

企業倒産と信用保証

— 連立方程式モデルによる倒産・保証・貸出の同時推定 —

竹 澤 康 子

1. はじめに
 2. 企業倒産と信用保証に関するマクロデータの概観
 3. 信用保証の効果に関する先行研究と連立方程式モデルの定式化
 4. データと計量方法
 5. 推計結果
 6. 終わりに
- 参考文献

1. はじめに

信用保証制度の目的は、信用リスクを補完することで銀行貸出の増加を促し、「貸し渋り」を原因とする資金繰り悪化によって企業が倒産することを防ぐことにある。わが国金融機関は1990年代半ば以降、不良債権問題の表面化によって完全な機能不全に陥り、とりわけ中小企業に対しては貸し渋り・貸し剥がし問題が発生した。そうした状況に対応して、政府の取った対策が1998年10月から2001年3月までの間実施された総額30兆円に及ぶ「特別信用保証制度」である。

特別保証制度が終了した後も、公的保証制度の拡充は続いてきた。民間金融機関は、2000年代半ばには景気回復に伴って中小企業向け融資を拡大し、簡便な審査によるスコアリング融資も導入された。さらに2007年10月からは、信用保証に対しても民間金融機関がリスクを一部負担する「責任共有制度」がスタートした。

しかし、サブプライムローン問題の表面化とそれに続くリーマンショックを受けて、2008年10月からは「緊急保証制度」がスタートし、金融の公的依存が再び増大してきている。さらに2011年3月11日の東日本大震災後の5月には「震災復興緊急保証」も受付を開始し、震災に伴う信用保証制度利用は急増している。

世界金融危機が沈静化した後も、わが国の中小企業金融における信用保証頼みは慢性化してきた。震災前の2010年末の中小企業向け融資の貸出残高のうち、政府系金融機関による貸出と実質的

な政府保証である信用保証協会の保証制度の利用による民間貸出の合計の割合は24%となっており、日本の公的頼みは国際的に見ても突出しているとされる¹。

中小企業金融にとって、信用保証制度の役割は大きい。信用保証がつくことによって金融機関は貸し倒れのリスクがなくなるため、融資に応じやすくなる。しかし、景気停滞の長期化、とりわけ大震災に伴う影響の長期化が避けられない状況下では、金融機関は信用保証なしの新規融資には慎重にならざるを得ない、という問題も生じてきている。中小企業は一時的な資金繰りを凌ぐために信用保証制度の拡充を歓迎する。しかし、信用保証制度は、企業倒産を本当に防ぎ、民間金融機関貸出を増加させているだろうか。とくに臨時異例の措置である特別保証と緊急保証は、企業倒産を減少させ、民間銀行貸出を増加させることを目的に行われたが、果たしてその政策目的は達成されたのだろうか。本稿では、1990年代から現在に至るまでの長期都道府県別パネルデータを用いて、企業倒産と信用保証制度、民間銀行貸出の3者の相互関係を明らかにすることを目的とする。

本稿の構成は、以下の通りである。まず第2章で企業倒産と信用保証に関するマクロデータを概観する。信用保証については、制度の変遷についても概説する。次に第3章で先行研究と実証分析に使用する連立方程式モデルの定式化について若干の解説を加える。続く第4章ではデータと計量方法を説明し、第5章では実証分析結果の紹介と、推計の解釈を行う。最後に第6章で本稿の分析の簡単なまとめを行う。

2. 企業倒産と信用保証に関するマクロデータの概観

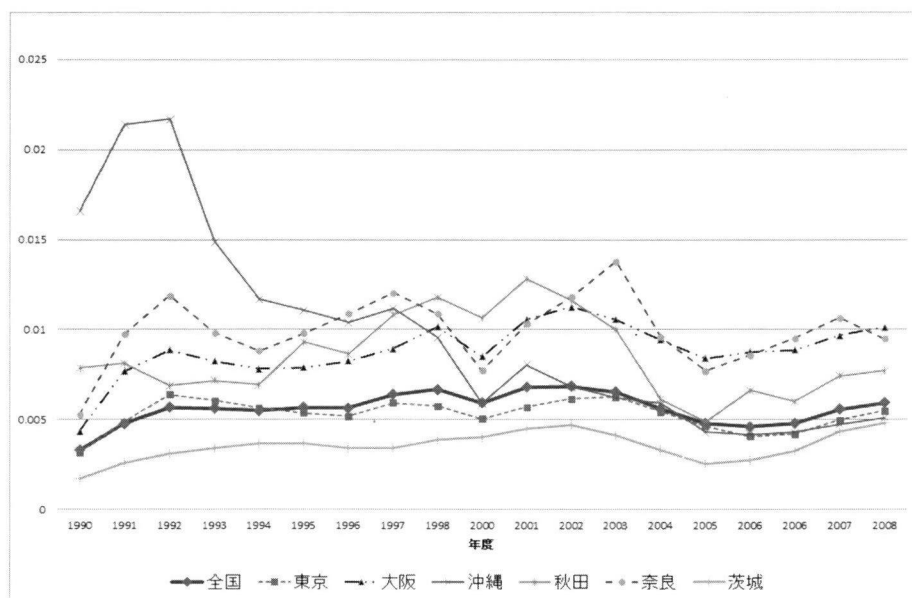
はじめに、わが国の「失われた20年間」における企業倒産と信用保証に関するマクロデータを概観し、あわせて信用保証制度の沿革を簡単に紹介することによって、解明すべき問題点がどこに存在するのかを明らかにしておく。

2-1 企業倒産件数比率の推移

わが国に存在する法人企業のうち、毎年度何件が倒産したのかの比率を図1および図2によって見ておこう。両図とも太線が全国平均値である。バブル崩壊後、倒産件数比率は急上昇し、1993年度に景気循環の「谷」を迎えた後の景気回復期となっても、倒産件数比率はほぼ横ばいを続けた。日本長期信用銀行と日本債券信用銀行が国有化された1998年度には0.67%まで達した後、特別信用保証制度など政府の金融支援による効果もあって倒産件数は1999年度には一旦減少するが2000年には再び上昇し、2001年度には0.69%となる。その後は2002年1月を「谷」とし、円安基調を背景とする緩やかな景気上昇が続いたため倒産比率は減少していく。しかし、サブプライムローン問題

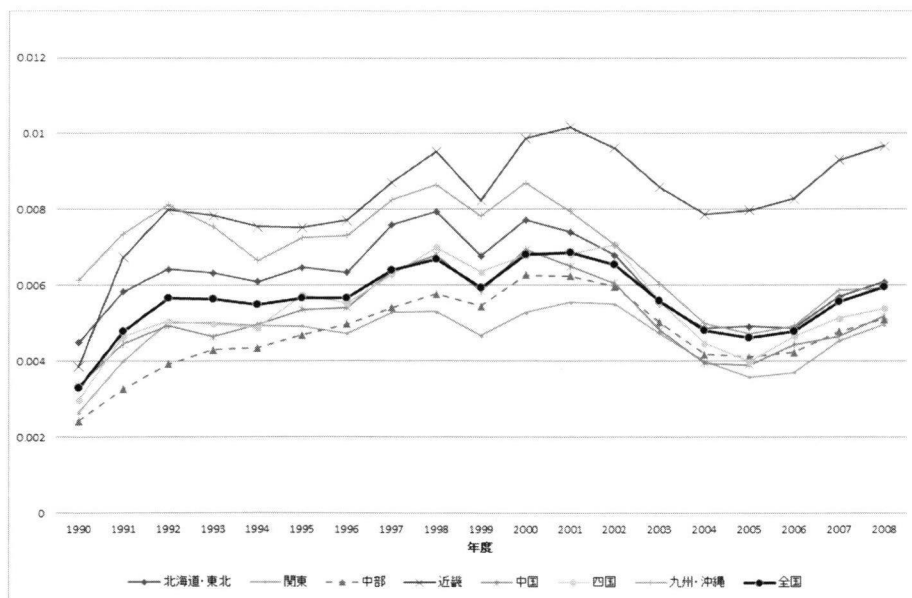
1 2011年2月28日付け日本経済新聞朝刊記事による。

図1 都道府県別企業倒産件数比率の推移



(資料：国税庁『税務統計年報』、東京商工リサーチ「都道府県別企業倒産状況」より作成)

図2 地域ブロック別倒産件数比率の推移



(資料：国税庁『税務統計年報』、東京商工リサーチ「都道府県別企業倒産状況」より作成)

の表面化に伴って2007年度以降は一気に倒産が増加することとなった。

企業倒産は地域による変動がかなり大きい。47都道府県を一図にするのは困難なので、特徴的な

都府県を取り上げてみる。図1で示すように、まずバブル崩壊直後から極端に高い倒産件数比率を示すのが沖縄県である。1980年代後半におけるリゾート開発等の反動を示すものであろう。沖縄県は政府機関の積極的な金融支援等もあり2000年代は全国平均にほぼ収斂していくが、沖縄に代わって高い数値を示すのが、奈良県や大阪府などの近畿圏と秋田県である。逆に、期間中において最も倒産件数比率が低いのは茨城県である。

地域的な跛行状態をさらに検討するため、各地域ブロック単位で属する都道府県における倒産件数比率の単純平均の推移を示したのが図2である。各ブロックとも、景気変動に連動した動きを示しているが、近畿圏の高止まりは顕著で、常に0.3%ポイント程度上回っており、直近では0.37%ポイント乖離している。また、北海道・東北ブロックと九州ブロックも常に全国値よりも高い倒産比率となっている。逆に倒産比率の常に低い地域は、中部ブロックおよび関東ブロックである。

2-2 信用保証の推移

2-2-1 信用保証制度の変遷

わが国の中小企業向け政策金融には、公的信用保証制度と政府系金融機関融資の2つの柱がある。本稿では、このうち1990年代以降中小企業金融の中核であり、政策効果の大きさとそのコストについて常に議論されてきた信用保証制度について取り上げることとする。

1990年代に入って信用保証の規模が大きく膨らんだことを確認するため、80年代のデータから作成したのが図3から図5である。まずバブル期には、資金需要の大口化と地価の高騰による保証対応要請に伴い保証限度額が大幅に引き上げられた。90年代に入り、バブル崩壊後の大きな景気後退とその後の長い景気低迷に対応するため、保証限度額の引き上げが数回実施された。不良債権問題の表面化と1997年秋の金融システム不安によって、わが国銀行業は機能不全に陥り、加えて「早期是正措置」発動を控えたため、中小企業への「貸し渋り」や「貸し剥がし」問題が一気に表面化した。

そこで、政府は累次にわたる緊急経済対策の一環として「中小企業等貸し渋り対策大綱」に基づき、臨時異例の措置として「中小企業金融安定化特別保証（以下、特別信用保証）」を決定した。これは1998年10月から2000年3月までの間に20兆円の保証規模を確保するもので、その後保証枠が10兆円追加されて合計30兆円となり、期間も2001年3月末まで1年間延期されることとなった。

特別信用保証措置の終了を見据えて、2000年秋には無担保保険限度額の引き上げ（5,000万円→8,000万円）やセーフティネット保証の拡充などが図られた。その後、中小企業金融を持続可能なものとするための議論が繰り返され、2007年10月から「責任共有制度」がスタートした。これは、これまで信用保証協会が100%信用リスクを負担していた信用保証制度を改め、金融機関にも原則20%（責任共有割合）のリスクを負担させるものである。また、同時に「リスクを考慮した保証料

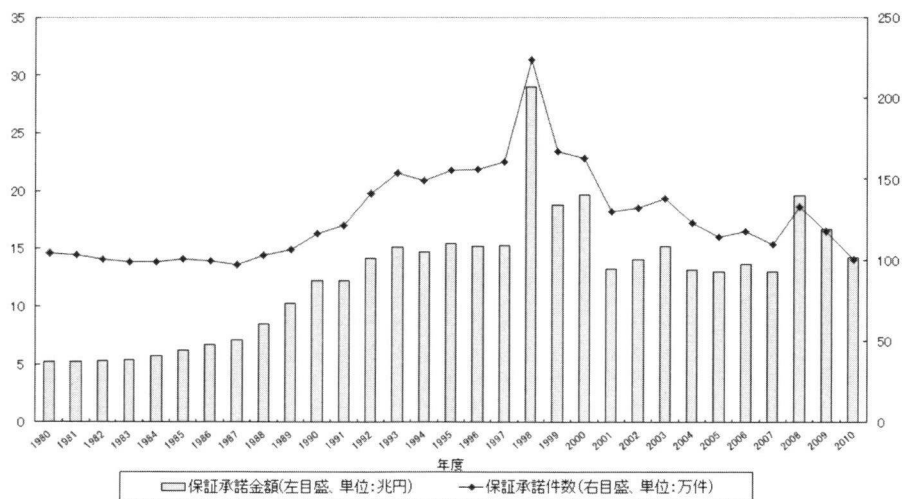
率体系」も導入され、中小企業信用リスク情報データベース（CRDモデル）による判定結果を考慮して、保険料率は9区分（企業の信用リスクに応じて0.5%～2.2%）の体系とされた。

これら一連の制度改革によって、公的部門が100%リスクを負担してきたそれまでの制度から、企業の信用リスクを銀行部門もそれ相応に分担することにより、借り手と貸手双方にモラルハザードが生じることを防ぎ、さらに財政負担を軽減させ、信用保証制度がより適切で持続可能なシステムに進化することが期待された。

しかし、早くも2008年8月には原油・原材料価格の高騰や景況悪化を受けて「安心実現のための緊急総合対策」が取りまとめられ、その中で「原材料価格高騰対応等緊急保証制度（以下、緊急保証）」がリーマンショック直後の2008年10月から導入された（当初は2010年3月末までの時限措置）。緊急保証制度は責任共有制度の対象外であり、さらに予算規模と対象業種が逐次追加され、予算規模30兆円で545業種対象となった。また保証料率も原則年0.8%以下、保証上限期間も最大10年（通常は5年）となっており、一般保証と比較してかなり有利な条件で借入れができることとなった。

この緊急保証は、世界金融危機対応のための緊急避難措置として開始されたはずであった。しかし、政権交代後の2009年12月には「景気対応緊急保証」と名称変更し、ほぼ全業種の中小企業が利用可能で36兆円規模となり、期限の1年延長も決定された。さらに業種を絞った上で2011年9月末まで再延長することになっていたが、3月11日の東日本大震災を受けて、原則すべての業種で全額保証を続けることとなっている。

図3 信用保証協会新規保証承諾の推移



(資料：社団法人 全国信用保証協会連合会『信用保証制度の現状』各年版より作成)

2-2-2 信用保証利用の推移

(新規保証承諾の推移)

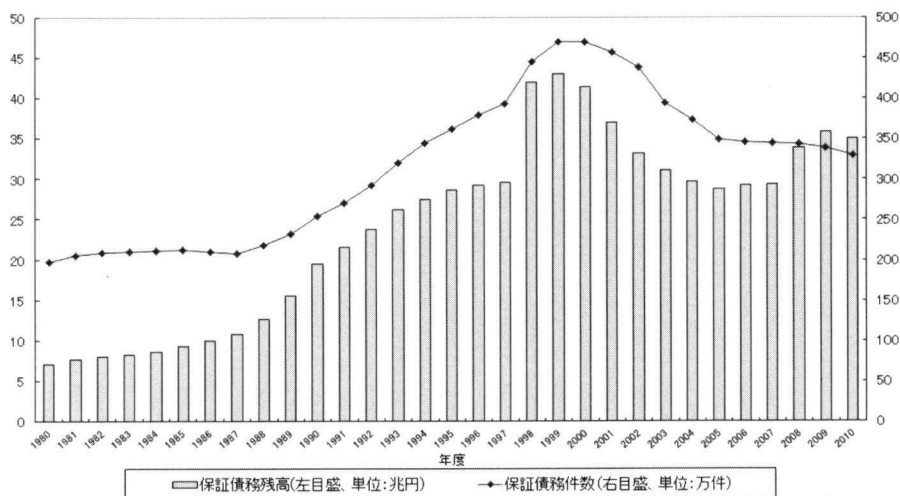
図3に示すとおり、保証制度利用の拡大が顕著になったのは1990年代以降である。保証承諾件数は90年代前半に150万件前後まで拡大した後、「中小企業貸し渋り政策大綱」の要として特別信用保証制度が導入された98年度に223万件に達した。金額も98年度には29兆円とほぼ倍増した。その後、特別保証の終了を受けて2001年度からの新規保証件数は130万件前後まで減少していたが、2008年度には緊急保証制度の発足によって133万件、19.6兆円と利用が急増した。

この信用保証制度、とりわけ特別保証と緊急保証は、企業倒産を減少させ、民間銀行貸出を増加させることを目的に行われたが、果たしてその政策目的は達成されたのか否かを検証することが、本稿における中心課題である。

(保証債務残高の推移)

次に債務保証残高を図4によって見ると、1980年代の保証債務残高は件数で200万件から230万件であるが、金額では7兆円から15兆円台に増加している。これはバブル期の資金需要の大口化と地価高騰による高額保証対応によるものである。1990年代に入って残高の上昇が始まり、特別保証が開始された98年度に446万件、42兆円へと一気にジャンプした後、99年度に470万件、43兆円のピークを迎えている。

図4 信用保証協会保証債務残高の推移



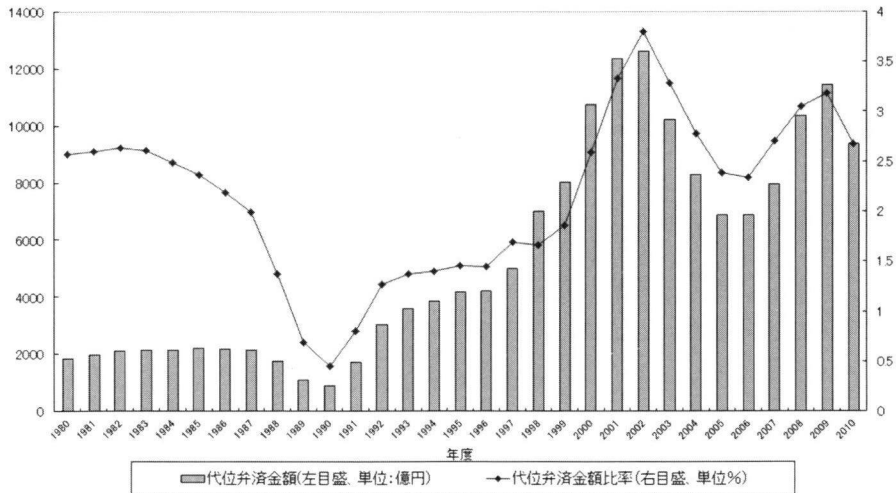
(資料：社団法人 全国信用保証協会連合会『信用保証制度の現状』各年版より作成)

特別保証制度の終了後には保証債務は残高・件数ともに減少を続け、景気回復期の2005年度末には残高についてはボトムの29兆円となる。これに対して保証債務件数はその後も一貫して減少し続けている。これは1件あたりの保証額が増大していることによる。残高は2004年度から2007年度までは20兆円台を維持していたが、緊急保証が創設された2008年度以降は再び大きく増加している。

(代位弁済比率の推移)

倒産件数比率と同様に、信用保証協会における代位弁済比率が地域による変動がかなり大きいことは竹澤・松浦・堀 [2005b] で論じたとおりである。ここでは2000年代の集計量に注目して見ると、代位弁済は図5に示すとおり2002年度末に金額・比率ともにピークを迎えた。2000年度で事故率10%を想定した特別保証制度（一般保証は想定事故率2%）が終了したために、2001年度および2002年度に資金繰りの悪化した中小企業数が高水準にとどまったと考えられる。その後は2002年1月を「谷」とする緩やかな景気上昇が続いたため、代位弁済は金額・比率ともに減少を続けた。しかし、2006年度末を底として再び上昇に転じた。直近の2010年度末をみると、大幅に改善しているが、これは緊急保証制度と中小企業金融円滑化法の政策効果²であると新聞各紙では報道されている。

図5 代位弁済（金額ベース）の推移



(資料：社団法人 全国信用保証協会連合会『信用保証制度の現状』各年版より作成)

2 中小企業金融円滑化法によって借入期間の延長など返済条件の変更が受けられるようになり、営業停止に陥る中小企業が減少し、代位弁済額を押し下げたとされている。

3. 信用保証の効果に関する先行研究と連立方程式モデルの定式化

3-1 先行研究と本稿の特徴

わが国の信用保証制度と中小企業金融・企業倒産に関する研究を振り返ってみると、信用保証の規模の大きさにもかかわらず1990年代まではほとんどなされてこなかった。しかし、1998年10月～2001年3月にかけて実施された30兆円に及ぶ特別信用保証制度の政策効果をめぐる関心が高まり、いくつかの制度分析³および実証分析が蓄積された。

このうち、実証分析についてみると、まず松浦・竹澤[2001]は、1998年度と1999年度の都道府県別パネルデータを用いて銀行の中小企業向け貸出供給関数を推計し、信用保証債務残高が貸出に有意な影響を与えていないことを示した。

小西・長谷部[2002]では、1999年度～2001年度の都道府県別パネルデータを用いて信用保証の利用が貸出を増加させたこと、さらに倒産関数によって特別信用保証制度開始後1年は倒産抑止効果があったとしている。しかし、2～3年目には逆に倒産が増加して、効果は一時的であったと結論付けている。

松浦・堀[2003]は、中小企業1000社の個票パネルデータを用いて、特別信用保証が企業のROAおよび倒産企業の倒産倍率に及ぼした影響を検証している。その結果、ROAの改善にも倒産倍率に対しても有意な影響はなく、企業パフォーマンスの改善にはつながらなかったと述べ、特別保証が旧債振替に利用された問題点を指摘している。

竹澤・松浦・堀[2005a]は、従来の研究では考慮されていなかった同時性（内生性）の問題を解決するために中小企業向け貸出残高、信用保証残高、倒産件数比率（または代位弁済比率）を被説明変数とする3元連立方程式モデルの同時推定を行っている。その結果、特別信用保証は一時的な倒産の回避手段にはなり得たものの、タイムラグを伴って倒産を増加させており、単なる問題先送りにすぎなかったことを明らかにしている。

これに対して植杉[2008]は、信用保証のメリット（貸し渋りの解消という資金制約緩和効果）とデメリット（モラルハザード効果）を整理し、中小企業庁「金融環境実態調査」の個票データを用いて特別信用保証を利用した企業群と利用しなかった企業群のパフォーマンスの変化を比較した。その結果、利用企業群の負債比率、長期借入金総資産比率、ROAが大幅に改善したことから、特別信用保証の資金制約緩和効果がモラルハザード効果よりも大きいことを示した。

本稿は、基本的には竹澤・松浦・堀[2005a]の実証分析手法を踏襲したものとなっているが、大きな相違点は以下の3つである。

3 信用保証制度の現状、役割、問題点等については、家森[2004]、忽那[2005]、林[2009]、家森編[2010]等を参照のこと。

第1に、竹澤・松浦・堀 [2005a] の分析期間が1995年度から2001年度の7年間であるのに対し、本稿では1991年度(1992年3月期)から2008年度(2009年3月期)までの18年間である。この間に3回の景気循環⁴を経験しており、そのため日本の失われた20年をより俯瞰的にとらえられることが本稿の特徴である。

第2に、竹澤・松浦・堀 [2005a] では外生変数として企業保証利用率を用いているのに対し、本稿では新規保証承諾を用いる。これは、より直接的に新規信用保証増加の政策効果を観察するためである。

第3に、竹澤・松浦・堀 [2005a] では国内銀行・都道府県別中小企業向け貸出額を用いているのに対し、本稿では国内銀行・都道府県別貸出総額である。これは、4-1で示すとおりデータ供給元である日本銀行が、都道府県別貸出先別貸出金統計を2003年3月末に廃止したためである。

3-2 連立方程式モデルの定式化

以下では中小企業政策と銀行・企業行動の相互作用を分析し、果たして中小企業金融支援策としての信用保証制度に、コストに見合った政策効果が存在するのかを検証したい。そのため倒産件数比率と信用保証、銀行貸出の連立方程式モデルを考える。すなわち、信用保証制度が本来期待される機能を発揮できていたか、あるいは単なる先送りを行っていたのかを検証するモデルである。手法としては、1) 倒産件数比率、2) 信用保証債務残高、3) 銀行貸出残高、の3変数を被説明変数とする3元連立方程式モデルを考え、パネルのError Components three-stage least squares⁵(以下、EC3SLSと表記)で推計する。

より具体的には以下の3式を同時推定する。ただし、右下添字*i*は都道府県、*t*は時点、特別・緊急保証ダミーは1998~2000年度および2008年度を1、他を0とするダミー変数、*u*は誤差項である。

企業倒産件数比率_{*it*}=

$$\begin{aligned} & a_1 * \text{貸出残高}_{it} + a_2 * \text{信用保証債務残高}_{it} + a_3 * \text{新規保証承諾}(-1)_{it} \\ & + a_4 * \text{新規保証承諾}(-2)_{it} + a_5 * \text{GDP成長率}_{it} \\ & + a_6 * \text{特別・緊急保証ダミー} \times \text{貸出残高}_{it} \end{aligned}$$

4 内閣府の景気基準日付によれば、本推計期間中に第12循環(1993年10月を谷、1997年5月を山、1999年1月を谷とする循環)、第13循環(1999年1月を谷、2000年11月を山、2002年1月を谷とする循環)、第14循環(2002年1月を谷、2007年10月を山)の3循環がある。

5 パネルのEC3SLSについてはBaltagi [2001] pp.111-118、Arellano [2003] pp.182-184、Hsiao [2002] pp.119-126等を参照

$$\begin{aligned}
& + a_7^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{信用保証債務残高}_{it} \\
& + a_8^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{新規保証承諾}(-1)_{it} \\
& + a_9^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{新規保証承諾}(-2)_{it} + u_1
\end{aligned} \tag{1} \text{式}$$

信用保証債務残高_{it}=

$$\begin{aligned}
& b_1^* \text{貸出残高}_{it} + b_2^* \text{企業倒産件数比率}_{it} + b_3^* \text{新規保証承諾}(-1)_{it} \\
& + b_4^* \text{新規保証承諾}(-2)_{it} + b_5^* \text{住宅地地価}(-1)_{it} \\
& + b_6^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{貸出残高}_{it} \\
& + b_7^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{企業倒産件数比率}_{it} \\
& + b_8^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{新規保証承諾}(-1)_{it} \\
& + b_9^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{新規保証承諾}(-2)_{it} + u_2
\end{aligned} \tag{2} \text{式}$$

貸出残高_{it}=

$$\begin{aligned}
& c_1^* \text{信用保証債務残高}_{it} + c_2^* \text{企業倒産件数比率}_{it} + c_3^* \text{新規保証承諾}(-1)_{it} \\
& + c_4^* \text{新規保証承諾}(-2)_{it} + c_5^* \text{商業地地価}(-1)_{it} + c_6^* \times \text{貸出金利}_{it} \\
& + c_7^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{信用保証債務残高}_{it} \\
& + c_8^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{企業倒産件数比率}_{it} \\
& + c_9^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{新規保証承諾}(-1)_{it} \\
& + c_{10}^* \text{特別} \cdot \text{緊急保証ダミー} \times \text{新規保証承諾}(-2)_{it} + u_3
\end{aligned} \tag{3} \text{式}$$

操作変数：都道府県別総人口、都道府県別一人あたり所得、都道府県別就業者数、都道府県別GDPデフレーター、都道府県別代位弁済、定数項および企業倒産件数比率・信用保証債務残高・貸出残高以外の説明変数

係数の符号条件として、(1)式の倒産件数比率関数では、当期の貸出残高、信用保証残高ともに負が想定できる。しかし、もし追い貸し等の一時的倒産回避行動が横行していれば、前者の係数は正になるかもしれない。新規保証承諾の係数は、本来の審査ができていれば統計的に有意にはならないだろう。一方、もし先送りの運用が行われていれば、その影響で係数は正になる。関心の焦点は、特別保証および緊急保証制度が創設された後、信用保証が倒産の先送りにつながるような変化が生じたか否かという点にある。制度が適切に利用され、倒産の先送りに陥っていなければ、特別・緊急保証ダミー×前期保証承諾あるいは特別・緊急保証ダミー×前々期保証承諾が倒産件数比率を

高めることはないであろう⁶。

(2)式の信用保証関数では、貸出残高の係数は正が期待される。倒産件数比率の上昇は保証協会の財務悪化につながるため、その係数の符号は負だろう。ただし経営不振企業に積極的に新規保証契約が締結される状況であれば、係数は正にもなりうる。新規保証承諾係数は保証の継続性から正となるだろう。

(3)式の貸出供給関数の信用保証債務残高項は正係数が期待される。また、倒産件数比率の上昇は貸出リスクの上昇を意味するため、その係数や交差項ダミーの係数は負だろう。ただし民間銀行による倒産回避のための資金供給等が強ければ、係数は正になるかもしれない。

この他、各式を識別する外生変数としてGDP成長率、前期住宅地地価、前期商業地地価を用いる。(1)式(倒産件数比率関数)のコントロール変数である都道府県別GDP成長率は、経済状況の代理変数である。係数の符号は当然負が期待される。(2)式(信用保証債務残高関数)の住宅地地価と(3)式(貸出残高関数)の商業地地価では担保の効果を見ている。(2)式の住宅地地価は破産による経営者の自宅等の処分を、また(3)式の商業地地価は事業用資産の処分を、それぞれ念頭においた変数である。係数の符号は、両者とも正が期待される。

なお、(3)式には、貸出金利も外生変数として加えている。本来、金利水準は貸出量を決定する基本的な価格変数としての役割を担う。しかし、バブル崩壊後のわが国は歴史的な低金利が継続しており、貸出市場において価格調整メカニズムが発揮されているとは言い難い。1990年代の貸出約定金利の地銀・第二地銀単純平均をみると最大値7.66%(1991年度末)から最小値2.66%(1999年度末)まで一貫して大きく減少したが、その間、貸出残高は微減(500兆円台→490兆円台)にとどまっていた。2000年代に入ると、貸出金利は2006年度末2.23%を底としてさらに下落するが、下げ幅はわずかである。これに対し、貸出残高は2004年度末には400兆円を割り込み396兆円となり、大きく減少している。そのため理論的には正の符号が期待されるが、有意とならない可能性が高い。

4. データと計量方法

4-1 推計に用いるデータ

・都道府県別倒産件数比率(%)

分母となる都道府県別会社数は、国税庁の『税務統計年報』に掲載されている都道府県別普通法人企業(合名会社・合資会社・株式会社・有限会社・相互会社・医療法人・企業組合等)の合計値である。分子である企業倒産件数は、東京商工リサーチが公表している「都道府県別の企業倒産状

6 前期保証承諾に加えて前々期を考慮するのは、特別信用保証の利用が2年以上のラグを持って倒産につながった可能性を検討するためである。

況」によっている（両者ともデータ入手は朝日新聞出版の『民力2011』による）。わが国法人企業においては、その99.1%が中小企業である。企業倒産の状況を負債金額比率ではなく倒産件数比率で見ることによって、中小企業に比重を置いた分析が可能となる。

なお、東京商工リサーチの公表データは年データであるので、各年とも（当該年データ*0.75+次年度データ*0.25）の便宜計算を行って年度データに変換している。

- ・ 都道府県別民間銀行貸出残高（対数値）

日銀ホームページで公表されている国内銀行勘定の「都道府県別貸出金」の数値によった。すなわち、分析対象とするのは都銀および信託銀等の大手行・地銀・第二地銀の合計値である。信用金庫および信用組合等の中小地域金融機関については、都道府県別に公表データが得られないので、分析対象から捨象した。

また、銀行貸出と信用保証、企業倒産との関係を分析するのであれば、推計に用いるデータは銀行貸出全体ではなく中小企業向け貸出に本来は限定すべきであろう。しかし、日本銀行は2003年3月末を最後に、都道府県別貸出先別貸出金統計を廃止した。その結果、貸出先企業規模別の都道府県別パネルデータの作成が不可能となり、代替できる公表データも存在しない。そのため、本稿では次善の策として都道府県別民間銀行貸出残高を使用する。

- ・ 都道府県別信用保証残高、新規保証承諾、代位弁済（対数値）

（社）全国信用保証協会連合会が毎年公表している『信用保証制度の現状』に掲載されている信用保証協会別⁷の保証債務残高、保証承諾、代位弁済金額を用いた。ただし、上記報告書では2008年度以降の協会ごと（都道府県別）のデータ公表を取りやめているので、各協会HP等にアクセスしてデータを入手した。

- ・ 都道府県別住宅地地価、商業地地価（対数値）

担保価値の代理変数としての地価については、各都道府県の住宅地および商業地公示価格（国土庁）の単純平均によった（土地価格研究会『最新データによる土地価格の推移と分析』ダイヤモンド社、各年版）。なお、この書籍は2008年夏を最終号として廃刊となったため、2009年3月期のデータは入手できなかった。（本稿の実証分析では地価は1期ラグを用いているので、推計期間に影響はない。）

7 信用保証協会は都道府県単位に47カ所、横浜、川崎、名古屋、岐阜、大阪の市単位に5カ所の計52カ所設置されている。複数の協会が存在する府県についてはそれぞれの合計額を算出した。

・都道府県別貸出金利（％）

貸出約定金利については、当該都道府県に本店が所在する地銀・第二地銀の貸出金利を各行の貸出シェアに応じて加重平均し、それを当該県の貸出金利とした（月刊『金融ジャーナル』各年10月号の「全国銀行決算特集」掲載データによる）。ただし当該各都道府県において、同社金融マップデータにより都市銀行の貸出シェア合計が20%を超えるケースについては、都銀、地銀、第二地銀の各貸出金利をそれぞれの貸出残高シェアに応じて加重平均値を求めた。なお、都銀の平均貸出金利については各行の貸出金利をそれぞれの貸出量に応じて加重平均した。

この方法を用いることにしたのは、東京・大阪などの第二地銀が比較的高金利⁸であり、都銀の金利との差が大きいことによる。実際の貸出量によって加重平均を行わないと、実際の取引で実現されている代表的な金利水準と都道府県別金利推計値との間に大きな乖離が生じてしまうからである。具体的に都銀のシェアを考慮したのは、都銀貸出シェアの大きい順に東京、大阪、埼玉、兵庫、神奈川、愛知、京都、奈良、千葉、北海道⁹の10都道府県である。

・都道府県別GDP成長率（％）

企業倒産比率関数における外生変数として、内閣府の「県民経済計算」における経済活動別県内総生産（名目値）の伸び率を用いている。また、操作変数として県民経済計算から得られる都道府県別総人口（対数値）、一人あたり所得（単位：百万円）、就業者数（対数値）、GDPデフレーター（％）を使用した。

以上、推計に用いる各変数の記述統計量は表1に示すとおりである。

8 都道府県別貸出金利の推移と東京・大阪の地域金融機関の高金利については、竹澤・松浦・堀 [2005b] 参照。

9 北海道における都銀のシェアは北海道拓殖銀行の経営破綻以降6%台で推移し、直近の2010年3月期における大手銀行シェアも7.1%となっているが、データの継続性を考慮して、全期間について都銀のシェアを考慮した貸出金利を作成した。

表1 推計に用いる各変数の記述統計量

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値	データ数
都道府県別倒産件数比率(%)	0.5841	0.2280	2.1702	0.1417	893
都道府県別民間銀行貸出残高(対数値)	10.5465	1.0120	14.5413	8.9119	893
都道府県別信用保証残高(対数値)	12.8315	0.9376	15.8783	11.1992	893
都道府県別新規保証承諾(対数値)	12.1732	0.9264	15.5362	10.6761	893
都道府県別GDP成長率(%)	0.6514	2.6400	9.7418	-9.8054	893
都道府県別住宅地地価(対数値)	11.3531	0.5488	13.6974	10.4429	846
都道府県別商業地地価(対数値)	12.5216	0.8285	15.8632	11.0252	846
都道府県別民間銀行貸出金利(%)	3.4768	1.8334	8.1176	1.5323	893
(操作変数)					
都道府県別総人口(対数値)	14.4989	0.7319	16.3680	13.2966	893
都道府県別一人あたり所得(百万円)	2.7822	0.4192	4.6726	1.8925	893
都道府県別就業者数(対数値)	13.7969	0.7381	15.9883	12.6131	893
都道府県別GDPデフレーター	98.4753	5.1684	107.2774	81.9864	893
都道府県別代位弁済(対数値)	8.6655	1.2482	12.4402	5.3491	893

4-2 計量方法

連立方程式モデルの推定方法としては、一般的に

- ① 2段階最小二乗法 (two-stage least squares, 2SLS)
- ② Zellnerの見かけ上無関係な方程式の推計 (seemingly unrelated regressions, SUR)
- ③ 3段階最小二乗法 (three-stage least squares, 3SLS)

という3つの推定方法が存在する(詳細は松浦・マッケンジー [2001]などを参照)。それぞれの推定方法をごく簡単に整理しておく。

①の2SLSは、体系の中の各方程式を1本ごとに推計する方法である。すなわち、第1段階として誘導型で内生変数の予測値を求め(OLS推定)、第2段階でその予測値を説明変数として推計して係数を求める。予測値を作成するときにシステムの外生変数をすべて利用するが、他の方程式の構造に関する情報は使わない。そのため、各方程式間の誤差項の相関は必ずしも考慮されず、また方程式ごとの変数の組み合わせは考慮されていない。

これに対して、②のSURは各方程式間の誤差項の相関を明示的に考慮するものである。同時推定することによって、方程式間の係数の関係を一見無関係に扱っているように見えるが、誤差項の共分散を考慮することで、方程式間の相互関係が考慮されている。ただし、推計の際には説明変数と誤差項は相関しないという仮定をおいている。

③の3SLSは、

第1段階：誘導型を推計して内生変数の予測値を作成する

第2段階：2SLSで推計し、各方程式間の残差の分散共分散を求める

第3段階：第2段階で求めた分散共分散を利用して、内線変数である説明変数の代わりに予測値を代入した各方程式を同時に推計する

という手順である。すなわち、2SLSで考慮されない方程式間の誤差項の相関を考慮し、さらにSURで考慮されない説明変数と誤差項との相関をも考慮する、という推定方法である。モデルの特定化が正しいとすれば、一致性を持つシステム推定量の中で漸近的に分散の最も小さい推定量は3SLSである。本稿では、3本の方程式は同時決定であり、それぞれの説明変数に構造関係が存在することから、頑健推計はかなり困難であるものの、3SLSを採用している。

なお、連立方程式モデルを推計する際には、解を一意的に定めるため識別問題を必ずクリアしなければならない。方程式モデルにおける内生変数の数全体を M 、外生変数の数全体を K 、 i 番目の式に含まれる内生変数の数を m_i 、外生変数の数を k_i とおくと、各方程式が識別されるための必要条件（次数条件）は、

$$M - 1 \leq (M + K) - (m_i + k_i)$$

であり、

$$M - 1 > (M + K) - (m_i + k_i)$$

のとき、識別不能となる。本稿に用いる3本の方程式では、式に含まれない外生変数の数 $(K - k_i)$ は、その式に含まれている内生変数の数 -1 ($m_i - 1$) 以上となっているため、3式とも識別可能である。

5. 推計結果

前節で提示した連立モデルについて、1990年度（1991年3月期）から2008年度（2009年3月期）の全期間について推計した結果を報告する。なお、新規保証承諾が次年度、さらには次々年度の民間貸出と企業倒産に及ぼす影響を見るため、1期ラグおよび2期ラグをとって説明変数としている。そのため新規保証承諾以外の変数が実際の推計に用いられているのは1992年度から2008年度までの17年間分である。

推計結果は表2に示されている。全期間についての単純な連立モデルの推計結果が第[1]列である。次に特別保証制度および緊急保証制度を明示的に考慮して100%保証が実施された年度を1とするダミー変数を作成し、ダミー変数と貸出残高、信用保証残高、新規保証承諾の1期ラグ、新規保証承諾の2期ラグとの交差項を説明変数に加えた推計の結果を[2]列に示した。ただし緊急保証制度については、現段階で利用できるデータが2008年度であるため、完全な把握ができないこ

表2 連立モデル（倒産件数比率関数・信用保証債務残高関数・銀行貸出供給関数）の推計結果

被説明変数	説明変数	[1]		[2]		[3]		[4]	
		係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
倒産件数比率関数	定数項	1.9967	12.439 ***	4.1059	4.279 ***	2.8868	4.504 ***	3.6700	7.427 ***
	貸出残高	0.0045	0.178	0.0858	0.137	-0.3931	-1.372	-0.2000	-1.202
	信用保証残高	-1.0852	-11.111 ***	0.9428	1.077	-0.3778	-2.105 **	-0.0735	-0.533
	新規保証承諾(-1)	0.5084	8.427 ***	-0.8437	-1.106	0.1667	0.942		
	新規保証承諾(-2)	0.5256	9.951 ***	-0.5143	-0.795	0.3765	2.490 **		
	GDP成長率	-0.0083	-2.769 ***	-0.0412	-1.250	-0.0127	-1.216	-0.0164	-1.725 *
	貸出残高			2.3894	0.928	3.1306	1.932 *	2.9323	3.576 ***
	信用保証残高			-8.8501	-3.349 ***	-2.4871	-1.898 *	-5.6408	-5.146 ***
	新規保証承諾(-1)			4.0533	2.019 **			1.8341	4.616 ***
	新規保証承諾(-2)			3.3059	1.963 **			1.6498	4.971 ***
	定数項			2.1110	15.433 ***	-0.7361	-1.137	3.8706	7.964 ***
	貸出残高			0.1498	7.297 ***	-0.7497	-3.947 ***	0.3765	6.239 ***
	倒産件数比率			-0.4223	-7.638 ***	-0.9193	-2.249 **	0.4522	1.321
新規保証承諾(-1)			0.4542	15.951 ***	0.8705	5.672 ***	0.1024	0.857	
新規保証承諾(-2)			0.3981	14.325 ***	0.7759	5.873 ***	0.4580	4.524 ***	
住宅地価(-1)			-0.0810	-5.365 ***	0.1816	3.094 ***	-0.1890	-3.778 ***	
貸出残高					2.8431	4.269 ***	0.2758	2.623 ***	
倒産件数比率					3.5126	1.774 *	-3.7228	-2.217 **	
信用保証残高					-1.2044	-3.701 ***			
新規保証承諾(-1)					-1.4304	-3.494 ***			
新規保証承諾(-2)					-6.7780	-4.851 ***	-6.5025	-11.400 ***	
定数項			-4.8960	-13.188 ***	0.1480	0.170	1.8716	7.192 ***	
信用保証残高			1.6462	7.465 ***	-1.3388	-1.824 *	-1.0386	-2.373 **	
倒産件数比率			-1.2830	-7.856 ***	0.4822	0.906	-0.3745	-2.623 ***	
新規保証承諾(-1)			-0.6795	-5.260 ***	0.5271	1.269	-0.5593	-3.062 ***	
新規保証承諾(-2)			-0.1844	-1.699 *	0.3284	2.871 ***	0.4418	10.390 ***	
商業地価(-1)			0.4695	13.749 ***	-0.0439	-0.530	-0.1367	-4.226 ***	
貸出金利			-0.1063	-4.249 ***	5.0835	3.052 ***	-0.2545	-2.148 **	
信用保証残高					7.4665	1.534	3.8209	1.616	
倒産件数比率					-2.6658	-2.605 ***			
信用保証承諾(-1)					-3.1569	-3.036 ***			
信用保証承諾(-2)									
標準誤差									
倒産件数比率関数			0.2901	0.8205			0.6619	0.7579	
信用保証債務残高関数			0.2085	0.6051			0.4319	0.7448	
銀行貸出供給関数			0.4432	0.8812			0.5772	0.8877	

とには留意する必要がある¹⁰。

次に、[2] 列の結果は多重共線性が疑われるため、外生変数である新規保証承諾の1期ラグおよび2期ラグについて、ダミー変数との交差項を含めないモデルと交差項のみのモデルをそれぞれ推計して表2の[3]列、[4]列に示した。

5-1 倒産件数比率関数

まず[1]列の倒産件数比率関数をみると、貸出残高は倒産比率に影響を及ぼしていないが、当期信用保証残高の係数は1%水準で有意に負である。当期の信用保証残高の増加は、倒産件数比率を抑制することが分かる。次に新規保証承諾は、1期前、2期前ともに有意に正である。信用保証協会が倒産を防止するために新規に保証を行うと、タイムラグを伴って倒産件数比率が高まるという結果になっている。GDP成長率については、理論通りに経済が成長すると倒産確率が低くなっている。

企業倒産比率に対する特別保証・緊急保証制度の効果を見たのが[2]列である。信用保証残高や新規保証承諾の係数の符号が変わっており、やはり多重共線性の可能性が大きい。そこで[3]列と[4]列の結果を見ると、新規保証承諾はタイムラグを伴って倒産件数比率を高めるという事実が確認できる。特に、特別保証・緊急保証実施期間にはその係数の値も大きくなり、有意性がより増している。

貸出残高については、前述したように[1]列と[2]列をみると倒産件数比率に全く影響を及ぼしていない。係数の符号は[3]列と[4]列は理論通りに負となっているが、統計的には有意ではない。特別保証・緊急保証ダミー×貸出残高の係数は常に正であり、[3]列では10%水準、[4]列では1%水準で有意である。つまり、特別保証や緊急保証が実施されていた期間には「銀行の貸出増加が企業倒産件数比率を上昇させた」という結果である。これは、銀行による追い貸し等が進められていた姿を反映するものであろう。

5-2 信用保証債務残高関数

第[1]列の保証債務残高関数を見ると、すべての説明変数が1%水準で有意となっている。貸出残高（予想される符号は正）、倒産件数比率（負）、新規保証承諾(-1)（正）、新規保証承諾(-2)（正）については理論通りであるが、住宅地価(-1)については予想とは逆の負となっている（た

10 特別保証制度の実施期間（1998年度～2000年度）のみを1とするダミー変数を作成して推計を行ってみたが、両者間では係数の有意性に違いが見られた。詳細は省略するが、本稿における推計結果は緊急保証制度の効果も反映されていると言える。

だし [2] 列では有意に正)。

これに対して [2] 列では、特別保証・緊急保証ダミー×新規保証承諾が1期ラグ、2期ラグともに1%水準で負になっている。これは多重共線性だけでなく、この時期の保証承諾の異常な大きさを反映していると解釈できよう。実際、[3] 列と [4] 列をみると両者とも係数は正であるが、1期前の新規保証承諾は有意ではない。

5-3 銀行貸出供給関数

貸出供給関数において [1] を見ると、信用保証債務残高(予想される符号は正)、倒産件数比率(負)、商業地地価(-1)(正)については理論通りの符号となっており、1%水準で有意である。しかし、新規保証承諾(-1)(正)、新規保証承諾(-2)(正)については予想とは逆の負となっている。つまり信用保証協会が新規に保証を行うと、タイムラグを伴って民間銀行貸出供給が減少するという結果になっている。貸出金利についても有意に負であるが、この時期は超低金利・ゼロ金利政策下であり、金利水準と貸出との相関関係が観察されない。すなわち貸出金利が価格指標として機能していなかったことを示している。

[3] 列と [4] 列の結果を見ると、民間貸出と公的保証の相互関係がより明確に示される。当期の信用保証残高の増加によって民間貸出供給は促されるものの、その後の新規保証承諾は民間貸出をかえって抑制してしまうのである。さらに、特別保証・緊急保証実施期間には、第1式で見たとおり倒産件数比率と銀行貸出が正の関係となっている。

6. 終わりに

本稿では企業倒産・信用保証・銀行貸出の相互関係に注目し、同時決定モデルによる実証分析を行った。その結果、明らかになったことは、1990年代から2008年度の推計期間においては

- ・信用保証協会が倒産を防止するために新規に保証を行うと、タイムラグを伴って倒産件数比率を高めたこと。
- ・特別保証や緊急保証が実施されていた期間には、銀行貸出の増加が企業倒産件数比率を上昇させたこと。これは特に特別保証期間における、銀行による追い貸しを反映していると考えられる。
- ・信用保証残高が増加すると、当期の民間貸出供給は促されるもののタイムラグを伴って貸出は減少し、新規保証承諾は民間貸出をかえって抑制してしまうこと。

の3点である。これは竹澤・松浦・堀 [2005a] の結果と合致し、植杉 [2008] の結論とは異なる。

倒産と信用保証、銀行貸し出しにおける内生性(同時性)に着目する限り、上記3点の結論は頑健である。つまり、信用保証制度は企業倒産を先送りしたに過ぎず、倒産を防ぐという所期の目的は果たされていなかった、ということになる。さらに信用保証は、信用リスクを軽減して銀行貸出

を増加させるという目的も達成していない。2011年3月末に残高35兆円におよぶ信用保証の政策コストは、その効果と比較してあまりに大きいのではないだろうか。

2011年度に入り、5月から受け付けが開始された復興緊急保証など、緊急保証の保証対象や枠がさらに拡大している。震災後、急速に悪化した中小企業の資金繰りを支える手段として東北地方の被災地ばかりでなく、全国的に利用が急増している。大震災後の緊急措置としてはもちろん不可欠であるが、長期的に見れば、公的保証への過度の依存は構造不振の企業までもが救済され、日本企業の競争力をかえって減少させるおそれがある。公的金融の膨張にいつ歯止めをかけるのか、その判断が今後難しい問題となろう。

最後に、今後に残された課題について述べ結びとする。それは、2009年12月に施行された中小企業金融円滑化法（以下、円滑化法）の政策効果とコストに関しての問題である。リーマンショック以降の中小企業向け対策には、本稿で取り上げた緊急保証制度に加えて円滑化法があり、この2つが中小企業金融支援の柱となっている。円滑化法は、金融機関に中小企業から返済条件の変更要請があれば、できるだけ応じる義務を課した法律で、当初は2011年3月末までの時限立法であったが、2012年3月末まで1年間延長することを2010年12月に決定済みである。しかし、円滑化法によって経営努力が緩む企業もあり、「不良債権予備軍」と言える銀行貸出が2011年3月末時点で44兆円、融資全体の約1割を占めるとの報道もある¹¹。円滑化法と信用保証との相互関係、倒産比率への影響分析については今後の課題としたい。

〈参考文献〉

- 植杉威一郎 [2008], 「政府による特別信用保証には効果があったのか」, 渡辺努・植杉威一郎編著『検証中小企業金融「根拠なき通説」の実証分析』第6章, 日本経済新聞出版社。
- 内田浩史 [2010], 『金融機能と銀行業の経済分析』, 日本経済新聞出版社。
- 北村行伸 [2005], 『パネルデータ分析』, 岩波書店。
- 忽那賢治 [2005], 「中小企業金融と信用保証制度」, 堀江康熙編著『地域金融と企業の再生』第8章, 中央経済社。
- 小西大・長谷部賢 [2002], 「公的信用保証の政策効果」, 『一橋論叢』第128巻5号, pp.522-533。
- 竹澤康子・松浦克己・堀雅博 [2005a], 「中小企業金融円滑化策と倒産・代位弁済の相互関係－2変量固定効果モデルによる都道府県別パネル分析－」, 内閣府経済社会総合研究所『経済分析』, 176号, pp.1-18。
- 竹澤康子・松浦克己・堀雅博 [2005b], 「都道府県別・業種別にみた1990年代以降の中小企業向け貸出市場－どこに問題があったのか－」, 『経済論集（東洋大学）』第30巻2号, pp.17-36。
- 林宏昭 [2009], 「地方自治体の中小企業金融支援活動－信用保証と制度融資－」, 岩佐代市編著『地域金融シス

11 2011年10月10日付け日本経済新聞朝刊の報道による。銀行が自己査定で「要注意先」とした貸出金のうち返済条件を大幅に緩和した「要管理先」を除いた部分である「その他注意先」を不良債権予備軍と呼んでいる。金融庁基準では正常債権であるが、本来なら不良債権に分類されるべき債権も紛れ込んでいとされる。

テムの分析』第8章, 中央経済社.

松浦克己・竹澤康子 [2001], 「銀行の中小企業向け貸出と担保、信用保証、不良債権」, 郵政研究所DP2001-1.

松浦克己・堀雅博 [2003], 「特別信用保証と中小企業経営の再構築」, 内閣府ESRIディスカッション・ペーパーシリーズNo.60.

松浦克己・コリン・マッケンジー [2001], 『EViewsによる計量経済分析』, 東洋経済新報社.

松浦克己・コリン・マッケンジー [2009], 『ミクロ計量経済学』, 東洋経済新報社.

家森信善 [2004], 『地域金融システムの危機と中小企業金融』, 千倉書房.

家森信善編著 [2010], 『地域の中企業と信用保証制度』, 中央経済社.

Arellano,M[2003], *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press,pp.182-184.

Baltagi,B[2001], *Econometric Analysis of Panel Data[second]*, John Wiley & Sons,pp.111-118.

Hsiao,C[2003], *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press,pp.119-126.

Kano,M and Y,Tsutsui[2003], "Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.33, No.2,pp.157-174.

Wooldridge,J[2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data[second]*, MIT Press,pp.89-238.