企業では設備投資が有意水準 5%でプラスの影響を与えており、ゾンビ企業では設備投資の係数値は $-0.2143 (= 0.1098 + (-0.3241))$ 、t 値 -0.65 と有意な影響を与えていない。このことは中小製造業に限っても、Modified FN 識別では非ゾンビ企業との間に有意な差を見ることはできなかったが、FN 識別に基づく推定では生産性の上昇を導かない投資を有意に増加させることが明らかになったと言える。同時に非ゾンビ企業に対する貸出の減少が、生産性や収益性を高める設備投資を抑制したことを示している。

以上の分析から、製造業に限った推定においても金融を除く全産業と同様の結果を得ることが出来たと言える。

2.6. 結論と今後の課題

本章では第 1 章に続く形で、1999 年から 2008 年にかけてのゾンビ中小企業の付加価値労働生産性の伸び率を計測し、全企業のそれと比較し、また付加価値労働生産性の伸び率の関数を

推定することで、設備投資が付加価値労働生産性の伸び率に対してどのような影響を与えたのか分析した。その結果、ゾンビ中小企業の生産性の伸び率は計測期間を通してマイナス傾向にあり、またゾンビ企業の設備投資は生産性を高める役割を果たさなかったことが確認できた。Hayashi and Prescott(2002)は、日本の「失われた 10 年」において日本経済の生産性の上昇が低下したとしている。その理由として本稿の分析結果から、ゾンビ中小企業が存在し、ゾンビ中小企業への追い貸しが生産性の上昇に寄与しない設備投資を招き、資源のミスアロケーションにつながったことを指摘することができるであろう。また、これに加えて健全な中小企業の場合には、借入が抑制されたことで設備投資が伸びず、中小企業全体の生産性の伸びが抑えられたと言える。

最後に、今後の課題について述べたい。これから破綻企業の生産性の分析も必要である。Nishimura et al.(2005)は『企業活動基本調査』のマイクロデータを用い、1996 年から 97 年の金融危機期に退出企業の生産性が存続企業の生産性を上回ったことを見いだしているが、その理由として信用保証制度によってゾンビ中小企業が存続し、存続企業全体の生産性を押し下げた可能性を考えることができる。Kneller et al. (2012)も、1994 年から 2005 年の工業統計調査と企業活動基本調査を用いた分析で、生産性の within 効果が低いこと、退出企業の生産性が存続企業の生産性の平均より高いことを示している。

企業活動基本調査や工業統計調査、法人企業統計調査などの大規模マイクロデータを使用することにより、ゾンビ中小企業の生産性の下落が日本経済の生産性の低迷にどれだけ影響を与えたのか、定量的な分析が可能となろう。これを今後の研究課題としたい。

付録 設備投資と資本ストックの作成方法

$I_{i,t}$ は取り付けベースの設備投資であり、 $K_{i,t}$ は取り付けベースのt期末資本ストックであり、以下でその作成方法を示す。建物及び付属設備、構築物、機械装置、車両運搬具、工具器具備品の有形固定資産を、それぞれの平均経過年数前の需要段階別・用途別指数の資本財で実質化した。その実質化した資本ストックを K_t^{real} とした。次にその階差をとり、それに需要段階別・用途別指数の資本財で実質化された減価償却実質額を加えて $I_{i,t}$ とした。式で表すと以下のようになる。

$$I_t = K_t^{real} - K_{t-1}^{real} + Dep_t$$

Dep_t は減価償却実施額である。この I_t を用いて $K_{i,t}$ を恒久棚卸法で作成した。 $K_{i,t}$ 系列は以下のように作成される。

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

δ は減価償却率でありベンチマークとなった資本ストックは1998年の資本ストックである。なお資本財の平均経過年数と減価償却率は、Hayashi and Inoue(1991)で報告されたものを用いた。

設備投資を説明変数として含める際には、 $I_{i,t}$ や $K_{i,t}$ がマイナスとなったものは異常値として分析から除外した。

第3章 臨時従業員比率と企業パフォーマンス

(要旨)

日本の製造上場企業のパネルデータを用いて臨時従業員比率が企業パフォーマンスに対してどのような影響を及ぼすのか分析を行った。企業パフォーマンスの指標としては TFP 変化率、2 つの利益率（売上高営業利益率、売上高経常利益率）を選択した。推定結果からは、臨時従業員比率が TFP 変化率に対して有意にマイナスの影響を及ぼしていることがわかった。また、臨時従業員比率と利益率の間には有意な関係は見いだされなかった。

3.1.はじめに

わが国において非正規雇用の問題に関心が集まってから久しい。失業問題が深刻化し非正規雇用の実態が明らかになるにつれて、マスコミ等によっても大きく取り上げられ、時には感情的な議論をも引き起こしてきた。しかし、非正規雇用の主体である企業にとって非正規雇用はどのような影響を及ぼしているのであろう。いうまでもなく企業は雇用のみならず多面的な活動を展開している。本論文は非正規雇用が企業活動に対してどのような影響を及ぼしているのか、多面的な実証分析を行うものである。

具体的にいえば、本論文は日本の上場製造業の臨時従業員比率が、生産性や利潤によって測られた企業パフォーマンスにどのような影響を与えているのかパネルデータを用いて実証分析を行ったものである。

分析に入る前に、わが国における非正規雇用の実態について概観しておこう。平成 21 年度版経済財政白書によると、非正規比率は 1984 年から一貫して上昇し、1997 から 2002 年にかけて上昇テンポが加速している。注意すべき点は、非正規比率の上昇テンポが、ここ数年で加速したとは言えないことである。後に本論文で、上場製造業の臨時従業員比率が 2004 年から 2008 年にかけてほとんど変化していないことを示すが、この事実と符合している。2000 年以降の非正規雇用の増加の内実についてみると、派遣社員・嘱託等の寄与が最も大きく、パートがこれに続き、アルバイトはやや減少傾向にある。

また同白書によると、企業が非正規雇用を活用する理由として「賃金の節約のため」をあげる企業の割合は、調査対象企業の 4 割以上に及んでいる。このことは、企業が非正規雇用の活用によって、賃金支払いの抑制を通じて利潤の増大につなげようとしていることを意味する。

このような 1990 年代から 2000 年代にかけて観察されてきた非正規雇用の増大が、企業パフォーマンスにどのような影響を及ぼしたのか実証分析を行うことが本稿の目的で

ある。非正規雇用が企業行動に与える影響を分析した研究は、これまでも存在するがそれらの研究は企業行動の一側面に限って分析を行っており、企業行動を多面的に分析した研究は皆無である。

得られた実証結果を纏めておこう。まず、臨時従業員と TFP 変化率の間には有意でマイナスの関係が観察された。しかし、臨時従業員比率と利潤との間には有意な関係は得られなかった。これらのことは、臨時従業員を増やしても、生産性の伸びを抑えて企業の長期的な競争力を削ぎ、利潤の増加には繋がらない可能性があることを示唆している。

本章の構成は以下の通りである。第 2 節ではなぜ企業がパートタイマーなど臨時従業員を雇うのか、また臨時従業員比率が企業パフォーマンスへ与える影響に関してこれまでの先行研究に沿って理論的な考察を加える。第 3 節では臨時従業員比率と企業パフォーマンスに関するこれまでの実証研究について概観する。第 4 節では、分析に用いた変数の記述統計を概観する。第 5 節では、日本の製造業の上場企業の臨時従業員比率と企業パフォーマンスについて計量分析を行う。具体的には、臨時従業員比率と TFP 変化率及び、利潤の関係について分析を行う。第 6 節は本章の結論である。

3.2. 臨時従業員の雇用と企業行動：理論的考察

企業が何故臨時従業員を雇い、その水準をどのように決定するのか理論的に考察を加えた研究を紹介しよう。Housman et al.(2001)は、企業が柔軟性のある職員を配置する理由として以下の 2 つを挙げている¹。

第一は、労働組合化された企業では労働者に対して高い賃金と諸手当を払わねばならず、労働組合によって守られない派遣社員や契約社員を雇うことにより高い賃金や諸手当を削減し、費用を節約するインセンティブが働く。つまり企業は、臨時従業員によって正規従業員を代替して生産費用の抑制を図るのである

第二に、企業は仕事の変動に対して、臨時従業員を雇用することにより柔軟に雇用量を調整することが可能となる。もし仕事の量が何らかの理由で予想を超えて大きく変動する場合、ピーク時に合わせて正規労働者を雇えば閑散期に労働に余剰が発生し、人件費を大きく押し上げてしまう。このためピーク時にパートタイマーなどを雇うことによって意図せざる仕事の変動に柔軟に対処できるのである。換言すれば、臨時従業員は、賃金の固定費用化のリスクを回避するために調整項としての役割を果たしていることになる。

この雇用量の調整に注目した研究として、Ono et al.(2010)を挙げるができる。Ono et al.(2010)は、恒常雇用者と一時的雇用者の 2 パターンの労働者が存在する 2 期間モデルを用いて企業の最適な生産行動を分析している。このモデルでは、2 期目の産出に不確実性があり、恒常雇用者を解雇する際コストがかかる場合、産出の不確実性が増大するほど企業は恒常雇用者を雇わず、一時的雇用者を増やそうとするインセンティブが働くことを示している。この論文では、企業の直面する経営環境の不確実性が高まる中で、企業がパ

¹ Kalleberg et al.(2003)及び森川(2010)も同様の分析を行っている。

ートタイムなどの一時的雇用者を雇うインセンティブを示すと同時に、非正規雇用が増大する現実を上手く捉えている。

次に臨時従業員やパートタイム労働者の比率と企業パフォーマンスの関係を理論的に分析した研究について概観しよう。Barzel(1973)は、生産性とパートタイム労働者や臨時従業員比率の関係を分析した研究である。労働者の生産性が労働時間とともに緩やかに上昇する場合、労働者の最後の時間の限界生産性は平均生産性を超えるという仮定の基で様々なモデル分析を行っている。その中で労働時間の少ないパートタイム労働者などの生産性がフルタイムの労働者の生産性を下回することを説明している。

また、関連した研究では、Hirsch(2005)がなぜパートタイム労働者がフルタイム労働者よりも低賃金であるかを分析している、その理由として職業技術の違いをあげ、さらにその背景に限定された仕事の経験と人的資本の蓄積があることを挙げている。このことはパートタイム労働者の増大が生産性に対しマイナスの影響を与えていることを分析したBarzel(1973)の研究と整合的である。

3.3.臨時従業員の雇用と企業行動：実証的考察

ここでは臨時従業員やパートタイム労働者の比率と企業パフォーマンスの関係について実証分析した先行研究について概観しよう。²

海外における研究

Garenero et al.(2014)は、ベルギーの企業データを用い、男性の長時間パートタイム労働者比率が時間あたり付加価値生産性に対してプラスの影響を与えていることを見いだしている。しかしこの研究では生産性は水準ベースで分析しており、変化率や変動などを分析していない。

Kunn-Nelen et al.(2013)も同様に、オランダの薬局のパートタイマーの生産性を論じた論文の中で、パートタイマーの比率を上げるほど、薬局の生産性が上昇する結果を示している。その理由として、12時から13時30分の間に昼食をとる正規労働者の穴を埋める形でパートタイム労働者がこの時間に当てられ、その結果労働者が効率的に配分されて生産性が上がると述べている。このことは前節で紹介したHousman et al.(2001)やOno et al.(2010)の研究と整合的である。仕事の変動に対処するためにパートタイマーなどを雇うインセンティブが存在し、それによって資本や労働の生産資源を有効に活用し生産性上昇につながることを示唆されている。

Huffman and Evenson(2001)は、アメリカの農業の生産性を分析し、その中で穀物生産においては生産性に対し農外雇用がマイナスの影響を与え、家畜生産においては農外雇用が生産性に対しプラスの影響を与えたとしている。

²有価証券報告書記載の臨時従業員は、パートタイマーと違い、企業により定義が異なる。

わが国における研究

日本においてパートタイム比率と生産性について研究した論文として、宮川・竹内・浜潟(2008)を挙げる事が出来る。宮川・竹内・浜潟(2008)は JIP データベースに基づく産業別分析を行っており、パートタイム比率が TFP の伸び率に対しマイナスの影響を与えており、パートタイム比率の上昇による構造変化は、必ずしも生産性の向上に役立っていないとしている。

この他にもパートタイム比率と生産性について分析した実証研究として、奥平・滝沢・鶴(2008)を挙げる事が出来る。この論文では日本の整理解雇規制が企業の生産性に与える効果を検証しているが、その中でパート従業員比率が TFP の上昇率に対し有意にマイナスの影響を与えているとしている。

また森川(2007)は、パートタイム労働者比率が高い企業ほど TFP 水準が高いと報告しており、パートタイム労働者比率と TFP の伸び率の間にはマイナスの関係があると述べている。

さらに森川(2010)によると、売上高の成長率が高い企業ほど派遣労働者比率が高い傾向にあり、売上高のボラティリティが高い企業では、派遣労働の利用により TFP に対して正の効果を持つことが示されている。このことは先ほど Housman et al.(2001)や Ono et al.(2010)の研究を紹介した際に述べた臨時従業員を雇用するインセンティブを実際に示しているのかも知れない。ただし森川(2010)は TFP の水準に関する分析に終始しており、変化率といった TFP の変動を考慮した分析ではない。

後藤(2011)は非正規雇用者の労働組合への組織化について分析した論文である。その中で、非正規社員は正規社員と同じ仕事をしているのにも関わらず、賃金に差がつくことへの不満が上がって、モチベーションの低下や職場の一体感の希薄化が問題視されるようになった企業の事例を挙げている。またこの他にも、非正規職員が急増し、仕事や責任は正規職員と同じにもかかわらず、労働条件の低さを理由に辞めていく非正規職員が増える状態になった自治体職場の例も挙げている。これらのことは、非正規職員の増大がモチベーションの低下や仕事の定着率の低下を招き、生産性を悪化させる原因になる可能性を示している。

また、利潤とパートタイム比率の関係を分析した論文として、児玉(2004)を挙げる事が出来る。そこでは女性雇用が総資産利益率に及ぼした影響を分析しているが、そのなかでパートタイム比率をコントロール変数として含めている。実証結果から、パート比率は総資産利益率に対しプラスで有意な効果をもたらすとしている。このことは企業がパートタイマーを増やすことで、人件費を圧縮し利潤をあげていることを示している。

同様に児玉・小滝・高橋(2005)も女性雇用が総資産利益率にどのような影響を与えたのか分析した中で、女性パートタイム比率が総資産利益率に対しプラスで有意な影響を与えているとしている。しかし男性パートタイム比率に関しては有意な結果は得られていない。

派遣雇用について研究した論文についても概観しておこう。佐野・高橋(2009)は、製品開

発の職場で働く派遣技術者について分析している。彼らによると、製品開発の職場で働く派遣技術者は幅広い工程で活用され、また管理や調整に関わる仕事も担当していることが多いとしている。そして、徐々に高度な仕事を経験するようなキャリアを歩んでいるとしている。さらにこれらのキャリア形成の機会を背景に、派遣技術者の多くは技術者としての長期的なキャリアを望み、自らの技能向上に強い関心を持っているとしている。しかし、派遣技術者の中にはやがては製造企業で直接雇用される技術者への転換を考えている人も少なくなく、派遣という働き方が、労使、派遣企業ともにプラスに作用しているという解釈が成り立つ。しかし派遣社員のうち派遣技術者は少数であり、しかも彼らの少なくない部分が将来直接雇用されることを希望するということを考えると、この分析だけをもって、派遣雇用をポジティブに考えることは早計であろう。

島貫・守島(2004)は、派遣労働における人材の調達、育成、評価において、ミスマッチが生じやすいとしている。なぜなら、派遣労働においては派遣先企業と人材派遣会社に人材マネジメント主体が分かれ、派遣先企業においては人材派遣会社の情報が少なく、人材派遣会社においては派遣先企業の情報が少ないことで、人材マネジメントのミスマッチが生ずるからである。またこれにキャリア・パースペクティブの短期性が加わり、派遣労働者の働く意欲や成果低下の可能性が考えられるとしている。このことは派遣労働の増大が生産性に対してマイナスの影響を与える可能性を示唆している。

松浦(2009)は、派遣労働者と派遣会社についてヒアリング調査を行っている。彼女によれば、派遣会社を対象としたアンケート調査で、能力開発を行っても派遣スタッフが他社に移り効果が上がらず、また派遣スタッフの能力向上に対する取り組みが低いとしている。さらに派遣労働者を対象としたヒアリング調査によると、派遣先が変わっても時給が上がることはあまりないという意見が多かったとしている。またスキルアップが時給に連動しないという派遣労働者の声が多いとしている。このことは島貫・守島(2004)で述べられたミスマッチが実際に生じていることを示唆している。

島貫(2007)は、派遣労働者の労働意欲に関する実証研究をおこなっている。彼は派遣先と派遣元の人事管理が派遣先の継続意欲に与える影響を分析した中で、単調な仕事が派遣先の継続意欲に有意な負の影響を示していることを見いだしている。このことは派遣先企業が単調な労働を派遣社員やパートタイマーにあてがい、高賃金の労働者をより生産性の高い労働に振り向けることで、全体の生産性を上昇させようとしても、派遣社員やパートタイマーの継続意欲にマイナスの影響を与え、結果として生産性が押し下げられる可能性を示唆している。

3.4.使用データと記述統計

本節では本分析で中心的な役割を果たす臨時従業員比率のデータをはじめとして、実証分析に用いる生産性指標の作成方法とその特徴について記述統計に基づいて概観する。

3.4.1. 臨時従業員比率の作成方法と記述統計

データは、臨時従業員比率に関しては個別企業の有価証券報告書から入手し、それ以外については日本経済新聞社・上場企業連結本決算データから得た。臨時従業員については、生産販売などに直接従事する臨時従業員が相当数ある場合（開示通達によれば従業員総数の10%程度）にのみ、最近1年間におけるその人員を注記することが義務付けられている。

臨時従業員比率は、有価証券報告書に記載された従業員数と臨時従業員数により以下のようにして作成する。

$$\text{臨時従業員比率} = \text{臨時従業員数} / (\text{従業員数} + \text{臨時従業員数}) \quad (3.1)$$

表3.1は分析に用いた臨時従業員比率について、全製造業および産業ごとの平均を、2004年から2008年について示したものである。

	全製造業	食料品	繊維製品	パルプ紙	化学	医薬品
2004	0.1965	0.3408	0.2940	0.1897	0.1707	0.1508
2005	0.1975	0.3316	0.2983	0.1908	0.1763	0.1481
2006	0.1990	0.3376	0.3068	0.1778	0.1723	0.1807
2007	0.1989	0.3347	0.2921	0.1966	0.1700	0.1685
2008	0.1995	0.3438	0.2991	0.1953	0.1674	0.1606
Total	0.1984	0.3377	0.2981	0.1900	0.1711	0.1621
	石油・石炭	ゴム製品	ガラス・土石製品	鉄鋼	非鉄金属	金属製品
2004	0.2165	0.2123	0.2014	0.1577	0.1401	0.1520
2005	0.2298	0.1894	0.1981	0.1740	0.1285	0.1561
2006	0.2312	0.2015	0.1664	0.1573	0.1335	0.1612
2007	0.2439	0.1923	0.1801	0.1673	0.1407	0.1669
2008	0.2423	0.1987	0.1844	0.1640	0.1440	0.1712
Total	0.2333	0.1986	0.1852	0.1638	0.1374	0.1618
	一般機械	電気機器	輸送用機器	精密機器	その他製造業	
2004	0.1439	0.1576	0.1728	0.2094	0.1633	
2005	0.1533	0.1585	0.1817	0.2308	0.1718	
2006	0.1576	0.1618	0.1857	0.2409	0.1908	
2007	0.1604	0.1698	0.1793	0.2289	0.1848	
2008	0.1641	0.1629	0.1863	0.2151	0.1857	
Total	0.1567	0.1623	0.1817	0.2247	0.1801	

臨時従業員比率は全製造業・産業別に見ても、推定期間中極めて安定していることがわかる。このことは2004年から2008年にかけては、臨時従業員は少なくとも製造業の上場企業においては、大きな変動がなかったことを示している。また産業別の結果をみると、食料品と繊維製品の臨時従業員比率が比較的高いこと、及び非鉄金属と一般機械産業の臨時従業員比率が低いことが観察される。

表3.2は臨時従業員比率の年度階差の記述統計である。臨時従業員比率の年度階差の平均はわずか0.3%であり、標準偏差は3.64%である。同時に下位5%点は4.2%、上位5%点は5.13%であり、さらに2004年から2008年までの臨時従業員比率の階差を見ても、平均で1.07%、標準偏差は7.42%、下位5%点は-8.97%、上位5%点は11.48%であり、各企業の臨時従業員比率は、推定期間を通してあまり変化がないことが窺える。

以下では臨時従業員比率以外の主要変数の作成方法およびその特徴について述べる。記述統計量については表 3.3 に示されている。

2004→2005	平均	0.0048
	標準偏差	0.0340
2005→2006	平均	0.0038
	標準偏差	0.0434
2006→2007	平均	0.0023
	標準偏差	0.0368
2007→2008	平均	0.0016
	標準偏差	0.0306
Total	平均	0.0030
	標準偏差	0.0364
2004→2008	平均	0.0107
	標準偏差	0.0742

3.4.2.生産性指標の作成方法と記述統計

TFP 変化率は、TFP 対数値の階差として求められている。TFP の対数値は以下のようにして計算した。

コブダグラス型の生産関数を仮定すると、TFP の対数値は以下の式により求められる。

$$\ln TFP_{i,t} = \ln Y_{i,t} - \alpha_{i,t} \ln L_{i,t} - \beta_{i,t} \ln \lambda_t K_{i,t} - \gamma_{i,t} \ln M_{i,t} \quad (3.2)$$

ここで、 Y_t は産出額、 L_t は労働時間数を調整した労働投入、 K_t は資本ストック(資本ス

トックの作成については、データの詳細の項で説明、 λ_t は製造業稼働率、 M_t は中間投入で

ある。また、 α_t は労働コストシェア、 β_t は資本コストシェア、そして γ_t は中間投入コス

トシェアである。産出額は、売上高と、棚卸資産の増分の和であり、ともに国内企業物価指数(工業製品)で実質化された。労働時間数はすでに見たように、厚生労働省『毎月勤労統計調査』より、一般労働者とパート別に製造業の年間労働時間を作成し、一般労働者の年間労働時間を従業員数に、パートの年間労働時間を臨時従業員数に掛け合わせて、合算して求めた。中間投入は、売上原価・営業原価に販売費及び一般管理費を加え、減価償却実施額と人件費・福利厚生費を引いたものである。

また、生産関数の推定は Levinsohn and Petrin(2003)の方法を使用した³。生産関数の推

³ 係数推定値の標準誤差を計算する際のブートストラップの回数は 250 回とした。

定において常に問題にされるのが、投入物と観察されない生産性ショックの相関である。この点を考慮せずにパネル推定を行うとバイアスのある推定値が得られ、そこから計算される TFP にもバイアスが生じることになる。Levinsohn and Petrin(2003)は、観察されない生産性ショックのプロキシとして原材料投入を用いてこの問題を回避することに成功した。労働、資本ストック、中間投入の係数推定値を用いて TFP は(3.3)式から求められる。また、TFP 変化率は以下のように求められる。

$$\ln TFP_{i,t} - \ln TFP_{i,t-1} \quad (3.3)$$

人件費・福利厚生費、売上原価・営業原価、減価償却実施額、販売費及び一般管理費が得られない企業については TFP が得られない企業と分類している。表 3.3 から TFP の伸び率は 2006 年以降マイナスで推移していることがわかる。

TFP変化率		売上高営業利益率		売上高経常利益率		稼働率調整済資本 ストック伸び率		負債・資産比率		資産対数値		
year	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
2005	0.0044	0.0487	0.0629	0.0614	0.0615	0.0724	0.0636	0.2174	0.2110	0.1704	11.0529	1.4070
2006	-0.0062	0.0489	0.0609	0.0789	0.0642	0.0702	0.0975	0.2377	0.1926	0.1561	11.1065	1.4291
2007	-0.0083	0.0521	0.0595	0.1003	0.0612	0.0988	0.1238	0.5210	0.1758	0.1450	11.1211	1.4559
2008	-0.0014	0.0643	0.0575	0.0834	0.0569	0.0744	-0.0113	0.5525	0.1655	0.1387	11.0731	1.4648
Total	-0.0031	0.0545	0.0602	0.0823	0.0610	0.0799	0.0685	0.4167	0.1860	0.1538	11.0887	1.4388

研究開発費・売上高比率		
year	平均	標準偏差
2001	0.0258	0.0251
2002	0.0300	0.0359
2003	0.0296	0.0366
2004	0.0289	0.0337
2005	0.0274	0.0287
2006	0.0281	0.0475
2007	0.0296	0.0951
Total	0.0285	0.0491

3.4.3.その他の使用変数の作成方法と記述統計

企業パフォーマンスの指標として、売上高営業利益率（営業利益／売上高）と売上高経常利益率（経常利益／売上高）を用いている。

売上高営業利益率は 2005 年にピークに緩やかに減少している。また売上高経常利益率は 2006 年にピークに減少傾向にある。

生産性上昇率の説明変数として研究開発支出を売上高で除した比率を用いている。売上高は国内企業物価指数で実質化し、研究開発費は文部科学省『科学技術要覧』所収の研究開発デフレーター（自然科学の企業等）で実質化した。記述統計をみると平均値は推定期間を通して極めて安定的に推移している。

資産の対数値は資産合計を国内企業物価指数で実質化し、それを対数化して求めた。負債比率は負債を資産合計で除したものである。負債は長短借入金・社債・転換社債・コーポレートペーパーの合計である。負債・資産比率は推定期間を通して平均値、標準偏差と

もに低下傾向にあることが読み取れる。

3.5. 臨時従業員比率と企業パフォーマンスの関連：実証分析

3.5.1. 臨時従業員比率と生産性の関連

最初に、臨時従業員比率と生産性の上昇率についてパネル分析する。推定期間は2005年から2008年までである。

臨時従業員が増えた場合、Barzel(1973)が述べたように労働時間が少ないことからOJTがなされない未熟練労働者の増加や、労働者の企業に対する忠誠心の低下から生産性が下がることが考えられる。また、逆に、熟練を要しない労働に臨時従業員を配置することにより、正規従業員が熟練を要する作業に専念することにより生産性が向上する可能性も考えることが出来る。いわばカードの比較優位説が示すように全体の生産性が上昇するのである。さらに、生産性に対して予期しない負のショックが起こった場合、これに対処するために企業はバッファとして臨時従業員を減少させることが考えられる。このように生産性ショックと臨時従業員には正の相関が考えられ、計測においては臨時従業員比率の内生性を考慮しなければならない。

ここでは生産性の指標としてはTFP変化率を用いる。説明変数としては、臨時従業員比率以外にR&D支出/売上高の4期までのラグ、負債・資産比率の1期ラグ、資産の対数値、業種ダミー、年ダミーを用いる。推定式は以下の式によって与えられる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln TFP_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Rinjiratio_{i,t} + \beta_2 (R\&D/Sales)_{i,t-1} + \beta_3 (R\&D/Sales)_{i,t-2} + \\ & \beta_4 (R\&D/Sales)_{i,t-3} + \beta_5 (R\&D/Sales)_{i,t-4} + \beta_6 (Debt/Asset)_{i,t} + \beta_7 \ln(Asset)_{i,t} + \\ & \beta_{ind} Industrial\ dummy + \beta_{year} year\ dummy \end{aligned} \quad (3.4)$$

ここで $\Delta \ln TFP$ はTFP変化率、 $Rinjiratio$ は臨時従業員比率、 $R\&D$ は研究開発費、 $Sales$ は売上高、 $Debt$ は負債、 $Asset$ は資産合計、 $Industrial\ dummy$ は産業ダミー、 $year\ dummy$ は年ダミーである。

生産性変化率に対するこれらの説明変数の効果は以下のように考えることができる。R&D支出/売上高は生産性に対して正の影響を及ぼすと考えられる。通常研究開発投資は3期から4期のラグを伴って生産性に影響を与えることが、実証分析において報告されているから、4期までのラグを考慮した。また負債・資産比率は、負債の規律づけ効果によるプラスの影響、もしくは過剰負債が企業活動の重荷になることを反映してマイナスの影響を及ぼすと考えられるから先験的にはいずれの符号もとりのう。資産の対数値は、生産性に対する規模の経済効果を考慮するためである。

また、推定に用いた標本は、TFP変化率と臨時従業員比率がともに得られた企業から構成されている。さらに、TFP変化率と研究開発費/売上高について、平均±4×標準偏差を超えるものは、異常値として除外した。従って、データはアンバランスドパネルデータで

ある。

推定を行う上で、臨時従業員比率に加えて企業活動の重要変数である負債資産比率、資産についても内生性の可能性を考慮して操作変数法を適用した。操作変数は、売上高営業利益の1期と2期ラグ、臨時従業員比率の1期ラグ、稼働率調整済資本ストック伸び率の1期ラグ、負債・資産比率の2期ラグである。

表3.4 TFP変化率と臨時従業員比率の関係	
	プールド操作変数推定
	b/t/p
臨時従業員比率	-0.0238 [-1.96]*
	0.050
負債/資産	0.0292 [2.73]***
	0.006
ln資産	-0.0226 [-5.01]***
	0.000
研究開発費t-1/売上高t-1	0.0295 [0.18]
	0.857
研究開発費t-1/売上高t-2	0.4684 [2.78]***
	0.006
研究開発費t-1/売上高t-3	0.0374 [0.25]
	0.803
研究開発費t-1/売上高t-4	-0.2775 [-2.70]***
	0.007
標本数	1844
修正R2	
F検定	F(516,1317) = 0.52 Prob > F = 1.0000
ハウスマン検定	chi2(10) = 50.77 Prob>chi2 = 0.0000
Sargan N*R-sq test	3.866 Chi-sq(2) P-value = 0.1447
Basmann test	3.815 Chi-sq(2) P-value = 0.1484
内生変数	臨時従業員比率
	負債 _{t-1} /資産 _{t-1} ln資産
外生変数	臨時従業員比率1期ラグ
	負債 _{t-2} /資産 _{t-2}
	売上高営業利益率1期ラグ
	売上高営業利益率2期ラグ
	稼働済み資本ストック伸び率1期ラグ

*有意水準10% **有意水準5% ***有意水準1%

推定結果は表 3.4 に示されている。ハウスマン検定、固定効果の有無に関する F 検定の結果より、ランダム効果推定とプールド推定が採択された。ここではプールド推定による結果のみ示す。⁴ 過剰識別制約の Sargan N*R-sq 検定の P 値は 0.1447、Basmann 検定の P 値は 0.1484 であり、操作変数の選択は適切であると言える。

⁴ ランダム効果推定の結果はプールド推定の結果とほとんど変わらなかったため、プールド推定の結果のみ掲載した

臨時従業員比率は TFP 変化率に対して、10%有意水準でマイナスの影響を及ぼしていることが確認出来る。この結果より、臨時従業員比率の上昇は生産性の伸びに対しマイナスの影響を与えていると結論づけられ、これまでの先行研究とも整合的な結果が得られている。

同時に資産の対数値が有意水準1%で TFP 伸び率に対してマイナスの影響を与えている。また負債・資産比率の1期ラグが TFP 変化率に対し有意水準1%でプラスの影響を与えている。このことは生産性に対して企業規模が負の影響を与え、生産性の上昇率で測られた企業パフォーマンスに対し、負債が規律付ける効果を与えていることを示している。

更に R&D 支出／売上高は生産性に対して2期のラグがプラスで有意に、4期のラグがマイナスで有意な影響を与え、絶対値で2期のラグが4期のラグの R&D 支出／売上高を上回っていた。このことは研究開発がトータルで見た場合、生産性を高める効果があったことを示している。

3.5.2. 臨時従業員比率と利益率の関連

臨時従業員比率が売上高営業利益率及び売上高経常利益率に対してどのような影響を与えているのか、定量的分析を行う。推定期間は2004年から2008年までである。

臨時従業員比率が高まった場合に利益率を上昇させる理由としては、人件費の抑制による利潤拡大の可能性が考えられる。

ここでは売上高営業利益率、売上高経常利益率を被説明変数とし、臨時従業員比率、稼働率調整済み資本ストック伸び率、負債・資産比率、資産の対数値、産業ダミー、年ダミーを説明変数として推定を行う。推定式は以下の2式である。

$$(Eigyou/Sales)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rinjiratio_{i,t} + \beta_2 \frac{(\lambda_t K_{i,t} - \lambda_{t-1} K_{i,t-1})}{\lambda_{t-1} K_{i,t-1}} + \beta_3 (Debt/Asset)_{i,t} + \beta_4 \ln(Asset)_{i,t} + \beta_{ind} Industrial\ dummy + \beta_{year} yeardummy \quad (3.5)$$

$$(Keijyou/Sales)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rinjiratio_{i,t} + \beta_2 \frac{(\lambda_t K_{i,t} - \lambda_{t-1} K_{i,t-1})}{\lambda_{t-1} K_{i,t-1}} + \beta_3 (Debt/Asset)_{i,t} + \beta_4 \ln(Asset)_{i,t} + \beta_{ind} Industrial\ dummy + \beta_{year} yeardummy \quad (3.6)$$

ここで *Eigyou* は営業利益、*Keijyou* は経常利益、*K* は資本ストック、 λ は稼働率である。

利益率に予期しない負のショックが発生した場合、企業は臨時従業員を減少させて利潤を確保することが考えられる。このように利益率を被説明変数とする回帰分析においても臨時従業員比率の内生性に考慮する必要がある。臨時従業員比率に加えて負債・資産比率と資産の対数値も内生変数と考えて操作変数法による計測を行った。操作変数として、1期前の臨時従業員比率、1期前の総資産の対数値、稼働率調整済み資本ストック伸び率の3期

までのラグを用いた。⁵

推定は、各利益指標と臨時従業員比率がともに利用可能なデータのみによって行われた。また、売上高営業利益率、売上高経常利益率、資本ストック伸び率の平均±4×標準偏差を超えるものについては異常値としてサンプルから除外した。従って、データセットはアンバランスドパネルデータである。

推定結果は表 3.5 に示されている。被説明変数として売上高営業利益率、売上高経常利益率を使用した場合、ハウスマン検定と固定効果の有無に関する F 検定からそれぞれランダム効果推定、固定効果推定が採択される。

	営業利益/売上高関数	経常利益/売上高関数
	ランダム効果推定	固定効果推定
	b/t/p	b/t/p
臨時従業員比率	-0.0225 [-0.99]	-0.0372 [-1.01]
	0.323	0.312
稼働済み資本ストック伸び率	0.004 [0.52]	0.0067 [1.94]*
	0.604	0.052
負債/資産	-0.7378 [-2.51]**	-0.0794 [-2.35]**
	0.012	0.019
ln資産	0.0132 [4.28]***	-0.0055 [-0.64]
	0	0.524
標本数	1944	1941
修正R2		
F 検定	F(548,1388) = 5.25 Prob > F = 0.0000	F(548,1385) = 16.42 Prob > F = 0.0000
ハウスマン 検定	chi2(7) = 1.77 Prob>chi2 = 0.9714	chi2(7) = 12.85 Prob>chi2 = 0.0759
過剰識別制約検定	3.621 Chi-sq(2) P値 = 0.1636	4.318 Chi-sq(3) P値 = 0.2291
内生変数	臨時従業員比率 負債 _{t-1} /資産 _{t-1} ln資産	臨時従業員比率 負債 _{t-1} /資産 _{t-1} ln資産
操作変数	臨時従業員比率1期ラグ ln資産1期ラグ 稼働済み資本ストック伸び率1期ラグ 稼働済み資本ストック伸び率2期ラグ 稼働済み資本ストック伸び率3期ラグ	臨時従業員比率1期ラグ 負債 _{t-2} /資産 _{t-2} ln資産1期ラグ 稼働済み資本ストック伸び率1期ラグ 稼働済み資本ストック伸び率2期ラグ 稼働済み資本ストック伸び率3期ラグ

*有意水準10% **有意水準5% ***有意水準1%

売上高営業利益率関数、売上高経常利益率関数ともに過剰識別制約の P 値はそれぞれ 0.1636, 0.2291 であり内生変数・操作変数の選択は適切であると言える。

両利益率指標に対して臨時従業員比率は負の効果をもつが有意ではないことがわかる。臨時従業員を増やしても、必ずしも利潤の増大につながらないというこの結果に対しては、臨時従業員比率を上昇させ、人件費を抑制して利潤をあげている企業と、利潤水準が低く、それを打開するために、臨時従業員を増大させている企業が混在している可能性が考えられる。その場合には互いの効果が相殺され臨時従業員比率と利益率との間に有意な関係が

⁵ 売上高経常利益率関数の計測においては、これらの操作変数に加えて 2 期前の負債・資産比率も操作変数に用いた。

観察されないのである。何れにせよ、先行研究とは異なり、上場企業の製造業の場合、臨時従業員比率の上昇が利益率に対し有意な正の影響を与えていないことが確認出来た。⁶

また、売上高営業利益率、売上高経常利益率に対して、負債・資産比率は有意なマイナスの効果を有しており、売上高営業利益率関数においては資産の対数値がプラスで有意な影響を与えている。

これらのことから、企業規模が大きくなるほど、また負債比率が低下するほど利益率は改善されることがわかる。

3.6. 結論と今後の課題

上記で得られた推定結果を纏めておこう。まず、日本の上場製造業の場合、臨時従業員の増大は生産性の伸びに対し、マイナスの影響を与えていることが確認出来た。これはこれまでの先行研究の結果とも一致する。また臨時従業員比率は利益率に対して有意な影響を及ぼしていなかった。第1節で述べたように、平成21年の経済財政白書によれば企業が非正規雇用を活用する理由として「賃金の節約のため」が最も多くあげられるが、実際には、臨時従業員の雇用は必ずしも利潤の増大にはつながっていないのである。これらの実証結果から、企業が今後生産性を拡大する際に、利潤を損なうことなく、臨時従業員を正規化することによって生産性が拡大する余地があることを示唆している。

山口(2011)は本論文と同じく上場企業の臨時従業員数を用い、正社員と臨時従業員の間で代替的な関係があるとしており、上場企業は正規雇用の減少を臨時従業員によって代替していると考えられるが、逆に、臨時従業員を正規化することによって、臨時従業員から正規雇用への代替も可能であることを示している。事実、原(2011)、Hara(2014)によればOJTを数多く受けた非正社員の正社員への転換確率は高く、またHara(2014)は、企業が従業員に提供するトレーニングは非正規雇用から正規雇用への移行確率を上昇させる結果を得ている。同様に、樋口・佐藤・石井(2011)によると、会社による教育訓練受講後、非正規から正規雇用へ転換する確率が高まるとしている。これらのことは非正規社員を企業内教育し、正社員とすることにより生産性が上昇する可能性を示唆している。

このように政策的にも、臨時従業員を正規化するような政策をとることで、日本の製造業の生産性を上昇させていくことが可能となるのである。

⁶ 売上高営業利益率と売上高経常利益率の回帰分析において、動学パネル分析も試みたが、臨時従業員比率はそれらに対し有意な影響を与えなかった。

付録 資本ストックの作成方法

ここでは分析の際に用いた資本ストックの計測方法について詳述する。

1994年における償却対象有形固定資産をベンチマークとし恒久的棚卸法によって資本ストックを作成した。

1994年のベンチマークが得られない場合には、翌年に設定し、さらにその値が得られない場合、翌々年というようにベンチマークの年次を伸ばして作成を進めた。

ベンチマーク資本の平均経過年数は、Ogawa et al. (1994)によって得られた資本の平均経過年数の単純平均を使用した。

デフレーターは日本銀行所収の『需要段階別・用途別指数』の資本財を利用した。設備投資額は以下のようにして推計した。

$$I_t = K_t - K_{t-1} + \alpha Dep_t$$

I_t は設備投資額、 K_t は償却対象有形固定資産、 $Dept$ は減価償却実施額である。減価償却実施額は、償却対象有形固定資産と無形固定資産に対して行われた減価償却費の合計であるため、そこから有形固定資産に対応する部分を取り出すための比率 α を以下のように算出した。

$$\alpha = \frac{1}{14} \sum_{t=1995}^{2008} \frac{K_t}{K_t + Intank_t}$$

ここで $Intank_t$ は無形資産合計である。

設備投資額が得られた後、以下の恒久的棚卸法により資本ストック系列を作成した。

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

また設備投資額がマイナスになった場合、資本が除却されている可能性が高いため、資本の平均経過年数前のデフレーターで実質化した。 δ は資本減耗率であり、Hayashi and Inoue(1991)によって報告されたものを使用した。

第4章 日本において中小企業パフォーマンスはどのように賃金に反映されるのか?

(要旨)

日本において資本金10億円未満の中小企業のパフォーマンスが賃金の伸びに対して、どのような影響を与えたのか、TSR企業単体情報ファイルのデータセットを利用して製造業・卸小売業・建設業について実証分析を行った。その結果、生産性の上昇(下落)が労働時間当り名目賃金伸び率を上昇(下落)させることがわかった。また稼働済み資本ストック伸び率は製造業の労働時間当り名目賃金伸び率にマイナスに、卸小売業と建設業ではプラスの影響を与えていることがわかった。さらに意外なことに卸小売業ではCPIの下落が労働時間当り名目賃金の伸び率を高めていることがわかった。

4.1.はじめに

本章では、第1章及び第2章で用いたTSR企業単体情報ファイルのデータセットをさらに利用して、資本金10億円未満の中小企業のTFP伸び率や稼働済み資本ストック伸び率、売上高営業利益率などが企業の労働時間あたり名目賃金の伸び率にどのような影響を与えたのか、実証分析を行う。ほとんどの個人にとって、収入の多くは賃金に依存するが、賃金の増大はそれを支払う企業パフォーマンスに依存することが予想される。よって本論文では中小企業のパフォーマンスが名目賃金の伸び率にどのような影響を与えたのか実証分析を行う。

本論文で得た推定結果についてまとめておこう。本論文においては資本金10億円未満の製造業・卸小売業・建設業に焦点を絞り分析を行ったが、この3業種すべてを含めた分析でも、産業ごとの分析でも、TFP伸び率が名目賃金率の伸び率に対しプラスで有意な影響を与えていたことがわかった。稼働済み資本ストックの伸び率は製造業ではマイナスの影響を与えたが、卸小売業と建設業ではプラスの影響を与えていた。また、CPI伸び率の1期ラグは卸小売業においては、予想に反して名目賃金率の伸び率に対してマイナスで有意な影響を与えていた。さらに売上高営業利益率は製造業の場合においてのみ、名目賃金率の伸び率に対してプラスで有意な影響を与えていた。

これらのことは、中小企業の生産性の上昇は賃金に還元されており、近年においては製造業の資本は労働と代替の関係にあること、卸小売・建設業では補完の関係にあることが分かる。製造業以外では利潤と賃金の間には明確な関係が得られなかったこと、卸小売業では物価の下落は生産性向上によるものであり、それが賃金を押し上げたと解釈できる可能性を示している。

本章の構成は以下のとおりである。第 2 節では企業パフォーマンスと賃金、ないし賃金の伸び率について実証分析した先行研究について概観する。第 3 節では推定する関数を説明し、推定に用いる変数の記述統計について詳述する。第 4 節では得られた推定結果について述べる。第 5 節は結論である。

4.2. 先行研究

本節では企業パフォーマンスと賃金に関して分析した実証研究について概観する。

日本において企業のミクロデータを用い、企業パフォーマンスが賃金やその伸びにどのような影響を与えたか分析した論文はあまり存在しない。まして中小企業のデータを多く含む、もしくは中小企業にのめりを絞った研究は全く存在しない。

茨木・井上・有馬・中野(2007)は日経NEEDS-FinancialQUESTより取得可能な東証一部上場企業1125社(単体)の1995年から2004年までの個別企業の財務データを用いて、上場企業の賃金が企業内もしくは企業外のどのような要因によって決定されるか分析している。その結果、利益率が高いほど、債務比率が低いほど賃金が高くなることを示している。つまり利益を上げている企業ほど賃金を多く払う余裕があり、負債が少ないほど財務体質が健全で賃金を上昇させることが可能であることを示していると言える。しかしこの研究はTFPなどといった企業の生産性や資本ストック等が賃金にどのような影響を与えたか分析していない。また産業別の分析もなされていない。

次に海外において、企業パフォーマンスが賃金にどのような影響を与えたか分析した研究について述べる。日本とは異なり、海外においては企業パフォーマンスと賃金の関係について分析した研究は数多く存在する。中でも、企業の財務データと労働者個人のデータをマッチングさせることで、企業のパフォーマンスと労働者の賃金の関係を分析した研究が多い。

まず企業の付加価値労働生産性や TFP など生産性と賃金に関して分析した研究について述べる。

Carlsson et al.(2015)はスウェーデンの製造業と鉱業の被雇用者 10 人以上の工場と労働者をマッチングさせたデータを用いた分析で、その工場、およびその工場が所属する産業の付加価値労働生産性と TFP がその工場の労働者の賃金に有意なプラスの影響を与えるという結果を得ている。このことは企業の生産性の上昇が賃金という形で還元されていることを示していて興味深い。

Van Reenen(1996)はイギリスの上場製造業の 1976 年から 1982 年のデータと、Science Policy Research Unit という 1945 年からイギリスの企業が最初に商業化したイノベーションを記録したデータベースをマッチングさせて分析を行っている。それによると今期から 3 期前までのイノベーションが賃金にプラスの影響を与えたとしている。同時に同じ産業内の R&D やイノベーションはその企業の賃金を押し下げたとしている。また、準レント(従業員一人当たり売上高から産業内平均賃金を差し引いたもの)と従業員一人当たり利潤が賃

金に対しプラスの影響を与えていたと述べている。この研究も、企業パフォーマンスが高まることで従業員の厚生を高まることを示している。

Guiso et al. (2005)は、イタリアの従業員と企業をマッチングさせたマイクロデータを用いた分析で、企業の恒常的な付加価値生産性のショックが被雇用者の賃金に影響を与えることを示している。

このように、海外においては企業の生産性の上昇やイノベーションが、当該企業の労働者の賃金を押し上げたという研究が多い。

次に企業利潤などが賃金とどのような関係にあるか分析した論文を概観する。

Bell and Van Reenen(2011)はイギリスの主として2000年代のデータを使用し、CEOや重役、中間管理職、一般社員の賃金を企業パフォーマンスによって回帰している。それによると total shareholder returns (TSR)を説明変数とすると、CEO、重役、中間管理職の賃金が増加することを見いだしている。non-managerial workersの賃金も増えるが、係数は前者に比べ小さい。準レント(一人当たり売上高から平均外部賃金を差し引いたもの)を説明変数とすると、CEO、重役、下位管理職、一般社員の賃金がいずれも増えるが、一般社員の弾力性はCEOの10分の1、下位管理職はCEOの5分の1に過ぎないことを見いだしている。このことは、企業の利潤の増大は、企業で雇用されているすべての階層の賃金を増大させることを示している。

Blanchflower et al.(1996)は、アメリカの製造業で企業と労働者をマッチングさせたデータで実証分析している。期間は1964~1985年で、従業員ひとりあたり利潤が高いほど、賃金が高くなるとしている。また、産業レベルの分析では利潤の増大がラグを伴って賃金を押し上げるとしている。

Estevão and Tevlin (2003) はアメリカの製造業を対象に産業ごとの分析を行っている。労働者1人あたり付加価値を産業レントとした場合、その増大が賃金を増大させることを示している。

Abowd and Lemieux(1993)はカナダの1963年から1985年の産業別データを使用し、労働者一人あたり準レント(売上から原材料、資本ストック×資本の潜在価格と雇用×代替賃金を引いて雇用者数で割ったもの)が賃金に対して有意にプラスの影響を与えるとしている。

Christofides and Oswald(1992)はカナダの事業所と労働組合で妥結した実質賃金率関数の推定をしている。事業所と労働組合をマッチングさせたデータを使用し、期間は1978~1984年である。雇用者が属する産業の過去の利潤が賃金に有意なプラスの影響を与えるとしている。

最後に、これらの生産性や利潤等とともに資本ストックが賃金に与えた影響について研究した論文を概観する。

Currie and McConnell(1992) はアメリカのデータを使用し、企業とその労働組合のデータをマッチングさせて労働組合と企業の間で決定された賃金を分析している。資本労働比率と実質賃金の間にプラスで有意な関係があることを示すと同時に、従業員ひとりあたり

利潤は賃金に有意な影響を与えていないことを報告している。

Abowd et al.(1999)は、フランスの労働者と企業をマッチングさせたデータを用いて賃金関数を推定している。その結果、高い賃金を払う企業ほど生産性は高いが、利潤が高いという関係は得られなかったこと、同時に資本が集約されている企業ほど賃金が高いことを見いだしている。

Card and Maida(2014)はイタリアヴェネト州の企業と労働者をマッチングさせた1995年から2001年までの主として製造業のデータセットによる分析で、労働者一人あたり付加価値は賃金にプラスで有意な影響を与えているとしている。同時にAbowd et al.(1999)とは逆に、労働者一人あたり資本ストックは賃金に対しマイナスで有意な影響を及ぼしたとしている。のちに本論文でも、わが国では製造業において稼働済み資本ストック伸び率がTFP伸び率にマイナスの影響を与えていることを示すが、それと同じことがイタリアでも生じているのである。

このように海外の研究では生産性は賃金にプラスの影響を与えるという結果が得られる一方、企業利潤や資本ストックが賃金に与える影響は研究によって様々である。よってこれらの要因が賃金にどのような影響を与えるか、わが国の中小企業を多く含むマイクロデータを用いて改めて実証研究する必要があると言えるであろう。

4.3.推定モデルと記述統計

本論文では以下のモデルを実証分析する

$$\frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln TFP_t + \alpha_2 \left(\frac{\lambda_t K_t - \lambda_{t-1} K_{t-1}}{\lambda_{t-1} K_{t-1}} \right) + \alpha_3 \frac{Debt_{t-1}}{Asset_{t-1}} + \alpha_4 \frac{Profit_t}{Sales_t} + \alpha_5 \ln Asset_t \\ + \alpha_6 \frac{CPI_{t-1} - CPI_{t-2}}{CPI_{t-2}} + \alpha_7 \frac{\Delta GDP_t}{GDP_{t-1}} + \alpha_8 YearDummy + \alpha_9 IndustrialDummy$$

ここでは w 労働時間当たり名目賃金率であり、 TFP は全要素生産性であり、 λ は資本稼働率であり、 K は取り付けベースの資本ストックであり¹、 $Debt$ は負債であり、 $Asset$ は資産であり、 $Profit$ は営業利益であり、 $Sales$ は売上高計である。また、 CPI は都道府県庁所在地別消費者物価指数、 GDP は都道府県のGDPである。ここで CPI 伸び率の1期ラグを含めたのは、近年の物価下落が名目賃金にどのように反映されているか検証するためである。

名目賃金率は役員賞与・役員退職金・賞与引当金繰入額・給料手当・退職金・退職給付引当金繰入額・法定福利費・福利厚生費・雑給の合計を従業員数×労働時間指数で割ったものである。労働時間指数は厚生労働省の「毎月勤労統計調査」の一般労働者労働時間指数を利用した。資本稼働率は経済産業省所収の業種別季節調整済指数(接続指数)稼働率を用いた。負債は短期借入金・一年内返済の長期借入金・一年以内償還の社債・社債・長期借入金の合計である。

データセットにおいて、企業の所属住所が記載されているため、当該企業の所在都道府

¹ 資本ストックの作成はデータの詳細で詳述する。

県庁所在地のCPIと、都道府県GDPを用いた。また、ある企業が政令指定都市に所在した場合、その市のCPIと、市内GDPを利用した。

TFPを計算するため、Levinsohn and Petrin (2003)の手法で生産関数を推定した²。まず金融業を除く資本金10億円未満の全企業で生産関数を推定した。産出量は売上高計+期末製品商品棚卸高-一期首製品商品棚卸高、稼働済み資本ストックは $\lambda_t K_t$ 、労働投入は従業員数×一般労働者労働時間指数であり、中間投入は売上原価+販売費及び一般管理費-賃金(前述)-貸倒引当金繰入額-貸倒損失-試験研究開発費-減価償却費である。また資本ストックと中間投入がマイナスになった標本は分析から除外した。

	生産関数					
	全産業(金融除く)	製造業	卸小売業	建設業	運輸業	その他非製造業
	係数/t値/P値	係数/t値/P値	係数/t値/P値	係数/t値/P値	係数/t値/P値	係数/t値/P値
ln労働	0.0058 [3.61]***	0.0117 [3.46]***	0.0064 [4.34]***	0.0052 [2.45]*	-0.0411 [-2.19]*	0.0092 [3.14]**
ln資本ストック	0.0156 [4.64]***	0.0555 [2.81]**	0.0447 [4.57]***	0.0259 [2.98]**	0.0633 [1.32]	0.000 [0.00]
ln中間投入	1.0000 [130.32]***	1.0000 [41.47]***	0.9188 [39.33]***	1.0000 [29.15]***	1.0000 [26.58]***	1.0000 [51.98]***
標本数	22588	6080	9620	3036	940	2912
Waldの規模に関して 収穫一定の推定	Chi2 = 12.50 (p = 0.0004).	Chi2 = 14.78 (p = 0.0001).	Chi2 = 4.08 (p = 0.0435).	Chi2 = 1.28 (p = 0.2573).	Chi2 = 0.21 (p = 0.6459).	Chi2 = 0.45 (p = 0.5012).

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%

表4.1より、金融を除く全産業の中間投入の対数値の係数がちょうど1となった。また規模に関して収穫逓増になるという結果が得られた。どの産業において中間投入の対数値の係数が1となるのか詳しく分析するため、産業ごとの生産関数の異質性を考慮して、製造業、卸小売業、建設業、運輸業、その他非製造業ごとに生産関数を推定した。その結果卸小売業を除くすべての産業で、中間投入の対数値の係数が1になることが分かった。また運輸業では労働の対数値の係数がマイナスに、その他非製造業では資本の対数値の係数が0になった。これらの結果より、今後の推定においては製造業、卸小売業、建設業に的を絞り分析することとした。さらにWaldの規模に関して収穫一定の検定より、製造業では規模に対して収穫逓増、卸小売業では収穫逓減、建設業では収穫一定になることが分かった。

ここで記述統計について概観する。記述統計を計算する際、 $\frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}$ 、 $\Delta \ln TFP_t$ 、 $\frac{\lambda_t K_t - \lambda_{t-1} K_{t-1}}{\lambda_{t-1} K_{t-1}}$ 、

$\frac{Profit_t}{Sales_t}$ が絶対値で1を超えるものは異常値として除外した。

表4.2はサンプル中の資本金10億円未満の中小製造、卸小売、建設業の記述統計である。労働時間当たり名目賃金伸び率と $\Delta \ln TFP_t$ は推定期間中マイナスであることが分かる。稼働済み資本ストック伸び率はほとんどの期間でプラス傾向であり、売上高営業利益率は2%台、負債資産比率の1期ラグは20%台半ばで推移している。

表4.3は推定期間2001年から2008年にかけて製造業について主要変数の記述統計を示

² 係数推定値の標準誤差を計算する際のブートストラップの回数は250回とした。

している。 $\Delta \ln TFP_t$ はマイナス傾向であるものの、名目賃金伸び率は若干プラス傾向である。稼働済み資本ストック伸び率もほとんどプラス傾向であり、売上高営業利益率は4%台であり、負債比率も20%台後半で推移している。

	労働時間当り 名目賃金伸び率		$\Delta \ln TFP$		稼働済み資本ストック 伸び率		営業利益/売上高計		負債 _{t-1} /資産 _{t-1}		ln資産	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
	2001	0.0140	0.3098	0.0018	0.0303	0.0286	0.1924	0.0253	0.0314	0.2490	0.2016	15.4919
2002	-0.0572	0.2878	-0.0062	0.0447	-0.0665	0.2056	0.0210	0.0304	0.2449	0.2035	15.3512	1.8070
2003	-0.0132	0.2830	-0.0016	0.0502	0.0301	0.1967	0.0249	0.0321	0.2450	0.2087	15.3177	1.8023
2004	0.0042	0.2904	0.0020	0.0460	0.0331	0.1621	0.0270	0.0344	0.2464	0.2094	15.4186	1.7184
2005	0.0271	0.2704	0.0007	0.0324	0.0434	0.2054	0.0293	0.0338	0.2382	0.2076	15.5088	1.6498
2006	-0.0061	0.2951	-0.0033	0.0338	0.0366	0.1986	0.0296	0.0343	0.2266	0.2019	15.6063	1.6434
2007	-0.0034	0.1494	-0.0057	0.0281	0.0815	0.1730	0.0275	0.0457	0.2672	0.2173	15.3320	1.9162
2008	-0.0062	0.1600	-0.0036	0.0384	0.0607	0.1825	0.0249	0.0346	0.2543	0.2083	15.4500	1.7423
total	-0.0046	0.2781	-0.0015	0.0395	0.0245	0.1961	0.0263	0.0339	0.2438	0.2064	15.4447	1.7423

	労働時間当り 名目賃金伸び率		$\Delta \ln TFP$		稼働済み資本ストック 伸び率		営業利益/売上高計		負債 _{t-1} /資産 _{t-1}		ln資産	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
	2001	0.0177	0.2533	0.0025	0.0364	0.0387	0.1713	0.0389	0.0436	0.2913	0.2102	15.5520
2002	-0.0215	0.2840	-0.0068	0.0436	-0.0409	0.1836	0.0309	0.0423	0.2783	0.2104	15.3954	1.9908
2003	0.0117	0.2616	-0.0020	0.0680	0.0567	0.1615	0.0396	0.0437	0.2821	0.2240	15.3836	1.9746
2004	0.0324	0.2613	0.0043	0.0693	0.0543	0.1499	0.0429	0.0468	0.2787	0.2181	15.4648	1.8863
2005	0.0551	0.2689	0.0022	0.0377	0.0708	0.1736	0.0481	0.0445	0.2640	0.2171	15.5483	1.8424
2006	-0.0248	0.2760	-0.0042	0.0316	0.0626	0.1749	0.0478	0.0450	0.2375	0.2086	15.6093	1.8804
2007	-0.0118	0.1451	-0.0106	0.0369	0.1219	0.1655	0.0415	0.0654	0.2893	0.2202	15.2902	2.0828
2008	-0.0012	0.1667	0.0005	0.0546	0.0578	0.1587	0.0412	0.0435	0.2704	0.2059	15.3369	2.0320
total	0.0097	0.2581	-0.0012	0.0496	0.0470	0.1731	0.0415	0.0462	0.2726	0.2149	15.4727	1.9314

表4.4は卸小売業に関する記述統計を表している。卸小売業の場合 $\Delta \ln TFP_t$ も名目賃金伸び率もマイナス傾向である。特に $\Delta \ln TFP_t$ は2004年と2005年を除いてほとんどの期間でマイナスである。稼働済み資本ストック伸び率はプラス傾向であるが、売上高営業利益率は1%台と低めで推移している。負債比率は2001年から2006年までは約24%であるものの2007年になって28~29%と若干上昇している。

	労働時間当り 名目賃金伸び率		$\Delta \ln TFP$		稼働済み資本ストック 伸び率		営業利益/売上高計		負債 _{t-1} /資産 _{t-1}		ln資産	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
	2001	0.0129	0.3315	0.0016	0.0289	0.0334	0.2041	0.0141	0.0145	0.2430	0.1982	15.3325
2002	-0.0833	0.2823	-0.0072	0.0506	-0.0776	0.2211	0.0118	0.0142	0.2443	0.2014	15.1497	1.7066
2003	-0.0198	0.2930	-0.0021	0.0404	0.0164	0.2139	0.0128	0.0150	0.2436	0.2015	15.1151	1.7362
2004	0.0008	0.2978	0.0007	0.0235	0.0301	0.1694	0.0143	0.0169	0.2500	0.2027	15.2641	1.6580
2005	0.0272	0.2811	0.0006	0.0309	0.0348	0.2068	0.0158	0.0166	0.2461	0.2017	15.3463	1.5841
2006	0.0125	0.3057	-0.0039	0.0372	0.0278	0.2126	0.0165	0.0172	0.2419	0.1932	15.4783	1.5529
2007	0.0075	0.1327	-0.0013	0.0175	0.0577	0.1742	0.0169	0.0178	0.2929	0.2163	15.1308	1.8732
2008	-0.0127	0.1512	-0.0055	0.0248	0.0772	0.1853	0.0141	0.0184	0.2760	0.2104	15.3781	1.5927
total	-0.0066	0.2879	-0.0019	0.0349	0.0179	0.2065	0.0144	0.0161	0.2491	0.2014	15.2832	1.6639

最後に表4.5は建設業の記述統計を示している。建設業は不況業種であることを反映して、時間当り名目賃金伸び率と $\Delta \ln TFP_t$ 共に推定期間中常にマイナスである。同時に稼働済み資本ストック伸び率は製造業・卸小売業とは異なりマイナス傾向である。これは建設不況により建設需要が減り、資本の遊休が発生し資本の蓄積がなされてこなかった事を示している。売上高営業利益率は2%台であり、低下傾向である。負債比率は10%台後半で安定的に推移している。

全般的にみて $\Delta \ln TFP_t$ や時間あたり名目賃金伸び率は、ほとんどの業種で標本期間中、マイナス傾向であったことがわかる。このことは「失われた20年」を通して生産性や賃金の伸び率が停滞していたことを示している。

	労働時間当り 名目賃金伸び率		$\Delta \ln TFP$		稼働済み資本ストック 伸び率		営業利益/売上高計		負債 _{t-1} /資産 _{t-1}		ln資産	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
2001	0.0095	0.3542	-0.0006	0.0172	-0.0086	0.1968	0.0296	0.0229	0.1739	0.1662	15.8487	1.5017
2002	-0.0610	0.3063	-0.0020	0.0227	-0.0921	0.2005	0.0260	0.0248	0.1691	0.1725	15.8630	1.5412
2003	-0.0497	0.2965	0.0007	0.0206	0.0104	0.2113	0.0269	0.0222	0.1665	0.1694	15.7535	1.4831
2004	-0.0564	0.3267	0.0003	0.0221	-0.0110	0.1588	0.0290	0.0210	0.1517	0.1810	15.8166	1.3748
2005	-0.0408	0.2239	-0.0024	0.0210	0.0055	0.2583	0.0283	0.0228	0.1498	0.1798	15.9453	1.2465
2006	-0.0228	0.3042	0.0012	0.0252	-0.0003	0.1993	0.0286	0.0246	0.1441	0.1958	16.0502	1.1497
2007	-0.0116	0.1909	-0.0059	0.0259	0.0540	0.1722	0.0233	0.0330	0.1615	0.1823	15.8903	1.5421
2008	0.0005	0.1701	-0.0065	0.0275	0.0257	0.2130	0.0209	0.0353	0.1705	0.1891	15.8388	1.4567
total	-0.0322	0.2902	-0.0011	0.0224	-0.0080	0.2078	0.0272	0.0249	0.1604	0.1782	15.8764	1.4049

4.4.推定結果

本節で推定結果について述べる。推定は資本金10億円未満の中小企業のみ焦点を絞った。

	ランダム効果推定 係数/t値/P値
$\Delta \ln TFP$	0.7121 [2.99]***
稼働済み資本ストック 伸び率	0.003 [-0.91]
営業利益/売上高計	0.364 [1.24]
負債 _{t-1} /資産 _{t-1}	0.216 [0.98]
ln資産	0.328 [2.09]**
CPI伸び率 _{t-1}	0.037 [-0.62]
各県実質GDP伸び率	-0.0102 [0.96]
サンプル数	0.536 5233
過剰識別制約検定	Sargan-Hansen statistic 4.465 Chi-sq(2) P-value = 0.1073
固定効果にかかるF検定	F(1160,4058) = 1.21 Prob > F = 0.0000
ハウスマン検定	chi2(14) = 4.82 Prob > chi2 = 0.9882
内生変数	$\Delta \ln TFP$
操作変数	稼働済み資本ストック伸び率 $\Delta \ln TFP_{t-1}$ 営業利益 _{t-1} /売上高計 _{t-1} 営業利益 _{t-2} /売上高計 _{t-2} 稼働済み資本ストック伸び率 _{t-1}

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%

表4.6は製造業、卸小売業、建設業をまとめて推定した結果を記載している。すべての標

本企業を含んだ結果が示されている。操作変数は $\Delta \ln TFP_t$ 、稼働済み資本ストック伸び率の1期ラグ、売上高営業利益率の1期ラグと2期ラグであり、内生変数は $\Delta \ln TFP_t$ と稼働済み資本ストック伸び率である。過剰識別制約検定のP値は0.1073であり、内生変数に対する操作変数の選択は適切であると言える。固定効果にかかるF検定、ハウスマン検定よりランダム効果モデルが採択されたため、その結果のみを記載した。

$\Delta \ln TFP_t$ の係数は有意水準1%でプラスであり、資産の対数値は有意水準5%でプラスであった。このことは企業の生産性の増大が賃金という形で労働者に還元されていることを示している。しかし推定期間中 $\Delta \ln TFP_t$ がマイナス傾向であることから考えると、この推定期間中の生産性上昇の低迷が賃金の低下という形で被雇用者にマイナスの影響を与えていたと判断できる。

表4.7は製造業に限った分析の推定結果である。操作変数は $\Delta \ln TFP_t$ の1期ラグ、稼働済み資本ストック伸び率の1期ラグと2期ラグ、売上高営業利益率の1期ラグと2期ラグであり、内生変数は $\Delta \ln TFP_t$ と稼働済み資本ストック伸び率である。過剰識別制約検定のP値はSargan NR検定で0.1397、Basmann検定で0.1454であり内生変数に対する操作変数の選択は適切である。固定効果にかかるF検定の結果はプールド推定が採択された。ハウスマン検定も行ったが、両者ともに、固定効果推定かランダム効果推定か判別出来なかった。しかしハウスマン *sigmaless* と *sigmamore* 検定の結果は固定効果推定を採択した。このためプールドロバスト推定の結果のみ記載した。

$\Delta \ln TFP$ の係数は有意水準10%でプラスであり、稼働済み資本ストックの係数は有意水準10%でマイナスであった。また売上高営業利益率も有意水準10%でプラスであった。このことは製造業においても、生産性上昇の低迷が賃金の下落につながっていることを示している。同時に製造業においては資本ストックの蓄積が賃金の下落を招いており、近年の製造業において賃金率が資本と労働の間の代替的關係を反映していることがうかがわれる。同時に利益を上げている企業ほど賃金をより多く払う余裕があることを示している。

表4.8は卸小売業に限った推定結果である。 $\Delta \ln TFP_t$ と稼働済み資本ストック伸び率に内生性の問題が考えられるため操作変数法を用いた分析を行ったが、外生性の検定結果からこれらの変数に内生性が観察されなかったため、最終的に操作変数法を用いないで分析した。固定効果にかかるF検定、ハウスマン検定より固定効果モデルが採択された。

$\Delta \ln TFP_t$ の係数は有意水準1%で有意であり係数は極めて高い。推定期間中、卸小売業の $\Delta \ln TFP_t$ の平均値はマイナス傾向であることを考えると、卸小売業の生産性上昇の低迷が賃金を大きく押し下げたといえよう。稼働済み資本ストック伸び率の係数は製造業の結果とは異なり、有意水準1%でプラスであった。Card and Maida(2014)によると資本ストックは賃金に対しマイナスの影響を与え、Abowd et al.(1999)では資本ストックは賃金に対しプラスの影響を与えているが、これは業種によって資本ストックが賃金に与える影響が異なることを反映しているのかもしれない。事実Card and Maida(2014)では製造業のデータを多く含んでいる。さらに負債資産比率の1期ラグは有意水準5%でプラスに、資産の対数値

とCPI伸び率の1期ラグはマイナスで有意であった。

CPIの低下が賃金になぜプラスの影響を与えたのか、若干の考察を行ってみよう。可能性として、CPIの低下が需要収縮によるものではなく、総供給曲線の右シフトによって引き起こされ、生産性の上昇により物価が下がったため、CPIの低下と賃金上昇が同時に観察されたと解釈できるかもしれない。いずれにせよ、なぜこのような推定結果が得られたか今後考察を深める必要がある。

表4.7製造業資本金10億円未満

	プールドロバスト推定 係数/t値/P値
$\Delta \ln TFP$	0.3533 [1.68]*
稼働済み資本ストック 伸び率	0.094 -1.0155 [-1.83]*
営業利益/売上高計	0.067 0.3501 [1.67]*
負債 _{t-1} /資産 _{t-1}	0.095 0.0095 [0.26]
\ln 資産	0.795 0.0068 [1.46]
CPI伸び率 _{t-1}	0.144 0.024 [0.96]
各県実質GDP伸び率	0.337 0.0033 [0.70]
サンプル数	1902
修正R-squared	-0.4943
過剰識別制約検定	Sargan N*R-sq test 5.483 Chi-sq(3) P-value = 0.1397 Basmann test 5.389
外生性の検定	Chi-sq(3) P-value = 0.1454 Wu-Hausman F test 5.64530 F(2,1865) P-value = 0.00359 Durbin-Wu-Hausman chi-sq test 11.4453 Chi-sq(2) P-value = 0.00327
固定効果にかかるF検定	F(399,1488) = 1.01 Prob > F = 0.4386
ハウスマン検定	chi2(14) = -26.30
ハウスマン検定 sigmaless	chi2(14) = 136.14 Prob>chi2 = 0.0000
ハウスマン検定 sigmamore	chi2(14) = 123.74 Prob>chi2 = 0.0000
内生変数	$\Delta \ln TFP$ 稼働済み資本ストック伸び率
操作変数	$\Delta \ln TFP$ _{t-1} 営業利益 _{t-1} /売上高計 _{t-1} 営業利益 _{t-2} /売上高計 _{t-2} 稼働済み資本ストック伸び率 _{t-1} 稼働済み資本ストック伸び率 _{t-2}

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%

表4.8卸小売業資本金10億円未満

	固定効果推定 係数/t値/P値
$\Delta \ln TFP$	2.9126 [16.69]***
稼働済み資本ストック 伸び率	0.000 0.1101 [3.52]***
営業利益/売上高計	0.000 0.4997 [0.66]
負債 _{t-1} /資産 _{t-1}	0.511 0.2566 [2.05]**
\ln 資産	0.04 -0.0243 [-2.06]**
CPI伸び率 _{t-1}	0.04 -0.0475 [-2.49]**
各県実質GDP伸び率	0.013 0.0059 [1.33]
サンプル数	0.185 2521
固定効果にかかるF検定	F(570, 1936) = 1.31 Prob > F = 0.0000
ハウスマン検定	chi2(14) = 22.59 Prob > chi2 = 0.0672

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%

最後に表 4. 9 には建設業を対象とした計測結果が示されている。内生変数は $\Delta \ln TFP$ と稼働済み資本ストック変化率、負債資本比率 1 期ラグであり、操作変数は $\Delta \ln TFP_t$ の 1 期ラグ、売上高営業利益率の 1 期ラグと 2 期ラグ、稼働済み資本ストック伸び率の 1 期ラグ、負債比率の 2 期ラグ、資産の対数値の 1 期ラグである。過剰識別制約検定より、内生変数に対する操作変数の選択は適切であると言える。固定効果にかかる F 検定においてはプールド推定が採択された。しかしハウスマン検定によって、固定効果推定かランダム効果推定かどちらかを採択することはできなかった。しかしランダム効果推定とプールド推定の結果はほとんど変わらなかったため、ランダム効果推定の結果のみ掲載した。

$\Delta \ln TFP$ の係数は有意水準 10%でプラスであり 1 を超えている。稼働済み資本ストック伸び率も有意水準 1%でプラスであり 1 を超えた。これらの結果は、製造業・卸小売業同様に、生産性が下落する場合その結果が従業員にも賃金の下落という形で影響されることを意味している。建設業では $\Delta \ln TFP$ の平均値が推定期間中マイナス傾向であったことから、生産性の下落が推定期間中、建設業従事者の賃金にマイナスの影響を与えたと言える。また、

稼働済み資本ストック伸び率はマイナス傾向であったことから、資本の遊休ないし減少が、建設業従事者の賃金にマイナスの影響を与えたと言える。資産の対数値の係数は予想と異なり、有意水準 10%でマイナスとなっている。

表4.9建設業資本金10億円未満

	ランダム効果推定 係数/t値/P値
$\Delta \ln TFP$	1.673 [1.73]*
稼働済み資本ストック 伸び率	0.083 1.7348 [2.77]***
営業利益/売上高計	0.006 -1.3945 [-1.47]
負債 _{t-1} /資産 _{t-1}	0.142 -0.0556 [-0.57]
\ln 資産	0.572 -0.0209 [-1.73]*
CPI伸び率 _{t-1}	0.084 -0.0183 [-0.36]
各県実質GDP伸び率	0.721 -0.0142 [-1.18]
サンプル数	0.237 814
過剰識別制約検定	Sargan-Hansen statistic 0.741 Chi-sq(3) P-value = 0.8634
固定効果にかかるF検定	F(189,610) = 0.82 Prob > F = 0.9506
ハウスマン検定	chi2(14) = -8.28
sigmaless	chi2(14) = -2.21
sigmamore	chi2(14) = -3.57
内生変数	$\Delta \ln TFP$ 稼働済み資本ストック伸び率 負債 _{t-1} /資産 _{t-1}
操作変数	$\Delta \ln TFP_{t-1}$ 営業利益 _{t-1} /売上高計 _{t-1} 営業利益 _{t-2} /売上高計 _{t-2} 稼働済み資本ストック伸び率 _{t-1} 負債 _{t-2} /資産 _{t-2} \ln 資産 _{t-1}

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%

4.5.結論と今後の課題

本章において、東京商工リサーチのTSR企業単体情報ファイルを利用し、資本金10億円未満の中小企業パフォーマンスが労働時間当り名目賃金伸び率に対し、どのような影響を与えるのか、製造業、小売業、建設業について実証分析を行った。

推定を行った3業種全てにおいて $\Delta \ln TFP$ は時間あたり名目賃金伸び率に対しプラスで有意な影響を与えていたことがわかった。このことは企業の生産性が上昇する場合、その果実が賃金の上昇として労働者に還元されることを意味している。しかし、企業の生産性が下落する場合、賃金の下落につながるとも言える。さらに資本ストックは製造業では賃金に対し代替的、卸小売業と建設業の間では補完的な関係が得られることがわかった。そして、卸小売業では予想に反してCPIのマイナスの伸びが賃金を押し上げていることがわかった。この現象は、生産性の上昇が供給曲線を右シフトさせ、物価を押し下げることによって、物価の下落と生産性上昇による賃金の増大が同時に観察されたと解釈できる。いずれにせよ、なぜこのような結果が得られたか、今後さらなる考察が必要である。

今回の実証分析では、企業単体のみデータで行ったため、企業と労働者をマッチングさせた分析はできなかった。先行研究で示したような企業と労働者をマッチングさせたデータが日本でも存在するなら、例えば賃金・学歴・企業内の地位・年齢・性別などで労働者を分類し、企業の生産性や資本ストックがどの階層の労働者の賃金に影響を与えてきたのか産業ごとの分析が可能となろう。このような分析によって近年の労働者の賃金の下落の背景をさらに理解できるのかも知れない。これらの分析を今後の課題としたい。

付録 資本ストックの作成方法

資本ストックの作成法は第 2 章のそれと全く同じであるが再掲する。

$I_{i,t}$ は取り付けベースの設備投資であり、 $K_{i,t}$ は取り付けベースの t 期末資本ストックであり、以下でその作成方法を示す。建物及び付属設備、構築物、機械装置、車両運搬具、工具器具備品の有形固定資産を、それぞれの平均経過年数前の需要段階別・用途別指数の資本財で実質化した。その実質化した資本ストックを K_t^{real} とした。次にその階差をとり、それに需要段階別・用途別指数の資本財で実質化された減価償却実質額を加えて $I_{i,t}$ とした。式で表すと以下のようになる。

$$I_t = K_t^{real} - K_{t-1}^{real} + Dep_t$$

Dep_t は減価償却実施額である。この I_t を用いて $K_{i,t}$ を恒久棚卸法で作成した。 $K_{i,t}$ 系列は以下のように作成される。

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

δ は減価償却率でありベンチマークとなった資本ストックは 1998 年の資本ストックである。なお資本財の平均経過年数と減価償却率は、Hayashi and Inoue(1991)で報告されたものを用いた。

参考文献

- 茨木秀行・井上裕介・有馬基之・中野貴比呂(2007). 「企業の賃金決定行動の変化とその背景」『日本労働研究雑誌』 No.560 pp.31-40.
- 今井健太郎(2016a). 「ゾンビ中小企業と生産性」『国民経済雑誌』 第213巻第2号 pp.1-16.
- 今井健太郎(2016b). 「臨時従業員比率と企業パフォーマンス」『経済学雑誌』 第117巻第1号 pp.105-121.
- 大谷聡・白塚重典・山田健(2007)「資源配分の歪みと銀行貸出の関係について：銀行の金融仲介機能の低下とその影響」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』 07-J-4
- 小川 一夫 (2008) 「メインバンクの財務状況と企業行動—中小企業の個票データに基づく実証分析—」『経済分析』 Vol.59(1), pp. 1-15.
- 奥平寛子・滝澤美帆・鶴光太郎(2008)「雇用保護は生産性を下げるのか—『企業活動基本調査』 個票データを用いた分析」『RIETI Discussion Paper Series 08-J-017』
- 児玉直美(2004)「女性活用は企業業績を高めるか」『日本労働研究雑誌』 No.525.pp38 - 41.
- 児玉直美・小滝一彦・高橋陽子(2005)「女性雇用と企業業績」『日本経済研究』 No.52.pp1 - 18.
- 後藤嘉代(2011)「非正規労働者の声を活かす—組織化の事例から」『日本労働研究雑誌』 No.607.pp.49-57.
- 小林慶一郎・加藤創太(2001)『日本経済の罫 なぜ日本は長期低迷を抜け出せないのか』日本経済新聞社
- 櫻川昌哉(2002)『金融危機の経済分析』東京大学出版会
- 佐野嘉秀・高橋康二(2009)「製品開発における派遣技術者の活用—派遣先による技能向上の機会提供と仕事意欲」『日本労働研究雑誌』 No.582.pp13-28.
- 島貫智行(2007)「派遣労働者の人事管理と労働意欲」『日本労働研究雑誌』 No.566.pp.17-36.
- 島貫智行・守島基博(2004)「派遣労働者の人材マネジメントの課題」『日本労働研究雑誌』 No. 526. pp4-15.
- 中小企業庁(1999) 『平成 11 年版中小企業白書』
- 内閣府(2009) 『平成 21 年度版経済財政白書』
- 原ひろみ(2011)「非正社員の企業内訓練についての分析」『日本労働研究雑誌』 No.607.pp.33-48.
- 樋口美雄・佐藤一磨・石井加代子(2011) 「非正規雇用から正規雇用への転換に能力開発支援は有効か」『KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES DP2011-043』
- 深尾京二・金榮慤(2009) 「生産性・資源配分と日本の成長」深尾京二編『マクロ経済と産業構造』バブル／デフレ期の日本経済と経済政策シリーズ、第1巻、慶応義塾大学出版会
- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智(2007) 「非上場企業に「追い貸し」は存在したか？」『金融研究』 第26巻第1号 p.73-104.
- 松浦克己・堀雅博(2003)「特別信用保証と中小企業経営の再構築—中小企業の個票データに

- よる概観と考察-」『ESRI Discussion Paper Series』 No.50
- 松浦民恵(2009)「派遣労働者のキャリア形成に向けて—ヒアリング調査による考察」『日本労働研究雑誌』 No.582.pp29-39.
- 森川正之(2007)「生産性が高いのはどのような企業か?—企業特性と TFP—」『RIETI Discussion Paper Series 07-J-049』
- 森川正之(2010)「企業業績の不安定性と非正規労働—企業パネルデータによる分析—」『RIETI Discussion Paper Series 10-J-023』
- 宮川努・竹内文英・浜潟純大(2008)「産業構造の転換と日本経済の成長力」『日本経済 グローバル競争力の再生』 pp114-135.
- 山口雅生(2011)「正社員と非正社員の代替・補完関係に関する計量分析」『日本経済研究』 No.64.pp27-55.
- Abowd, J., F. Kramarz and D. Margolis (1999). "High-Wage Workers and High-Wage Firms", *Econometrica*, Vol. 67 (2), pp. 251-333.
- Abowd, J. and T. Lemieux (1993). "The Effects of Product Market Competition On Collective Bargaining Agreements: The Case of Foreign Competition In Canada", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108(4), pp. 983-1014.
- Ahearne, A. G. and N. Shinada (2005) "Zombie Firms and Economic Stagnation in Japan," *International Economics and Economic Policy*, Vol. 2, pp. 363-381.
- Barzel, Y.(1973) "The Determination of Daily Hours and Wages" *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 87(2), pp. 220-238.
- Bell, B. and J. Van Reenen (2011) "Firm Performance and Wages: Evidence From Across The Corporate Hierarchy" November 1st CEP Discussion Paper No. 1088
- Berglof, E. and G. Roland (1997) "Soft Budget Constraints and Credit Crunches in Financial Transition," *European Economic Review*, Vol. 41, pp. 807-817.
- Blanchflower, D. G., A. J. Oswald, and P. Sanfey (1996) "Wages, Profits, and Rent-Sharing." *Quarterly Journal of Economics* Vol. 111, pp. 227-251.
- Caballero, R., T. Hoshi and A. Kashyap (2008) "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan," *American Economic Review*, Vol. 98, pp.1943-1977.
- Card, d., F. Devicienti, and A. Maida, (2014). "Rent-Sharing, Holdup, and Wages: Evidence from Matched Panel Data", *Review of Economic Studies*, Vol. 81(1), pp. 84-111.
- Carlsson, M., J. Messina, and O. N. Skans (2015) "Wage Adjustment and Productivity Shocks" *The Economic Journal* Vol.126, pp.1739-1773.
- Christofides, L. N., and A. J. Oswald (1992) "Real Wage Determination and Rent-Sharing in Collective Bargaining Agreements." *Quarterly Journal of Economics* Vol.107, pp. 985-1002.
- Currie, J. and S. McConnell (1992) "Firm-Specific Determinants of the Real Wage."

- Review of Economics and Statistics Vol.74, pp. 297-304.
- Estevao, M. and S. Tevlin (2003). "Do Firms Share Their Success with Workers? The Response of Wages to Product Market Conditions." *Economica* Vol. 70, pp. 597-617.
- Fukao, K., and H. Kwon (2006). "Why did Japan's TFP Growth Slow Down in the Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-Level Data of Manufacturing Firms," *Japanese Economic Review*, Vol.57, No.2, pp.195-228.
- Fukao, K., T. Miyagawa, H. Pyo and K. Rhee (2012). "Estimates of Total Factor Productivity, the Contribution of ICT, and Resource Reallocation Effects in Japan and Korea," *Industrial Productivity in Europe: Growth and Crisis*, Edward Elgar, pp.264-304, eds. by Mas, Matilde and Robert Stehre.
- Fukuda, S., M. Kasuya and J. Nakajima (2006) "Bank Health and Lending in Japan: Evidence from Unlisted Companies under Financial Deteriorating Distress," *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 11, pp. 482-501.
- Fukuda, S., M. Kasuya and J. Nakajima (2005) "Bank Health and Investment: An Analysis of Unlisted Companies in Japan," *The Bank of Japan's working paper No. 05-E-5*.
- Fukuda, S. and J. Nakamura (2011) "Why Did 'Zombie' Firms Recover in Japan?" *World Economy*, Vol. 34, pp. 1124-1137.
- Garnero, A., S. Kampelmann and F. Rycx (2014), "Part-time Work, Wages and Productivity: Evidence from Belgian Matched Panel Data", *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 67 (3), pp. 926-954.
- Guiso, L., L. Pistaferri, and F. Schivardi (2005). "Insurance within the Firm", *Journal of Political Economy*, Vol. 113(5), pp. 1054-1087.
- Haltiwanger, J. C., J. I. Lane, and J.R. Spletzer (1999) "Productivity Differences Across Employers: The Roles of Employer Size, Age, and Human Capital." *American Economic Review*, Vol.89(2), pp. 94-98.
- Hara, H. (2014) "The impact of firm-provided training on productivity, wages, and transition to regular employment for workers in flexible arrangements" *Journal of the Japanese and International Economies* vol. 34, pp. 336-359.
- 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* Vol.59, pp.731-753.
- Hayashi, F. and E.C. Prescott (2002) "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, Vol.5, pp.206-235.
- Hirsch, B.T. (2005) "Why Do Part-Time Workers Earn Less? The Role of Worker and Job Skills", *Industrial & Labor Relations Review*, Vol.58(4), pp.525-551.

- Hoshi, T. and A. Kashyap (2004) "Japan's Financial Crisis and Economic Stagnation," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.18, pp.3-26.
- Hoshi, T. and A. Kashyap (2010) "Will the U.S. Bank Recapitalization Succeed? Eight Lessons from Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol. 97, pp. 398-417.
- Houseman, S. N. (2001). "Why employers use flexible staffing arrangements: Evidence from an establishment survey," *Industrial & Labor Relations Review*, Cornell University, ILR School, Vol. 55(1), pp. 149-170.
- Huffman,W.E, and R.E. Evenson (2001)"Structural and Productivity Change in US Agriculture,1950-1982" *Agricultural Economics* Vol.24(2),pp127-147.
- Imai, K.(2016). "A Panel Study of Zombie SMEs in Japan : Identification, Borrowing and Investment Behavior" *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.39 pp.91-107.
- Kalleberg, A. L., J. Reynolds, and P. V. Marsden(2003) "Externalizing employment: flexible staffing arrangements in US organizations" *Social Science Research* Vol.32(4), pp. 525-552.
- Kneller,K. McGowan, D. Inui, I and T. Matsuura(2012). "Globalization, Multinational and Productivity in Japan's Lost Decade," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 26, pp. 110-128.
- Kramarz, F. (2008). "Offshoring, Wages and Employment: Evidence From Data Matching Imports, Firms and Workers" *CREST-INSEE, CEPR, IZA, and IFAU*
- Kunn-Nelen, A., A. Grip and D. Fouarge(2013) "Is Part-Time Employment Beneficial for Firm Productivity?" *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 66(5), pp.1172-1191.
- Kwon, H., F. Narita and M. Narita (2009). "Resource Reallocation and Zombie Lending in Japan in the '90s," *RIETI Discussion paper Series 09-E-052*
- Levinsohn, J. and A. Petrin. (2003) "Estimating production functions using inputs to control for unobservables" *Review of Economic Studies* Vol. 70(2), pp. 317-341.
- Nishimura, K. Nakajima, T. and K. Kiyota (2005). "Does the Natural Selection Mechanism Still Work in Severe Recessions? Examination of the Japanese Economy in the 1990s," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 58, pp. 53-78.
- Ogawa, K. (2003) "Financial Distress and Corporate Investment: The Japanese Case in the 1990s," *ISER Discussion Paper 584*.
- Ogawa, K., S. Kitasaka, T. Watanabe, T. Maruyama, H. Yamaoka, and Y. Iwata(1994)."Asset Markets and Business Fluctuation in Japan."The *Keizai Bunseki*. Vol.136.
- Ono, Y and Sullivan D. (2013) "Manufacturing Plants' Use of Temporary Workers: An Analysis Using Census Microdata," *Industrial Relations* Vol. 52, Issue 2, pp. 419-443.

Sakai, K., I., Uesugi, and T. Watanabe(2010) “Firm Age and the Evolution of Borrowing Costs : Evidence from Japanese Small Firms,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, pp. 1970-1981.

Van Reenen, J. (1996). “The creation and capture of rents “Wages and Innovation in A Panel of UK, Companies” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111(1), pp. 195-226.