

Center for Economic Institutions

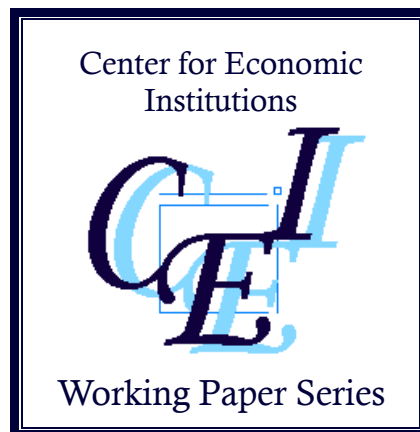
Working Paper Series

No. 2012-14

“What Happened to ‘Zombie’ Firms in Japan?:
Reexamination for the Lost Two Decades”

Jun-ichi Nakamura
Shin-ichi Fukuda

March 2013



Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603 JAPAN
<http://cei.ier.hit-u.ac.jp/English/index.html>
Tel:+81-42-580-8405/Fax:+81-42-580-8333

問題企業の復活：「失われた 20 年」の再検証*

中村純一（一橋大学経済研究所）
福田慎一（東京大学大学院経済学研究科）

2013 年 3 月

[要 旨]

わが国では、バブル崩壊後の「失われた 10 年」において、経営再建の見込みが乏しい、いわゆる「ゾンビ企業」を存続させたことが、経済の回復を遅らせた主要な原因の 1 つであると指摘されてきた。しかし、かつて「ゾンビ企業」と呼ばれた企業で、2000 年代半ばまでに破綻や上場廃止に追い込まれた企業はごくわずかで、存続した「ゾンビ企業」の大半は業績を大きく改善させた。その一方、2000 年代には不良債権比率が大幅に低下したにもかかわらず、日本経済の成長は限定的で、経済のデフレ状態も持続した。

本稿では、Fukuda and Nakamura (2011) で用いたデータを、世界同時危機という大規模な負の外的ショックに見舞われた 2008 年度まで延長したうえで、多項ロジット・モデルの推定を行い、「ゾンビ企業」の復活要因に関する含意を再検証した。その結果、従業員や固定資産の削減といったリストラクチャリングが復活の有効な手段であった一方で、売上高の伸びは不良債権処理が進んだ 2000 年代に復活に有意なプラスの効果を与えなかったことが明らかになった。これらは、「ゾンビ企業」の復活はコスト・カットによるところが大きく、売上高の伸びのように収入増の要因は小さいことを示唆するもので、コスト・カットが銀行の不良債権問題や企業の過剰債務問題を解決するうえでは有効であったことを物語る。しかし、売上高が伸び悩むなかでのコスト・カットは、デフレの新たな原因ともなり、2000 年代の日本経済にもう 1 つの「失われた 10 年」を生み出した可能性がある。

* 本論文は、日本学術振興会・研究拠点形成事業（B. アジア・アフリカ学術基盤形成型）「東アジア地域の金融研究・若手エコノミスト育成の拠点形成」および日本学術振興会・科学研究費補助金（研究活動スタート支援、課題番号 24830033）の助成を受けた。記して感謝したい。

1. はじめに

わが国では、バブル崩壊後の「失われた 10 年」において、銀行セクターの不良債権問題が経済の回復を遅らせたとする主張は、近年では幅広く受けいられてきた。特に、当時、経営再建の見込みが乏しい、いわゆる「ゾンビ企業」を存続させたことが、経済の回復を遅らせた主要な原因の 1 つであることが指摘されてきた（例えば星（2000, 2006）、櫻川（2002）、Caballero, Hoshi, and Kashyap（2008））。『広辞苑』によれば、「ゾンビ」とは「呪術によって生き返った死体」である。「ゾンビ企業」を文字通り解釈すれば、復活の見込みがない、死んだ企業ということになる。星（2006）も、「ゾンビ企業」を、「再生の可能性がないにもかかわらず、銀行によって生きながらえさせられ」ている企業と定義している。

しかしながら、おおむね 2002 年以降、世界景気の拡大という追い風もあり、2000 年代半ばまでの間に日本の不良債権問題は急速に解決に向かった。その間、かつて「ゾンビ企業」と呼ばれた企業も含め、日本企業の業績は大幅に改善し、2001 年度末にピークを迎えた銀行の不良債権比率は、大手行 12 行（都銀、信託、旧長信銀）だけでなく、地銀・第二地銀でも顕著に低下し、その値は 2007 年夏以降に顕在化したアメリカ発の金融危機（世界同時危機）以降も大きくは上昇していない。その一方、デフレ経済は 2000 年代半ば以降も持続し、日本の経済成長率は主要国のなかでももっとも低い国の 1 つのままであることから、日本経済の停滞が「失われた 10 年」ではなく、「失われた 20 年」であるとする議論も活発になっている。

先行研究では、「ゾンビ企業」とは何かに関して、定義が必ずしも統一されておらず、かつその発生原因の分析も異なる。しかし、金融機関が経営再建の見込みが乏しい企業に対して行った「追い貸し」の存在が非効率な企業を延命させ、日本経済全体の効率性を低下させていたとする主張は一般的である¹。「追い貸し」に関する議論は、Dewatripont and Maskin（1995）や Berglöf and Roland（1995）などが論じたいわゆる「ソフト・バジェット問題」とも共通し

¹ 先行研究では、小幡・坂井（2005）、Sekine, Kobayashi, and Saita（2003）、Peek and Rosengren（2005）、Ahearne and Shinada（2005）などが、上場企業を対象として「追い貸し」の存在を検証している。

た特徴を持ち、その存在は非効率な資源配分をもたらすというのがこれまでの見解である²。また、星（2006）や Caballero *et al.*（2008）は、「ゾンビ企業」の存在が産業全体に負の外部性を持ち、健全な企業にマイナスの影響を与えてきたと主張した。

しかしながら、金融支援を受けた経営不振の企業が、全て再建の見込みの乏しい非効率な「ゾンビ企業」であったとすると、なぜその大半がその後も存続し、かつ業績を大幅に改善させることができたのかを説明することは難しい。当時の論調では、金融支援を受けている企業は事実上債務超過であり、債務超過企業は直ちに市場から退場させるべき企業であると判断する傾向が強かった。しかし、仮に債務超過であったとしても、その企業の存続が常に社会的に非効率であるとはいえない。過去の赤字が累積して債務超過に陥った企業でも、今後清算価値を上回るプラスの利益が見込まれるのであれば、存続することが社会的には望ましいからである。

こうした認識に基づいて、東京証券取引所の1部・2部上場企業を対象として、「失われた10年」からの回復過程における「ゾンビ企業」の復活要因を分析したのが、Fukuda and Nakamura（2011）である。同論文は、1995～2004年度までの10年間を分析対象とし、「ゾンビ企業」の大半は2002年以降の景気回復過程のなかで健全企業に「復活」を遂げていたことを明らかにした。しかしながら同論文では、不良債権比率が低い水準で安定した2005年以降やアメリカ発の金融危機が発生した2007年以降は、分析の対象外である。このため、不良債権問題が終息したにもかかわらず、なぜわが国でデフレ経済が持続し、経済成長率も主要国中もっとも低いままであったのかという疑問には答えていない。本論文の目的は、このような観点を踏まえ、サンプル期間を2008年度まで拡張し、「ゾンビ企業」の復活状況とその要因を再検証することにある。

以下の分析では、まず星（2006）や Caballero *et al.*（2008）の手法を修正することによって各年における「ゾンビ企業」を識別した後、「ゾンビ企業」がどのような要因で「非ゾンビ企業」になっていったのかを、パネル・データをプールした多項ロジット・モデルで推計する。「ゾンビ企業」が復活した要因と

² 日本において「ソフト・バジェット問題」が非効率を生み出したとするケース・スタディとして、Fukuda and Koibuchi（2006, 2007）がある。

しては、さまざまな可能性が考えられるが、われわれはマクロ経済環境の変化の影響をコントロールしつつ、リストラクチャリングに関する3つの側面について考察する。第1は、従業員や固定資産の削減など、実物面のリストラの量的な側面、第2は、それが優良資産の切り売りなのか不良資産の整理なのか、という質的な側面、第3は、債務免除や減資といった財務リストラの側面である。さらに、企業の収入面への影響として、売上高の伸びが与えた効果についても考察する。

推計期間は、不良債権比率がピークとなった2001年度を中心とする1995年度から2008年度までの14年間である。大まかにいえば、1995～2001年度までの前半期は、会計ルールや金融行政のあり方が旧来の「日本型」からの移行期にあるなか不良債権が増加した期間、2002～2008年度までの後半期は、会計ルールや金融行政のあり方がほぼ今日の姿となり不良債権が減少した期間、と位置づけることができよう。Fukuda and Nakamura (2011) においては、後半期が3年分のデータに限られることから期間分割による詳細な分析が課題の1つとされたが、本論文はそれに応えるものでもある。

本論文の主な結論を先取りすれば、次のとおりである。まず全期間を通してみると、過剰人員、過剰設備の削減は「ゾンビ企業」が復活するうえで効果的であった。また、債務免除は、免除率が大きければ復活にプラスであった。さらに、「ゾンビ企業」としての経過年数が長期化するほど復活しにくいことが確認された。以上の点は、Fukuda and Nakamura (2011) と同様、前向きなリストラクチャリングが復活の有効な手段であったことを示唆する結果である。他方、売上高の伸びは、不良債権処理が進んだ後半期に、復活に有意なプラスの効果が確認されなかった。これらの結果は、「ゾンビ企業」の復活はコスト・カットによるところが大きく、売上高の伸びのように収入増の要因は小さいことを示唆するものである。コスト・カットは、企業の利潤を回復させ、銀行の不良債権問題や企業の過剰債務問題を解決するうえでは有効であった。しかし、売上高が伸び悩むなかでのコスト・カットは、デフレの新たな原因ともなり、2000年代の日本経済にもう1つの「失われた10年」を生み出した可能性がある。

「金融システム」は経済の潤滑油であり、人体に例えれば血液のようなものである。したがって、そこが不良債権問題などによって機能不全に陥れば、ど

んなに健康体の経済でも活性化はしない。その一方、「金融システム」はあくまで経済の潤滑油に過ぎない。潤滑油をいくら使っても機械本体の性能が悪ければ機械は正常に作動しないのと同様に、経済も不良債権問題を解決し、金融システムを正常化するだけでは成長はしない。金融危機への対応が終わり、金融システムが正常化した段階では、経済成長のエンジンとなるべき企業の構造改革に積極的に取り組み、日本経済の体力が本当の意味で回復することが重要である。2000年代の日本経済が、結果的にもう1つの「失われた10年」となったのは、このような日本経済の真の体力を回復させるイノベーション（革新）が十分に生まれなかったところに大きな原因があったといえる。

本論文の構成は、以下のとおりである。2節では「ゾンビ企業」の識別に関する検討を行う。3節では「ゾンビ企業」復活要因の推計モデルを定式化する。4節では推計結果を報告し、Fukuda and Nakamura (2011) の結果とも比較しながら、その含意について考察する。最後に5節では分析結果を要約し結論を述べる。

2. 「ゾンビ企業」の識別

本論文の分析対象企業は、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」に収録された東証1部・2部上場企業のうち、製造業、建設業、卸売・小売業（旧・9大総合商社を除く）、不動産業、サービス業に属する全企業約2300社で³、基本的な考え方は星（2006）やCaballero *et al.*（2008）と同じである⁴。特にことわりがない限り、データはすべて企業財務データバンクの個別決算データに基づいており⁵、推計期間は1995～2008年度の14年間である。以下の分析では、この14年間の各年度で、どの企業が「ゾンビ企業」であり、どの企業がそうでないかを識別することが非常に重要となる。

³ 現在は上場廃止となっている企業も含む。

⁴ 彼らは日本経済新聞社のデータベースを使用しているため、業種分類の方法などに微妙な違いが残る可能性はある。

⁵ 「正規化処理済」のデータを利用した。正規化処理とは、決算期変更により同一年度内に複数の決算期末が存在する場合に、決算月数が最大の決算期（決算月数が同じ場合は新しい方のデータ）を当該年度の代表値とし、フロー変数は12カ月換算したうえで収録する処理のことを指す。

しかしながら、「ゾンビ企業」の定義が必ずしも自明でないことに加えて、データの制約もあり、「ゾンビ企業」を的確に識別することは決して容易ではない。星（2006）や Caballero *et al.*（2008）は、「ゾンビ企業」を「再生の可能性がないにもかかわらず、銀行によって生きながらえさせられ」ている企業とし、銀行からの金利減免を受けているか否かで「ゾンビ企業」を識別しようと試みている。具体的には、長短プライム・レートや過去5年間に発行された転換社債の最低クーポン・レートを、対応する期初（前期末）の有利子負債残高にそれぞれ乗じて合計することによって「最低限支払うはずの利息（最低支払利息）の理論値」を求め⁶、実際の支払利息がそれを下回っている企業は金利減免を受けていると仮定して、「ゾンビ企業」の識別を行っている（以下では、彼らの判定方法を「CHK方式」と呼ぶ）。

しかしながら、「CHK方式」では、本来は支払えない金利を「追い貸し」によって支払っていけば、「ゾンビ企業」に識別されるべき企業を「ゾンビ企業」でないと識別する危険性がある。逆に、「CHK方式」では、リスク・プレミアムが小さいことで支払利息が非常に低くなっている優良企業を「ゾンビ企業」と識別してしまう危険性もある。とりわけ、超低金利下で景気が順調に回復した2002年度以降、優良企業の借入金利が非常に低かったことを考慮すると、われわれが特に関心を持つ2000年代において優良企業を「ゾンビ企業」と誤って識別してしまう可能性が高い。

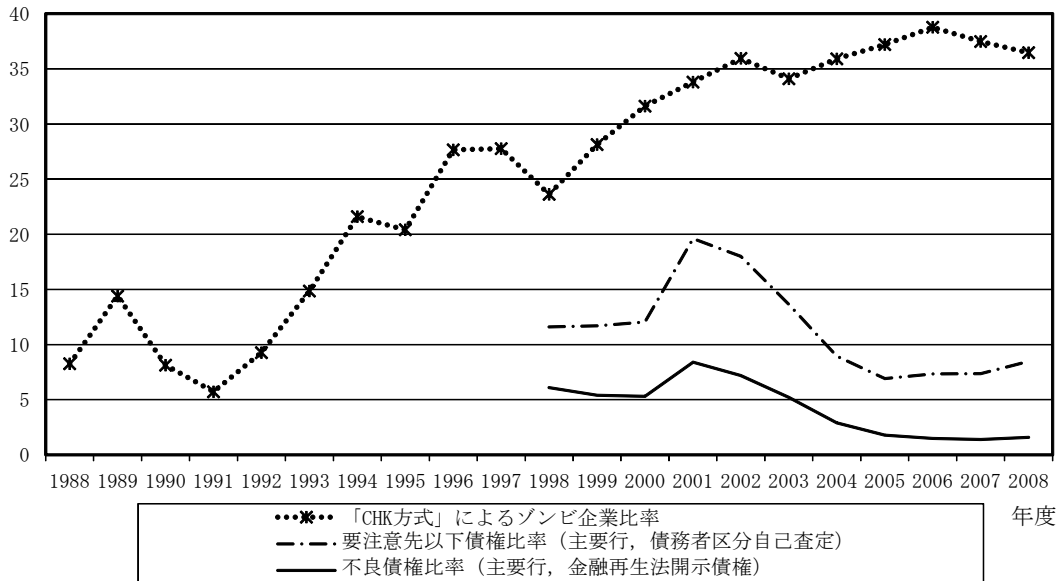
図1は、本論文のデータセットに「CHK方式」をそのまま適用して識別を行った場合の「ゾンビ企業比率（ゾンビ企業が分析対象企業に占める割合）」が、1988年度から2008年度にかけてどのように推移したかを、不良債権比率や要注意先以下債権比率の推移と比較したものである。

⁶ 具体的には、企業 i の t 年における最低支払利息は以下の式によって定義されている。

$$R^*_{i,t} = rs_{t-1} \cdot BS_{i,t-1} + \left(\frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 rl_{t-j} \right) \cdot BL_{i,t-1} + rcb_{5years,t} \cdot Bonds_{i,t-1}$$

ただし、 rs は短期プライム・レート、 rl は長期プライム・レート、 rcb_{5years} は過去5年間に発行された転換社債のクーポン・レートの最低値、 BS は短期借入金残高、 BL は長期借入金残高、 $Bonds$ は社債未償還残高、を表す。普通社債にも転換社債の利率を適用することや、コマーシャル・ペーパーの金利は無視する理由については、最低支払利息をできるだけ保守的に見積もるため、と説明されている。

図1 「CHK方式」によるゾンビ企業比率の推移 (%)



図から、「CHK方式」では、1990年代初頭のバブル崩壊後から不良債権比率がピークを迎えた2001年度までの「失われた10年」を通じて「ゾンビ企業」が大きく増加した特徴をとらえていることがわかる。しかし、「ゾンビ企業比率」は、1990年代半ばにはすでに25%を超え、2001年度には35%近くに達している。ピーク時の不良債権比率が、大手行12行（都銀、信託、旧長信銀）では2001年度末の8.7%、地銀・第二地銀110行で2001年度末の8.1%であったことから考えると、推計された「ゾンビ企業比率」は全般的に過大推計の可能性が高い。

より深刻な問題は、星（2006）やCaballero *et al.*（2008）の分析期間が終了した2002年度以降で、「ゾンビ企業比率」が一段と増加していることである。この時期は、景気が回復し、不良債権比率が減少しているため、「ゾンビ企業」は減少傾向となると予想される。しかし、「CHK方式」をそのまま適用すると、「ゾンビ企業比率」は2006年度がもっとも高くなり、その値も40%近くに達している。また、「ゾンビ企業」と識別された企業を個別に調べてみると、収益性の高い優良企業が2000年代に入って「ゾンビ企業」に識別されてしまうというケースが数多く観察された⁷。急速な景気の回復過程で、「CHK方式」は優良企

⁷ 1990年代後半以降、企業の資金需要が低迷する中で、優良大企業に対してはLIBORなど銀行の市場調達金利をベースにした「スプレッド貸出」への移行が進み、プライム・

業を「ゾンビ企業」と誤って識別してしまう傾向が高まってしまったことを示唆している。

そこで、以下の分析では、「CHK方式」に準拠しつつも、2つの面から改良を加えた。第1は、誤認された健全企業の除去である。具体的には、「CHK方式」で「ゾンビ」に該当した場合でも、EBIT(Earnings Before Interests and Taxes, 利払前税引前利益)が最低支払利息以上であるような企業は⁸、むしろ健全であるがゆえに金利の優遇を受けたと考え、「ゾンビ」から除外することにした。これらの企業は、経常的な収益で最低支払利息をカバーできる状況にあるため、金利減免による経営支援を受ける必要がないからである。さらに、有利子負債依存度が総資産の2割以下(2割は概ね全サンプルの中央値に相当)であるような企業も、財務体質の観点から「ゾンビ」には該当しないものと整理した。

第2に、逆に金利減免による経営支援が必要と思われる状況にもかかわらず、「CHK方式」では「ゾンビ」と判定されなかった企業のうち、追い貸しによる支援を受けていると推定されるものを「ゾンビ」に追加することにした。具体的には、EBITが最低支払利息を下回るという低収益状況にあり、かつ有利子負債依存度が総資産の2割超と財務体質も必ずしも良くないにもかかわらず、借入金が増加しているような企業である⁹。経常的な収益では最低支払利息を賄えず、財務体質的にも銀行が進んで貸し出しを行いたい企業とは言い難いにもかかわらず、「CHK方式」で「ゾンビ」に該当せず、かつ借入金残高が増加しているということは、金利減免を避けるために貸し手が「追い貸し」に応じた可能性が高いと推測できる。

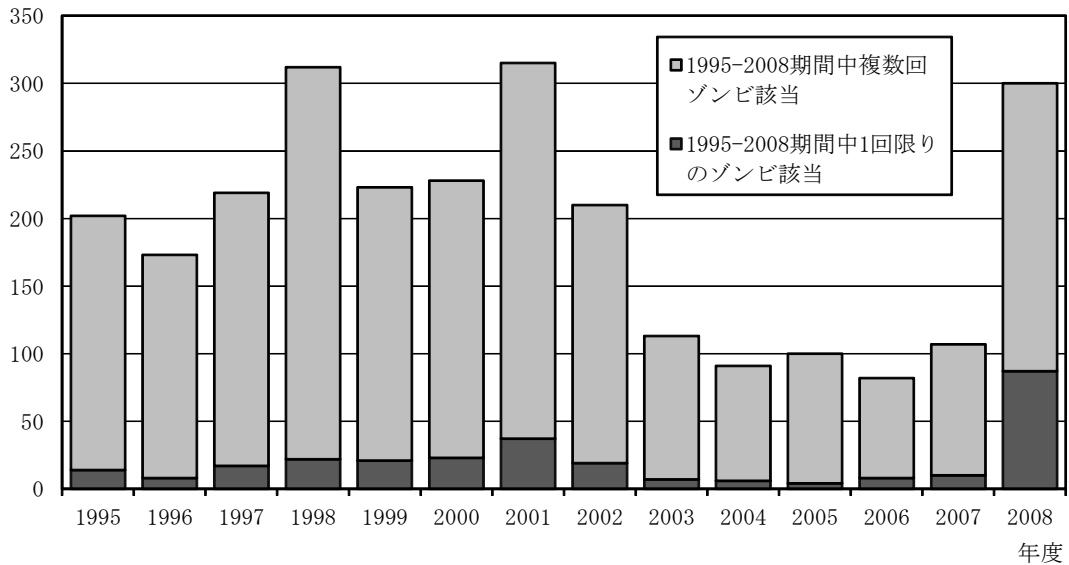
図2は、「CHK方式」に以上のような改良を加えた場合、「ゾンビ企業比率」がどのように推移したかを示している。われわれの判定基準による「ゾンビ企業比率」は、不良債権比率や要注意先以下債権比率が2001年度以降急速に減少した特徴をも明確にとらえている。さらに、「ゾンビ企業比率」の水準もピークで15%強と、要注意先以下債権比率との関係からみて適切なものになったと

レートを下回る「アンダー・プライム」金利を提示するケースが増加したことが一因と考えられる。

⁸ 以下の分析では、EBITから債務免除益を除いている。なお、決算操作に対する頑健性を確保するため、トップダウン(営業損益)とボトムアップ(当期損益+税金+支払利息)の2通りで計算し、低い方をとった。

⁹ 債務免除による借入残高の減少は戻し入れて計算している。

図3 ゾンビ企業数と「1回限りのゾンビ該当」企業数



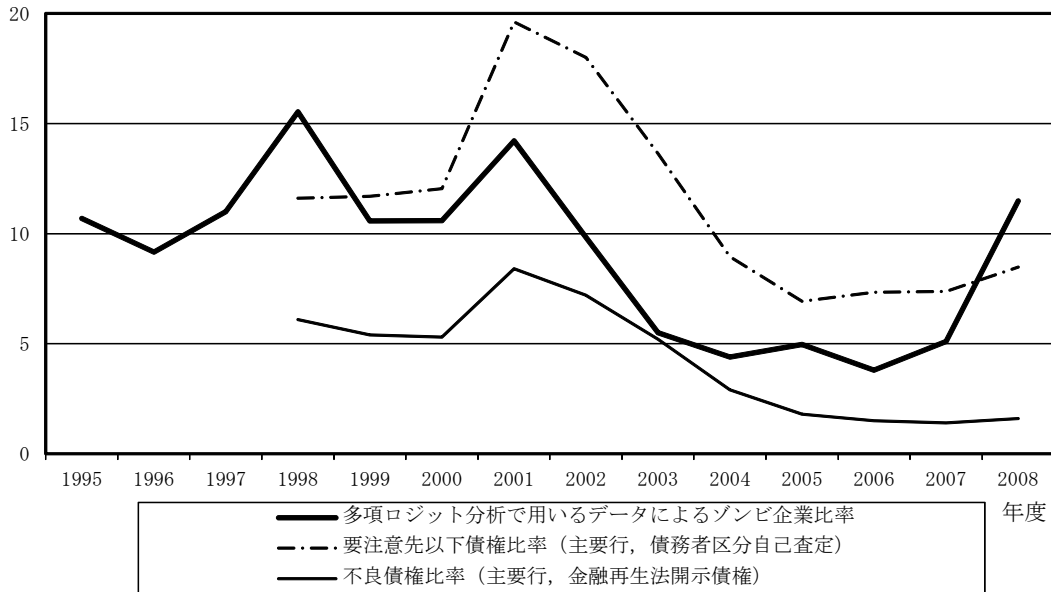
では、2009年度以降のデータも加えて、様々な要因をコントロールしたうえで統計的に検証しなければ、確たることはいえない。

むしろ以後の分析で重要なのは、2007年度までの「ゾンビ企業」の中にも、毎年「1回限りのゾンビ企業」が一定数存在し、累計すれば200社弱、1995～2007年度の「ゾンビ経験企業」の2割強に上る、ということである。もちろん、Fukuda and Nakamura (2011) においてもこのような可能性は意識されたが、今回、2008年度の大きな負の外的ショックをデータに含めても「1回限りのゾンビ企業」が相当数存在するという事は、不良債権比率などとの整合性を確保したわれわれの判定基準に基づいてもなお、一定の誤認が残っていることを示唆しているといえるだろう。

そこで、次節以降の多項ロジット分析では、1995～2008年度の間に1回のみ「ゾンビ」と判定された企業のデータは、推計対象から除外することとする。この処理を行った後の「ゾンビ企業比率」は図4のとおりである。

と判定された経験のある企業 760 社のうち 2008 年度に「ゾンビ」と判定された割合は約 20%であった。

図4 多項ロジット分析で用いるデータによるゾンビ企業比率の推移（％）



3. 多項ロジット・モデル

3-1 質的従属変数の選択

以下では、前節で識別を行った「ゾンビ企業」のサンプルを用いて、どのような要因で「非ゾンビ企業（健全企業）」に復活したのかを検証する。ただし、前節の最後に述べたように、1995～2008年度の間に1度しか「ゾンビ企業」と判定されなかった企業はサンプルから除く。

具体的には、1期前に「ゾンビ企業」であった企業の当期のステータスを質的従属変数とするが、各企業のステータスには「ゾンビ企業」「非ゾンビ企業」のほか「上場廃止」になるケースもある。そこで、「1.『ゾンビ企業』に残留した場合」をベースケースとして、「2.健全企業に復活した場合」に1をとる質的変数、「3.上場廃止となった場合」に1をとる質的変数、をそれぞれ被説明変数とし、それらがどのような要因で決定されていたのかという多項ロジット・モデルを、非バランス・パネル・データをプールして推計する。

ただし、上場廃止になった企業は少数であることに加え、経営破綻し法的整理に入ったケースから、健全な経営状態のままMBO、M&Aや完全子会社化などによって上場廃止となるケースまで多様であり、その結果の解釈は難しい。この

ため以下では、健全企業に復活した場合についてのみ、結果を報告する。

3-2 説明変数の選択

「ゾンビ企業」が健全企業に復活する理由として、以下の分析では、2002～2006年頃の世界景気の拡大に伴うマクロ経済環境の改善の影響をコントロールしつつ、リストラクチャリングに関する3つの側面すなわち、①従業員や固定資産の削減など、実物面のリストラの量的な側面、②それが優良資産の切り売りなのか不良資産の整理なのか、という質的な側面、③債務免除や減資といった、財務リストラの側面、に焦点をあてて説明変数を選択した。なお、説明変数は特にことわりのない限り全て1期前の数値を用いる。1期前の数値を用いるのは、上場廃止のケースで当期の財務データが入手できないことと、それ以外の場合にも同時性バイアスの問題を回避できるためである。

第1に、実物面のリストラの量的な側面を表す説明変数としては、従業員数、土地を除く固定資産の変化（いずれも対数前期差）を採用した。さらに、役員に関するリストラとして、当期末処分損益が黒字であるにもかかわらず役員賞与がゼロである場合に1をとるダミー（黒字企業役員賞与ゼロダミー）を追加した¹³。これらのリストラが有効であれば、従業員数、土地を除く固定資産の対数前期差の係数はマイナス、黒字企業役員賞与ゼロダミーの係数はプラスとなることが期待される。

第2に、これら量的なリストラ指標ではとらえきれない質的な側面に焦点をあてるため、特別損失（絶対値）と特別利益（債務免除益を除く）のそれぞれ対売上高比率を説明変数に採用した。表面上の当期損益への影響とは裏腹に、特別損失の計上には、不良資産を整理し、損失を確定するというポジティブな意味合いがあり、特別利益の計上には、優良資産の切り売りというネガティブな意味合いがあるとすれば、前者の係数はプラス、後者の係数はマイナスとなることが期待される。

第3に、財務リストラに関連した説明変数として、D/Aレシオ（有利子負債残

¹³ 「役員賞与」は、2006年5月の会社法施行以前は利益処分として会計処理されていたことなどから、当期末処分損益が赤字の場合に役員賞与を支給しないことは当然視されるため、黒字にもかかわらず役員賞与を支給しなかった場合のみをリストラと位置づけた。

高の対総資産比率), 債務免除ダミー(債務免除を受けた場合に1をとる), 債務免除比率(債務免除益の対前期末有利子負債残高比率), 減資ダミー(減資を行った場合に1をとる), の4つの変数を採用した.D/Aレシオは, 復活までの「距離」を代理するコントロール変数として加えるもので, 係数はマイナスの符号をとることが期待される. 債務免除は, 貸し手が価値の毀損した有利子負債の減損処理に応じることであり, 利払い能力の改善を通じ復活にプラスとなることが期待される. 以下ではその効果を, 債務免除の有無(ダミー)と大きさ(債務免除比率)の両面から計測する. また減資(資本金の減少)も, 利払い能力を直接改善させるものではないが, 貸し手が債務免除に応じる前提条件とすることが多く, 損失を確定させ再建を急ぐ姿勢の代理変数として, やはり復活にプラスとなることが期待される¹⁴.

第4に, 企業の収入増をとらえる変数として, 売上高の変化(対数前期差)を加えた. 売上高の対数前期差は, 外生的なショックばかりでなく, 企業固有の要因に対応して変化していると考えられる. 企業の利潤は, 収入とコストの差であるため, 売上高の増加はリストラなどによるコスト・カットと同様に, 企業の利潤を回復させる重要な要因となり得ると考えられる.

最後に, リストラ効果以外の要因をコントロールするため, いくつかの説明変数を追加した. まず, 「ゾンビ企業」としての経過年数である¹⁵. 「ゾンビ企業」に長くとどまる(金融機関から見れば「長くとどまらせる」)ことは, よりよい事業環境が到来するのを待ちながら時間をかけて経営の立て直しを行うことができる半面, 問題の先送りによるモラル・ハザードや規律の弛緩, 有能な人材の流出や取引先の離散により, かえって事業価値を損なう恐れもある. また, 「ゾンビ企業」から抜け出せないこと自体が, 他の説明変数には表れない事業の将来性の欠如やコーポレート・ガバナンスの欠陥など, 当該企業固有の問題点を示唆している可能性もある. さらに, 世界景気の拡大に伴うマクロ経済環境の改善の追い風効果に関するコントロール変数として, 輸出型製造業

¹⁴ ただし, 債務免除や減資に至るのは「ゾンビ企業」の中でもとりわけ厳しい状況にある企業である, というセレクション効果が強ければ, 債務免除ダミーや減資ダミーの符号がマイナスになる可能性も考えられる.

¹⁵ 1度復活するとゼロに戻る.

ダミー（輸出依存度の高い製造業に属する場合に1の値をとるダミー変数）¹⁶、タイム・ダミー、をそれぞれ追加した。

3-3 異常値処理

本論文が分析対象とする1990年代後半以降は、それ以前に比べ、企業合併や分社化、持株会社化など、データの連続性に深刻な問題を生じるような経営形態の変更が頻繁に行われるようになっており、その影響を慎重に取り除く必要がある。

そこで、以下の分析では3つの方向から異常値の処理を行った。第1に、売上高の極端な変動である。具体的には、1期前に、売上高の前期比が10倍超もしくは0.1倍未満となったサンプルは、データの連続性が絶たれていると判断し分析から除外した。特に、0.1倍未満のサンプルを除くことによって、持株会社化による異常値の影響は解消されている。第2に、合併に関しては、上場企業同士の合併のみを考慮することとし、存続会社のデータについて合併した年度以降3年分を分析対象から除外した¹⁷。また、東証が上場廃止基準の1つとする「合併等による実質的存続性喪失」に係る猶予期間入りに該当したケースも、合併のケースと同様、該当して以降3年分のデータを分析対象から除外した。これは、いわゆる裏口上場の防止のため、2000年度から導入された基準で、未上場企業の合併等によって財務内容や事業構造の同一性が認められないと東証が判断した場合に、上場再審査のための猶予期間を設けるものであり、未上場企業の合併による影響が極めて重大なケースは、ここで処理することができる。

第3に、リストラ関連の変数については、極端な値にも意味がある可能性が高いことから、ごく限定的な処理にとどめた。具体的には、1期前に、従業員数もしくは土地を除く固定資産の前期比が10倍超、特別損失もしくは特別利益の対売上高比が10倍超、となったケースのみを、それぞれ分析対象外とした。

¹⁶ 製造業18業種中、経済産業省「平成12年基準鉱工業出荷内訳表」における輸出向けの出荷ウェイトが相対的に高い9業種（繊維、化学、鉄鋼、非鉄金属、一般機械、電気機械、自動車、その他輸送機械、精密機械）を輸出型とみなした。

¹⁷ 非上場企業との合併を考慮しなかった理由は、件数が多く小規模なものが大半を占める非上場企業との合併を全て除外すれば、情報量が大幅に減ってしまうためである。なお、新設合併の場合は、合併前の旧企業2社と合併後の新設企業を全て別会社のデータとして取り扱った。

3-4 基本統計量

表1は、1994～2007年度の主要財務変数（従業員数・土地を除く固定資産の変化、特別損失・特別利益の対売上高比、D/Aレシオ、売上高の変化）の基本統計量を、「ゾンビ企業」と「非ゾンビ企業」とに分けて示したものである¹⁸。

表1 主要財務変数の基本統計量（「ゾンビ企業」対「非ゾンビ企業」），1994～2007年度

	従業員数の 対数前期差	土地を除く固 定資産の対数 前期差	特別損失の 対売上高比率	特別利益の 対売上高比率	D/Aレシオ	売上高の 対数前期差
ゾンビ企業（2321件）						
平均値	-0.084	-0.029	0.090	0.027	0.444	-0.061
中央値	-0.045	-0.026	0.032	0.004	0.426	-0.042
標準偏差	0.284	0.217	0.235	0.114	0.192	0.181
最小値	-4.925	-3.548	0.000	0.000	0.000	-2.194
最大値	1.494	2.157	4.759	3.492	5.665	1.003
非ゾンビ企業（23341件）						
平均値	-0.015	0.038	0.029	0.013	0.198	0.022
中央値	-0.010	0.014	0.008	0.001	0.167	0.021
標準偏差	0.212	0.191	0.168	0.088	0.176	0.154
最小値	-5.354	-3.358	0.000	0.000	0.000	-2.227
最大値	2.296	2.221	9.299	6.902	2.359	2.273

注 1. サンプルは異常値処理後。特別利益は債務免除益を除く。

2. 「ゾンビ企業」対「非ゾンビ企業」の平均値の差のt検定は全ての項目で1%水準で有意。

従業員数の対数前期差は、「ゾンビ企業」と「非ゾンビ企業」いずれも平均値・中央値がマイナスであり、本論文のサンプル期間では従業員数はどの企業でも削減される傾向にあったことがわかる。ただし、平均値・中央値ともに「ゾンビ企業」が「非ゾンビ企業」よりも値が有意に小さく（絶対値で見れば大きく）、「ゾンビ企業」の方がより従業員数を大幅に削減していたことが読み取れる。

土地を除く固定資産の対数前期差については、「ゾンビ企業」では平均値・中央値がともにマイナスであるのに対し、「非ゾンビ企業」ではともにプラスである。資源配分の方角性としては、従業員数と同様、「ゾンビ企業」のプレゼンスが縮小していく傾向を示している。

特別損失（絶対値）および特別利益（債務免除益を除く）の対売上高比は、平均値・中央値ともに「ゾンビ企業」が「非ゾンビ企業」よりも値が有意に大

¹⁸ 多項ロジット分析の推計期間は1995～2008年度であるが、前述のとおり説明変数には前期の数値を用いるので、対応する基本統計量は1994～2007年度の「ゾンビ企業」となる。

きい。「ゾンビ企業」においては、特別損失を計上することで損失を確定する動きと、特別利益の計上でとりあえずの利益を確保する動きの双方が活発であることが読みとれる。

D/Aレシオは、平均値・中央値ともに「ゾンビ企業」が「非ゾンビ企業」よりも有意に高い。

売上高の対数前期差は、「ゾンビ企業」が平均値・中央値ともにマイナスであるのに対して、「非ゾンビ企業」はいずれもプラスとなっている。「非ゾンビ企業」が売上を伸ばしたのに対して、「ゾンビ企業」は売上を減少させているという対照的な結果である。

4. 健全企業への復活要因

本節では、前節で説明した多項ロジット・モデルに基づき、「『ゾンビ企業』に残留」をベースケースとし、「健全企業に復活」した場合に1をとる質的変数を被説明変数として、「ゾンビ企業」の復活要因に関する推計を行う。

4-1 1995～2008年度の推計結果

表2は、サンプル期間（1995～2008年度）全体を対象にした推計結果である。

まず、実物面のリストラのうち量的な指標に関しては、従業員数と土地を除く固定資産の対数前期差の係数は、1995～2004年度を分析対象としたFukuda and Nakamura（2011）と同様、いずれもマイナスに有意であり、これらの量的な削減は「ゾンビ企業」の復活に貢献している。また、黒字企業役員賞与ゼロダミーの係数も、符号こそプラスと理論的な期待と一致したが有意でなく、プラスの効果がないという点ではFukuda and Nakamura（2011）と同様である。他方、質的な指標である特別損失（絶対値）や特別利益（債務免除益を除く）の対売上高比に関しては、Fukuda and Nakamura（2011）とは異なり、統計的に有意な結果ではなかった。

財務リストラのうち、債務免除に関しては、Fukuda and Nakamura（2011）では、債務免除ダミーと債務免除比率の組み合わせではなく、債務免除比率とその2乗項を説明変数に採用し、非線形な効果を見ようとしていたため、結果を単

表2 1995～2008年度の推計結果

被説明変数：健全企業に復活（ベースケース＝「ゾンビ企業」に残留）

	係数	p値	
従業員数対数前期差	-0.521	0.011	**
土地を除く固定資産対数前期差	-0.790	0.003	**
黒字企業役員賞与ゼロダミー	0.013	0.915	
特別損失（対売上高比率）	-0.025	0.920	
特別利益（対売上高比率）	0.373	0.329	
D/Aレシオ	0.021	0.944	
債務免除ダミー	-2.602	0.001	**
債務免除比率	6.721	0.011	**
減資ダミー	0.397	0.466	
ゾンビ経過年数	-0.140	0.000	**
売上高対数前期差	0.956	0.005	**
輸出製造業ダミー	0.085	0.338	
タイム・ダミー1995	-0.097	0.675	
タイム・ダミー1996	0.280	0.204	
タイム・ダミー1998	0.095	0.671	
タイム・ダミー1999	0.910	0.000	**
タイム・ダミー2000	0.710	0.001	**
タイム・ダミー2001	0.501	0.026	**
タイム・ダミー2002	0.905	0.000	**
タイム・ダミー2003	1.333	0.000	**
タイム・ダミー2004	1.145	0.000	**
タイム・ダミー2005	1.169	0.000	**
タイム・ダミー2006	1.164	0.000	**
タイム・ダミー2007	0.602	0.051	*
タイム・ダミー2008	-0.519	0.080	*
定数項	-0.301	0.181	
サンプル数	2321		

- 注 1. 特別利益は債務免除益を除く。
 2. p値の水準はHuber-Whiteのロバスト標準偏差により算出。有意水準の記号は、**が5%水準、*が10%水準。
 3. タイム・ダミーの基準年は、1995年と1996年に上場廃止のサンプルが僅少であることに伴う共線性の問題を回避するため、1997年とした。

純に比較することはできないが、定性的には同様な含意が得られた。すなわち、Fukuda and Nakamura (2011) では、債務免除比率の係数は有意にマイナスであったが、2乗項の係数は有意にプラスであった。今回は、債務免除ダミーの係数は有意にマイナスであるが、債務免除比率の係数は有意にプラスである。これは、債務免除比率の係数だけに注目すると、一見、逆の結果のようにみえるが、債務免除を行う場合、大規模な債務免除を受けて初めて復活に寄与する、という含意において実は同様な結果といえる。小規模な債務免除では復活しにくいのは、前に述べたセレクションの効果もあるが、債務者、債権者ともに問題先送りのスタンスから脱却できていない、という面も大きいだろう。なお、減資ダミーについては、Fukuda and Nakamura (2011) では理論的な期待通りプラスに有意であったが、本論文の分析では符号はプラスでも有意にゼロと異ならなかった。減資は、累積損失を剰余金のマイナスではなく資本金の減少としてより明確に認識する手続きであるが、利払い負担の軽減など具体的なメリットをもたらすわけではなく、復活に向けた規律づけの効果も債務免除ほど強いものではないことが原因と考えられる。

売上高の対数前期差の係数は、Fukuda and Nakamura (2011) と同様、プラスに有意であるが、後にみるように本論文が注目する不良債権の減少局面に限ってみると、状況は劇的に変化する。また、タイム・ダミーの係数が、2003～2006年度でプラス幅が大きく、外需の追い風が復活を後押ししたことを引き続き示唆しているのとは対照的に、輸出型製造業ダミーの係数はプラスであるものの有意ではない。

なお、その他の変数では、ゾンビ経過年数は、Fukuda and Nakamura (2011) と同様、マイナスに有意であり、問題を先送りして「ゾンビ企業」に長くとどまるほど、健全企業への復活は難しくなることを示している。

4-2 期間分割した推計結果

次にサンプル期間14年間を前半(1995～2001年度)と後半(2002～2008年度)のちょうど7年ずつに分割して、4-1項と同様の推計を行った。2001、2002年度は単なる中間点ではなく、①不良債権比率がピークをつけた時期であるとともに、②日本の会計ルールや金融行政のあり方が旧来の「日本型」から今日の姿

に変貌をとげる分水嶺にもあたっており、復活要因の分析上も重要な意味を持つ分岐点である。

推計結果は、表3のとおり前半期（不良債権の増加局面）と後半期（不良債権の減少局面）で大きく異なる特徴を示しており、前項でみたサンプル期間全体の推計結果はこれらのミックスされたものに過ぎないことがわかる。

まず、前半期の推計結果をみると、実物面のリストラに関しては、従業員数や土地を除く固定資産の対数前期差が、符号こそマイナスであるものの有意でないのに対し、黒字企業役員賞与ゼロダミーはプラスで有意となっている。日本企業の場合、役員賞与のカットによる直接的な経費削減効果は、従業員や固定資産の削減に比べ小さいと考えられるが、売上高の対数前期差が大きなプラスの係数をもって有意である点とあわせて解釈すれば、前半期の「ゾンビ企業」にはまだ過去の技術的・財務的蓄積の余力を残した企業も少なくなく、経営陣が襟を正したうえで、縮小均衡よりも売上を伸ばす方向での改革によって復活するケースもそれなりにあったことを反映しているといえるだろう。ただし、いくら過去の蓄積があるとはいっても、優良資産の切り売りなどで問題を先送りする姿勢では復活できないことは、特別利益（債務免除益を除く）の対売上高比の係数がサンプル期間全体と異なりマイナスに有意であること、ゾンビ経過年数の係数がマイナスに有意でありサンプル期間全体より係数の絶対値も大きいこと、から示唆されている。さらに、債務免除ダミーの係数がマイナスに有意である一方、債務免除比率の係数は有意ではなく、財務リストラで復活を遂げるシナリオは明確ではない。

これに対し、後半期の推計結果は、従業員や土地を除く固定資産の対数前期差の係数がマイナスに有意で実物面のリストラが「ゾンビ企業」の復活に有効であったことを示す一方、黒字企業役員賞与ゼロダミーの係数がマイナスで有意となっている。これらをあわせて解釈すれば、後半期の「ゾンビ企業」には過去の蓄積を使い果たし、破綻の一步手前まで追いつめられた企業も少なくないなかで、役員賞与カットを受け入れた既存の経営陣が従来の延長線上で行う改革には限界があったことを反映しているといえるだろう。また、債務免除比率の係数がプラスで有意になっていることから、とりわけ債務免除に至るような深刻なケースでは、本格的な金融支援に応じる前提として、銀行側から厳

表3 前半（1995～2001年度）と後半（2002～2008年度）の比較

被説明変数：健全企業に復活（ベースケース＝「ゾンビ企業」に残留）

	前半（1995～2001年度）		後半（2002～2008年度）			
	係数	p値	係数	p値		
従業員数対数前期差	-0.539	0.251	-0.511	0.036	**	
土地を除く固定資産対数前期差	-0.486	0.156	-1.680	0.000	**	
黒字企業役員賞与ゼロダミー	0.293	0.051	*	-0.454	0.032	**
特別損失（対売上高比率）	0.758	0.257		-0.350	0.206	
特別利益（対売上高比率）	-1.512	0.054	*	1.329	0.021	**
D/Aレシオ	0.341	0.257		-0.667	0.195	
債務免除ダミー	-2.765	0.007	**	-6.344	0.000	**
債務免除比率	4.109	0.129		32.206	0.000	**
減資ダミー	-0.070	0.940		0.869	0.427	
ゾンビ経過年数	-0.173	0.000	**	-0.098	0.036	**
売上高対数前期差	1.694	0.000	**	0.654	0.142	
輸出製造業ダミー	0.143	0.204		0.023	0.876	
タイム・ダミー1995	-0.046	0.844				
タイム・ダミー1996	0.334	0.131				
タイム・ダミー1998	0.172	0.447				
タイム・ダミー1999	1.068	0.000	**			
タイム・ダミー2000	0.787	0.001	**			
タイム・ダミー2001	0.562	0.015	**			
タイム・ダミー2002						
タイム・ダミー2003				0.379	0.079	*
タイム・ダミー2004				0.216	0.400	
タイム・ダミー2005				0.338	0.242	
タイム・ダミー2006				0.342	0.198	
タイム・ダミー2007				-0.161	0.589	
タイム・ダミー2008				-1.392	0.000	**
定数項	-0.500	0.032	**	0.830	0.003	**
サンプル数	1416		905			

注 1. 特別利益は債務免除益を除く。

2. p値の水準はHuber-Whiteのロバスト標準偏差により算出。有意水準の記号は，**が5%水準，*が10%水準。

3. 前半の推計におけるタイム・ダミーの基準年は，1995年と1996年に上場廃止のサンプルが僅少であることに伴う共線性の問題を回避するため，1997年とした。

しいリストラと経営陣の真の意味での刷新が要請され、それらが一体として実行に移されることが復活に不可欠であったことがうかがわれる。なお、特別利益(債務免除益を除く)の対売上高比の係数がプラスに有意であり、特別損失(絶対値)の対売上高比の係数も有意ではないがマイナスの符号をとっていることは、優良資産の切り売りは復活にマイナスで、不良資産の積極的な処理がプラス、というわれわれの想定からすれば一見不可解な結果であるが、これは、そもそも保有資産の含み益が過去の益出しや資産価格の低迷により底をつきつつあったことに加え、日本の会計ルールや金融行政のあり方が国際標準に近づき、安易な益出しも難しくなったことが背景にあると考えられる。

一方、前半期には大きなプラスの係数をとった売上高の対数前期差は、後半期にはプラスではあるものの、その値は大幅に低下し、かつ統計的に有意ではなかった。この結果は、不良債権がピークを打つ前の前半期には個別企業の収入の伸びが復活に寄与することはあったものの、回復が本格化した後半期には収入の伸びが復活に寄与する度合いは極めて限定的であったことを示唆している。コスト・カットなどのリストラは、企業の利潤を回復させるうえでは有効であったが、売上高が伸び悩むなかでのコスト・カットは、デフレの新たな原因ともなり、わが国の経済成長率の本格的な回復に寄与しなかった可能性がある。

4-3 業種別の推計結果

一般に「ゾンビ企業」問題というと、不良債権3業種などと揶揄された建設業、不動産業、卸売・小売業など、非製造業のイメージが強いものと思われる。しかし、「CHK方式」に改良を加えたわれわれの判定基準に基づく「ゾンビ企業(1回限り該当を除く)」を製造業と非製造業とに分けると、図5のように製造業の方が多い。

また、「ゾンビ企業比率」を製造業と非製造業とに分けて、その推移をみると、図6のように、製造業の「ゾンビ企業比率」が景気循環や金融危機の影響を受けて激しく変動しているのに対し、非製造業は1998年頃にはピークを打ってゆっくりと減少に向かっていったことがわかる。

図5 ゾンビ企業数（1回限り該当を除く）の業種別推移

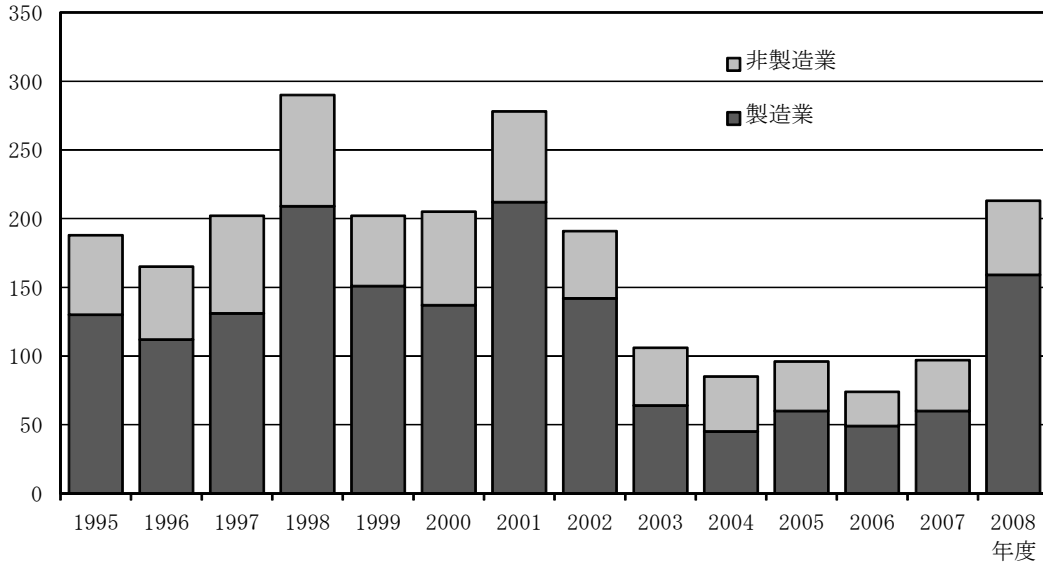
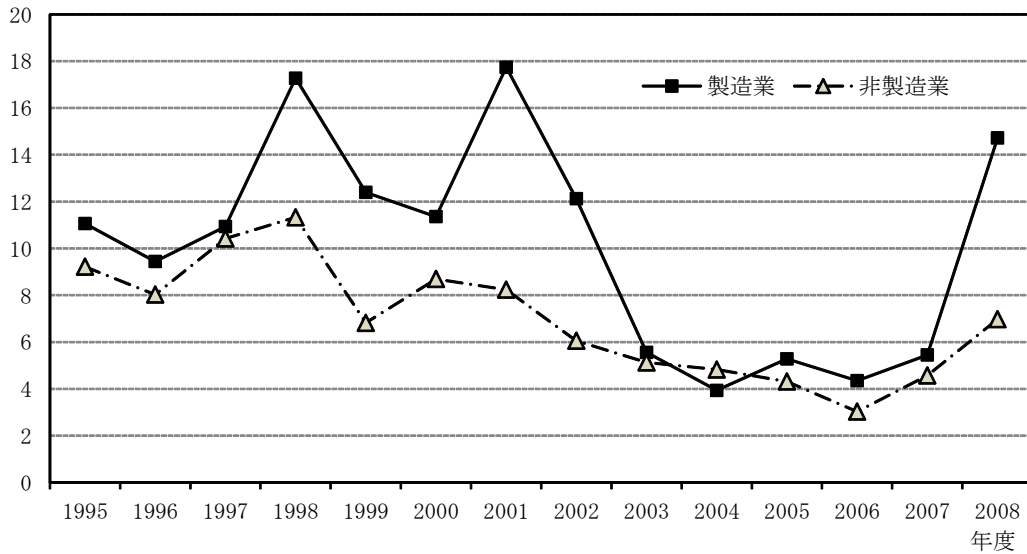


図6 ゾンビ企業比率（1回限り該当を除く）の業種別推移（%）



そこで、復活要因についてもこのような業種別の相違があるのか、サンプル期間の後半期（2002～2008年度）を対象に、製造業と非製造業を分けてロジット分析を行うことにした。推計式の考え方は、4-1項および4-2項と基本的に同じであるが、業種別に分けた場合、債務免除や減資を行う事例が僅少となる年が増え、タイム・ダミーとの間に共線性の問題が発生するため、①タイム・ダミーなし、②債務免除ダミー、債務免除比率および減資ダミーなし、の2つのモデルで推計した。

推計結果は、表4-1および表4-2に示すとおりである。製造業と非製造業の結

表4-1 業種別推計：製造業 2002～2008年度の推計結果

被説明変数：健全企業に復活（ベースケース＝「ゾンビ企業」に残留）

	モデル①			モデル②		
	係数	p値		係数	p値	
従業員数対数前期差	-0.736	0.061	*	-0.651	0.056	*
土地を除く固定資産対数前期差	-1.292	0.011	**	-0.922	0.063	*
黒字企業役員賞与ゼロダミー	-0.440	0.080	*	-0.337	0.190	
特別損失（対売上高比率）	-0.245	0.478		-0.126	0.724	
特別利益（対売上高比率）	-0.145	0.915		0.694	0.640	
D/Aレシオ	0.296	0.629		0.034	0.956	
債務免除ダミー	-20.717	0.000	**			
債務免除比率	123.194	0.000	**			
減資ダミー	0.289	0.811				
ゾンビ経過年数	-0.084	0.186		-0.123	0.047	**
売上高対数前期差	0.514	0.317		0.580	0.289	
輸出製造業ダミー	-0.044	0.811		-0.085	0.656	
タイム・ダミー2003				0.557	0.027	**
タイム・ダミー2004				0.522	0.116	
タイム・ダミー2005				0.294	0.429	
タイム・ダミー2006				0.222	0.486	
タイム・ダミー2007				-0.327	0.366	
タイム・ダミー2008				-1.521	0.000	**
定数項	0.518	0.085	*	0.660	0.049	**
サンプル数	625			625		

注 1. 特別利益は債務免除益を除く。

2. p値の水準はHuber-Whiteのロバスト標準偏差により算出。有意水準の記号は、**が5%水準、*が10%水準。

表4-2 業種別推計：非製造業 2002～2008年度の推計結果

被説明変数：健全企業に復活（ベースケース＝「ゾンビ企業」に残留）

	モデル①		モデル②	
	係数	p値	係数	p値
従業員数対数前期差	-0.215	0.573	-0.188	0.595
土地を除く固定資産対数前期差	-2.399	0.002 **	-2.920	0.000 **
黒字企業役員賞与ゼロダミー	-0.585	0.102	-0.430	0.227
特別損失（対売上高比率）	-0.921	0.046 **	-0.477	0.200
特別利益（対売上高比率）	3.328	0.216	1.943	0.166
D/Aレシオ	-1.994	0.026 **	-2.268	0.010 **
債務免除ダミー	-8.281	0.000 **		
債務免除比率	44.833	0.002 **		
減資ダミー	3.495	0.002 **		
ゾンビ経過年数	-0.061	0.414	-0.064	0.369
売上高対数前期差	0.662	0.353	0.454	0.517
輸出製造業ダミー				
タイム・ダミー2003			0.130	0.762
タイム・ダミー2004			-0.189	0.668
タイム・ダミー2005			0.278	0.566
タイム・ダミー2006			0.398	0.425
タイム・ダミー2007			0.028	0.958
タイム・ダミー2008			-1.217	0.016 **
定数項	1.315	0.001 **	1.417	0.006 **
サンプル数	280		280	

注 1. 特別利益は債務免除益を除く。

2. p値の水準はHuber-Whiteのロバスト標準偏差により算出。有意水準の記号は、**が5%水準、*が10%水準。

果を比較すると、復活のメカニズムに関するいくつかの興味深い相違点を指摘することができる。まず、実物面のリストラに関しては、製造業では、従業員の削減と固定資産の削減の両方が復活に対し有意な効果を持っていたのに対し、非製造業では固定資産の削減のみが有意である。一方、財務リストラの諸変数に目を向けると、製造業でも全産業の推計と同じく、債務免除ダミー、債務免除比率の係数が理論的期待と整合的かつ統計的に有意に計測されているが、非製造業ではこれらに加えて、復活への距離の代理変数として加えたD/Aレシオの係数が本論文のこれまでの推計では初めてマイナスに有意で計測されているほか、減資ダミーの係数も理論的期待と整合的にプラスに有意で計測されている。他方、売上高の対数前期差の係数は、製造業、非製造業ともにプラスの符号はとったものの統計的に有意ではなかった。

以上の結果を総括すれば、2002年度以降「ゾンビ企業」が急速に減少した局面で、復活のカギとなったのは、製造業では従業員と固定資産のリストラ、非製造業では固定資産のリストラと財務リストラであり、売上高の伸びのように収入増の要因は製造業、非製造業いずれにおいても小さかったと結論づけることができる。

5. まとめ

本論文では、不良債権比率のピークまでの期間とピークアウト後の期間がちょうど同じ長さになる1995年度から2008年度までの14年間を対象に、多項ロジット・モデルの推定を行い、「失われた20年」とも呼ばれる年代の日本経済における「ゾンビ企業」の復活要因を実証的に再検討した。

全サンプル期間の推計結果からは、外部経済環境の追い風の下、従業員や固定資産の削減が復活にプラスに働いたこと、債務免除は免除率が大きいほど復活にプラスであったこと、問題を先送りしゾンビ経過年数が増えるほど復活が困難になることなど、Fukuda and Nakamura (2011) の主要な結論はロバストであることが確認された。

しかしながら、「失われた20年」を不良債権の増加局面である前半期と減少局面である後半期とに分割した推計結果からは、両期間における「ゾンビ企業」

の復活メカニズムには大きな違いがあり、サンプル期間全体の推計結果はこれらのミックスされたものに過ぎないことが浮き彫りになった。会計ルールや金融行政のあり方もいまだ「日本的」な要素を残していた前半期は、従業員や固定資産の削減、債務免除などリストラの効果は明確でなく、優良資産の切り売りの弊害がみられたが、過去の蓄積も底をつき、会計ルール等も国際標準に近づいた後半期には、優良資産の切り売りの弊害は消え、リストラの効果が明確に検出されるようになった。

その一方、売上高の伸びが与えた影響に注目すると、不良債権がピークを打つ前の前半期には個別企業の収入の伸びが復活に寄与することはあったものの、回復が本格化した後半期には収入の伸びが復活に寄与する度合いは極めて限定的であったことが示唆された。コスト・カットなどのリストラは、企業の利潤を回復させるうえでは有効であったが、売上高が伸び悩むなかでのコスト・カットはデフレの新たな原因ともなり、わが国の経済成長率の本格的な回復に寄与しなかった可能性がある。

「失われた 20 年」を経験したわが国では、中長期的な経済成長に対する見通しはなお決して楽観できるものではない。バブル崩壊後、緩やかながら続いてきたデフレは、GDP デフレーターでは 2000 年代に入ってそれまで以上に深刻となった。また、不良債権処理が進み、銀行の不良債権比率が主要国のなかで最も低い国の 1 つとなった後も、日本経済に大きな成長の芽は育っていない。むしろ、かつては日本経済を牽引してきた製造業の一部で、国際競争力に陰りが見え始め、不良債権が大幅に減少した銀行セクターでも業務純益に際立った伸びはみられていない。そうしたなかで、ときには一定のコストを払っても、中長期的な視野から腰を据えた成長戦略を策定することが日本企業の真の復活のためには必要である。本論文の後半期の推計結果は、そのような考え方をサポートするものとなっている。

参考文献

- 小幡績・坂井功治 (2005), 「メインバンク・ガバナンスと『追い貸し』」, 『経済研究』第 56 卷 2 号, pp.149-161.
- 鯉淵賢・福田慎一 (2006), 「不良債権と債権放棄: メインバンクの超過負担」, 『経済研究』第 57 卷第 2 号, pp.110-120.
- 櫻川昌哉 (2002), 『金融危機の経済分析』, 東京大学出版会.
- 杉原茂・笹田郁子 (2002), 「不良債権と追い貸し」, 『日本経済研究』第 44 号, pp.63-87.
- 星岳雄 (2000), 「なぜ日本は流動性の罠から逃れられないか」, 深尾光洋・吉川洋編『ゼロ金利と日本経済』, 日本経済新聞社, pp.233-266.
- 星岳雄 (2006), 「ゾンビの経済学」, 岩本康志・太田誠・二神孝一・松井彰彦編『現代経済学の潮流 2006』, 東洋経済新報社, pp.41-68.
- Ahearne, A. G. and N. Shinada (2005), “Zombie Firms and Economic Stagnation in Japan,” *International Economics and Economic Policy*, 2, 4, pp.363-381.
- Berglöf, E. and G. Roland (1995), “Bank Restructuring and Soft Budget Constraints in Financial Transition,” *Journal of the Japanese and International Economics*, 9, 4, pp. 354-375.
- Caballero, R., T. Hoshi, and A. Kashyap (2008), “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” *American Economic Review*, 98, 5, pp.1943-1977.
- Dewatripont, M. and E. Maskin (1995), “Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies,” *Review of Economic Studies*, 62, 2, pp.541-555.
- Fukuda, S., M. Kasuya, and K. Akashi (2009), “Impaired Bank Health and Default Risk,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 2, pp.145-162.
- Fukuda, S. and S. Koibuchi (2006), “The Impacts of ‘Shock Therapy’ Under a Banking Crisis: Experiences from Three Large Bank Failures in Japan,” *Japanese Economic Review*, 57, 2, pp.232-256.
- Fukuda, S. and S. Koibuchi (2007), “The Impacts of ‘Shock Therapy’ on

- Large and Small Clients: Experiences from Two Large Bank Failures in Japan,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 15, 5, pp.434-451.
- Fukuda, S. and J. Nakamura (2011) , “Why Did ‘Zombie’ Firms Recover in Japan?” *The World Economy*, 34, 7, pp.1124-1137.
- Hanazaki, M. and A. Horiuchi (2003) , “A Review of Japan’ s Bank Crisis from the Governance Perspective,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 11, 3, pp.305-325.
- Peek, J. and E. S. Rosengren (2005) , “Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan,” *American Economic Review*, 95, 4, pp.1144-1166.
- Sekine, T., K. Kobayashi, and Y. Saita (2003) , “Forbearance Lending: The Case of Japanese Firms,” *Monetary and Economic Studies*, 21, 2, pp.69-92.