

いわゆる「ゾンビ企業」はいかにして 健全化したのか*

中村 純一[†]
(日本政策投資銀行設備投資研究所)
福田 慎一[‡]
(東京大学大学院経済学研究科教授)

* 本稿をまとめるにあたっては、浅子和美（一橋大学）、小川英治（一橋大学）、櫻川昌哉（慶應義塾大学）、塩路悦朗（一橋大学）、花崎正晴（設備投資研究所）、細野薫（学習院大学）、堀内昭義（中央大学）の各氏をはじめ、経済研究ワークショップ（2007年9月、谷川生涯学習センター）、統計研究会金融班・定例研究会（2007年11月）および設備投資研究所におけるセミナー（2008年2月）の参加者の方々から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。もちろん、あり得べき誤謬はすべて筆者たちの責に帰するものである。

[†] E-mail: junakam@dbj.go.jp

[‡] E-mail: sfukuda@e.u-tokyo.ac.jp

Why have “Zombie Firms” Recovered ?

Economics Today, Vol.28, No.1, March, 2008

Jun-ichi NAKAMURA

Research Institute of Capital Formation

Development Bank of Japan

and

Shin-ichi FUKUDA

Graduate School of Economics

The University of Tokyo

要 旨

「失われた 10 年」の日本経済において、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 つであることが指摘されている。しかしながら、かつて「ゾンビ企業」と呼ばれた企業で、結果的に破綻や上場廃止に追い込まれた企業はごくわずかである。また、存続した「ゾンビ企業」の大半は、近年業績を大きく改善させている。本稿の目的は、「失われた 10 年」から回復する過程において、いかにして「ゾンビ企業」が健全企業に復活したのかを上場企業を対象として考察することにある。分析では、まず先行研究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」を識別する一方、「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・モデルで推計した。

推計期間は、1995年度から2004年度までの10年間である。分析結果から、健全企業への復活要因に関しては、①（外生的な）景気回復、②リストラ、③ガバナンス（株主による規律付けと役員インセンティブ）、の3要因がいずれも寄与したことがわかった。しかし、企業のリストラ効果や金融支援がもたらした効果は常にプラスではなく、やり方によっては逆効果の場合も数多く存在した。

リストラに関しては、賃下げよりも人員削減が有効であるが、人員削減も減らせば減らすほどよいといった単純な関係ではない。固定資産の削減も、優良資産の切り売りでは復活できず、不良資産の整理が有効であった。金融支援においては、思い切った債務免除のみが有効で、小出しの債務免除は逆に復活を妨げる傾向にあった。また、長い間「ゾンビ企業」であった企業ほど、復活する確率は低かった。

以上の結果から、日本経済が回復する過程で、幸運な外的要因だけでなく、企業の経営努力や経済政策のあり方が、「ゾンビ企業」の復活に効果的であったと言える。また復活には、問題の先送りになるような後ろ向きの改革ではなく、より収益性を高めることを見据えたメリハリをつけた改革が必要であったことも示唆されている。

キーワード：ゾンビ企業、リストラクチャリング、コーポレート・ガバナンス、
債務免除、多項ロジット・モデル

JEL classification : G34; E44

目 次

1. はじめに	1
2. 「ゾンビ企業」の識別	3
3. 多項ロジット・モデル	
(1) 質的変数の選択	7
(2) 説明変数の選択	8
(3) 基本統計量	11
4. 推計結果	
(1) リストラが復活に与えた影響	14
(2) 企業のガバナンス構造の効果	16
(3) 金融支援	17
(4) マクロ経済要因	17
(5) ゾンビ経過年数	17
5. 頑健性の検討	
(1) 株価情報の利用	18
(2) すぐに復活した企業の除外	20
(3) より低い収益性基準の適用	20
(4) 推計期間の変更	22
6. ROAを被説明変数としたOLS推定の結果	25
7. まとめ	27
参考文献	29
付表 説明変数の定義一覧	31
付注	32

1. はじめに

「失われた 10 年」において、銀行セクターの不良債権問題が日本経済の回復を遅らせたとする主張は、今日では幅広く受け入れられている。特に、最近の研究では、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いる（例えば Caballero, Hoshi, and Kashyap (2006)、星 (2000, 2006)、櫻川 (2002)）。しかしながら、2002 年以降、日本の不良債権問題は急速にかつ着実に解決した¹。それに伴って、日本企業の多くは、その業績を大幅に改善させている。そして、そのなかには、かつて「ゾンビ企業」と呼ばれた企業も少なからず含まれている。

『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、再生の見込みがない、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、かつて「ゾンビ企業」と呼ばれた企業で、結果的に破綻まで追い込まれた企業はごくわずかである。また、存続した「ゾンビ企業」の大半は、当時と比べて近年業績を大きく改善させている。

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²。「追い貸し」に関する議論は、Dewatripont and Maskin (1995) や Berglöf and Roland (1995) らが論じたいわゆる「ソフト・バジェット問題」とも共通した特徴を持ち、その存在は非効率な資源配分を生み出すというのがこれまでの見解である³。また、Caballero *et al.* (2006) や星 (2006) 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ている。

しかしながら、「ゾンビ企業」が経営再建の見込みが乏しい非効率な企業であったとすると、なぜその大半がその後も存続し、かつ近年その業績を大幅に改善しているのかを

¹ 銀行の不良債権比率は、大手行 12 行（都銀、信託、旧長銀）では、2001 年度末のピーク時には 8.7% であったが、2006 年度末には 1.5% へと低下している。また、地銀・第二地銀 110 行でも、2001 年度末の 8.1% から 2006 年度末には 4.1% へと低下している。地銀・第二地銀の不良債権処理が若干遅れ気味ではあるが、約 5 年間で、日本の不良債権問題はおおむね解決の方向に向かったといえる。

² 先行研究では、邦文で関根・小林・才田 (2003)、小幡・坂井 (2005) らが、また英文で Peek and Rosengren (2005)、Ahearne and Shinada (2005) らが、それぞれ上場企業を対象として「追い貸し」の存在を検証している。

³ 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・スタディーとして、Fukuda and Koibuchi (2006, 2007) がある。

説明することが難しい。当時の論調では、事実上債務超過にある企業を非効率な企業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、その企業が常に社会的に非効率な企業とは言えない。これは、企業が存続する価値があるかどうかは、現在から将来にかけてどれだけ利益を上げられるかというフォーワード・ルッキングな基準に依存するからである。したがって、仮に過去の赤字が累積して事実上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むしろ望ましいのである。

本稿の目的は、日本経済が「失われた 10 年」から回復する過程において、いかにして「ゾンビ企業」が健全企業に復活したのかを、東京証券取引所の一部・二部上場企業を対象として考察することにある。分析では、まず Caballero *et al.* (2006) や星 (2006) 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」を判別した後、「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」が復活した要因としては、さまざまな可能性が考えられる。本稿の以下の分析では、大別して 4 つの要因を考察する。第 1 は、企業自身によるリストラ効果である。資産の圧縮やコストカットなどのリストラが業績を改善させたかどうかを検証する。第 2 は、企業のガバナンス構造の変化である。なかでも株主による規律付けと、役員のインセンティブに焦点を当てる。第 3 は、金融機関による支援である。債務免除益の累積値が、「ゾンビ企業」の復活をもたらしたのかどうかを検討する⁴。第 4 は、マクロ経済環境の改善である。分析では、売上高の伸びに加えて、輸出依存度の違いを反映した産業ダミーとタイム・ダミーを加え、「ゾンビ企業」の復活に与えた効果を検討する。

推計期間は、不良債権比率がピークとなった 2001 年度をはさむ 1995 年度から 2004 年度までの 10 年間である。本稿の分析から、以下のようなことが確認された。まず、リストラ効果について見ると、不良資産の整理や過剰人員の削減は「ゾンビ企業」が復活する上で効果的であった。ただし、優良資産の切り売りは逆に復活を遅らせる傾向にあった。一方、企業のガバナンス構造の効果では、大株主としての金融機関の存在が復活に有効であった。また、役員の経営能力に対する信任も復活に寄与した可能性がある。さらに、金融機関による支援では、債務免除益の効果が非線形で、大規模な債権放棄は復活を促進する一方で、小規模な債権放棄は逆に復活を遅らせる傾向が観察された。なお、

⁴ 日本における債務免除に関するケース・スタディーとして、鯉淵・福田 (2006) を参照。

マクロ経済環境の改善に関しては、売上高の伸びが復活を促進する効果が観察されるとともに、タイム・ダミーの推計結果からは 2002 年度以降に輸出の追い風が大きく寄与したことが示唆された。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、2 節で「ゾンビ企業」の識別を行った後、3 節では本稿で検討する推計モデルを定式化する。4 節で個票データを使った推計結果を示すと同時に、5 節では推計結果の頑健性をチェックする。6 節では「非ゾンビ企業」も含めた収益性の決定要因の推計結果との比較を行う。最後に 7 節では本稿の分析から得られた結論をまとめる。

2. 「ゾンビ企業」の識別

本稿の目的は、いわゆる「ゾンビ企業」がいかにして健全企業に復活したのかを考察することにある。分析対象は、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」に収録された東証一部・二部上場企業のうち、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 2228 社⁵で、基本的な考え方は Caballero *et al.* (2006) や星 (2006) と同じである⁶。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（正規化処理済⁷）に基づき、推計期間は 1995～2004 年度の 10 年間である。売上高の前年度比で見ると、この 10 年間に少なくとも 1 期分有効なデータがある企業は 2115 社であった。以下の分析では、この 10 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「ゾンビ企業」でないかを識別することが非常に重要となる。

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、データの入手が困難なこともあり、「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。Caballero *et al.* (2006) や星 (2006) 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社債の過去 5 年間の発行実績の最低クーポン率を用いて、期初の有利子負債残高から「最低限支払うはずの利息（最低支払利息）の理論値」を求め、実際の支払利

⁵ 現在は上場廃止となっている企業も含む。その他の詳細は付注 1 を参照。

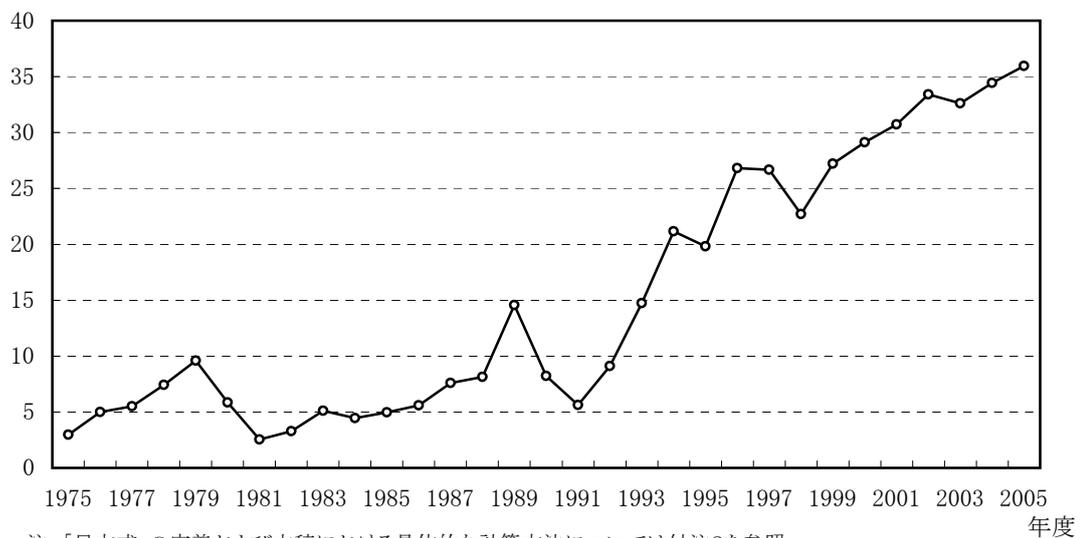
⁶ Caballero *et al.* (2006) や星 (2006) は、日経のデータベースを使用している。

⁷ 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は、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。

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、彼らの方法を「星方式」と呼ぶ）。

しかしながら、「星方式」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れば、「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、「星方式」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勘案すると、われわれがとくに関心がある 2000 年代に優良企業を「ゾンビ企業」と誤って識別してしまう可能性が高い。

図 1 「星方式」をそのまま適用した場合の「ゾンビ企業」比率の推移(%)



注 「星方式」の定義および本稿における具体的な計算方法については付注2を参照。

図 1 は、われわれのデータセットで「星方式」をそのまま適用して判別を行った場合の「ゾンビ企業」の比率が、1975 年度から 2005 年度にかけてどのように推移したかをグラフに表したものである⁸。図から、「星方式」では、90 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捉えていることがわかる。しかし、「ゾンビ企業」の比率は、

⁸ 「星方式」の定義および本稿における具体的な計算方法については、付注 2 を参照。なお、われわれのデータセットは、3 月期決算企業が大半を占める日本の現状を踏まえ、年度ベースの集計（決算期末が 4 月～翌年 3 月に属する決算データを当該年のデータと認識）を行っているが、原論文では明記はないものの暦年ベースの集計（決算期末が 1 月～12 月に属する決算データを当該年のデータと認識）を行っている可能性が高い。図 1 が原論文の忠実な再現になっていないのは、この種の集計・計算方法の差異に起因するものと考えられるが、本文で述べている観察事実に影響を及ぼすものではない。

90年代半ばにはすでに25%を超え、2001年度には30%を上回っている。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」の比率は全般的に過大推計の可能性がある。

より深刻な問題は、Caballero *et al.* (2006)や星(2006)が分析対象としなかった2003年度以降で、「ゾンビ企業」の比率がさらに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」の比率は減少傾向となると予想される。しかし、「星方式」をそのまま適用して「ゾンビ企業」と識別してみると、「ゾンビ企業」の比率は2005年度がもっとも高くなり、その値も35%を超えてしまった。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⁹。急速な景気の回復過程で、「星方式」は優良企業を「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、本稿の分析では、「星方式」を含む金融支援の尺度に加えて、収益性の尺度を識別の柱として併用することで、「ゾンビ企業」を絞り込むことにした。まず、収益性の尺度に関しては、具体的には、①営業損益＋受取利息配当金、②利払前税引前損益、のいずれかが「最低支払利息」を下回るかどうかで、「ゾンビ企業」であるかどうかを識別した（以下ではこの識別方法を「収益性基準」と呼ぶ）。「収益性基準」の基本的な考え方は、「最低支払利息すらカバーできない収益状況」にある企業を「ゾンビ企業」の必要条件とすることである¹⁰。おそらく、経常的な収益で「最低支払利息」をカバーできる企業が「ゾンビ企業」になることは稀であると考えられるので、「収益性基準」を必要条件の1つとすることは大きな問題はないであろう。しかし、「収益性基準」のみを用いて「ゾンビ企業」を識別した場合、特殊事情で一時的に収益が落ち込んだ企業も、「ゾンビ企業」に含められてしまう危険性がある。

そこで、われわれは、当該企業が「収益性基準」を満たすだけでなく、「金融支援基準」をも満たす場合にのみ、「ゾンビ企業」と定義した¹¹。ここで、「金融支援基準」

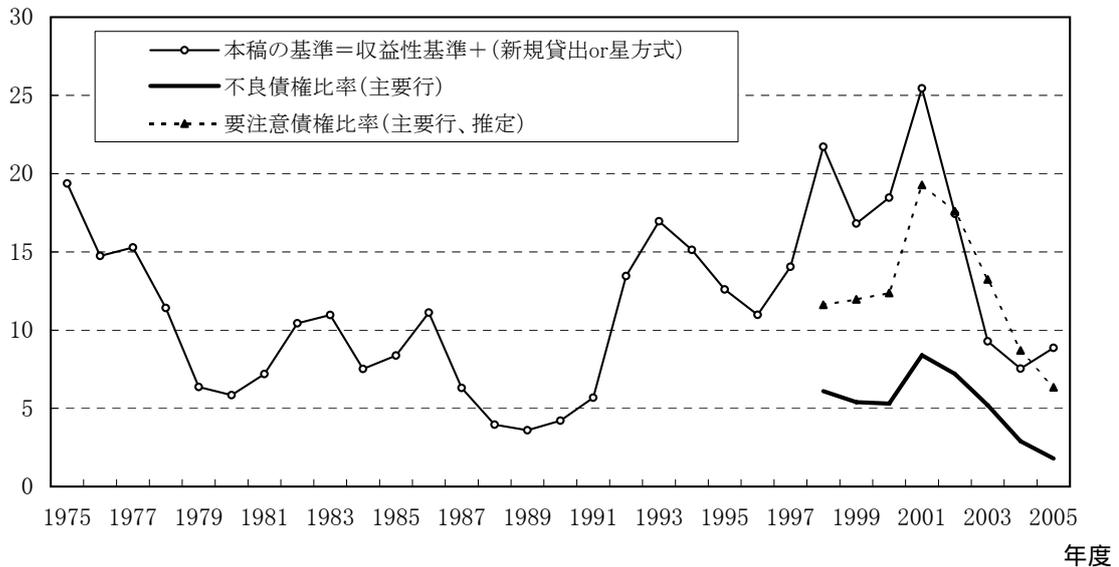
⁹ 1990年代後半以降、企業の資金需要が低迷する中で、優良大企業に対しては、LIBORなど銀行の市場調達金利をベースにした「スプレッド貸出」への移行が進み、プライムレートを下回る「アンダー・プライム」金利を提示するケースが増加したことが一因と考えられる。

¹⁰ 収益指標を2種類用いているのは、決算操作による利益の嵩上げの影響を出来る限り排除するためである。

¹¹ 逆に「収益性基準」か「金融支援基準」のいずれか一方でも該当しなくなれば、「ゾンビ企業」から健全企業に復活することになる。しかし、当該年度に債務免除益を計上している場合は、それ自体が金融支援に他ならないため、以下では健全企業への復活とは見なさないことにする。

を満たすかどうかの尺度は、「星方式」の基準¹²を満たすか、あるいは当期に新規貸出があることとした。「星方式」を「金融支援基準」の1つとする理由は、金利減免を重視する先行研究に従ったためである¹³。ただし「星方式」では、「追い貸し」によって本来支払えない金利を帳簿上は支払っている場合、「ゾンビ企業」とはならない。金融支援の方法には、「金利減免」だけでなく、支払えない金利を「追い貸し」する方法が、金融危機下の日本では一般的であった。そこで、前年度の借入金残高（1年以内返済長期借入金残高を控除したもの）に対して当年度の借入金残高が増えていれば新規貸出があったとみなし¹⁴、最低支払利息すらカバーできない収益状況にある企業が新規貸出を受けている場合も「金融支援基準」を満たすものとした。

図2 本稿の基準による「ゾンビ企業」比率の推移(%)



注1. 本稿における「ゾンビ企業」の判定基準

収益性基準※ + 金融支援基準(新規貸出あり※※ または「星方式」のいずれかに該当)

※実際の支払利息が「最低支払利息」を下回り、かつ ①営業損益+受取利息配当金、②利払前税引前当期損益、のいずれかが「最低支払利息」を下回る。

※※前年度の(総借入金残高-1年以内返済長期借入金残高)に対し、当年度の総借入金残高が増えていれば、新規貸出があったものとみなす。

なお、債務免除益を計上した年度は、上記の基準から外れても健全企業への復活とはみなさない。

2. 不良債権比率は、金融再生法開示債権ベース(金融庁公表の年度末値)。

3. 要注意債権比率は、上記2.および主要行の自己査定による債務者区分から、以下の算式により推計したもの。

$$\frac{\text{金融再生法開示債権額} \times \text{自己査定要注意先債権額}}{\text{自己査定要注意先管理債権額} + \text{破綻懸念先以下債権額}} \div \text{総与信額}$$

¹² 計算方法については、付注2を参照。

¹³ 脚注9で述べた理由により優良企業を「ゾンビ企業」と誤認する問題については、収益性基準を併用することで解消されると考え、「星方式」には修正を加えていない。

¹⁴ 貸借対照表の流動負債の部に計上される「1年以内返済長期借入金」は長期借入金の約定返済予定額に対応している。その返済が困難な場合、銀行側は当該貸付金が不良債権に分類されないよう、期限を延長する代わりに見合いの新規融資(つまり追い貸し)を行うという対応をしばしばとった。比較対象の借入金残高から「1年以内返済長期借入金」を控除するのは、この種の追い貸しをチェックする趣旨である。

図2は、「収益性基準」と「金融支援基準」の両方を満たすことを条件として判別を行った場合、われわれのデータセットで「ゾンビ企業」の比率が、1975年度から2005年度にかけてどのように推移したかをグラフに表したものである。比較のため、図には、1997年度から2005年度にかけて、不良債権比率や要注意債権比率の推移も示されている。図から、バブル崩壊後の90年代初頭から2000年代初頭まで「ゾンビ企業」が大きく増加した特徴だけでなく、不良債権比率や要注意債権比率がピークを迎えた2001年度以降「ゾンビ企業」が大きく減少した特徴をも明確に捉えていることがわかる。

半面、1995年以降「ゾンビ企業」を少なくとも一度は経験した企業は分析対象2228社の半数弱（48%）に上り、図2のようにピーク時のゾンビ比率は25%に達する。この結果は、以上のように慎重な検討を行ってもなお、何らかの特殊事情によって本来「ゾンビ企業」に含めるべきでない企業が混入しているケースが相当数あることを示唆する。そこで、4節で上記の基準に基づいて識別した「ゾンビ企業」を基本ケースとして推計を行った後、5節では「ゾンビ企業」に含めることが適切でないと判断される企業を3通りの方法で除外したケース（株価情報の利用、すぐに復活した企業の除外、より低い収益性基準の適用）についてもそれぞれ推計を行い、結果の頑健性を試すことにする。

3. 多項ロジット・モデル

(1) 質的変数の選択

本稿の目的は、日本経済が回復する過程において、なぜ「ゾンビ企業」が復活したのかを考察することである。そこで、以下では、前節で識別を行った「ゾンビ企業」のデータを用いて、どのような要因で、「ゾンビ企業」が「ゾンビ企業」でなくなったかを推計する。具体的には、前期に「ゾンビ企業」であった企業の今期のステータスがどのような要因で決定されていたのかを、質的変数を被説明変数とする多項ロジット・モデルを非バランス・パネル・データをプールして推定する。

各企業の今期のステータスには、「ゾンビ企業」に残留するケースや、健全企業に復活するケースに加えて、上場廃止になるケースがある。また、企業が上場廃止になるケースには、合併、完全子会社化など非法的整理で上場廃止になるケースと、民事再生法や会社更生法など再生型や破産などの清算型の法的整理が行われるケースがある。そこで、以下では、「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.非法的整理で上場廃止となった場合」に1をとる質的変数、「4.法的整理で上場廃止となった場合」に1をとる質的変数、をそれ

ぞれ被説明変数とする多項ロジット・モデルを推計する。

ただし、非法的整理で上場廃止になる企業には、健全企業に近いものから法的整理が行われた企業に近いものまで多様な企業が含まれており、その結果の解釈は難しい。また、法的整理で上場廃止となった企業数は、非常に少ない。このため、以下での結果の解釈は、「ゾンビ企業」がいかなる要因で健全企業に復活したかを中心に行い、上場廃止になった要因の解釈はあくまで補完的なものとして付け加えるにとどめることにする。

(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は、さまざまな可能性が考えられる。このため、多項ロジット・モデルのスコアを計算する際の説明変数の選択は、必ずしも一義的ではない。以下の分析では、(1) 企業自身によるリストラ効果、(2) 企業のガバナンス構造の変化、(3) 金融機関による支援、(4) マクロ経済環境の改善、という4つの要因に焦点を当てて説明変数を選択する。

具体的には、第1に、企業自身によるリストラ効果として、資産の圧縮や人件費削減などで業績が改善するという観点から、従業員数、一人当たり人件費、土地を除く有形固定資産、有形固定資産(土地を含む)を除く固定資産¹⁵、土地資産、それぞれの4期前から1期前にかけての3年間の増減状況を、次のような方法で、「直近」の変化とそれ以前の「累積」の変化とに分けて、説明変数に加えた¹⁶。

注目する変数(従業員数など)の当期(末)値を x_t 、その前期比を $g_t = x_t/x_{t-1}$ として、

$$\text{「直近」} = 1 \text{ 期前の前期比} = g_{t-1} = x_{t-1}/x_{t-2}$$

$$\text{「累積」} = \text{それ以前2期間の前期比の累積} = g_{t-2} \times g_{t-3} = x_{t-2}/x_{t-4}$$

「直近」の変化として、当期ではなく1期前の前期比を用いるのは、上場廃止企業の場合に当期の財務データが入手できないことと、継続上場企業の場合も同時性バイアスの問題を回避するためである。また、「直近」だけでなく、それ以前の「累積」の変化も説明変数に加えるのは、過去に人件費や資産がどの程度過剰であったかによっても、リストラが業績に与える効果には大きな差異があると考えられることや、リストラ効果

¹⁵ 例えば、投資有価証券、長期貸付金、無形固定資産など。投資有価証券や長期貸付金には関係会社向けのものも含まれる。

¹⁶ 増加率ではなく前期比を用いているので、これら説明変数は、1より大きいときに増加、1より小さいときに減少となる。

が浸透するにはラグを伴う可能性があることなどを考慮に入れるためである。

さらに、不良資産の整理と優良資産の切り売りでは、リストラが与える効果が異なる
と考え、特別損失（絶対値）の売上高比率と、特別利益（債務免除益を除く）の売上高
比率も説明変数に追加した。特別損失は企業の最終利益を一時的に悪化させるものであ
るが、これまで顕在化していなかった不良資産を整理し、損失を確定するというポジ
ティブな意味合いもある。逆に、特別利益は最終利益を一時的に改善させるが、優良資
産の切り売りというネガティブな意味合いもある。以下の分析では、損失を確定するタ
イプのリストラと優良資産を切り売りするタイプのリストラのどちらが「ゾンビ企業」
の復活をもたらしたのか（あるいはもたらさなかったのか）、を検討する。これらにつ
いても「直近（1期前）」の数値に加えて、それ以前2期間の「累積」の数値を説明変
数に加えている¹⁷。

第2に、企業のガバナンス構造の変化を表す説明変数として、3つの株主構成比率と
2つの役員賞与ダミーを用いた。企業にはさまざまなステーク・ホルダーが存在し、
それぞれの規律付けが企業効率を高める上では重要である。以下では、そのなかでも株
主による規律付けと、役員のインセンティブに焦点を当て、どのような株主構造を持つ
企業が「ゾンビ企業」から復活し、どのような役員へのインセンティブが復活に効果的
であったのかを検討する。

株主構成については、ステーク・ホルダーが大口の株主として存在する方が規律付
けがより有効であるという観点から、金融機関持株比率と十大株主持株比率を加えてい
る。また、海外の株主の方がより「物言う株主」である可能性を考慮して、外国法人等
持株比率も同時に加えた。一方、役員賞与ダミーについては、役員のインセンティブと
いう観点から、黒字（当期未処分損益がプラス）であるにもかかわらず役員賞与がゼロ
である企業でのみ1の値をとる「黒字企業役員賞与ゼロダミー」と、赤字（当期未処分
損益がマイナス）であるにもかかわらず役員賞与がプラスである企業でのみ1の値をと
る「赤字企業役員賞与支給ダミー」をそれぞれ加えた。黒字企業であるにも関わらず役
員賞与がゼロとなる場合には役員のインセンティブは低下しやすい。逆に、赤字企業に
も関わらず役員賞与を支給している企業では役員の積極的な意思決定に対する信任が
高く、その分、役員のインセンティブも高いと言える¹⁸。

¹⁷ 同じ「累積」という言葉を用いているが、ここでは2期前と3期前の合計値を指す。すなわち、特
別利益もしくは特別損失の売上高比を y_t として、「直近」が y_{t-1} 、「累積」が $y_{t-2}+y_{t-3}$ である。

¹⁸ 「役員賞与」は会計上、利益処分として配当や内部留保とトレードオフの関係にあり、税制上は損金
算入できないため、あらかじめ定められた支給基準に基づき定期的に支給される「役員報酬」に比

なお、これらガバナンス関連の変数（株主構成比率、役員賞与ダミー）についても、1期前のデータを用いる。

第3に、金融機関による支援を表す説明変数として、債務免除益の有利子負債（借入金・社債・CPの合計）残高比を用いた。利子の減免は初期の金融支援の典型的なものであるが、より抜本的な金融支援策として債権放棄がある。そこで、債務免除益の有利子負債残高比の、2期前から当期まで3年間の累計値（以下では「累積債務免除指数」と呼ぶ）が、「ゾンビ企業」の復活をもたらしたのか否かを検討する¹⁹。累計値を使用するのは、債務免除の効果が顕在化するにはラグを伴う可能性があることを考慮に入れるためである。ただし、債権放棄の効果は単調ではない可能性があるため、二次の項も加えて累積債務免除益指数の効果が非線形であることを考慮する。なお、債権放棄の効果は、私的整理ガイドラインの発表（2001年9月）以前と以後、あるいは産業再生機構設立（2003年4月）以前と以後で異なる可能性がある。そこで、これらの新しいスキームの下で債務免除を受けた企業については、私的整理ガイドラインによる再建計画決定の年度以降にのみ1をとるダミー変数（以下では「私的整理GLダミー」と呼ぶ）と、機構による債権買取決定の年度以降にのみ1をとるダミー変数（以下では「機構ダミー」と呼ぶ）をそれぞれ、累積債務免除指数に対する係数ダミーとして加えた。ただし、該当事例はわずかしがなく、係数ダミーの推計結果を新しいスキームの影響として解釈するのは無理があるため、あくまでコントロール変数としての位置づけである。

第4に、マクロ経済環境の改善を表す説明変数として、売上高前期比の「直近（1期前）」の値と、それ以前2期間の「累積」の値ほか、輸出依存度の高い製造業（輸出型製造業）²⁰、それ以外の製造業（内需型製造業）でそれぞれ1の値をとるダミー変数およびタイム・ダミーを加えた。外的環境の変化による景気の自律的な回復は、構造改革とともに、2002年以降に不良債権が大幅な減少した大きな要因である。なかでも、世界経済の成長に伴う外需の増加は、輸出企業を中心にその業績の大幅な改善に寄与したと考えられる。たとえば、93SNAの連鎖方式でみた各年度の実質GDPの伸びは、2002年度から2005年度にかけて+1.1%、+2.1%、+2.0%、+2.4%と堅調に推移したが、その寄与

べ、支給額当たりの犠牲は大きい。この点に着目して、「役員賞与」を役員のインセンティブの代理変数として用いるアイデアは、福田・粕谷・慶田(2007)による。

¹⁹ ただし、債務免除益には、債務を株式化することによって事実上の債権放棄を行うデット・エクイティ・スワップは含まれていない（会計上、債権と株式は等価交換であるため）。

²⁰ 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の高い方から半分の業種（繊維、化学、鉄鋼、一般機械、電気機械、自動車、その他輸送機械、精密機械）を輸出依存度の高い製造業とみなした。

度を見ると輸出が+1.2%、+1.1%、+1.4%、+1.2%と、各年度ともきわめて大きな役割を果たしている。米国向けの輸出に加えて、中国を中心としたアジア向けの輸出が大幅に増加したことが追い風となったと言える。

第5に、「ゾンビ企業」と判定されてからの経過年数（1期前時点、いったん復活すればゼロに戻る）を説明変数に加えている。「ゾンビ企業」に長くとどまっていることは、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、問題先送り体質によってモラル・ハザードや規律の弛緩が起こるだけでなく、有能な人材の流出や取引先の離散により事業価値をますます毀損する恐れもある。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・ガバナンス上の問題を示唆している可能性もある。

なお、土地資産の伸びや特別損失・利益などで極端な外れ値が見られるため、異常値処理を行った。ただし、「ゾンビ企業」であること自体が既に通常な状況ではないことから、異常値処理は同一企業の数値として扱うのが明らかに不適切と思われる極端な変化や、規準化に用いる売上高の異常な縮小が見られるケースに限定した。具体的には、従業員数、一人当たり人件費、土地を除く有形固定資産、有形固定資産を除く固定資産、土地資産のそれぞれに関しては累積、直近いずれかで10倍を超える増加を示したサンプル、売上高に関しては累積、直近いずれかで10倍を超える増加を示すかもしくは10分の1以下に減少を示したサンプルを取り除いた。また、特別損失・利益に関しては累積、直近いずれかで売上高の10倍を超える数値を示したサンプル²¹をそれぞれ除外した。

（3）基本統計量

表1は、われわれが説明変数として用いる異常値処理後の財務変数（従業員数、一人当たり人件費、土地を除く有形固定資産、有形固定資産を除く固定資産、土地資産、売上高それぞれの前期比の「直近（1期前）」の値とそれ以前2期間の「累積」の値、特別損失の売上高比、特別利益の売上高比それぞれの「直近」の値と「累積」の値）およびガバナンス変数（金融機関持株比率、十大株主持株比率、外国法人等持株比率）の基本統計量を、「ゾンビ企業」と「非ゾンビ企業」に分けて示したものである²²。

²¹ このようなケースは、基本的に売上高の異常な縮小が原因である。

²² 今期のステータスが「上場廃止」であるサンプルは含まない。

表 1 基本統計量（「ゾンビ企業」対「非ゾンビ企業」）、異常値処理後

	従業員数の前期比		一人当たり人件費の前期比		土地を除く有形固定資産の前期比		有形固定資産を除く固定資産の前期比		土地資産の前期比	
	直近1期前の前期比	累積 同左以前2期間の 前期比累積	直近1期前の前期比	累積 同左以前2期間の 前期比累積	直近1期前の前期比	累積 同左以前2期間の 前期比累積	直近1期前の前期比	累積 同左以前2期間の 前期比累積	直近1期前の前期比	累積 同左以前2期間の 前期比累積
「ゾンビ企業」	2819	2778	2804	2748	2827	2795	2827	2795	2813	2783
観察数	0.956	0.931	1.019	1.022	0.986	1.004	1.085	1.160	1.099	1.160
平均値	0.963	0.934	1.009	1.015	0.957	0.938	1.008	1.048	1.000	1.000
中央値	0.137	0.186	0.171	0.169	0.223	0.319	0.446	0.568	0.670	0.668
標準偏差	0.005	0.139	0.252	0.122	0.001	0.011	0.056	0.062	0.000	0.002
最小値	4.456	4.410	4.771	3.375	6.463	7.660	9.802	9.464	9.985	9.187
最大値	14828	13970	14382	13591	15116	14182	15124	14186	14891	14031
「非ゾンビ企業」	0.989	0.982	1.029	1.040	1.024	1.060	1.115	1.224	1.069	1.179
観察数	0.983	0.972	1.019	1.028	0.977	0.974	1.032	1.079	1.000	1.006
平均値	0.189	0.182	0.191	0.189	0.271	0.388	0.422	0.611	0.435	0.695
中央値	0.008	0.032	0.127	0.183	0.000	0.000	0.092	0.056	0.000	0.017
標準偏差	9.939	8.750	9.351	6.704	9.480	9.312	9.206	9.663	9.801	9.983
最小値	0.000	0.000	0.008	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.002	0.184
最大値										
平均値の差の検定(prob>t)										

	売上高の前期比		特別損失の対売上高比		特別利益の対売上高比		金融機関持株比率		十大株主持株比率		外国法人等持株比率	
	直近1期前の前期比	累積 同左以前2期間の 前期比累積	直近1期前の値	累積 同左以前2期間の 合計	直近1期前の値	累積 同左以前2期間の 合計	直近1期前の値	累積 同左以前2期間の 合計	直近1期前の値	累積 同左以前2期間の 合計	直近1期前の値	累積 同左以前2期間の 合計
「ゾンビ企業」	2826	2794	2831	2817	2831	2817	2829	2829	2829	2829	2829	2829
観察数	0.968	0.959	0.055	0.082	0.022	0.038	0.265	0.471	0.471	0.043	0.043	0.043
平均値	0.969	0.946	0.016	0.027	0.003	0.008	0.260	0.450	0.450	0.010	0.010	0.010
中央値	0.141	0.204	0.167	0.282	0.091	0.118	0.139	0.146	0.146	0.082	0.082	0.082
標準偏差	0.316	0.229	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.050	0.050	0.000	0.000	0.000
最小値	2.171	3.827	3.103	11.406	2.232	2.485	0.680	0.870	0.870	0.880	0.880	0.880
最大値	15123	14185	15586	14653	15586	14653	15158	15158	15158	15158	15158	15158
「非ゾンビ企業」	1.026	1.028	0.026	0.048	0.010	0.019	0.282	0.500	0.500	0.070	0.070	0.070
観察数	1.014	1.002	0.008	0.017	0.001	0.003	0.260	0.480	0.480	0.040	0.040	0.040
平均値	0.156	0.233	0.097	0.141	0.045	0.065	0.153	0.145	0.145	0.091	0.091	0.091
中央値	0.146	0.107	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
標準偏差	5.034	6.369	5.943	7.261	2.413	2.482	0.750	1.000	1.000	0.970	0.970	0.970
最小値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
最大値												
平均値の差の検定(prob>t)												

注 1. 観察数は、企業数×1995～2004年度の間に存在するデータ数。今期のステータスが「上場廃止」である企業は含まない。
 2. 後述のロジット分析の推計対象は、「ゾンビ企業」に該当した次の年度のデータであり、「ゾンビ企業」の一部を含まず、「非ゾンビ企業」の一部を含む。

まず、従業員数前期比の「直近（1期前）」およびそれ以前2期間の「累積」の値は、「ゾンビ企業」と「非ゾンビ企業」いずれも平均・メディアンが1を下回っており、われわれ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・メディアンともに、「ゾンビ企業」が「非ゾンビ企業」よりも値が小さく、「ゾンビ企業」の方がより従業員数が削減されていたことが読み取れる。土地を除く有形固定資産についても、メディアンで見れば、概ね従業員数と同様の状況を示している。

次に、一人当たり人件費、有形固定資産を除く固定資産の前期比の「直近」および「累積」の値は、平均・メディアンともに、「ゾンビ企業」が「非ゾンビ企業」よりも値が小さい。ただし、「ゾンビ企業」でも前年度比は1を超えており、「ゾンビ企業」でも一人当たり人件費や有形固定資産以外の固定資産は削減されていなかったことが読み取れる。

また、土地資産前期比の「直近」の値は、平均がいずれも1を超えているだけでなく、「ゾンビ企業」の平均が「非ゾンビ企業」の平均を上回っている。「ゾンビ企業」の標準偏差が大きいのでばらつきはあると言えるが、「ゾンビ企業」の土地資産の削減は必ずしも活発ではなかったことが読み取れる。

これに対して、売上高前期比の「直近」および「累積」の値は、「ゾンビ企業」では平均・メディアンともに1を下回っているのに対して、「非ゾンビ企業」では逆に平均・メディアンともに1を上回っている。「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。

また、特別損失（絶対値）の売上高比および特別利益（債務免除益を除く）の売上高比の「直近」と「累積」の値は、平均・メディアンいずれも「ゾンビ企業」が「非ゾンビ企業」よりも値が大幅に大きい。「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取れる。

一方、ガバナンス変数に目を向けると、金融機関持株比率、十大株主持株比率、外国法人等持株比率いずれも平均とメディアンでは、「ゾンビ企業」が「非ゾンビ企業」以下の値となっている。規律付けに有効な特定の株主の存在は、「非ゾンビ企業」でより顕著であったと言える。ただし、外国法人等持株比率の平均・メディアンの値は「ゾンビ企業」、「非ゾンビ企業」とも小さく、規律付けに有効なほど大きなシェアを占めている企業はさほど多くないことを示唆している。

4. 推計結果

(1) リストラが復活に与えた効果

表2は、前節で説明したモデルにもとづいて、多項ロジット・モデルを推計した結果をまとめたものである。はじめに、リストラ効果の影響を、健全企業へ復活するための条件を中心に見てみると、以下のようなことが確認された。

まず、従業員数と土地資産では、前期比の「直近（1期前）」がマイナスに有意であり、これらのリストラは直ぐに健全企業への復活に貢献している。ただし、土地資産ではそれ以前2期間の「累積」は逆にプラスに有意で、「直近」のマイナスは削りしろが蓄積されていたことの裏返しと見るべきかも知れない。本格的なリストラに着手する前に、関係会社の土地を引き取ったり、益出しをして買い戻したりしていたケースもあると推察される。また、従業員数の「累積」も有意ではないがプラスであり、リストラと言っても闇雲に減らせば減らすほどよいといった単純な関係ではないことを窺わせる。なお、土地資産の「直近」は、法的整理以外の上場廃止や法的整理の場合もマイナスに有意であり、土地の処分に前向きでないのはゾンビにとどまるような企業の顕著な特徴と言える。

また、土地を除く有形固定資産では、前期比の「累積」がマイナスに有意で、「直近」はマイナスであるが有意ではなかった。土地を除けば、有形固定資産はfire saleのように急いで減らすのではなく、時間をかけて減らすほうが効果的であることを示唆している。

一方、一人当りの人件費は、前期比の「累積」がマイナスの符号をとったものの、いずれも統計的には有意ではなかった。賃金の引き下げなど一人当り人件費の削減はコスト削減という面では復活に貢献するが、優秀な人材が逆に流出したり、従業員の士気が低下するといった副作用もある。われわれの推計も、これら2つの相反する効果を拾って、結果があいまいになっている可能性がある。

さらに、特別損失（絶対値）と特別利益（債務免除益を除く）の売上高比は、特別損失の「直近（1期前）」がプラスに有意（それ以前2期間の「累積」も有意でないが符号はプラス）であった一方、特別利益は「直近」・「累積」ともにマイナスに有意であった。特別損失は企業の最終利益を一時的に悪化させるものであるが、これまで顕在化していなかった不良資産を整理し、損失を確定するというポジティブな意味合いもある。逆に、特別利益は最終利益を一時的に改善させるが、優良資産の切り売りというネガティブな意味合いもある。われわれの結果でも、損失を確定するタイプのリストラがむしろ復活には効果的であり、優良資産を切り売りするタイプのリストラは逆に復活を遅

表2 推計結果(基本ケース)

推計期間 1995～2004年度

観察数 2865

説明変数	被説明変数	2.健全企業に復活		上場廃止			
				3.非法的整理による		4.法的整理による	
		係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z
リストラ	従業員数の前期比 直近(1期前)	-0.942	0.018 **	-2.172	0.037 **	-0.193	0.932
	従業員数の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.281	0.457	-0.557	0.518	0.631	0.373
	一人当たり人件費の前期比 直近(1期前)	0.170	0.623	0.448	0.338	-0.104	0.927
	一人当たり人件費の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.231	0.315	-0.387	0.722	0.472	0.374
	土地を除く有形固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.305	0.235	-1.201	0.147	-0.472	0.796
	土地を除く有形固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.251	0.091 *	-0.076	0.781	0.333	0.243
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.058	0.524	-0.778	0.309	0.285	0.299
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.091	0.249	0.083	0.633	0.451	0.160
	土地資産の前期比 直近(1期前)	-0.093	0.085 *	-0.502	0.062 *	-0.853	0.011 **
	土地資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.110	0.045 **	0.057	0.736	0.252	0.108
特別損益	特別損失の対売上高比 直近(1期前の値)	0.821	0.040 **	0.767	0.173	1.710	0.011 **
	特別損失の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	0.249	0.325	0.360	0.416	0.065	0.922
	特別利益の対売上高比 直近(1期前の値)	-1.142	0.043 **	-2.104	0.209	-10.942	0.003 **
	特別利益の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	-0.873	0.029 **	0.456	0.580	0.815	0.436
ガバナンス	金融機関持株比率(1期前の値)	0.874	0.013 **	-3.259	0.068 *	-1.984	0.345
	十大株主持株比率(1期前の値)	-0.471	0.152	5.942	0.000 **	-5.433	0.001 **
	外国法人等持株比率(1期前の値)	1.161	0.036 **	1.473	0.187	-5.463	0.257
	赤字企業役員賞与支給ダミー(1期前の値)	0.451	0.154	-37.703	0.000 **	-37.776	0.000 **
	黒字企業役員賞与ゼロダミー(1期前の値)	-0.106	0.287	-0.311	0.458	-1.471	0.107
金融支援	累積債務免除指数	-12.253	0.000 **	20.557	0.395	-10644.520	0.000 **
	機構ダミー×累積債務免除指数	-5.387	0.014 **	-2345.685	0.000 **	-1118.699	0.000 **
	私的整理GLダミー×累積債務免除指数	2.723	0.263	-173.066	0.000 **	3764.150	0.000 **
	累積債務免除指数の二乗	17.447	0.000 **	-124.867	0.196	13851.850	0.000 **
景気要因	売上高の前期比 直近(1期前)	2.205	0.000 **	2.676	0.004 **	-3.260	0.024 **
	売上高の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.578	0.055 *	1.171	0.143	-4.184	0.015 **
	輸出型製造業ダミー	-0.123	0.210	0.659	0.050 *	-1.581	0.004 **
	内需型製造業ダミー	-0.093	0.432	0.542	0.214	-1.216	0.068 *
ゾンビ経過年数(1期前の値)	-0.121	0.000 **	0.023	0.766	0.170	0.119	
タイム・ダミー	タイム・ダミー1995	0.536	0.011 **	-0.208	0.878	-38.568	0.000 **
	タイム・ダミー1996	0.528	0.015 **	0.323	0.761	-40.044	0.000 **
	タイム・ダミー1998	0.219	0.296	0.735	0.470	0.199	0.850
	タイム・ダミー1999	0.991	0.000 **	0.224	0.835	-0.168	0.859
	タイム・ダミー2000	0.847	0.000 **	1.633	0.077 *	-0.957	0.422
	タイム・ダミー2001	0.481	0.017 **	0.783	0.405	0.054	0.954
	タイム・ダミー2002	1.077	0.000 **	2.326	0.006 **	-0.288	0.773
	タイム・ダミー2003	1.707	0.000 **	2.753	0.002 **	-0.249	0.832
	タイム・ダミー2004	1.339	0.000 **	2.598	0.005 **	-0.113	0.925
定数項	-1.624	0.012 **	-6.642	0.001 **	5.685	0.035 **	

擬似決定係数 0.1121

擬似対数尤度 -2095.13

注 1. ベースカテゴリーは、「1.「ゾンビ企業」に残留」。

2. z値の有意水準は**が5%、*が10%。z値の算出にはロバスト標準誤差(Huber-Whiteの方法による不均一分散調整済み標準誤差)を使用。

3. タイム・ダミーは、推計期間初年度の1995年及び翌年度の1996年に法的整理のサンプルが存在しないため、1997年を基準年としている。

らせる傾向にあることを示唆している。

なお、「直近」の特別利益の計上は、法的整理による上場廃止の場合にもマイナスで有意である。特別利益による一時的な益出しは、健全企業への復活を遅らせるだけでなく、法的整理という市場からの退出も遅らす形で、「ゾンビ企業」を存続させる傾向にあることがわかる。

(2) 企業のガバナンス構造の効果

次に、企業のガバナンス構造の影響を、健全企業へ復活するための条件を中心に見てみると、以下のようなことが確認された。

まず金融機関持株比率と外国法人等持株比率は、いずれも復活にはプラスに有意であった。金融機関は株主だけであるだけでなく債権者として企業経営に大きな影響をもつ。近年、金融機関のモニタリング機能に関しては疑問を呈する意見も多いが、少なくとも株主という立場からはゾンビ企業から復活するための規律付けを行っていたことが示唆される。また、外国法人等持株比率に関しては、先行研究では、上場企業の利益率との関係を見てみると、単相関では有意にプラスの影響が観察されてきた。しかし、因果関係ははっきりせず、外国人の株主が「物言う株主」として企業を規律付け、企業効率を高めている可能性を指摘する意見がある一方で、外国人の株主は有望企業の株を中心に購入したため見せかけの相関としてプラスの影響があるという解釈もなされてきた。われわれの結果は、前者の解釈をサポートするものであるが、後に見るようにこの結果は必ずしもロバストではない。

これに対して、十大株主持株比率は、統計的に有意ではないが復活にマイナスの影響を与えている。十大株主持株比率が高い企業ほど特定の大株主の影響力が高いと考えられるので、特定の大株主の影響力が大きい企業の規律付けの有効性に疑問を投げかける結果である。ただし、十大株主持株比率は法的整理以外の上場廃止に関してプラスに有意であると同時に、法的整理による上場廃止に関してマイナスに有意である。この点を考え合わせると、むしろ再生の見込みがある企業をグループ再編などの形に誘導している結果とも言えるかも知れない。

一方、役員賞与ダミーについては、健全企業への復活に「赤字企業役員賞与支給ダミー」がプラスの符号を取る一方、「黒字企業役員賞与ゼロダミー」はマイナスの符号を取ったが、いずれも統計的に有意ではなかった。

(3) 金融支援

金融機関による支援の影響を見ると、健全企業へ復活した企業では、累積債務免除指数の二次の項が有意にプラスになる一方、一次の項は有意にマイナスとなった。この結果は、債務免除益の効果は非線形で、大規模な債権放棄は復活を促進する一方で、小規模な債権放棄は逆に復活を遅らせる傾向があることを示唆するものである。われわれの推計結果に基づいて試算すれば、有利子負債に対する債務免除益の比率が3年間累計で3分の1を超える規模²³で行われて初めて、債務免除に復活を促す効果が表れることになる。

(4) マクロ経済要因

マクロ経済環境の改善に関しては、売上高前期比の「直近（1期前）」とそれ以前2期間の「累積」が健全企業に復活する上でいずれもプラスに有意である一方、法的整理が行われる確率を有意に低下させていた。国内景気の回復や世界経済の成長に伴う総需要の増加が、売上の伸びを通じて復活を促進する効果が観察されたと言える。しかし、製造業ダミーは、法的整理が行われる確率を有意に低下させる一方で、健全企業への復活という点では輸出型も内需型も有意でなく符号もマイナスであり、プラスアルファの効果は認められなかった。

また、タイム・ダミー(基準年=1997年)については、健全企業の復活において一貫してプラスの符号で概ね有意に推計された。特に2002年以降は係数の値が1を上回り、それ以前に比べて復活の確率を高めていることが観察された。93SNAの連鎖方式でみた実質輸出の伸びは、2002年度から2005年度にかけて+11.5%、+9.8%、+11.4%、+9.0%ときわめて高い伸びを示した。この動きは、それ以前に実質輸出の伸びがしばしばマイナスとなった(具体的には、1998年度に-3.9%、2001年度に-7.9%)ことと好対照である。タイム・ダミーの結果も、輸出の大幅な伸びなど外的マクロ経済環境の急速な改善が復活に大きく寄与したことを示唆するものであると言える。

(5) ゾンビ経過年数

ゾンビ経過年数は、マイナスに有意であり、「ゾンビ企業」に長くとどまるほど、健

²³ 2次関数の最小点 $-b/2a \doteq 0.35$ ($a=2$ 次の係数、 $b=1$ 次の係数)による。なお、説明変数の選択のところで述べたように、産業再生機構や私的整理ガイドラインの利用に関する係数ダミーは、事例の少なさから、これらのスキームの影響として解釈するのは適切でない。

全企業への復活は難しくなることが示唆された。「ゾンビ企業」を問題先送り企業と見るならば、問題の先送りは、復活にプラスにならないだけでなく、逆にその後の復活をさらに遅らせる要因になっていたと言える。優良資産の切り売りによる問題先送りの対応が事態の好転につながらないことを示唆した特別利益の対売上高比の結果と整合的であると同時に、「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を示唆しているとも解釈できる。

なお、ゾンビ経過年数は、上場廃止に関しては、プラスの符号ではあったが統計的に有意ではなかった。ゾンビとしての経過年数が長くなると、上場廃止になる確率はやや高まるが、その影響ははっきりしたものではないと言える。

5. 頑健性の検討

基本ケースのサンプルは、「ゾンビ企業」なら必ず該当するであろう緩やかな条件をいくつか組み合わせて、慎重に抽出されたものである。それでも、一時的な特殊事情によって偶然「ゾンビ企業」に分類されてしまった企業が少なからず含まれる可能性がある。以下では、そうした企業の存在によって推計結果が左右されているか否かを検証すべく、3通りの方法で絞り込んだ「ゾンビ企業」のサンプルを用いた推計を行った。また、頑健性のチェックの一環として、推計期間を2000年代に限った推計も行った。

(1) 株価情報の利用

「ゾンビ企業」に分類されてしまった原因が、当該企業の経営能力と直接関係のない一時的なショック（天災による休業損失など）であれば、ゴーイング・コンサーンとしての企業価値に大きな影響を与えないであろう。そして、株式市場がそれを正しく評価していれば、株価は相応の水準を維持するはずである。そこで、株式市場の評価が概ね企業価値を反映しているという前提の下、株価が一定以上の水準にありながら「ゾンビ企業」と判定されたケースをサンプルから除外することは検討に値する。

「ゾンビ企業」と「非ゾンビ企業」の株価（期中最低値の対額面比率、増減資や株式分割・併合による形式的な株価変動を調整済み）²⁴を比較してみると、平均値でみて「ゾンビ企業」が5.9倍に対し「非ゾンビ企業」が21.9倍、メディアンでみて3.7倍に対し10.2

²⁴ 2001年の商法改正によって額面株式は廃止されているが、それ以後も株価を比較する便法として廃止前の額面で規準化した値を用いている。なお、増減資や株式分割・併合の影響の調整には、日経Financial Questのデータを利用し、影響が出る前の水準に調整している。

表3-1 頑健性の検討(株価情報の利用)

推計期間 1995~2004年度

観察数 2201

説明変数	被説明変数 2.健全企業に復活		上場廃止				
			3.非法的整理による		4.法的整理による		
	係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z	
リストラ	従業員数の前期比 直近(1期前)	-1.418	0.003 **	-2.213	0.041 **	0.170	0.945
	従業員数の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.029	0.942	-0.444	0.605	0.526	0.451
	一人当たり人件費の前期比 直近(1期前)	0.046	0.898	0.329	0.461	-0.257	0.820
	一人当たり人件費の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.370	0.146	-0.587	0.584	0.277	0.630
	土地を除く有形固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.155	0.623	-0.963	0.259	-0.265	0.895
	土地を除く有形固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.215	0.313	0.027	0.949	0.613	0.243
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.110	0.311	-0.698	0.345	0.274	0.301
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.064	0.460	0.129	0.452	0.580	0.093 *
	土地資産の前期比 直近(1期前)	-0.111	0.050 *	-0.566	0.040 **	-0.922	0.010 **
	土地資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.097	0.082 *	0.011	0.951	0.236	0.126
特別損失	特別損失の対売上高比 直近(1期前の値)	0.937	0.045 **	0.992	0.117	1.830	0.017 **
	特別損失の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	0.290	0.309	0.382	0.395	0.021	0.976
	特別利益の対売上高比 直近(1期前の値)	-1.059	0.085 *	-2.356	0.190	-9.313	0.015 **
	特別利益の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	-0.850	0.051 *	0.290	0.730	0.672	0.528
ガバナンス	金融機関持株比率(1期前の値)	0.710	0.087 *	-2.607	0.162	-1.516	0.537
	十大株主持株比率(1期前の値)	-0.775	0.035 **	5.617	0.000 **	-5.524	0.002 **
	外国法人等持株比率(1期前の値)	0.584	0.382	1.320	0.253	-3.649	0.487
	赤字企業役員賞与支給ダミー(1期前の値)	0.787	0.087 *	-38.411	0.000 **	-38.945	0.000 **
	黒字企業役員賞与ゼロダミー(1期前の値)	-0.081	0.483	-0.330	0.437	-1.273	0.147
金融支援	累積債務免除指数	-13.037	0.000 **	22.785	0.354	-10800.110	0.000 **
	機構ダミー×累積債務免除指数	-5.726	0.012 **	-2424.654	.	-1135.141	0.000 **
	私的整理GLダミー×累積債務免除指数	2.880	0.246	-177.952	0.000 **	3819.009	0.000 **
	累積債務免除指数の二乗	18.436	0.000 **	-139.423	0.177	14052.820	.
景気要因	売上高の前期比 直近(1期前)	2.475	0.000 **	2.794	0.004 **	-3.138	0.051 *
	売上高の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.540	0.121	1.167	0.144	-3.794	0.028 **
	輸出型製造業ダミー	-0.093	0.423	0.448	0.185	-1.634	0.007 **
	内需型製造業ダミー	-0.128	0.359	0.310	0.479	-1.204	0.063 *
ゾンビ経過年数(1期前の値)	-0.138	0.000 **	0.042	0.636	0.258	0.045 **	
タイム・ダミー	タイム・ダミー1995	0.783	0.009 **	-0.024	0.986	-39.550	0.000 **
	タイム・ダミー1996	0.894	0.002 **	0.439	0.697	-41.296	0.000 **
	タイム・ダミー1998	0.469	0.077 *	0.518	0.627	-0.070	0.951
	タイム・ダミー1999	1.239	0.000 **	0.042	0.970	-0.423	0.679
	タイム・ダミー2000	1.061	0.000 **	1.475	0.131	-1.137	0.376
	タイム・ダミー2001	0.712	0.007 **	0.670	0.497	-0.078	0.937
	タイム・ダミー2002	1.251	0.000 **	2.192	0.017 **	-0.428	0.687
	タイム・ダミー2003	2.053	0.000 **	2.705	0.004 **	-0.259	0.834
	タイム・ダミー2004	1.812	0.000 **	2.744	0.005 **	0.289	0.815
定数項	-1.109	0.149	-6.358	0.003 **	4.793	0.097 **	

擬似決定係数 0.1248

擬似対数尤度 -1646.51

- 注 1. 基本推計における「ゾンビ企業」のうち、株価の額面倍率が6倍以上のサンプルを「非ゾンビ企業」として推計。詳細は本文参照。
2. ベースカテゴリーは、「1.「ゾンビ企業」に残留」。
3. z値の有意水準は**が5%、*が10%。z値の算出にはロバスト標準誤差(Huber-Whiteの方法による不均一分散調整済み標準誤差)を使用。
なお、prob>|z|(z値のp-value)の欄に数値の表示がないのは、標準誤差の計算が収束しなかったことを示す。
4. タイム・ダミーは、推計期間初年度の1995年及び翌年度の1996年に法的整理のサンプルが存在しないため、1997年を基準年としている。

倍と、全体として見ればわれわれの判定基準と株式市場の評価は整合的である。しかし「ゾンビ企業」でも額面倍率が10倍（額面50円の場合で500円）以上のサンプルが1割弱存在するなど、一定の齟齬が生じていることも事実である。

そこで、基本ケースにおける「ゾンビ企業」のうち、株価の額面倍率がほぼ平均値に相当する6倍（額面50円の場合で300円）以上のサンプルを「非ゾンビ企業」に修正して推計を行った結果を表3-1（前頁）に掲げた。健全企業への復活要因に関しては、外国法人等持株比率が有意でなくなった一方、十大株主持株比率はマイナスに有意、赤字企業役員賞与支給ダミーがプラスに有意となるなど、ガバナンス構造の効果において有意性に変化が見られる。そのほか、土地を除く有形固定資産や売上高の前期比で「累積」が有意ではなくなったが、いずれも符号は変わらず、売上高の「累積」に関しては有意性の低下もわずかであることから、全体的な傾向は保持されていると言える。

（2）すぐに復活した企業の除外

「ゾンビ企業」に分類されてしまった原因が当該企業の経営能力と直接関係のない一時的なショックであるなら、容易に復活することが可能なはずである。

そこで、1994～2003年の期間中に1年だけ「ゾンビ企業」になり、かつ翌年「健全企業」に復活した場合に、その企業をサンプルから除外して推計を行った結果を表3-2に掲げた。健全企業への復活要因を見ると、土地を除く有形固定資産の前期比の「累積」、土地資産前期比の「直近」や外国法人等持株比率が有意ではなくなったが、いずれも符号は変わらず、土地を除く有形固定資産の「累積」に関しては有意性の低下もわずかであることから、やはり全体的な傾向は保持されていると言える。

（3）より低い収益性基準の適用

一時的な収益の落ち込みの誤認を回避する（1）や（2）の観点とは異なり、基本ケースの判定基準、特に「収益性基準」がそもそも「ゾンビ企業」の範囲を広く捉えすぎているという見方もあり得よう。基本ケースの「収益性基準」は、①営業損益＋受取利息配当金、②利払前税引前損益、のいずれかが「最低支払利息」を下回るかどうか、すなわち経常的な収益で「最低支払利息」をカバーできるか否かで判定している。しかし、このような企業が自前で「最低支払利息」を支払うことは不可能ではない。なぜなら、減価償却費のように資金の流出を伴わない費用項目が存在するからである。もちろん、減価償却費は将来の設備の更新支出に備えた引き当てであり、それに見合うキャッシュ

表3-2 頑健性の検討(すぐに復活した企業の除外)

推計期間 1995~2004年度

観察数 2591

説明変数	被説明変数 2.健全企業に復活		上場廃止				
	係数推計値	prob> z	3.非法的整理による		4.法的整理による		
			係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z	
リストラ	従業員数の前期比 直近(1期前)	-1.016	0.018 **	-2.371	0.026 **	-0.032	0.989
	従業員数の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.097	0.763	-0.652	0.431	0.486	0.424
	一人当り人件費の前期比 直近(1期前)	0.129	0.711	0.626	0.234	-0.176	0.877
	一人当り人件費の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.193	0.434	-0.410	0.719	0.450	0.432
	土地を除く有形固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.400	0.154	-1.107	0.205	-0.450	0.802
	土地を除く有形固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.255	0.108	-0.102	0.706	0.348	0.197
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.106	0.293	-0.792	0.287	0.273	0.309
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.088	0.281	0.067	0.705	0.434	0.177
	土地資産の前期比 直近(1期前)	-0.052	0.350	-0.514	0.065 *	-0.859	0.014 **
	土地資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.138	0.011 **	0.064	0.705	0.262	0.107
特別損益	特別損失の対売上高比 直近(1期前の値)	0.703	0.083 *	0.725	0.201	1.606	0.020 **
	特別損失の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	0.435	0.121	0.480	0.320	0.052	0.942
	特別利益の対売上高比 直近(1期前の値)	-1.207	0.031 **	-2.231	0.194	-10.803	0.004 **
	特別利益の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	-0.882	0.026 **	0.439	0.601	0.815	0.448
ガバナンス	金融機関持株比率(1期前の値)	0.691	0.061 *	-3.063	0.088 *	-1.958	0.357
	十大株主持株比率(1期前の値)	-0.522	0.127	5.995	0.000 **	-5.516	0.001 **
	外国法人等持株比率(1期前の値)	0.642	0.266	1.008	0.349	-5.199	0.300
	赤字企業役員賞与支給ダミー(1期前の値)	0.002	0.995	-37.606	0.000 **	-37.928	0.000 **
	黒字企業役員賞与ゼロダミー(1期前の値)	-0.119	0.255	-0.292	0.485	-1.505	0.097 *
金融支援	累積債務免除指数	-12.179	0.000 **	20.838	0.426	-10649.300	0.000 **
	機構ダミー×累積債務免除指数	-5.435	0.009 **	-2358.041	0.000 **	-1119.038	0.000 **
	私的整理GLダミー×累積債務免除指数	2.971	0.225	-171.064	0.000 **	3765.033	0.000 **
	累積債務免除指数の二乗	17.433	0.000 **	-129.057	0.233	13858.140	0.000 **
景気要因	売上高の前期比 直近(1期前)	2.257	0.000 **	2.761	0.004 **	-3.305	0.025 **
	売上高の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.568	0.060 *	1.203	0.132	-4.227	0.014 **
	輸出型製造業ダミー	0.009	0.933	0.663	0.051 *	-1.589	0.005 **
	内需型製造業ダミー	0.011	0.929	0.523	0.233	-1.224	0.068 *
ゾンビ経過年数(1期前の値)	-0.064	0.020 **	0.015	0.857	0.172	0.120	
タイム・ダミー	タイム・ダミー1995	0.445	0.044 **	-0.195	0.885	-38.554	0.000 **
	タイム・ダミー1996	0.569	0.010 **	0.335	0.750	-40.054	0.000 **
	タイム・ダミー1998	0.246	0.251	0.757	0.454	0.139	0.897
	タイム・ダミー1999	0.975	0.000 **	0.278	0.796	-0.206	0.828
	タイム・ダミー2000	0.828	0.000 **	1.627	0.078 *	-1.033	0.391
	タイム・ダミー2001	0.197	0.362	0.722	0.441	-0.038	0.967
	タイム・ダミー2002	0.853	0.000 **	2.316	0.006 **	-0.349	0.725
	タイム・ダミー2003	1.595	0.000 **	2.765	0.002 **	-0.362	0.759
	タイム・ダミー2004	1.282	0.000 **	2.607	0.005 **	-0.205	0.866
定数項	-1.395	0.040 **	-6.702	0.001 **	5.929	0.027 **	

擬似決定係数 0.1069

擬似対数尤度 -1935.97

- 注 1. 1994~2003年度の間「ゾンビ企業」であったことが1度しかなく、かつ翌年に直ぐ健全企業に復活した企業をサンプルから除外して推計。詳細は本文参照。
2. ベースカテゴリーは、「1.[「ゾンビ企業」に残留]。
3. z値の有意水準は**が5%、*が10%。z値の算出にはロバート標準誤差(Huber-Whiteの方法による不均一分散調整済み標準誤差)を使用。
4. タイム・ダミーは、推計期間初年度の1995年及び翌年度の1996年に法的整理のサンプルが存在しないため、1997年を基準年としている。

フローを利払いに充てる資金繰り構造は企業として持続可能とは言えない。しかし、直ちに資金繰りに窮するわけではない企業で、実際の支払利息が「最低支払利息」を下回ったり借入残高が増加した場合に、これを100%「金融支援」と断定することもできない。基本ケースにおける「ゾンビ企業」の比率（6頁の図2）が、「星方式」ほどではないにせよ、要注意債権比率と比べて高過ぎる感があるのは、この点に原因があるのかも知れない。

そこで、「収益性基準」を、①営業損益＋受取利息配当金＋減価償却費、②利払前税引前損益＋減価償却費、のいずれかが「最低支払利息」を下回る、すなわち減価償却費を含めたキャッシュフローで見ても「最低支払利息」をカバーできないケースのみに限定して「ゾンビ企業」を特定し直した上で、推計を行った結果を表3-3に掲げた。健全企業への復活要因を見ると、全体として係数の符号に大きな変化はないが、従業員数前期比の「直近（1期前）」、土地を除く有形固定資産の前期比の「累積」、特別利益の売上高比（「直近」・「累積」とも）や外国法人等持株比率などの有意性が低下した一方、赤字企業役員賞与支給ダミーがプラスに有意になり、金融機関持株比率の係数の値も大きくなっている。キャッシュフローで見ても「最低支払利息」をカバーできないほど業績が落ち込んだ「ゾンビ企業」の復活には、株主としての金融機関の役割や役員のインセンティブがより重要であることを示唆する結果と言える。

（4）推計期間の変更

頑健性の検討の一環として、基本ケースのサンプルで推計期間を2000年代に限った推計結果を表3-4（24頁）に掲げた。日本経済全体としてみた場合、不良債権比率がピークを迎えたのは2001年度末であり、本格的な回復は2000年代初頭に入ったからであったとあってよい。このため、なぜ長い間低迷していた日本経済が2000年代初頭に入って急速に回復したのかを考察するには、推計期間を2000年代に限定することは一つのアプローチと言える。ただし、推計期間を限定することは、サンプル数が減少するというコストも伴う。とくに、景気回復期のみ推計期間を限定することは、「ゾンビ企業」に残留する企業のイベント数を相対的に減少させると考えられる。

実際、推計期間を2000年代に限定した推計では、健全企業への復活要因として、リストラ関連や外国法人等持株比率などの有意性が低下した。ただし、特別損失・利益の売上高比の影響はより明瞭に捉えられているほか、係数の符号など全体的な傾向は推計期間を変更しても保持されていると言える。

表3-3 頑健性の検討(より低い収益性基準の適用)

推計期間 1995~2004年度

観察数 1715

説明変数	被説明変数 2.健全企業に復活		上場廃止				
	係数推計値	prob> z	3.非法的整理による		4.法的整理による		
			係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z	
リス トラ	従業員数の前期比 直近(1期前)	-0.446	0.341	-1.925	0.136	-0.799	0.703
	従業員数の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.257	0.548	-0.679	0.437	0.328	0.662
	一人当り人件費の前期比 直近(1期前)	-0.497	0.145	0.095	0.827	0.048	0.956
	一人当り人件費の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.059	0.829	0.464	0.621	0.798	0.227
	土地を除く有形固定資産の前期比 直近(1期前)	0.089	0.773	-1.350	0.244	-0.067	0.969
	土地を除く有形固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.098	0.605	0.277	0.380	0.653	0.032 **
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.099	0.394	-1.102	0.369	0.325	0.390
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.058	0.590	0.188	0.464	0.581	0.175
	土地資産の前期比 直近(1期前)	-0.142	0.026 **	-0.535	0.065 *	-0.889	0.007 **
	土地資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.159	0.037 **	-0.003	0.986	0.305	0.127
特別 損益	特別損失の対売上高比 直近(1期前の値)	0.350	0.383	0.330	0.605	1.408	0.033 **
	特別損失の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	0.705	0.033 **	0.998	0.034 **	0.137	0.884
	特別利益の対売上高比 直近(1期前の値)	-1.075	0.114	-3.497	0.072 *	-11.546	0.011 **
	特別利益の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	-0.508	0.292	0.286	0.757	1.700	0.335
ガバ ナ ン ス	金融機関持株比率(1期前の値)	1.316	0.007 **	-2.911	0.153	-1.416	0.555
	十大株主持株比率(1期前の値)	-0.156	0.722	7.572	0.000 **	-4.648	0.009 **
	外国法人等持株比率(1期前の値)	0.200	0.785	0.149	0.913	-8.881	0.115
	赤字企業役員賞与支給ダミー(1期前の値)	0.865	0.050 *	-36.844	0.000 **	-36.012	0.000 **
	黒字企業役員賞与ゼロダミー(1期前の値)	-0.208	0.226	-0.542	0.559	-1.293	0.283
金融 支 援	累積債務免除指数	-11.107	0.000 **	31.736	0.170	-9900.455	0.000 **
	機構ダミー×累積債務免除指数	-4.511	0.044 **	-2100.650	0.000 **	-1038.872	0.000 **
	私的整理GLダミー×累積債務免除指数	1.911	0.481	-94.168	0.000 **	3493.467	0.000 **
	累積債務免除指数の二乗	15.695	0.002 **	-170.015	0.104	12880.810	0.000 **
景気 要 因	売上高の前期比 直近(1期前)	2.318	0.000 **	3.334	0.002 **	-2.552	0.146
	売上高の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.181	0.637	1.086	0.298	-4.195	0.043 **
	輸出型製造業ダミー	0.154	0.227	1.060	0.018 **	-1.435	0.023 **
	内需型製造業ダミー	0.012	0.944	0.883	0.107	-0.838	0.267
ゾンビ経過年数(1期前の値)	-0.175	0.000 **	0.116	0.417	0.152	0.314	
タイム ・ ダ ミー	タイム・ダミー1995	-0.031	0.918	-0.009	0.995	-38.181	0.000 **
	タイム・ダミー1996	0.250	0.408	0.453	0.733	-37.145	0.000 **
	タイム・ダミー1998	0.141	0.626	0.555	0.685	-0.377	0.748
	タイム・ダミー1999	0.960	0.001 **	0.518	0.689	-0.221	0.814
	タイム・ダミー2000	1.020	0.000 **	1.473	0.250	-0.967	0.435
	タイム・ダミー2001	0.340	0.216	1.452	0.248	-0.229	0.823
	タイム・ダミー2002	1.082	0.000 **	2.254	0.057 *	-0.341	0.735
	タイム・ダミー2003	1.467	0.000 **	1.947	0.113	-0.466	0.729
	タイム・ダミー2004	1.100	0.001 **	2.520	0.051 *	-0.237	0.856
定数項	-1.293	0.108	-8.684	0.000 **	4.671	0.109	

擬似決定係数 0.1365

擬似対数尤度 -1197.38

- 注 1. 基本推計における「ゾンビ企業」の判定基準のうち、「収益性基準」を「減価償却費を加えたキャッシュフローベースでも『最低支払利息』を下回る」に変更した上で、「ゾンビ企業」を特定し直して推計。詳細は本文参照。
2. ベースカテゴリーは「1.「ゾンビ企業」に残留」。
3. z値の有意水準は**が5%、*が10%。z値の算出にはロバスト標準誤差(Huber-Whiteの方法による不均一分散調整済み標準誤差)を使用。
4. タイム・ダミーは、推計期間初年度の1995年及び翌年度の1996年に法的整理のサンプルが存在しないため、1997年を基準年としている。

表3-4 頑健性の検討(推計期間の変更)

推計期間 2000~2004年度

観察数 1584

説明変数	被説明変数 2.健全企業に復活		上場廃止				
			3.非法的整理による		4.法的整理による		
	係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z	係数推計値	prob> z	
リストラ	従業員数の前期比 直近(1期前)	-0.665	0.143	-1.976	0.057 *	-0.639	0.836
	従業員数の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.133	0.758	-0.215	0.809	0.731	0.382
	一人当り人件費の前期比 直近(1期前)	-0.066	0.854	0.057	0.911	0.084	0.938
	一人当り人件費の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.015	0.955	-0.515	0.719	0.309	0.643
	土地を除く有形固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.278	0.374	-0.354	0.570	0.777	0.651
	土地を除く有形固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.247	0.209	-0.355	0.441	0.287	0.567
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.038	0.761	-0.416	0.420	0.569	0.391
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.051	0.578	0.143	0.469	0.522	0.109
	土地資産の前期比 直近(1期前)	-0.142	0.015 **	-0.589	0.080 *	-0.896	0.012 **
	土地資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.086	0.149	0.025	0.899	0.150	0.535
特別損益	特別損失の対売上高比 直近(1期前の値)	1.160	0.065 *	0.736	0.542	1.597	0.041 **
	特別損失の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	0.935	0.034 **	0.584	0.476	0.566	0.402
	特別利益の対売上高比 直近(1期前の値)	-2.206	0.050 *	-1.190	0.673	-17.961	0.000 **
	特別利益の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	-1.483	0.041 **	-0.743	0.519	1.904	0.126
ガバナンス	金融機関持株比率(1期前の値)	1.467	0.003 **	-2.251	0.293	-1.555	0.561
	十大株主持株比率(1期前の値)	0.038	0.932	7.403	0.000 **	-8.788	0.000 **
	外国法人等持株比率(1期前の値)	0.658	0.383	1.864	0.132	1.690	0.569
	赤字企業役員賞与支給ダミー(1期前の値)	0.256	0.452	-37.513	0.000 **	-38.112	0.000 **
	黒字企業役員賞与ゼロダミー(1期前の値)	-0.225	0.110	-0.277	0.563	-4.060	0.002 **
金融支援	累積債務免除指数	-14.364	0.000 **	23.774	0.312	-10038.690	0.000 **
	機構ダミー×累積債務免除指数	-7.560	0.007 **	-2236.084	0.000 **	-1053.443	0.000 **
	私的整理GLダミー×累積債務免除指数	3.507	0.149	-169.072	0.000 **	3544.871	0.000 **
	累積債務免除指数の二乗	20.853	0.000 **	-132.475	0.149	13060.200	0.000 **
景気要因	売上高の前期比 直近(1期前)	1.920	0.000 **	2.120	0.029 **	-6.413	0.000 **
	売上高の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.402	0.333	1.047	0.229	-5.472	0.003 **
	輸出型製造業ダミー	-0.049	0.716	0.699	0.059 *	-1.348	0.133
	内需型製造業ダミー	-0.054	0.737	0.455	0.350	-1.207	0.193
ゾンビ経過年数(1期前の値)	-0.119	0.004 **	0.087	0.322	0.096	0.503	
タイム・ダミー	タイム・ダミー1995						
	タイム・ダミー1996						
	タイム・ダミー1998						
	タイム・ダミー1999						
	タイム・ダミー2000						
	タイム・ダミー2001	-0.351	0.044 **	-0.821	0.235	1.506	0.220
	タイム・ダミー2002	0.185	0.300	0.722	0.161	1.043	0.470
	タイム・ダミー2003	0.807	0.000 **	1.235	0.024 **	1.316	0.365
タイム・ダミー2004	0.475	0.031 **	1.096	0.080 *	1.522	0.252	
定数項	-0.878	0.256	-6.422	0.003 **	8.269	0.013 **	

擬似決定係数 0.1266

擬似対数尤度 -1165.63

- 注 1. 基本推計のサンプルで推計期間を2000~2004年度とした。
2. ベースカテゴリーは「1.「ゾンビ企業」に残留」。
3. z値の有意水準は**が5%、*が10%。z値の算出にはロバスト標準誤差(Huber-Whiteの方法による不均一分散調整済み標準誤差)を使用。
4. タイム・ダミーは、推計期間初年度の2000年を基準年としている。

6. ROAを被説明変数としたOLS推定の結果

「ゾンビ企業」の復活に関するロジット分析は、収益性という観点から見ると、「最低支払利息」という低水準の閾値を超えられるか否か、その要因を探るものと言える。しかし「ゾンビ企業」の復活という場合、単なる収益性の改善とは異なる特別の意味合いもあるはずである。

それでは、これまでの分析結果は、高収益企業も含めた一般的な収益性（ROA）の決定要因と何が共通し、何が異なるのであろうか。この点を検証することで、経営不振企業の再生にとって決定的な要因が浮き彫りになることが期待される。

そこで、分析対象2228社の1995～2004年度における全データをサンプルとして、被説明変数をROAとするOLS推定を行った。説明変数は、個別効果をコントロールするために前期のROAを加え、ゾンビ経過年数を除いたほかはロジット分析と同一である²⁵。ROAは、期末総資産に対する税引前利払前当期損益（債務免除益を除く）の割合により算出した²⁶。総資産の評価は基本的に簿価によるが、土地については時価評価額を用いている²⁷。以上のように定義したROAの水準を、4節の基本ケースにおける「ゾンビ企業」と「非ゾンビ企業」で比較すると、前者の平均が-4.5%、メディアンが-2.2%であるのに対し、後者の平均が+4.2%、メディアンが+3.4%となっている。

OLS推定の結果は、表4（次頁）の通りである。まず、人件費と資産の動きについて見ると、従業員数や土地を除く有形固定資産の前期比の「累積」がプラスに有意となっている。すなわち、ロジット分析ではこれらの削減（リストラ）が健全企業への復活に効果があったのと対照的に、新規雇用や設備投資によって事業規模を拡大している企業の方がROAが高いと言える。ただし、有形固定資産を除く固定資産や土地資産といった、どちらかと言えば本業との関連性が薄い資産の前期比については、「直近」・「累積」ともに有意ではないが符号はマイナスであり、これらの資産のスリム化はROAにポジティブな影響を及ぼした可能性もある。特別損失・利益の対売上高比を見ると、ロジット分析における健全企業への復活要因と同様、「直近」の特別損失がプラスに有意となっており、おぼろげではあるが、健全企業を含めて見ても不良資産の整理がこの時期の日本企業にとってポジティブな意味合いを持っていたことを示唆している。

²⁵ 異常値についてもロジット分析と同様の処理を行っている。

²⁶ 分析対象期間においては、非製造業を中心に特別損失が多額かつ経常的に計上されるケースが少なくなかったため、特別損失・利益を含まない営業損益+受取利息配当金よりも特別損失・利益を含む税引前利払前当期損益の方が相対的に企業の収益力の実態に近いと考えられる。

²⁷ 土地の時価評価額の方法については、末尾の付注4を参照。

表4 ROAを被説明変数としたOLS推定の結果

推計期間 1995～2004年度
 観察数 16214

被説明変数		ROA	
		係数推計値	prob> z
説明変数	従業員数の前期比 直近(1期前)	0.483	0.280
	従業員数の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	1.944	0.079 *
	一人当り人件費の前期比 直近(1期前)	0.369	0.488
	一人当り人件費の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.125	0.811
	土地を除く有形固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.149	0.684
	土地を除く有形固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	0.591	0.004 **
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 直近(1期前)	-0.123	0.485
	有形固定資産を除く固定資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.193	0.259
	土地資産の前期比 直近(1期前)	-0.152	0.182
	土地資産の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	-0.104	0.250
特別損益	特別損失の対売上高比 直近(1期前の値)	10.159	0.038 **
	特別損失の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	-2.233	0.115
	特別利益の対売上高比 直近(1期前の値)	-1.835	0.621
	特別利益の対売上高比 累積(同上以前2期間の合計)	-0.669	0.705
ガバナンス	金融機関持株比率(1期前の値)	3.809	0.000 **
	十大株主持株比率(1期前の値)	4.425	0.000 **
	外国法人等持株比率(1期前の値)	1.202	0.525
	赤字企業役員賞与支給ダミー(1期前の値)	1.587	0.001 **
	黒字企業役員賞与ゼロダミー(1期前の値)	-1.455	0.000 **
金融支援	累積債務免除指数	15.375	0.657
	機構ダミー×累積債務免除指数	37.628	0.458
	私的整理GLダミー×累積債務免除指数	-11.024	0.636
	累積債務免除指数の二乗	-61.936	0.315
景気要因	売上高の前期比 直近(1期前)	5.235	0.000 **
	売上高の前期比 累積(同上以前2期間の累積)	1.186	0.149
	輸出型製造業ダミー	-0.044	0.731
	内需型製造業ダミー	0.232	0.080 *
前期ROA		0.398	0.000 **
タイム・ダミー	タイム・ダミー1995	0.824	0.000 **
	タイム・ダミー1996	0.873	0.000 **
	タイム・ダミー1998	-0.696	0.000 **
	タイム・ダミー1999	0.002	0.993
	タイム・ダミー2000	0.015	0.944
	タイム・ダミー2001	-1.611	0.000 **
	タイム・ダミー2002	0.703	0.022 **
	タイム・ダミー2003	1.763	0.000 **
	タイム・ダミー2004	1.873	0.000 **
定数項		-11.430	0.000 **

決定係数 0.1666

- 注 1. サンプルは、分析対象2228社の1995～2004年度における全データ(「非ゾンビ企業」も含む)。
 2. ROAの定義については本文参照。
 3. z値の有意水準は**が5%、*が10%。z値の算出にはロバスト標準誤差(Huber-Whiteの方法による不均一分散調整済み標準誤差)を使用。
 4. タイム・ダミーは、ロジット分析に合わせ1997年を基準年とした。

次に、企業のガバナンス構造の効果を見ると、持株比率に関しては、金融機関持株比率とともに十大株主持株比率がプラスに有意となっている。十大株主持株比率は、ロジット分析における健全企業への復活確率に対しマイナスの符号をとっていたが、一般的には収益力にプラスの効果を持っていることから、特定の大口株主の規律付けに全体として問題があったわけではないと言える。この点は、前に述べた「むしろ再生の見込みがある企業をグループ再編などの形に誘導している」という解釈と整合的であろう。

役員賞与ダミーについては、符号条件を満たしていずれも有意であり、ロジット分析よりも明瞭な結果が得られている。このダミーが1を取るサンプルは、経営が必ずしも順調でないという点でロジット分析とあまり変わらないはずであり、「ゾンビ企業」の判定基準の閾値を超えるか否かという局面では必ずしも有意ではなくても、収益力の向上という観点からは前述した役員のインセンティブ仮説の妥当性を示唆していると思われる。

金融支援に関しては、「非ゾンビ企業」も含む推計であることから当然予想される結果ではあるが、有意に計測された変数はなかった。

マクロ経済環境の改善に関しては、ロジット分析と概ね同様であった。景気回復や世界経済の成長といった追い風は「ゾンビ企業」にも優良企業にも同様に恩恵を与えたとと言える。

7. まとめ

本稿では、「失われた10年」から回復する過程において、いかにして「ゾンビ企業」が健全企業に復活したのかを上場企業を対象として考察した。分析では、「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・モデルで推計した。

いわゆる「ゾンビ企業」が健全企業に復活する際には、①（外生的な）景気回復、② リストラ、③ガバナンス（株主による規律付けと役員のインセンティブ）、の3要因がいずれも寄与した。また、金融支援も、思い切った債務免除を伴う場合にある程度の効果は観察された。その意味では、日本経済が回復する過程で、幸運な外的要因だけでなく、企業の経営努力や経済政策のあり方が、「ゾンビ企業」の復活に効果的であったと言える。しかし、企業のリストラ効果や金融支援がもたらした効果は常にプラスではなく、やり方によっては逆効果の場合も数多く存在した。

リストラに関しては、賃下げよりも人員削減が有効であるが、人員削減も減らせば減

らすほどよいといった単純な関係ではない。固定資産の削減も、優良資産の切り売りでは復活できず、不良資産の整理が有効であった。また、ガバナンスに関しては、健全企業も含めた一般的な収益性の決定要因と異なり、大株主としての金融機関の存在が重要であった。金融支援においては、思い切った債務免除のみが有効で、小出しの債務免除は逆に復活を妨げる傾向にあった。また、長い間「ゾンビ企業」であった企業ほど、復活する確率は低かった。

以上の結果から、「ゾンビ企業」の復活には、問題の先送りになるような後向きの改革ではなく、より収益性を高めることを見据えたメリハリをつけた改革が必要であったことも示唆されている。敷衍すれば、必要なものと無駄なものを適切に選別し、前者には十分な対価を支払う一方、後者は積極的に整理する姿勢が重要であったと考えられる。そのためには、株主や経営陣の強い意志と能力が必要とされたと言える。

観察可能なデータが乏しく、今回の分析結果からは十分な議論が難しいが、当時は再生の可能性がないと考えられていた「ゾンビ企業」の多くが復活したことを考えれば、不良債権処理に際してのいわゆるハードランディング路線の是非は、慎重に問われなければならない。とりわけ、DCF法の前提となる将来のキャッシュフローや、それに基づく再生可能性の判断が、経営環境にいかにか大きく左右されるものであるかは、今後の重要な教訓とすべきであろう。

参考文献

- 小川一夫(2003)、『大不況の経済分析』、日本経済新聞社
- 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巻2号、pp.149-161
- 鯉渕賢・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巻第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
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美(2003)、「いわゆる「追い貸し」について」、『金融研究』第22巻第1号、日本銀行金融研究所、pp.129-156
- 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
- 花崎正晴・堀内昭義(2006)、「銀行融資中心の金融システムと企業統治—金融自由化によって銀行の機能は脆弱化したか—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-07
- 福田慎一・粕谷宗久・慶田昌之(2007)、「企業家精神と設備投資：デフレ下の設備投資低迷のもう一つの説明」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.07-J-7
- 星岳雄(2000)、「なぜ日本は流動性の罅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, 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.
- Boot, A.W.A. (2000) “Relationship Banking: What Do We Know?” *Journal of Financial Intermediation* 9(1), pp. 7–25.
- Caballero, R., Hoshi, T., and A. Kashyap (2006) “Zombie Lending and Depresses Restructuring in Japan,” NBER Working Paper No.12129.
- 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., 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.
- Hoshi, T., and A. Kashyap (1990) "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 1990, pp. 371-400.
- 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.

付表 説明変数の定義一覧

分類	変数名	定義、計算式
リス ト ラ	従業員数の前期比	直近(1期前)
	従業員数の前期比	累積(同上以前2期間の累積)
	一人当り人件費の前期比	直近(1期前)
	一人当り人件費の前期比	累積(同上以前2期間の累積)
	土地を除く有形固定資産の前期比	直近(1期前)
	土地を除く有形固定資産の前期比	累積(同上以前2期間の累積)
	有形固定資産を除く固定資産の前期比	直近(1期前)
	有形固定資産を除く固定資産の前期比	累積(同上以前2期間の累積)
	土地資産の前期比	直近(1期前)
	土地資産の前期比	累積(同上以前2期間の累積)
特 別 損 益	特別損失の対売上高比	直近(1期前の値)
	特別損失の対売上高比	累積(同上以前2期間の合計)
	特別利益の対売上高比	直近(1期前の値)
	特別利益の対売上高比	累積(同上以前2期間の合計)
ガ バ ナ ン ス	金融機関持株比率	(1期前の値)
	十大株主持株比率	(1期前の値)
	外国法人等持株比率	(1期前の値)
	赤字企業役員賞与支給ダミー	(1期前の値)
金 融 支 援	赤字企業役員賞与ゼロダミー	(1期前の値)
	累積債務免除指数	当期未処分損益が赤字にもかかわらず役員賞与を支給した場合に1、ほかはゼロ
	累積債務免除指数	当期未処分損益が黒字にもかかわらず役員賞与がゼロであった場合に1、ほかはゼロ
	機構ダミー×累積債務免除指数	2期前～当期までの(債務免除益/前年度未総借入)の累計
景 気 要 因	私的整理GLダミー×累積債務免除指数	機構の支援が決定した年以降に1をとるダミーと累積債務免除指数のクロス項
	累積債務免除指数の二乗	私的整理ガイドラインの適用を受けた年以降に1をとるダミーと累積債務免除指数のクロス項
	売上高の前期比	直近(1期前)
	売上高の前期比	累積(同上以前2期間の累積)
ソ ン ビ 経 過 年 数	輸出型製造業ダミー	繊維、化学、鉄鋼、一般機械、電気機械、自動車、その他輸送機械、精密機械に属する企業で1、ほかはゼロ
	内需型製造業ダミー	上記以外の製造業に属する企業で1、ほかはゼロ
	ソナビ経過年数	(1期前の値)

付注

1. 分析対象に関する補足事項

分析対象は、日本政策投資銀行「企業財務データバンク 2006 年版」に個別決算データが収録され、「東証一部・二部上場（現在上場廃止のケースも含む）」かつ「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（政策銀業種分類大項目に基づく）」という条件を満たす企業すべてである。上場廃止企業のかつての上場市場の情報は企業財務データバンクに収録されていないため、手作業で確認した結果、本文で述べた 2228 社が特定された。推計期間内に有効なデータが存在しないため、結果的に分析に利用されなかったケースを除き、絞り込みは一切行っていない。なお、2228 社の業種別内訳は、製造業が 1334 社、建設業が 156 社、卸売・小売業が 439 社、不動産業が 65 社、サービス業が 234 社となっている。

上場企業同士の合併に際しては、企業財務データバンクでは、存続企業に合併後の財務データが引き継がれている。また、グループ再編に伴う持株会社化で既存事業を非上場の新会社に譲渡した場合も、上場企業として存続している限り財務データは引き継がれている。この種の非連続性については、個別に調整することは行わず異常値処理によって対応している。

2. 「星方式」による「ゾンビ企業」の定義と本稿における計算方法

Caballero et al. (2006) や星 (2006) における「ゾンビ企業」の基本的な考え方は、——財務データ上の実際の支払利息 < 最低支払利息の理論値 ——である。

われわれのデータセットが、年度ベースの集計（決算期末が 4 月～翌年 3 月に属する決算データを当該年のデータと認識）を行っていることを踏まえて、最低支払利息の理論値 $R^*_{i,t}$ を適切に定義しなおすと、下記ようになる。

$$R^*_{i,t} = r_{st} \cdot BS_{i,t-1} + \left(\frac{1}{5} \sum_{j=0}^4 r_{lt-j} \right) \cdot BL_{i,t-1} + \min(r_{cb_{t-4}}, \dots, r_{cb_t}) \cdot Bonds_{i,t-1}$$

ただし、

$BS_{i,t-1}$: t年度の企業iの期初（前期末）短期借入金残高

$BL_{i,t-1}$: t年度の企業iの期初（前期末）長期借入金残高

$Bonds_{i,t-1}$: t年度の企業iの期初（前期末）社債残高

r_{st} : t年度の平均短期プライムレート

r_{lt} : t年度の平均長期プライムレート

r_{cbt} : t年度に発行された転換社債の最低クーポン率

コマーシャル・ペーパーの金利はゼロと仮定。

コマーシャル・ペーパーの金利をゼロと仮定しているのは、原論文にも説明されているとおり、最低支払利息をできるだけ保守的に見積もるためである。

原論文との唯一の（見かけ上の）違いは、最優遇金利の計算を当年度ベース（長期プライムレートおよび転換社債最低クーポン率については当年度を含め5年分遡及）で行っている点である（原論文は前年度ベース）。星(2006)は、前年度ベースで計算した場合と当年度ベースで計算した場合のゾンビ比率の推移を比較して、前年度ベースの方がもっともらしい動きをすることを確認している。ただし、論文には明記されておらず推測にすぎないが、金利の推移を描いたグラフからみて、財務データ、金利ともに暦年ベースで集計している可能性が高い。すると、3月期決算企業では、前年の4月から当年の3月の事業活動の結果が当暦年の財務データとして集計されることになり、確かに前年ベースの金利の方が期間対応として自然であると言える。しかし、年度ベースで集計しているわれわれのデータベースでは、当年度の金利を用いるのがむしろ自然である。なお、計算に使用した rs_t , rl_t , rcb_t の各年度データ(%)は、次の通りである²⁸。

年度	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
短期プライムレート rs_t	4.027	3.375	3.538	5.196	7.706	7.065	4.792	3.548	3.000
長期プライムレート rl_t	6.230	5.360	5.630	6.290	7.980	7.140	5.710	4.520	4.680
転換社債最低クーポン率 rcb_t	1.600	1.300	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.700	0.500

年度	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
短期プライムレート rs_t	1.625	1.625	1.552	1.375	1.448	1.375	1.375	1.375	1.375
長期プライムレート rl_t	2.950	2.590	2.490	2.180	2.170	1.800	1.790	1.580	1.690
転換社債最低クーポン率 rcb_t	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

年度	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
短期プライムレート rs_t	4.027	3.375	3.538	5.196	7.706	7.065	4.792	3.548	3.000
長期プライムレート rl_t	6.230	5.360	5.630	6.290	7.980	7.140	5.710	4.520	4.680
転換社債最低クーポン率 rcb_t	1.600	1.300	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.700	0.500

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
短期プライムレート rs_t	1.625	1.625	1.552	1.375	1.448	1.375	1.375	1.375	1.375
長期プライムレート rl_t	2.950	2.590	2.490	2.180	2.170	1.800	1.790	1.580	1.690
転換社債最低クーポン率 rcb_t	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(データソース)

短期プライムレートおよび長期プライムレート：日経Financial Quest、転換社債最低クーポン率

転換社債最低クーポン率：旧大蔵省証券局年報等

3. ロジット分析における説明変数に関する補足事項

分析に使用したデータは、本文にも述べたとおり、基本的に日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」の個別決算データ（正規化処理済）に基づくが、ここでは他のデー

²⁸ 以上のほか、実際の支払利息のデータに関しても、われわれは付注3(3)の断層修正を加えている点、原論文と異なると思われる。

タソースを使用したもの、企業財務データベースの収録項目との対応関係が自明でなく、かつ本文中で説明していないものについて補足する。

(1) 従業員数

期末従業員数(K0440)を使用。

出向・休職者、臨時従業員・嘱託等の調整は行っていない。

(2) 一人当たり人件費

当期従業員総人件費／前期末従業員数(K0440)。

当期従業員総人件費＝K4050 労務費＋K5750 従業員給与手当＋K5770 福利厚生費＋K5760 賞与引当金繰入＋K5780 退職給与引当金繰入＋K5782 退職給付費用＋K5790 退職金＋K5800 企業年金。

(3) 利払前税引前損益の計算に用いる利払額

支払利息・割引料等(K3150)＋手形売却損(日経 Financial Quest)。

金融商品会計の導入(2001年3月期)により、手形の割引は売買取引と見なされることとなり、従来は手形割引料として期間配分され支払利息・割引料に含めて開示されていたものが、手形売却損として一括費用計上されることになった。これに伴う断層を完全に調整することは困難であるが、本稿では手形売却損を支払利息・割引料に加えることによって、断層の問題を緩和している。

(4) 役員賞与

2001年の商法改正に対応した新しい開示方式の導入に伴い、収録コードが従前のK4450からK9320に変更されている。

(5) 債務免除益(累積債務免除指数の分子)

債務免除益(K3495)を使用。ただし「企業財務データベース」が収録を開始したのは2002年3月期からであるため、それ以前のデータについては、(株)帝国データベース「上場企業の債務免除益調査」等により補完した。なお、いずれのデータソースも企業の損益計算書の特別利益の項に「債務免除益」として計上されたもののみを対象としている。

(6) 機構ダミー

(株)産業再生機構の公表資料による。

(7) 私的整理GLダミー

(株)帝国データベース「私的整理に関するガイドライン適用企業動向調査」等による。

(8) 減価償却費（「頑健性の検討(3) より低い収益性基準の適用」に使用）

概念的には、営業損益+受取利息配当金に戻し入れる減価償却費には営業段階までの減価償却費を、利払前税引前損益に戻し入れる減価償却費には包括的な減価償却費を用いればよい。しかし、財務データとの対応関係は単純ではなく、以下の通り慎重な検討が必要である。

まず、包括的な減価償却費の概念に対応するのは減価償却費 K6800 であるが、付属明細表レベルの情報（有形固定資産等明細表）を用いているため、上場初年度の前期データが欠落している。

また、損益計算書本体から収録した減価償却費データには、減価償却費（製造原価）K4180、減価償却費（販管費）K5810、減価償却費（営業外費用）K3290、減価償却費（特別損失）K3690 があるが、これらは区分掲記されないことが少なくないうえ、有形固定資産等明細表の減価償却費よりも広い概念（「リストラ償却費」的なもの）を含んでいる場合や、費用の振替処理等によりダブルカウントが生じる場合もある。

よって、概念上正しい減価償却費は、上記の各データを用いて「推計」する必要がある。本稿の分析にとって本質的な問題ではないため詳細な説明は割愛するが、異常値の発生を最小限に抑えるため、以下のような計算ロジックを採用している。

a. 営業段階までの減価償却費

- $K6800 \leq 0$ もしくは null なら、 $K4180 + K5810$ をとる。
- $K6800 > 0$ かつ $K4180 + K5810 \leq K6800$ であれば、 $(K4180 + K5810)$ と $(K6800 - K3290 - K3690)$ の大きい方をとる。
- $K6800 > 0$ かつ $K4180 + K5810 > K6800$ であれば、 $((K4180 + K5810)$ と $(K6800 - K3290 - K3690)$ の平均) と $K6800$ の小さい方をとる。
- 以上によって得られた値が負であれば、ゼロとする。

b. 包括的な減価償却費

- $K6800 \leq 0$ もしくは null なら、 $K4180 + K5810 + K3290 + K3690$ をとる。
- $K6800 > 0$ かつ $K4180 + K5810 \leq K6800$ であれば、 $(K4180 + K5810 + K3290 + K3690)$ と $K6800$ の大きい方をとる。
- $K6800 > 0$ かつ $K4180 + K5810 > K6800$ であれば、 $((K4180 + K5810 + K3290 + K3690)$ と $K6800$ の平均) と $(K6800 + K3290 + K3690)$ の小さい方をとる。
- 以上によって得られた値が負であれば、ゼロとする。

4. ROAの算出に用いた土地の時価評価額の算出方法

ROAの算出に用いた土地の時価評価額の系列 ($LANDY$) は、恒久棚卸法に従って計算している。ベンチマーク・イヤーは、1980年度以前からデータのある企業については1980年度、そうでない企業については初めて企業財務データベースに現れた年度とし、土地の簿価評価額に時価・簿価比率を乗じたものを時価評価額のベンチマークとした。

以後の逐年値については、以下の計算式により作成した（添字の j は企業を、 t は年度を、それぞれ表す）。

$$NILAND_{jt} = ILAND_{jt} - DLAND_{jt} \frac{p_t^L}{p_{t-1}^L} \quad \dots \quad (1)$$

$$LANDY_{jt} = LANDY_{jt-1} \frac{p_t^L}{p_{t-1}^L} + NILAND_{jt} \quad \dots \quad (2)$$

$NILAND_{jt}$: 企業 j の t 期における土地純増額

$ILAND_{jt}$: 企業 j の t 期における土地増加額

$DLAND_{jt}$: 企業 j の t 期における土地減少額

$LANDY_{jt}$: 企業 j の t 期における土地ストック時価

p_t^L : t 期の地価

注 1. 地価 (p_t^L) については、六大都市・市街地価格指数（日本不動産研究所）の全用途平均を利用（原データは半期データであるため、各半期毎の平均値を年度の値として利用）。

2. 土地減少額 ($DLAND$) については、 $LB_{jt} = LB_{jt-1} + ILAND_{jt} - DLAND_{jt}$ より逆算して求めている。このとき、稀に $DLAND$ が負の値をとる場合があるが、その際は(1)式の $ILAND$ を $LB_{jt} - LB_{jt-1}$ に置き換え、 $DLAND = 0$ として計算している。

3. (1)式において土地減少額、すなわち売却された土地は、前年度に購入されたものだとする「後入先出法」を仮定している²⁹。

4. 上記の算出方法による土地の時価評価額が負の値をとる場合、当該年度の時価評価額をベンチマーク・イヤーと同じ方法で求め、土地の純増加額については $LANDY_{jt} - LANDY_{jt-1} (p_t^L / p_{t-1}^L)$ とした。

²⁹ Hoshi and Kashyap (1990) 以来、一般的に用いられている仮定である。

経済経営研究目録

(1980年7月より2008年3月まで)

Vol. No. 発行年月

◇経済一般理論・実証◇

日本の景気循環の推計 －Markov Switching Dynamic Factor Model を用いた検討－	26 (1)	2005. 5
経済の情報化と IT の経済効果	22 (1)	2001. 11
日米経済と国際競争	20 (4)	2000. 3
現金収支分析の新技法	16 (3)	1995. 11
日米独製造業の国際競争力比較 －実質実効為替レートを利用した要因分析－	12 (1)	1991. 6
レーガノミックスの乗数分析	10 (1)	1989. 5
為替レートのミスアラインメントと日米製造業の国際競争力	9 (1)	1988. 7
貯蓄のライフ・サイクル仮説とその検証	2 (3)	1982. 1
今後のエネルギー価格と成長径路の選択 －期待されるエネルギーから資本への代替－	1 (1)	1980. 7

◇設備投資◇

1990年代不況下の設備投資と銀行貸出	26 (7)	2006. 3
R&D のスピルオーバー効果分析 －日本のハイテク産業における実証－	26 (2)	2005. 6
1990年代の設備投資低迷の背景について －財務データを用いたパネル分析－	25 (4)	2004. 12
設備投資と不確実性 －不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動－	25 (2)	2004. 9
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究 －1985～1995年－	16 (6)	1996. 1
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究 －1966～1984年－	16 (2)	1995. 11

大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究 －1945～1965年－	15 (1)	1994.12
大都市私鉄の投資と公的助成 －地方鉄道補助法とその評価－	14 (1)	1993.4
鉄道運賃・収支と設備投資	13 (2)	1992.7
大都市圏私鉄の設備投資について	12 (3)	1991.8
設備投資と資金調達 －連立方程式モデルによる推計－	11 (4)	1991.2
土地評価とトービンの q / Multiple q の計測	10 (3)	1989.10
我が国の設備機器リース －その特性と成長要因－	9 (5)	1989.3
設備の償却率について －わが国建設機械の計測例－	9 (3)	1988.9
設備投資の決定要因 －各理論の実証比較と VAR モデルの適用－	6 (5)	1986.3
設備投資研究 '85 －主要国の設備投資とわが国における R&D 投資の構造的特色－	6 (4)	1985.9
設備投資研究 '84 －変貌する研究開発投資と設備投資－	5 (1)	1984.7
設備投資研究 '82 －調整過程における新たな企業行動－	4 (2)	1983.7
投資促進施策の諸類型とその効果分析	4 (1)	1983.7
設備投資研究 '81 －研究開発投資の経済的効果－	3 (4)	1982.7
税制と設備投資 －調整費用、合理的期待形成を含む投資関数による推定－	3 (3)	1982.7
時系列モデルの更新投資への適用	3 (2)	1982.7
設備投資研究 '80 －投資行動分析の新しい視角－	2 (2)	1981.7

◇金融・財政◇

いわゆる「ゾンビ企業」はいかにして健全化したのか	28 (1)	2008. 3
貸し手間の協調の失敗と公的政策	27 (1)	2006. 5
日本企業のガバナンス構造	24 (1)	2004. 1
ー所有構造、メインバンク、市場競争ー		
非対称情報下の投資と資金調達	23 (3)	2003. 2
ー負債満期の選択ー		
ー投資非効率と企業の規模ー		
メインバンク関係は企業経営の効率化に貢献したか	21 (1)	2000. 8
ー製造業に関する実証研究ー		
ドル・ペッグ下における金融危機と通貨危機	20 (3)	1999. 8
アメリカ連邦政府の行政改革	20 (1)	1999. 6
ーGPRA を中心にしてー		
なぜ日本は深刻な金融危機を迎えたのか	19 (1)	1998. 9
ーガバナンス構造の展望ー		
国際機関投資家の新潮流	16 (4)	1995. 9
アメリカの金融制度改革における銀行隔離論	13 (1)	1992. 6
メインバンクの実証分析	12 (4)	1992. 3
Asset Bubble のミクロ的基礎	11 (3)	1990. 12
資産価格変動とマクロ経済構造	11 (2)	1990. 7
貯蓄・投資と金利機能	11 (1)	1990. 6
金融構造の変化について	10 (2)	1989. 8
公的部門の金融活動	9 (4)	1988. 10
ー米国での動きとわが国との対比ー		
クラウドディング・アウトについての研究	8 (1)	1987. 11
ー国債発行の国内貯蓄および金融仲介への影響ー		
アメリカの金融システムの特徴と規制緩和	7 (1)	1986. 10
アメリカの金融自由化と預金保険制度	6 (3)	1985. 6
西ドイツの金融自由化と銀行収益および金融制度の安定	6 (2)	1985. 7
西ドイツの公的金融		
ーその規模と特徴ー		

アメリカの公的金融 －フェデラル・ファイナンス・バンクと住宅金融－	6 (1)	1985. 7
金融市場の理論的考察	5 (2)	1984. 7
債券格付に関する研究	2 (1)	1981. 7
資本市場に於ける企業の資金調達 －発行制度と資金コスト－	1 (2)	1980. 10
◇資源・環境◇		
二酸化炭素排出と環境グズネツ曲線 －ダイナミック・パネルデータ推定による検証－	27 (3)	2007. 3
カーボンファイナンスの評価と今後の可能性 －モンテカルロ法によるシミュレーション分析－	25 (5)	2004. 12
地域経済と二酸化炭素排出負荷	24 (4)	2004. 3
エネルギー問題に関する理論および実証のサーベイ	1 (3)	1981. 2
◇会計・企業・財務◇		
ドイモイ（刷新）政策導入後のベトナムに於ける資本・金融自由化政策概観	27 (4)	2007. 3
日本の M&A －イベント・スタディによる実証研究－	26 (6)	2006. 3
ベトナム私法整備の経緯と日本支援の役割 －社会的共通資本としての法学の視点から－	26 (5)	2006. 3
DIP ファイナンスの実証研究	26 (4)	2006. 3
税効果会計と利益操作 －倒産企業による実証分析－	25 (6)	2005. 3
コーポレート・ガバナンスの世界的動向 －欧米、中国・韓国における法制度を中心とする最近の展開 ならびに「会社法制の現代化に関する要綱試案」の動向－	25 (3)	2004. 9
コーポレート・ガバナンス改革の現状と課題 －経営機構改革の具体例の検討、内部統制システム等 に関する考察を中心として－	24 (5)	2004. 3
利益の質による企業評価 －利質分析の理論と基本的枠組み－	24 (3)	2004. 3

企業の再生と挫折	24 (2)	2004. 3
－UALにおけるターンアラウンド戦略の評価－		
商法改正後の新しいコーポレート・ガバナンスと企業経営	23 (6)	2003. 3
－社外取締役、監査役会など米国型機構、従来型機構の検討を中心として－		
日本の製造業	23 (5)	2003. 3
－長期データに基づく収益力の再検証－		
利益操作の研究	23 (4)	2003. 2
－不当な財務報告に関する考察－		
バブル崩壊後の企業財務の推移と課題	18 (3)	1998. 3
連結決算 20 年のデータで見る日本企業の資本収益性低下	18 (2)	1998. 3
日米医療 NPO（非営利組織）の経済分析	17 (2)	1997. 3
企業のリストラクチャリングについて	16 (1)	1995. 5
日本主要企業の資本構成	12 (2)	1991. 7
企業における情報行動の分析	7 (2)	1987. 3
－職場における情報行動に関する調査報告－		
ビジネス・リスクと資本構成	3 (1)	1982. 4
◇産業構造・労働◇		
防衛的技術進歩	26 (3)	2005. 7
－グローバル経済下の内生的技術進歩－		
技術進歩と人的資本	25 (1)	2004. 5
－スキル偏向的技術進歩の実証分析－		
我が国の半導体産業とイノベーション	23 (7)	2003. 3
－イノベーション経営研究会報告書－		
我が国製造業の打開策を探る	23 (2)	2002. 11
－プロダクション・ニューパラダイム研究会報告書－		
貿易と雇用	23 (1)	2002. 11
－グローバル化の産業と地域への影響－		
グローバル化と労働市場	21 (2)	2000. 11
－日本の製造業のケース－		

偏向的技術進歩と日本製造業の雇用・賃金 ーコンピュータ投資にみる技術進歩の影響ー	20 (2)	1999.6
戦間期日本における農工間賃金格差	19 (3)	1998.12
日本の労働市場と失業 ーミスマッチと女子労働供給の実証分析ー	9 (2)	1988.8
産業調整問題に関する理論および実証	3 (5)	1982.8
◇地域政策◇		
ハイテク型産業クラスターの形成メカニズム ーフィンランド・オウル ICT クラスタにおける歴史の実証ー	27 (2)	2006.10
地域・目的別社会資本ストックの経済効果 ー公共投資の最適配分に関する実証的分析ー	19 (2)	1998.11
地域間所得移転と経済成長	18 (1)	1998.3
アジアにおける地域の国際ネットワーク化試論 ーネットワークの理論的考察とその応用としてのアジア重層ネットワーク構想ー	17 (1)	1997.3
新しい町づくりの試みサステイナブル・コミュニティ ー真のベター・クオリティ・オブ・ライフを求めてー	16 (5)	1995.10
首都圏を中心としたハイテクゾーンの現状と将来	6 (6)	1986.3