

倒産処理法制改革による企業倒産処理効率化の検証*

— 再建着手の早期化促進の効果を、財務データによる実証分析によって検証 —

広瀬純夫・秋吉史夫

倒産処理法制を設計する上での重要なポイントの一つは、負債契約による平常時の企業経営者への規律付け機能と、業績悪化時の非効率な倒産処理先送りを抑制することとのトレード・オフの問題である。2000年4月の民事再生法施行に始まる倒産処理法制の改革では、倒産処理先送りによる非効率性を抑止し、早期の倒産手続き着手を促すインセンティブを経営者に与える改正が実施された。本論文で行った、年次財務データを用いた実証分析の結果によれば、一連の制度改革によって、早期の企業再建着手が促進された可能性が高いことが確認された。具体的には、民事再生法施行より前に法的手続きの申立を行った企業の場合、業績の落ち込みがあったタイミングから法的手続きに入るまで、平均的にみて5年程度の期間を要していたのに対し、民事再生法施行以降に法的手続きの申立を行った企業では、業績の落ち込みがあった翌年には、法的手続きに入る傾向があることが確認された。

JEL Classification Code: G33, G34, K2

1. はじめに

1.1 事前の規律付け効果と債務不履行発生後の事後的な効率的対応とのトレード・オフ

「失われた10年」と呼ばれる日本での長期景気低迷期に、実質的に債務超過状態にあるなど、財務内容が不健全な企業が存在が、日本経済に悪影響を及ぼしてきたという議論がある。Hoshi and Kashyap(2004), Caballero, Hoshi and Kashyap(2008)は、取引先銀行を巻き込んだ倒産処理先送りが行われている“zombie firms”の存在によって、全要素生産性でみた産業全体の生産性まで低下したり、雇用機会に悪影響が及んだりしていると指摘している¹⁾。

実質債務超過状態にある企業が財務体質を健全化するためには、民事再生法申請などの法的倒産処理手続きを行うか、主要債権者との私的交渉を通じて債権放棄等を受ける私的整理を行う必要がある。ところが、倒産処理手続きは、債務者企業が財務危機に陥った後、即座に行われるわけではない。債務者企業の経営者には、倒産処理手続きを先送りする強いインセンティブがあるからである。

経営者が倒産処理を先送りするインセンティブについては、Povel(1999)が理論分析によって明らかにしている。たとえ、会社全体としては即座に倒産処理に入った方が好ましい状況でも、経営者は、地位に留まることの私的便益等を考慮するために倒産処理を先送りし、運良く業績が回復することを祈る wait and pray

strategy を採る可能性がある。会社の正確な経営実態は、債権者には把握できないため、非効率な先送りが生じてしまうこととなる。この点から、Povel(1999)は、倒産処理法制を設計する上での重要なポイントとして、負債契約による平常時の企業経営者への規律付け機能と、業績悪化時の円滑な再建手続き着手による効率性とのトレード・オフの問題を考える必要があると指摘している。

早期の倒産手続き申立を促すためには、事実上倒産状態にあるという情報を保有している経営者側に、情報を伝えることへのインセンティブを与えなければならない。たとえば、既存経営者が経営を続けること自体に強い非金銭的便益を得られるのであれば、倒産手続きを経た後も、経営者として残ることができる余地を与えることで、倒産手続きに入ることに前向きな姿勢をとるようになる可能性がある²⁾。一方で、倒産に至っても経営を続けることができる可能性を与えることは、負債契約による事前の規律付け効果を損なう恐れがある。したがって、倒産手続きのデザインは、事前の意味での規律付け効果と、事後的な業績悪化時の早期申立促進という二つの効果のトレード・オフを考慮する必要があるのである。

1.2 規律付け重視から事後的な再建重視へと移行した日本の倒産処理制度

日本での従来の倒産処理に関する制度運用は、負債契約による規律付け機能を重視すると共に、債権者による倒産処理法制の濫用によって債権

者の利益が損なわれることを抑制することに主眼がおかれてきた。このため、民事再生法の前身である和議法や、会社更生法による再建型倒産処理手続きの申立がなされた場合、その受理について裁判所側が著しく慎重な姿勢をとるなど、制度自体の利用が非常に難しい環境下にあった。

法的手続きによる企業再建という選択肢の利用が制度的に困難であったため、法的手続きによる倒産処理は専ら清算型手続きとなっていた。実体経済的に見れば、借入先の銀行と合意できれば私的整理で再建、合意できなければ法的手続きによる破産あるいは私的清算という状況だった³⁾。

しかし、バブル崩壊以降の長期に渡る景気低迷の中で、企業倒産件数も高水準が続く中、倒産処理先送りによる非効率性の悪影響が顕著となってきた。こうした社会的背景を受け、再建促進を優先するための一連の制度改革が実施された。まず、2000年4月には、和議法を廃止し、これに替わる中小企業向け再建手続きとして民事再生法が施行された。さらに、会社更生法も改正され、2003年4月より施行されている。2005年1月には改正破産法が施行され、企業倒産・再建に関する法制度について、大きな変革が実施された。

一連の制度改革の目的の一つは、いたずらに倒産処理を先送りすることを抑止し、早期の再建着手を促すことにある。制度改革後に最も活用されている再建型法的手続きである民事再生法と、その前身である和議法を比較すると、どちらも原則として既存の経営者の続投による再建手続きを前提としているため、経営者に倒産手続きに入る一定のインセンティブ付与が期待できる。ただし、手続き利用に際しての容易さや、再建計画の実行可能性について考えると、両者には大きな違いがある。

再建計画の実行可能性改善という観点で、和議法から民事再生法への改正のポイントを要約すると、①申立て要件緩和等による法的手続き利用可能性の拡大、②担保権消滅制度導入や手続き迅速化などの再建計画の実効性向上の措置、そして③可決要件緩和などの再建計画への債権者の合意を促進する改正などが挙げられる。こうした改正は、再建計画に合意を得て実行へ移す確率を引き上げ、経営者にとって、早期に法的手続きを利用する魅力を高めた可能性がある⁴⁾。そして、制度改革という外生的要因によって再建計画の実行可能性を高めたことは、他のパラメータが一定の下で、経営者が倒産手続

きに入るタイミングを早期化させると解釈できる。

そこで本稿では、制度改革による「再建着手の早期化」に着目点を絞り、実証分析を試みた。具体的には、財務データを用いたイベント・スタディの手法を応用し、業績悪化から倒産処理手続き申立に至るまでに要した期間を分析し、制度改革前後で変化がないか、検証を行った。以下、2章では、民事再生法導入以降、実際に法的手続きに入るタイミングが早期化したことを、実証分析によって検証する。

2. 実証分析

2.1 分析手法

一連の倒産処理法制の改正が、早期の再建着手を促進したとすれば、倒産原因となるような業績落込みのタイミングから、法的手続きの申立を決断するまでに要する時間が短くなっていると考えられる。この点を検証すべく、年次の財務データを用いたイベント・スタディの手法を応用した実証分析を試みた。本稿の分析の場合、法的手続きによる倒産という事後的に明らかになったイベントを手がかりとして、倒産に至った原因である業績悪化が、法的手続きに至る以前のどの時点で生じているかを特定することにある。そこで、年次の財務データを用い、法的手続きの申立を行った期に先行する各決算期の業績パフォーマンスを測定し、明らかに業績の落込みがあった時期の特定を試みた。具体的な分析手法は以下の通りである。

まず、企業*i*の*t*期の業績パフォーマンス $P_{i,t}$ を以下のように定める⁵⁾。

$$P_{i,t} = \frac{EBITDA}{\text{簿価評価総資産}}$$

$$EBITDA = \text{税引き前利益} + \text{減価償却費} + \text{支払利息}$$

これは、利益の指標を $EBITDA$ とし、簿価資産残高を用いて算出した ROA (Return on Asset) である⁶⁾。ここでは、負債返済に充当できるキャッシュフローをどれだけ生み出しているかを把握するため、有利子負債の返済能力をみるための利益水準として用いられる $EBITDA$ を、各期の創出キャッシュフローの指標として用いた。

次にこの $P_{i,t}$ の高低を判断するための比較対象を設定する必要がある。一つの方法は、分析対象企業 i と似通った特性を持ち、かつイベント(ここでは倒産)を経験していない他社 j をコントロール・ファームとして選び出し、その業績パフォーマンス $P_{j,t}$ と比較することである。

しかし、似通った特性をもつ企業として同じ業種の中からコントロール・ファームを抽出した場合、たとえば恒常的に業界平均を下回る業績しか計上できないサンプル企業では、常にパフォーマンスが悪いとの結果が得られるだけで、倒産を引き起こすような極端な業績落込みのタイミングを特定することが難しい。そこで、Barber and Lyon(1996)によるイベント・スタディの手法を参考とし、分析対象企業*i*の恒常的特性を考慮するために過去のパフォーマンスも考慮した比較を行うこととする。具体的には、1期前のコントロール・ファームとのパフォーマンスの差を用いて、 $[(P_{i,t}-P_{jc,t})-(P_{i,t-1}-P_{jc,t-1})]$ を指標とする。もし、極端な業績の向上や落込みがあった場合には、この指標の値が有意にゼロから乖離するはずである。ここで、*t*期に業績の急変が無かった場合に予想される企業*i*の期待パフォーマンス $E(P_{i,t})$ を、

$$E(P_{i,t}) = P_{i,t-1} + (P_{jc,t} - P_{jc,t-1})$$

と定義する。そして、実際に実現したパフォーマンス $P_{i,t}$ と、期待パフォーマンス $E(P_{i,t})$ との差をアブノーマル・パフォーマンス $AP_{i,t}$ として、以下のように定義する。

$$\begin{aligned} AP_{i,t} &= P_{i,t} - E(P_{i,t}) \\ &= (P_{i,t} - P_{i,t-1}) - (P_{jc,t} - P_{jc,t-1}) \end{aligned}$$

業績の急変が無ければ、この $AP_{i,t}$ は有意にゼロから乖離していないはずである。そこで、 $AP_{i,t}$ が平均ゼロの正規分布に従うと仮定すれば、以下の統計値 t はスチューデントの t 分布に従うため、 t 検定を行うことができる⁷⁾。

$$t = \frac{\overline{AP}}{\sigma(AP_{i,t})/\sqrt{n}}$$

ただし、

$$\begin{aligned} \overline{AP} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AP_{i,t} \\ \sigma(AP_{i,t}) &= \sqrt{\sum_{i=1}^n (AP_{i,t} - \overline{AP})^2 / (n-1)} \end{aligned}$$

(n はサンプル数)

コントロール・ファームの選び方については、基本的に同じ産業カテゴリーに属する企業群から抽出することとした。まず、日本政策投資銀行による『企業財務データバンク』から、業種別コードで一致する企業を抽出した⁸⁾。そして、業種毎に、同一業種の中では単位資産当りの収益性を示すパフォーマンス指標 $P_{jc,t}$ は同じ確率分布に従うと仮定した⁹⁾。そして、每期、同業種(同じ業種別コードの企業群)の中で、パフォーマンス $P_{jc,t}$ の値がメディアンとなる企業のパフォーマンスを、その期の当該業種の代表的なパフォーマンスと考え、各期のコントロー

ル・ファームとし、サンプル企業の各期のアブノーマル・パフォーマンス $AP_{i,t}$ を算出した¹⁰⁾。これをもとに、法的手続きの申立があった期の直前の決算期を(-1)、2期前を(-2)、3期前を(-3)として、各期の統計量 t を計算する。

2.2 データ

法的手続きの申立があった企業は、帝国データバンクがまとめている『全国企業倒産集計』に掲載されている「上場会社の倒産」に記載のある上場・公開企業のうち、1995年1月から2003年7月までに申立があった企業を対象とした。ただし、分析対象は一般事業会社であり、銀行、証券会社は含まない。これは、銀行や証券会社といった金融業の場合、破綻処理のタイミング選択について行政の直接的介入の影響が顕著である可能性が高いことを考慮したものである。

また、法的手続きと比較する上で、私的整理があった企業のサンプルとしても、債権放棄に関する報道があった企業についても、同様の分析を行ってみた。債権放棄報道があった企業のサンプル抽出は、『日本経済新聞 CD-ROM』の1995年版～2002年版を用いて、「債権放棄」あるいは「債務免除」を主要なキーワードとして新聞記事を検索することにより抽出した。推計で用いた財務指標については、日本政策投資銀行による『企業財務データバンク』の2002年版に記載されている数字を用いた¹¹⁾。なお、本稿では紙幅の都合により、主要な推計結果のみを掲載した。推計結果の詳細については、広瀬・秋吉(2004)に掲載してある。

2.3 分析結果

2.3.1 法的手続き

一連の制度改正のインパクトを検証するため、2000年4月の民事再生法施行を境として、サンプルを二つのグループに分けて分析を実施した。今回の分析では、倒産処理法の種類にかかわらず、法的手続きを早期に申し立てること自体に着目したため、対象となる法的手続きは、和議法、会社更生法、民事再生法、破産法、特別清算、商法整理がある。2000年3月以前に法的手続きの申立があった企業を対象とした場合の結果が表1、また2000年4月以降に法的手続きの申立があった企業をサンプルとするケースの結果が表2である。出来る限り多くのサンプルを取り入れるため、各期毎に必要なデータが入手可能なサンプルを取り入れており、サンプルの中身は異なっている¹²⁾。

表 1. 2000年3月以前に法的手続きの申立があった企業の業績悪化タイミング

| 期 | アブノーマル パフォーマンス | t-値 (t-test) | z-値(signed ranks-test) | サンプル数 |
|----|-------------------|-----------------|---------------------------|-------|
| -9 | 0.040 | 1.300 | 1.590 | 15 |
| -8 | -0.042 | -1.665 | -1.396 | 16 |
| -7 | -0.001 | -0.066 | -0.762 | 18 |
| -6 | 0.012 | 1.197 | 1.581 | 21 |
| -5 | -0.018 | -2.287** | -2.314** | 24 |
| -4 | -0.019 | -0.864 | 0.267 | 26 |
| -3 | -0.003 | -0.249 | -0.342 | 28 |
| -2 | -0.012 | -1.093 | -1.412 | 28 |
| -1 | -0.044 | -0.783 | -0.261 | 20 |

注) *は10%水準, **は5%水準, ***は1%水準で, それぞれ両側検定で有意. z-値は, Wilcoxon signed-rank test の結果である.

表 2. 2000年4月以降に法的手続きの申立があった企業の業績悪化タイミング

| 期 | アブノーマル パフォーマンス | t-値 (t-test) | z-値(signed ranks-test) | サンプル数 |
|----|-------------------|-----------------|---------------------------|-------|
| -9 | -0.002 | -0.281 | 1.016 | 35 |
| -8 | 0.001 | 0.136 | -0.721 | 35 |
| -7 | -0.005 | -0.849 | -1.516 | 37 |
| -6 | -0.011 | -1.556 | -0.907 | 39 |
| -5 | -0.005 | -0.423 | -1.116 | 39 |
| -4 | 0.002 | 0.207 | -0.719 | 42 |
| -3 | -0.023 | -1.876* | -1.732* | 42 |
| -2 | -0.025 | -1.507 | -1.657* | 42 |
| -1 | -0.060 | -2.355** | -2.111** | 34 |

注) *は10%水準, **は5%水準, ***は1%水準で, それぞれ両側検定で有意. z-値は, Wilcoxon signed-rank test の結果である.

結果を見ると, 民事再生法施行以前の法制度下では, 法的手続きの申立を行う5期前に, 5%水準で有意な業績の落込みが確認できる. 一方で, 民事再生法施行以降の場合, 法的手続き申立の直前の期(-1)に, 5%水準で有意な業績の落込みが生じていることがわかる. 5%水準で有意な負の平均アブノーマル・パフォーマンスを確認できるのは, 民事再生法施行以前のサンプルでの5期前と, 民事再生法施行以降のサンプルでの1期前だけである.

さらに, 5期前の統計的に有意な業績の落込みが民事再生法施行以前に特有の現象であることを確認するために, 5期前の平均アブノーマル・パフォーマンスに関して, 非等分散の仮定による片側t検定を用いて, 改正前サンプルの方が改正後よりも統計的に低いことを検証した. ところが, 有意な差を確認することはできなかった.

これは, 本研究が用いているデータが, 5期前の改正前サブ・サンプルで24件, 5期前の改正後サブ・サンプルで39件と, サンプル数が少ないことが影響している可能性がある¹³⁾.

そこで, サンプル数が少ない下で異常値の存在が影響している可能性を考慮し, 民事再生法施行以前と以降それぞれの5期前の各サブ・サ

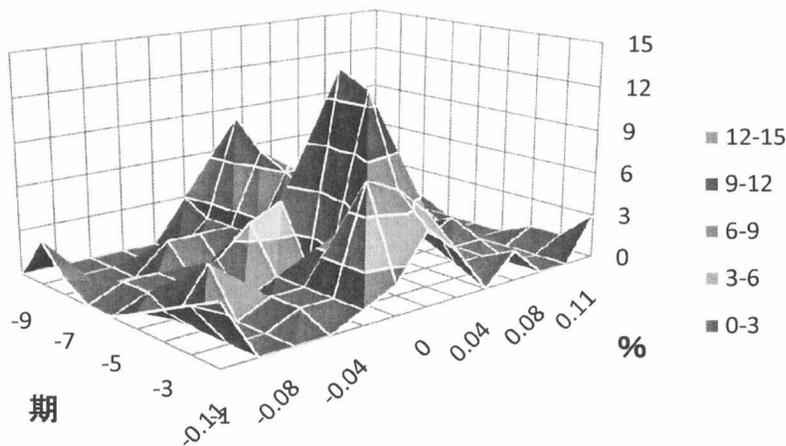
ンプルについて, アブノーマル・パフォーマンスがそれぞれのサブ・サンプルの平均から3標準偏差以上乖離しているサンプルを異常値として除いて検定を行った. その結果, p値0.05となり, 改正前の平均アブノーマル・パフォーマンスが改正後の平均アブノーマル・パフォーマンスよりも有意に低いことが確認された.

同様に1期前の平均アブノーマル・パフォーマンスに関しても, 1期前の統計的に有意な業績の落込みが民事再生法施行以降特有の現象であることを検証したが, 全サンプルでは有意な差を確認できなかった. 1期前についても, 改正前サブ・サンプルで20件, 改正後サブ・サンプルで34件と, サンプル数が少ないことが影響している可能性がある. そこで, 3標準偏差以上乖離しているサンプルを異常値として除いて非等分散片側t検定を行ったところ, p値0.07となり, 改正後の平均アブノーマル・パフォーマンスが改正前の平均アブノーマル・パフォーマンスよりも有意に低いことが確認された.

さらに, 業績落込みのタイミングが, 改正前と改正後では異なることを視覚的に確認するため, 各時点でのアブノーマル・パフォーマンスの分布をヒストグラムにし, 倒産に至るまでの時間軸を加えた3次元のグラフを作成した¹⁴⁾. 改正前のヒストグラムを表した図1を見ると, 1期前から9期前の中で5期前以外の期では, 全てアブノーマル・パフォーマンスの分布がゼロの近傍をピークとするものであることが確認できる. ところが, 5期前だけは, アブノーマル・パフォーマンスが, 明確な単峰型とはいえないものの, マイナスの領域に偏って分布していることが見てとれる. そして, 改正後のヒストグラムを表した図2では, 1期前から9期前の中で1期前以外の期では, 全てアブノーマル・パフォーマンスの分布がゼロの近傍をピークとするものである一方で, 1期前だけは, アブノーマル・パフォーマンスが, やはりマイナスの領域に偏って分布していることが見てとれる. このように, ヒストグラムからも, 民事再生法施行前には, 法的手続きの申立を行う5期前に業績の落込みが生じる一方で, 民事再生法施行以降の場合, 法的手続き申立の直前の期(-1)に業績の落込みが生じていることが確認できる.

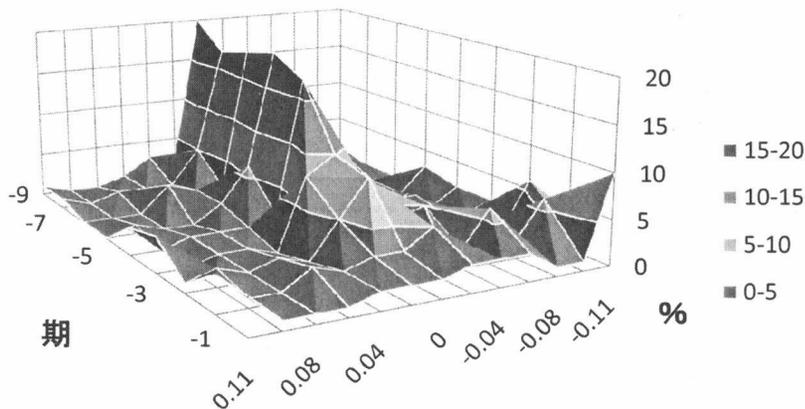
また, 法的手続きの申立を行う8期前を起点にして, 1期前までにかけて平均アブノーマル・パフォーマンスの累積値をグラフにしたものが図3である¹⁵⁾. 8期前から1期前までの平均アブノーマル・パフォーマンスの累積値は,

図1. 2000年3月以前に法的手続きの申立があった企業のアブノーマル・パフォーマンスのヒストグラム



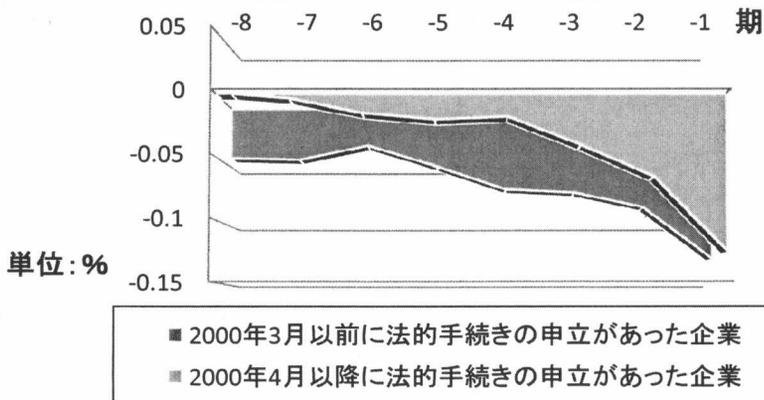
注) 目盛の区切りは、平均アブノーマル・パフォーマンスの値がゼロを中心として0.02の幅である。図中のアブノーマル・パフォーマンスの値は、それぞれの区切りの中心値を表している。

図2. 2000年4月以降に法的手続きの申立があった企業のアブノーマル・パフォーマンスのヒストグラム



注) 目盛の区切りは、平均アブノーマル・パフォーマンスの値がゼロを中心として0.02の幅である。図中のアブノーマル・パフォーマンスの値は、それぞれの区切りの中心値を表している。

図3. 累積アブノーマル・パフォーマンスの推移



改正前の場合が-0.128%, 改正後では-0.126%であり、ほぼ同水準である。ところが、アブノーマル・パフォーマンスの累積の推移を見ると、改正前では、5期前から4期前にかけて顕著に悪化する傾向を確認できる。一方で、改正後の場合、法的手続きの申立を行う直前である2期前から1期前にかけて急速に悪化が進展している。

具体的に累積アブノーマル・パフォーマンスの数値で見ると、改正前のケースでは、8期前から5期前までの累積平均アブノーマル・パフォーマンスの値は-0.0494%である。一方で、改正後のケースで、この水準よりも8期前からの累積平均アブノーマル・パフォーマンスの値が悪化するの、8期前を起点に2期前まで累積して、ようやく-0.0659%となった時である。このように、累積アブノーマル・パフォーマンスの推移からも、民事再生法施行以降、業績悪化の直後に法的手続きの申立を行う傾向に変化した可能性が高いことを確認することができる。

以上の分析結果から、2000年4月以前には、倒産に至るような業績悪化が生じてから、法的手続き申立までに約5年を要していたが、一連の制度改正後は、業績悪化の翌年には、裁判所への申請が出来るようになった可能

性が高いと考えられる。

なお、2000年4月以降のサンプルについては、法的手続き申立の直前期以外に、3期前にも有意水準10%と有意性は低いものの業績の落ち込みがあることを見て取れる。これについては、分析対象期間が制度改正直後であり、当事者の行動変化の過渡期にあることを考慮する必要がある。上述のように、一連の制度改正以前は、業績落ち込みがあってから法的手続きの申立に至るまでに5年近くを要している。1990年代末期に業績落ち込みを経験した企業の場合、かつての制度の下で業績が悪化し、法的手続き申立を先送りしている過程で民事再生法導入を迎えたことになる。このため、これらの企業は、途中で再建に取り組む姿勢が変化し、早めに法的手続き申立を行うようになった可能性がある。このことが、2期前や3期前にも業績悪化傾向が観察できるという形で現れているものと考えられる。

2.3.2 法制度の改正以外の要因による影響の可能性

ただし、法的手続きの申立が早期化した要因は、法制度の改正だけではないかもしれない。企業の倒産処理促進の問題は、銀行が抱える深刻な不良債権問題とも絡み、倒産処理法制の改革以外にも、幾つかの関連する政策対応が実施されている。倒産処理法制の改革の他に申立を早期化させた可能性がある要因としては、①金融機関の対応変化、②サンプル・バイアス、③産業再生機構等の政策対応の影響の3点が考え得る。本論文では、これらの要因による影響を考慮した分析を実施した。

まず、①金融機関の対応変化についてであるが、1997、1998年の金融危機の後、監督当局は金融機関に対する資産査定を厳格化した。よって、当局の厳しい資産査定が、金融機関の実質破綻企業への対応を変化させ、法的手続きへ移行させることを促した可能性もある。さらに、1998、1999年の大手銀行に対する公的資金注入は、不良債権の償却原資の供給という形で、実質破綻先企業への厳格な対応を可能とした側面もある。帝国データバンクによる債権放棄に関する調査結果によれば、銀行が、系列企業ではない一般企業に対して債権放棄を行ったケースは、97年、98年には各3件に過ぎなかったが、公的資金の注入後、99年、2000年には各16件と急増している。

そこで、法制度改革の影響を受けず、監督当局の資産査定厳格化や公的資金注入の影響のみ

を受けたと思われる企業として、1998年1月～2000年3月までに法的手続きの申立を行った企業について、同様の分析を実施した。結果の掲載は省略するが、この期間中に法的手続きの申立を行った企業については、明確な業績落ち込みのあった期を見出すことはできなかった¹⁶⁾。従って、少なくとも当局の監督姿勢の変化単独で法的手続き申立の早期化を促した証左は得られなかった。

この他に、②サンプル企業の業種の偏りが、分析結果に影響を及ぼしている可能性も考慮する必要がある。流通業や建設業の場合、運転資金の必要性が高く、資金繰りに窮すれば即座に業務が立ち行かなくなるため、業績不振に陥ってから倒産処理に至るまでの期間は、他業種に比べて早い可能性がある。もし、民事再生法施行以降の期間のサンプルについて、こうした業種の影響が強く出ていたとすれば、2000年4月以降には法的手続き申立が早期化したとの推計結果は、単にサンプル・バイアスもたらしたものである恐れがある。そこで、全サンプルから流通業・建設業以外の企業のみを抽出して推計を実施してみた。分析結果の掲載は省略するが、全サンプルによる推計と同様に、民事再生法施行以降、法的手続きによる倒産処理に入るタイミングが早期化している結果を得た¹⁷⁾。

最後に、③倒産処理に関する法制度改革以外の政策対応の影響も考慮する必要がある¹⁸⁾。2001年4月の緊急経済対策を受けて、政策投資銀行では、(1)事業再生融資制度を創設し、DIPファイナンスについて取り組むとともに、(2)事業再生ファンドへの出資を行い、再生を図る取り組みを積極的に支援している。さらに、事業再生支援を目的として2003年4月に設立された産業再生機構は、大企業の倒産処理に大きな影響を及ぼしたと考えられる。

まず、再生機構の影響についてだが、2003年7月までの申立を対象とした本稿の分析サンプルには、再生機構の取扱い案件は含まれていない。さらに、産業再生機構による最初の支援決定は、2003年8月28日、うすい百貨店、ダイヤ建設、九州産業交通に対するものである。このため、本稿の分析対象サンプルの場合、産業再生機構の活動が及ぼした影響は、ほとんど受けていないと判断できる。

一方で、政策投資銀行による企業再生ビジネスの影響についてだが、同行のホームページに掲載されている事業再生関連のニュースリリースから、同行が再生に関与した企業を把握することができる。本稿の分析対象サンプルの中で

表3. 2000年3月以前に法的手続きの申立があった企業(政策投資銀行案件を除く)の業績悪化タイミング

| 期 | アブノーマルパフォーマンス | t-値 (t-test) | z-値 (signed ranks-test) | サンプル数 |
|----|---------------|--------------|-------------------------|-------|
| -9 | 0.042 | 1.287 | 1.475 | 14 |
| -8 | -0.046 | -1.687 | -1.590 | 15 |
| -7 | 0.002 | 0.097 | -0.450 | 17 |
| -6 | 0.010 | 0.951 | 1.381 | 20 |
| -5 | -0.019 | -2.315** | -2.372** | 23 |
| -4 | -0.017 | -0.736 | 0.578 | 25 |
| -3 | -0.006 | -0.530 | -0.649 | 27 |
| -2 | -0.013 | -1.111 | -1.417 | 27 |
| -1 | -0.044 | -0.754 | -0.080 | 19 |

注) *は10%水準,**は5%水準,***は1%水準で,それぞれ両側検定で有意。z-値は, Wilcoxon signed-rank test の結果である。

表5. 2000年3月以前に債権放棄があった企業(政策投資銀行案件を除く)の業績悪化タイミング

| 期 | アブノーマルパフォーマンス | t-値 (t-test) | z-値 (signed ranks-test) | サンプル数 |
|----|---------------|--------------|-------------------------|-------|
| -9 | 0.000 | 0.032 | 0.405 | 5 |
| -8 | 0.002 | 0.480 | 0.663 | 10 |
| -7 | -0.011 | -3.263*** | -2.510** | 12 |
| -6 | -0.006 | -1.060 | -0.804 | 13 |
| -5 | -0.003 | -0.427 | -0.175 | 13 |
| -4 | -0.012 | -1.190 | 0.035 | 13 |
| -3 | -0.032 | -1.307 | -0.664 | 13 |
| -2 | 0.011 | 0.353 | -0.035 | 13 |
| -1 | -0.073 | -0.909 | -1.153 | 13 |

注) *は10%水準,**は5%水準,***は1%水準で,それぞれ両側検定で有意。z-値は, Wilcoxon signed-rank test の結果である。

は, 2000年4月以前の法的手続きでは1件, 2000年4月以降では5件が, 同行が関与した再生案件である。そこで, これらの案件を除いて同様の分析を行ってみた。2000年3月以前の結果が表3, また2000年4月以降の結果が表4である。

その結果は, 全サンプルを用いた表1, 表2の結果とほぼ同様であった¹⁹⁾。つまり, 政策投資銀行による企業再生ビジネスの影響を考慮しても, 法的手続き申立の早期化について, 法制度改革の影響が大きいことを確認できた。

2.3.3 債権放棄

法的手続きと比較する意味で, 私的整理のサンプルとして債権放棄に関する報道があった企業に関しても, 同様の分析を行ってみた²⁰⁾。全サンプルでの分析結果の掲載は省略するが, 債権放棄に関して, 制度改正によって再建着手が早期化されたという明らかな変化を見出すことはできなかった²¹⁾。

ところが, 2.3.2節の法的手続きに関する実証分析で指摘した, 産業再生機構や政策投資銀行の影響を考慮すると, 結果が異なってくる。本稿の分析対象サンプルの中で, 2000年4月以前に債権放棄が行われた企業の場合, 政策投

表4. 2000年4月以降に法的手続きの申立があった企業(政策投資銀行案件を除く)の業績悪化タイミング

| 期 | アブノーマルパフォーマンス | t-値 (t-test) | z-値 (signed ranks-test) | サンプル数 |
|----|---------------|--------------|-------------------------|-------|
| -9 | 0.004 | 0.524 | 0.165 | 30 |
| -8 | 0.001 | 0.178 | -0.668 | 30 |
| -7 | -0.004 | -0.731 | -1.328 | 32 |
| -6 | -0.010 | -1.247 | -0.573 | 34 |
| -5 | -0.001 | -0.076 | -0.880 | 34 |
| -4 | -0.004 | -0.333 | -1.305 | 37 |
| -3 | -0.020 | -1.559 | -1.426 | 37 |
| -2 | -0.028 | -1.481 | -1.667* | 37 |
| -1 | -0.062 | -2.187** | -1.914* | 29 |

注) *は10%水準,**は5%水準,***は1%水準で,それぞれ両側検定で有意。z-値は, Wilcoxon signed-rank test の結果である。

表6. 2000年4月以降に債権放棄があった企業(産業再生機構案件, 政策投資銀行案件を除く)の業績悪化タイミング

| 期 | アブノーマルパフォーマンス | t-値 (t-test) | z-値 (signed ranks-test) | サンプル数 |
|----|---------------|--------------|-------------------------|-------|
| -9 | 0.059 | 0.986 | -0.031 | 14 |
| -8 | -0.023 | -1.341 | -1.099 | 14 |
| -7 | 0.009 | 0.625 | -0.310 | 16 |
| -6 | 0.024 | 1.523 | 1.633 | 17 |
| -5 | -0.018 | -1.019 | 0.118 | 17 |
| -4 | -0.013 | -1.159 | -0.970 | 17 |
| -3 | -0.041 | -2.745** | -2.485** | 17 |
| -2 | -0.011 | -0.332 | 0.402 | 17 |
| -1 | 0.012 | 0.578 | 0.450 | 17 |

注) *は10%水準,**は5%水準,***は1%水準で,それぞれ両側検定で有意。z-値は, Wilcoxon signed-rank test の結果である。

資銀行のDIPファイナンスを受けているケースが1件ある。一方, 2000年4月以降の債権放棄では, 産業再生機構による再生案件となったケースが4件, 政策投資銀行が関与した再生案件が3件ある。このうち, 1件は, 政策投資銀行が関与した後に再生機構の再生案件となっている。そこで, これらの案件を除いて同様の分析を行ってみた。2000年3月以前の結果が表5, また2000年4月以降の結果が表6である。

この分析結果によれば, 制度改正前である2000年3月以前については, 7期前に1%水準で有意な業績落込みが確認された。一方, 民事再生法が施行された2000年4月以降では, 3期前に, 5%水準で有意な業績悪化が確認された²²⁾。

つまり, 再生機構や政策投資銀行といった公的機関が事業再生に関与した案件を除けば, 財務データ上で業績悪化が現れてから, 再建に向けた債権放棄が実施されるまでの期間は, 法的手続きの場合と同様に早期化していることが確認された。つまり, 一連の法制度改正は, 倒産に際して, 直接的に法的手続きに入るタイミングを早期化させただけでなく, 倒産処理のオ

プシジョンの一つである法的手続きの利用を容易化させたことを通じて、もう一つの倒産処理の手法である私的整理の場でも、比較的早期の処理を促した可能性がある。

2.3.4 実証結果についての考察

本論文の実証分析は、財務データ上で観察されるパフォーマンス悪化のタイミングが、そのまま実際に業績が悪化した時点として捉えて進めてきた。しかし、現実の倒産処理手続きについて考えた場合、こうした捉え方の妥当性について、より厳密な検証が必要とされる。経営陣は、再建策の中で、自身が解任されたり、大幅な報酬削減を余儀なくされたりすると予想すれば、会計処理や利益操作によって、業績悪化の事実が公になること自体を避けようとするだろう。逆に、既存の経営陣に有利な再建策が採用されると確信すれば、最早、業績悪化を隠すインセンティブは無い。たとえば、メインバンクとの間で、追貸し等の金融支援の実施について合意し、同時に経営の続投が認められれば、業績悪化の事実を隠し続ける必要はなくなるかもしれない²³⁾。

本稿の実証分析は、財務データ上のパフォーマンス悪化のタイミングに着目したものであり、実際に業績が悪化したタイミングなのか、それとも経営陣が業績悪化の事実を隠さなくなったタイミングなのかを厳密に区別して判断することはできない²⁴⁾。つまり、本稿の実証分析で確認された、財務データ上のパフォーマンス悪化のタイミングから、法的手続きによる倒産処理に入るまでの期間は、メインバンクを巻き込んで、抜本処理を先送りしていた期間と捉えることもできる。

この問題については、以下のような推測をすることができる。前述したように、制度改革以前には、法的倒産処理手続きを利用することが非常に困難な環境にあった。このことから、2000年4月より前の法的倒産処理手続きで、申立の5期前に確認されたパフォーマンス悪化は、実は、水面下でメインバンクとの間に私的整理による再建が合意されたタイミングであり、経営陣が業績悪化を隠す必要が無くなった時だと捉えることもできる。本稿の分析で取り上げたサンプルは、メインバンクの監視下での私的整理による再建が順調に進まず、最終的にメインバンクも合意の上で法的整理に持ち込まれたケースと捉えることができるかもしれない。つまり、当初の私的整理の開始から、最終的に法的整理による抜本的な再建への移行が必要だと

決断するまでに約5年を要していたということになる。

一方で、2000年の民事再生法施行以降は、債務者企業に対して、直接、法的手続きに入るオプションが与えられたことになる。この結果、メインバンクと協同での抜本処理先送り策よりも、法的手続きの下で有利な再建策の実行が可能と判断した経営者は、業績悪化の事実を隠す必要が無くなったため、パフォーマンス悪化が表面化した翌年には、即座に法的手続きの申立を行うようになったと解釈できる²⁵⁾。

私的整理での債権放棄に関する分析でも、財務データ上のパフォーマンス悪化のタイミングから、倒産処理手続きに入るまでの期間は、民事再生法施行後に短期化している。このことは、法的手続き利用というオプションが債務者企業側の交渉力を強化した結果、メインバンクとの交渉に際して、既存経営陣にとって有利な私的整理による再建策を強く期待できるようになったことが、影響している可能性もある。

3. 結論

本稿の分析では、民事再生法施行以降の一連の倒産処理法制改革は、経営者の早期再建着手を促した可能性があることが確認され、改革が一定の効果を発揮していることが明らかになった。今回の日本の制度改革は、企業再建の促進を強く意識したものと言えるが、予想される副作用もある。副作用の一つの可能性が、平常時の資金調達条件の変化である。倒産に陥った際の再建可能性を重視し、倒産処理の過程で債権者の権利を制約する法制度を設けると、債権者の立場から考えれば、貸出を行う際の期待回収額が低下することとなり、貸出姿勢が消極化し、企業活動に悪影響を及ぼす恐れがある²⁶⁾。

再建を重視した制度は、一方で債権者の権利を制限する性格も有している。債権者にとっては貸出条件が悪化する側面もあり、結果、貸出姿勢の消極化という影響を及ぼしたと考えられる。今回の日本における倒産関連法制の改革が、日本経済にどのような影響を及ぼすかについては、こうした副作用等も考慮して、長期的な視野で考える必要があるだろう。

(投稿受付 2004年11月12日・最終決定 2009年6月16日、信州大学経済学部・大阪経済大学経済学部)

注

* 本稿を改訂するにあたっては、本誌2人の匿名レフェリーの方から頂いたコメントが非常に貴重であった。本稿の執筆にあたっては、柳川範之東京大学大

学院経済学研究科准教授より、貴重なご助言を頂いた。また、法と経済学会 2004 年度全国大会では、討論者である胥鵬法政大学経済学部教授、そして、当時産業再生委員長であった高木新二郎先生より、有益なコメントを頂いた。日本経済学会 2004 年度秋季大会では、討論者である山崎福寿上智大学経済学部教授より、有益なご助言を頂いた。この場を借りて、感謝の意を表したい。ただし、本稿に残されているかもしれない曖昧さや誤りは、全て筆者の責任に帰されるべきものである。

1) Peek and Rosengren(2005), Hosono and Sakuragawa(2003)は、メインバンクが追貸しによって企業の倒産処理を先送りしていることを示唆する実証結果を報告している。

2) 倒産手続きに入った後にも、既存経営者が経営を続ける倒産処理は、DIP(Debtor in Possession)型手続きと呼ばれ、民事再生法やその前身の和議法で取り入れられた。ただし、1-2で後述するように、再建計画の実効性という点では、民事再生法と和議法とは、大きな差異がある。

3) Helwege and Packer(2003)は、倒産法制度改正前の日本では、銀行が企業再建の場面で重要な役割を果たしていたことを示す実証結果を示している。

4) 民事再生法導入を初めとする一連の倒産処理法制改革の内容や期待される効果については、山本(2003)を参照のこと。

5) t は、法的手続きの申立があった期を0とし、その直前を(-1)、2期前を(-2)とする。

6) 本稿で掲載する分析結果では、総資産残高の値として、期中の資産処分等による資産残高の変動の可能性を考慮し、期末の残高と前期末の残高との平均値を用いている。総資産残高として、期末残高を用いても、分析結果に大きな変化は無かった。

7) また、Barber and Lyon(1996)では、イベント・スタディを行う場合、 $AP_{i,t}$ の分布を正規分布とする仮定が成立しない恐れがあり、Wilcoxonの符号付順位和検定(signed-rank test)を用いる必要があると指摘されている。この点を考慮し、Wilcoxonの符号付順位和検定による分布が対称的(symmetry)という仮定のみでの検定も行って見たが、結果に大きな差異は無かった。

8) 『企業財務データバンク』の業種分類は、類似性の度合いに応じて3段階に分けられる。コントロール・ファームの候補企業は、原則として最も細かな分類である細科目分類が対象サンプル企業と同一で、かつ決算月が一致する企業を抽出した。ただし、決算月が一致する企業が十分に得られない場合があるため、対象サンプル企業の決算月から前後2ヶ月に決算月を設定している企業も、コントロール・ファームの候補企業に加えた。また、細科目分類が一致する企業を十分に得ることができない場合、次に細かな分類である小科目分類が一致し、かつ決算月が同一もしくは前後2ヶ月以内である企業を候補企業とした。この方法によっても、コントロール・ファームの候補企業が2社以下しか得られない場合、サンプル企業自体を分析の対象から除外した。なお、コントロール・ファームの候補企業の中には、法的手続きがあった企業や、後に述べる債権放棄報道があった企業は含まない。

9) Barber and Lyon(1996)は、コントロール・ファームの選び方について、 t 期のパフォーマンスについて検証を行う場合、 $t-1$ 期のROAが対象サンプル

に近いものを選ぶことが好ましいとしている。本稿の分析では、業種毎に得られるコントロール・ファームの候補企業数が限られていたことに加え、サンプル企業のROAがマイナスになる一方、コントロール・ファームの候補企業は全てプラスとなるケースもいくつかあるなど、ROAの値が近い企業を選び出すことが難しかった。このため、各期、同一業種内でメディアンとなるROAを、その期の当該業種の代表的なROAとしてサンプル企業のパフォーマンスの比較対象とし、分析を行った。

10) 各期、当該業種の中でパフォーマンスがメディアンとなる企業をコントロール・ファームとするため、期毎にコントロール・ファームは入れ替わることとなる。

11) 2002年3月以降の数字が必要な場合には、有価証券報告書の数字を用いた。なお、債権放棄の報道については、“債権放棄の要請”等、最初にその旨の報道があった時を基準として、対象となる期(0期)を特定した。

12) (-1)期から(-5)期までを対象として、全ての期で同一のサンプルを扱う形でも、同様の分析を実施してみたが、結果に大きな変化は無かった。

13) この問題についてご指摘頂いた、本誌の匿名レフェリーに、この場を借りて深く御礼申し上げたい。

14) ヒストグラムの作成による証拠の可能性についてご助言頂いた、本誌の匿名レフェリーに、この場を借りて深く御礼申し上げたい。なお、ヒストグラム作成に際して、アブノーマル・パフォーマンスが-0.11%以下のケースと、0.11%以上の場合は、それぞれ一括して一つのグループとしてまとめている。

15) 累積アブノーマル・パフォーマンスの推移についてのグラフ作成による証拠の可能性についてご助言頂いた、本誌の匿名レフェリーに、この場を借りて深く御礼申し上げたい。

16) 推計結果の詳細については、広瀬・秋吉(2004)に掲載してある。

17) 推計結果の詳細については、広瀬・秋吉(2004)に掲載してある。なお、5期前については、改正前の平均アブノーマル・パフォーマンスが改正後の平均アブノーマル・パフォーマンスよりも低いことについて片側 t 検定を実施したが、有意な差異を見出すことはできなかった。また、1期前については、アブノーマル・パフォーマンスが各サブ・サンプルの平均から3標準偏差以上乖離しているサンプルを除いた場合、片側 t 検定の結果は p 値0.018となり、改正後の平均アブノーマル・パフォーマンスが改正前の平均アブノーマル・パフォーマンスよりも有意に低いことが確認された。

18) この問題についてご指摘頂いた、本誌の匿名レフェリーに、この場を借りて深く御礼申し上げたい。

19) アブノーマル・パフォーマンスがサブ・サンプル平均から3標準偏差以上乖離しているサンプルを除いた場合、5期前のタイミングでは、 p 値0.019となり、5%水準で改正前の平均アブノーマル・パフォーマンスが改正後の平均アブノーマル・パフォーマンスよりも低いことが確認された。同様に、1期前のタイミングでは、 p 値0.073となり、10%水準で改正後の平均アブノーマル・パフォーマンスが改正前の平均アブノーマル・パフォーマンスよりも低いことが確認された。

20) 債権放棄に関する報道があった企業の中で、後に法的手続きの申立を行った企業は債権放棄のサンプルには含まない。これらは、法的手続きのあった企

業として扱っている。なお、法的手続きがあった企業のサンプルから、法的手続き以前に債権放棄に関する報道があった企業を除いた場合も、結果に大きな変化は無かった。

21) 推計結果の詳細については、広瀬・秋吉(2004)に掲載してある。

22) 7期前のタイミングで、2000年4月以前のサンプルの平均アブノーマル・パフォーマンスが2000年4月以降のサンプルよりも低いという片側 t 検定では、10%水準で有意に低いことが確認された。一方で、3期前のタイミングで、2000年4月以降のサンプルの平均アブノーマル・パフォーマンスが2000年4月以前のサンプルよりも低いという片側 t 検定では、有意に平均アブノーマル・パフォーマンスが異なることの検定結果を得ることはできなかった。

23) 広田・宮島(2001)の実証分析によれば、90年代に財務危機に陥った企業の中で、経営者が交代し、社長が会長の座に就かないケースや、外部者が社長に就任するケースといった、抜本的な経営陣の入れ替えが生じているケースは、メインバンクによる介入があったサンプル企業の中で23.1%である。一方、メインバンクの介入がなかった企業の場合、その比率は57.0%に上昇する。しかも、メインバンクの介入企業において経営者の交代が行われる場合、90年代は、石油ショック後に比べて交代の時期が遅れている。

24) この問題についてご指摘頂いた、本誌の匿名レフェリーに、この場を借りて深く御礼申し上げたい。

25) 実際、柳川・広瀬・秋吉(2005)での、大手銀行の与信監査担当者に対するヒアリングによれば、民事再生法施行前では、法的手続きを利用する場合、メインバンクが事前の手続き準備まで面倒を見ることが通例だったとコメントしている。ところが、民事再生法施行後には、メインバンクが全く関知しないところで、債務者企業が弁護士に相談して、突如、法的手続きの申立を行う“サプライジング倒産”が増えてきていると指摘されている。

26) Scott and Smith(1986)、Berkowitz and White(2004)は、この側面を実証分析によって明らかにしている。

参 考 文 献

- 広瀬純夫・秋吉史夫(2004)「倒産処理法制改革のインパクト：再建着手の早期化促進の効果を、イベント・スタディによって検証」金融庁金融研究研修センター(FRTC)ディスカッション・ペーパー・シリーズ, Vol. 13.
- 広田真一・宮島英昭(2001)「メインバンク介入型ガバナンスは変化したか? : 1990年代と石油ショック後との比較」『現代ファイナンス』No. 10, pp. 35-61.
- 瀬下博之・山崎福寿(2002)「民事再生法の経済分析」『日本経済研究』No. 44, pp. 188-210.
- 内田交謙・後藤尚久(2002)「債権放棄の経済的機能：イベント・スタディによる実証分析」『日本経済研究』No. 45, pp. 128-146.
- 山本和彦(2003)『倒産処理法入門』有斐閣.
- 柳川範之・広瀬純夫・秋吉史夫(2005)「倒産処理法制の機能と企業金融上の諸問題に関する再検討——企

- 業再生促進の観点からの考察——」, CIRJE ディスカッションペーパー 2005-CJ-132, <http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/dp/2005/2005cj132.pdf>
- Barber Brad M., and John D. Lyon (1996) "Detecting Abnormal Operating Performance: The Empirical Power and Specification of Test Statistics," *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, No. 3, pp. 359-399.
- Bebchuk, Lucian Arye (2002) "Ex Ante Costs of Violating Absolute Priority in Bankruptcy," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1, pp. 445-460.
- Berkowitz, Jeremy and Michelle J. White (2004) "Bankruptcy and Small Firm's Access to Credit," *RAND Journal of Economics*, Vol. 35, No. 1, pp. 69-84.
- Caballero, Ricardo J., Takeo Hoshi and Anil K. Kashyap (2008) "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan," *American Economic Review*, Vol. 98, No. 5, pp. 1943-1977.
- Gilson, Stuart C. (1997) "Transactions Costs and Capital Structure Choice: Evidence from Financially Distressed Firms," *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, pp. 161-196.
- , Kose John and Larry H. P. Lang (1990) "Troubled Debt Restructurings: An Empirical Study of Private Reorganization of Firms in Default," *Journal of Financial Economics*, Vol. 27, No. 2, pp. 315-353.
- Helwege, Jean and Frank Packer (2003) "Determinants of the Choice of Bankruptcy Procedure in Japan," *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 12, No. 1, pp. 96-120.
- Hoshi, Takeo and Anil K. Kashyap (2004) "Japan's Financial Crisis and Economic Stagnation," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, Issue 1, pp. 3-26.
- Hosono, Kaoru and Masaya Sakuragawa (2003) "Soft Budget Problems in the Japanese Credit Market," Discussion Papers in Economics No. 345, Nagoya City University, <http://www.econ.nagoya-cu.ac.jp/~oikono/dp/pdfdp/dp345.pdf>
- Peek, Joe and Eric S. Rosengren (2005) "Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 4, pp. 1144-1166.
- Povel Paul (1999) "Optimal "Soft" or "Tough" Bankruptcy Procedures," *Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 15, No. 3, pp. 659-684.
- Schwartz, Alan (1997) "Contracting about Bankruptcy," *Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 13, No. 1, pp. 127-146.
- Scott, Jonathan A. and Terence C. Smith (1986) "The Effect of the Bankruptcy Reform Act of 1978 on Small Business Loan Pricing," *Journal of Financial Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 119-140.
- White, Michelle J. (1994) "Corporate Bankruptcy as a Filtering Device: Chapter 11, Reorganization and Out-of-court Debt Restructuring," *Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 10, No. 2, pp. 268-295.