

# 信用保証を利用した企業金融 — 東日本大震災の影響を考慮して —

竹 澤 康 子

松 浦 克 己<sup>1)</sup>

## 目次

1. はじめに
2. 信用保証に関するマクロデータ・都道府県別データの概観
3. 信用保証の効果に関する先行研究とモデルの定式化
4. データと計量方法
5. 推計結果
6. おわりに

## 1. はじめに

信用保証制度の目的は、適切な審査とデフォルトリスクに見合う公正な保険料の徴収で、信用リスクを貸し手から信用保証機関に移転することにある。1990年代以降の経済不況や金融危機の中で、信用保証制度の審査などが大幅に緩和され、その利用は大きく増加した。しかしほとんど無審査に近く、貸出銀行の一部自己負担を伴わない融資金額の100%保証は、様々な弊害のあることも指摘されてきた。リスクを公的機関に移転することに慣れきってしまった金融機関は審査能力を減少させ、信用保証なしの新規融資を行う力を著しく減少させた。そういう中で、公的保証制度は企業のデフォルトリスクを正しく評価することにより、中小企業金融の発展に果たして貢献したのかという疑問を生じさせた。

我々は信用保証制度が様々な問題を抱え、中小企業金融に貢献しているかどうか疑問があることについて、これまで研究を重ねてきた。しかし、どういう訳か日本銀行は2003年に都道府県別中小企業向け貸出残高のデータ公表を取り止めた。さらには2008年に各都道府県の信用保証協会別の保

---

1) 広島大学大学院社会科学部研究科

証状況も公開が中止された。そのために基礎的なデータの収集が不可能となり、地域別・都道府県別の中小企業金融の分析は著しく困難となった。信用保証制度の統計的分析も、サンプルの減少で難しくなった。

最近、各都道府県の信用保証協会の保証残高と代位弁済額が公開されるようになった（2012年より。ただし新規保証承諾額は公表されていない）。それにより、都道府県別・地域別の信用保証制度の分析もある程度可能となった。限られた形であるが、信用保証制度と銀行貸出、銀行からの借入の関係も分析可能となった。信用保証制度を利用するのは中小企業が主体であるから、これによりある程度まで中小企業金融の問題も取り上げることができる。本稿では、2011年以降の信用保証制度と企業金融の課題を取り上げる。

2011年以降のこの時期、大きな出来事は言うまでもなく東日本大震災と福島原発事故である（以下、震災ということがある）。この震災からの復興を目指すとして、中小企業向けに多くの政策が講じられたが、それらは十分な考慮を経て採用されたとは言いがたいものがあった。これら支援策が、どのような効果を中小企業金融にもたらしたかを併せて検討する。

本稿の構成は、以下の通りである。まず第2章で信用保証と貸出金利や企業倒産に関するマクロデータ及び都道府県別データを概観する。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章で先行研究を紹介し、併せて実証分析に使用する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、推計結果の解釈を行う。最後に第6章で本稿の分析の簡単なまとめを行う。

## 2. 信用保証に関するマクロデータ・都道府県別データの概観

### 2-1 信用保証の推移とマクロデータ

1990年代、不良債権問題の広がり金融機関の経営悪化で、中小企業金融の逼迫がいわゆるようになった。その対策として信用保証制度の利用が激増した。特に、1998年10月から2001年3月までの間実施された「特別保証制度」は、総額30兆円に及んだ。

ほとんど無審査で、貸出額の100%信用保証の利用は、民間金融機関から公的保証機関への安易なリスク移転を生じさせた。そこで2000年代半ばの景気回復に伴い、信用保証制度の改革が図られた。すなわち、2006年4月からは信用リスクに応じた保証料率制度が導入され、さらに2007年10月からは金融機関が保険事故の一部を自己負担する「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、麻生政権時代の2008年10月からは「緊急保証制度<sup>2)</sup>」がスタートし、新規保証承諾は2008年度に急激に増加、

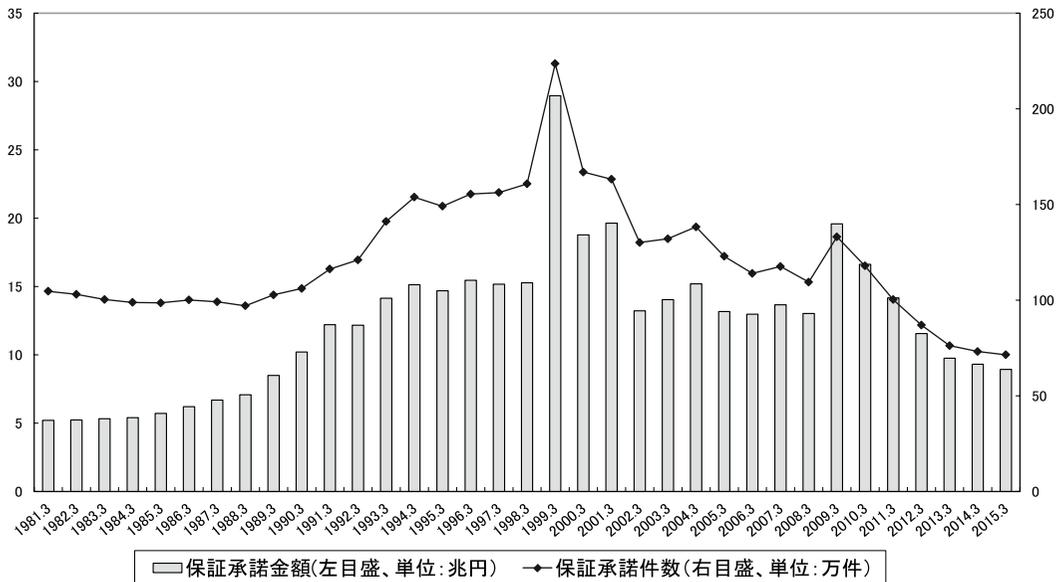
---

2) 正式な名称は、2009年4月まで「原材料価格高騰対応等緊急保証」、2010年2月まで「緊急保証」、2011年

債務保証残高と代位弁済は2009年度末まで増加を続けた。また、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、信用保証制度利用はさらに増加した。

2012年12月の政権交代後、新規保証承諾と代位弁済は大きく減少している。しかし、それは景気回復だけによる効果なのか、それとも緊急保証制度導入と廃止後の特別措置<sup>3)</sup>や、2008年11月における恒久的な貸付条件緩和措置<sup>4)</sup>の効果が表れてきているとみるかは判然としない。

図1 信用保証協会新規保証承諾の推移



(図1～3資料：社団法人 全国信用保証協連合会『信用保証制度の現状』各年版より作成)

3月末まで「景気対応緊急保証」である。

- 3) 当初は対象業種545業種、保証枠6兆円で2010年3月末までの時限措置。「セーフティネット保証(5号)」を大幅に拡充したものであった。2009年12月には期限の1年延長も決定し、ほぼ全業種対象、保証枠36兆円にまで拡充された。2011年3月末制度は終了したが、同年4月からは全額保証を続けたまま「セーフティネット保証(5号)」として、実質的に制度は継続した。2012年11月から業況が改善した業種については指定が外されが、ソフトランディング措置が講じられ、2012年10月から「経営力強化保証制度」を創設、外部の専門家の力を借りて経営改善に取り組む中小企業については、保証料を減免している(2015年4月現在、国が認定した経営革新等支援機関数は23,628機関)。
- 4) 2008年11月当時の麻生政権下において、金融検査マニュアルと監督指針を改訂し、貸付条件を緩和した企業が策定する経営改善計画完了までの期間を、3年から5～10年に延長した。この「資産査定緩和」措置によって、それまでは不良債権と分類されていたかなりの中小企業向け貸付債権が、「正常債権」に分類替えられ、しかも、この要件拡張は緊急避難的な時限措置ではなく、恒久的な改訂とされた。

図2 信用保証協会保証債務残高の推移

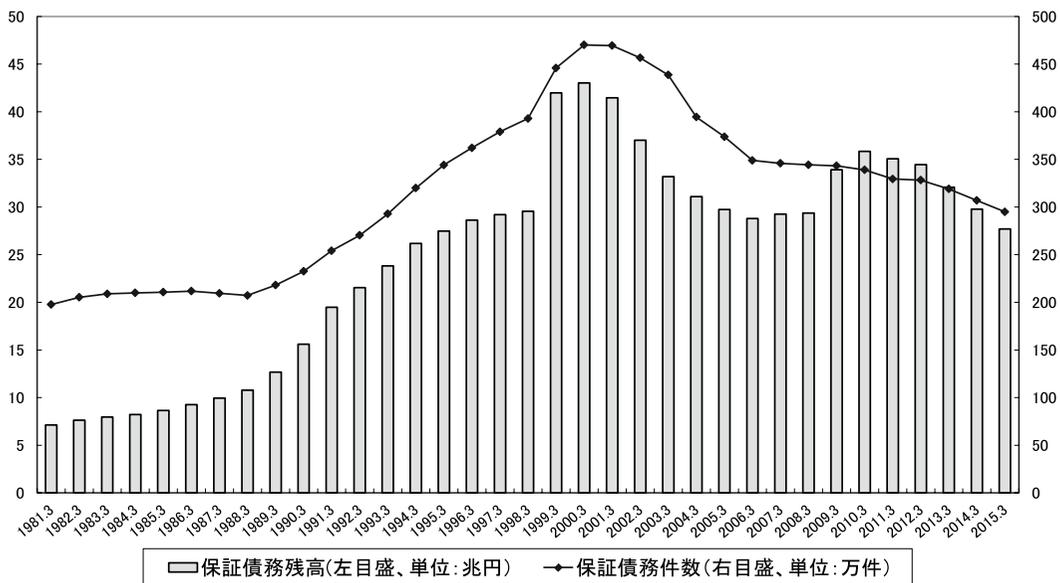


図3 代位弁済の推移

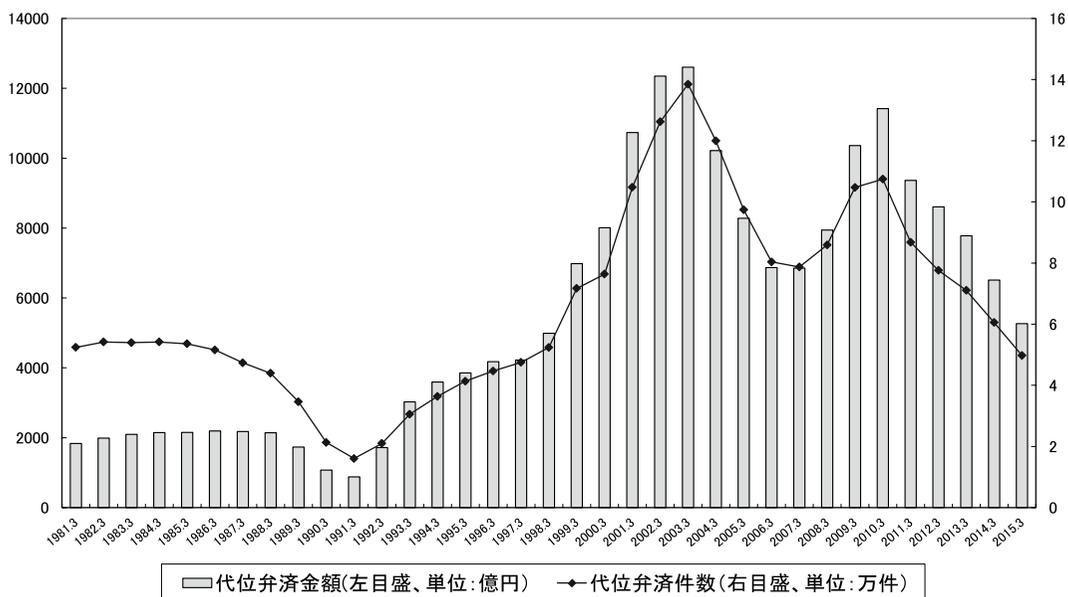
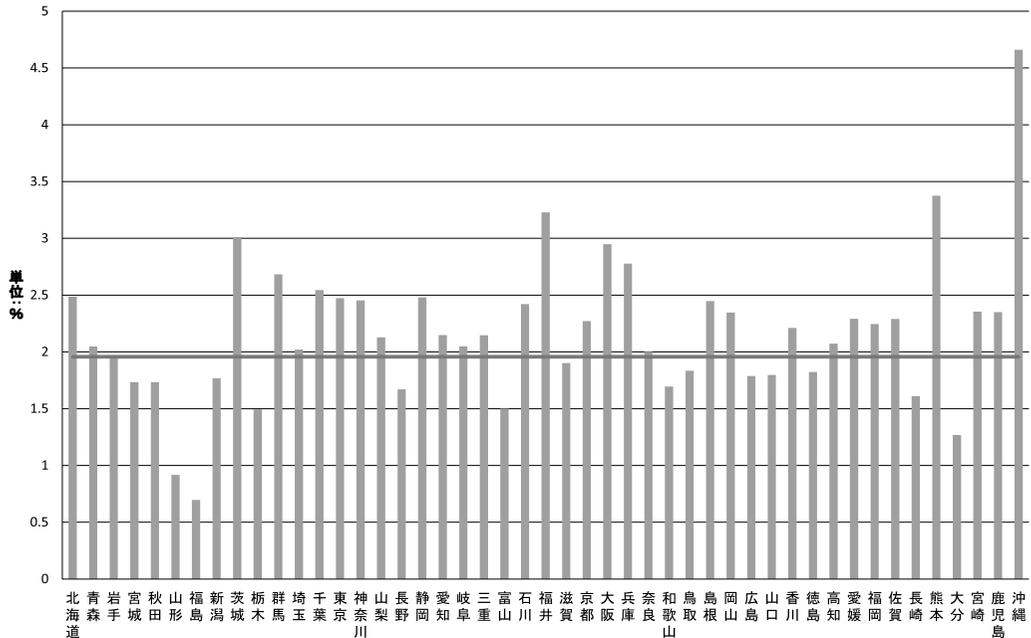


図4 都道府県別・信用保証協会代位弁済比率（2014年3月末）



(資料：中小企業庁HP公表資料より作成)

## 2-2 都道府県別データで見た代位弁済

図4により直近の2014年のデータを見ると、代位弁済比率は沖縄県が4.66%と突出している。また、熊本・福井・茨城・大阪・兵庫などが、全国平均を上回る。代位弁済が低い地域をみると、震災後県内全域が特定被災区域指定を受けている福島県が0.697%と全国平均値を1.26ポイントも下回っており、「東日本震災復興緊急保証」の適用などの効果が見て取れる。また直接の被災地ではないが、隣接県である山形県も0.917%と全国平均を大きく下回っている。

福島県の代位弁済比率については、県内の個別金融機関<sup>5)</sup>を見ても東邦銀行は0.5%（100%保証分では0.6%）と全地銀の中で最も低く、第二地銀も福島銀行は1.8%（同2.0%）、大東銀行は0.8%（同0.9%）である。逆に茨城県の代位弁済比率は、全国平均値よりも1%以上高い。

代位弁済比率に関して沖縄がどの程度特異かは、パネル分析の個別効果で判断できる。ここでは内生性を考慮せずに、パネルの変量効果モデルで予備的な推計を行った。推計結果は表1-1、各

5) 2012年6月、中小企業庁は「金融機関別の代位弁済状況」について、信用保証協会を利用する信金・信組、農漁協を含む全金融機関の代位弁済件数と金額を公表した。これは参議院財政金融委員会の質問が発端となったもので、それ以降、金融機関別の代位弁済状況を四半期ごとにホームページで公開している。

都道府県の個別効果は表 1 - 2 に示されている。沖縄の効果は1.301と全国で最も大きい(平均ゼロ)。2位の茨城県も1.259で、3位の福井県0.866をかなり上回っている。岩手(0.116)、宮城(0.155)は全国平均を上回るが、福島は-0.271と全国平均をかなり下回り、被災地全体では明瞭なことはいえない。

信用保証を利用した企業金融

表1-1 パネルの変量効果モデルによる代位弁済比率の予備的推計  
(Sample : 2011年3月期~2014年3月期)

変数	係数	標準偏差	t 値	p 値
定数項	-1.0536	1.2166	-0.8660	0.3888
貸出金利	0.8736	0.3459	2.5259	0.0133
信用保証利用率	-0.0192	0.0193	-0.9993	0.3203
商業地地価	0.2945	0.1208	2.4371	0.0168
震災地ダミー	-0.6009	0.3342	-1.7978	0.0756

操作変数 : 定数項 貸出金利(-1) 信用保証利用率 商業地地価  
震災地ダミー 倒産件数比率 家計調査消費支出額  
S. D.  $\rho$   
Cross-section random 0.5189 0.7875  
Idiosyncratic random 0.2695 0.2125

表2-1 パネルの変量効果モデルによる倒産件数比率の予備的推計  
(Sample : 2011年3月期~2014年3月期)

変数	係数	標準偏差	t 値	p 値
定数項	-0.4567	0.2222	-2.0551	0.0418
貸出金利	0.0765	0.0497	1.5377	0.1265
信用保証利用率	0.0073	0.0041	1.7894	0.0758
商業地地価	0.0998	0.0272	3.6697	0.0003
震災地ダミー	-0.1263	0.0792	-1.5960	0.1128

操作変数 : 定数項 貸出金利(-1) 信用保証利用率 商業地地価  
震災地ダミー 家計調査消費支出額  
S. D.  $\rho$   
Cross-section random 0.1276 0.8258  
Idiosyncratic random 0.0586 0.1742

表1-2 代位弁済比率の個別効果

北海道	0.5579
青森	0.0678
岩手	0.1158
宮城	0.1551
秋田	-0.1727
山形	-0.8943
福島	-0.2709
新潟	-0.2234
茨城	1.2593
栃木	-0.3176
群馬	0.6580
埼玉	0.0735
千葉	0.1395
東京	-0.3974
神奈川	-0.0827
山梨	0.1713
長野	-0.1782
静岡	-0.1566
愛知	-0.4328
岐阜	-0.0222
三重	0.1182
富山	-0.4292
石川	0.6228
福井	0.8656
滋賀	-0.1150
京都	-0.0118
大阪	0.6098
兵庫	0.6580
奈良	-0.0887
和歌山	-0.4781
鳥取	-0.3534
島根	0.1552
岡山	0.1503
広島	-0.4425
山口	-0.2279
香川	-0.2571
徳島	-0.3165
高知	-0.1925
愛媛	-0.1343
福岡	-0.2781
佐賀	0.1490
長崎	-0.6553
熊本	0.5661
大分	-0.6944
宮崎	-0.2918
鹿児島	-0.2789
沖縄	1.3012

表2-2 倒産件数比率の個別効果

北海道	0.0312
青森	-0.0079
岩手	0.0641
宮城	-0.0475
秋田	0.0767
山形	-0.0380
福島	-0.0166
新潟	-0.1128
茨城	-0.0297
栃木	-0.0664
群馬	-0.0479
埼玉	-0.0564
千葉	-0.1199
東京	-0.1386
神奈川	-0.1519
山梨	-0.0714
長野	-0.0960
静岡	-0.1317
愛知	-0.0146
岐阜	0.0082
三重	0.0048
富山	0.0687
石川	0.1730
福井	0.0943
滋賀	0.2098
京都	0.1821
大阪	0.3010
兵庫	0.1770
奈良	0.3065
和歌山	0.3805
鳥取	0.0231
島根	-0.0112
岡山	-0.0927
広島	-0.1226
山口	-0.0230
香川	-0.0536
徳島	-0.0779
高知	-0.0142
愛媛	-0.0244
福岡	-0.0627
佐賀	0.0670
長崎	-0.0416
熊本	-0.1213
大分	-0.0650
宮崎	-0.0165
鹿児島	-0.1731
沖縄	-0.1210

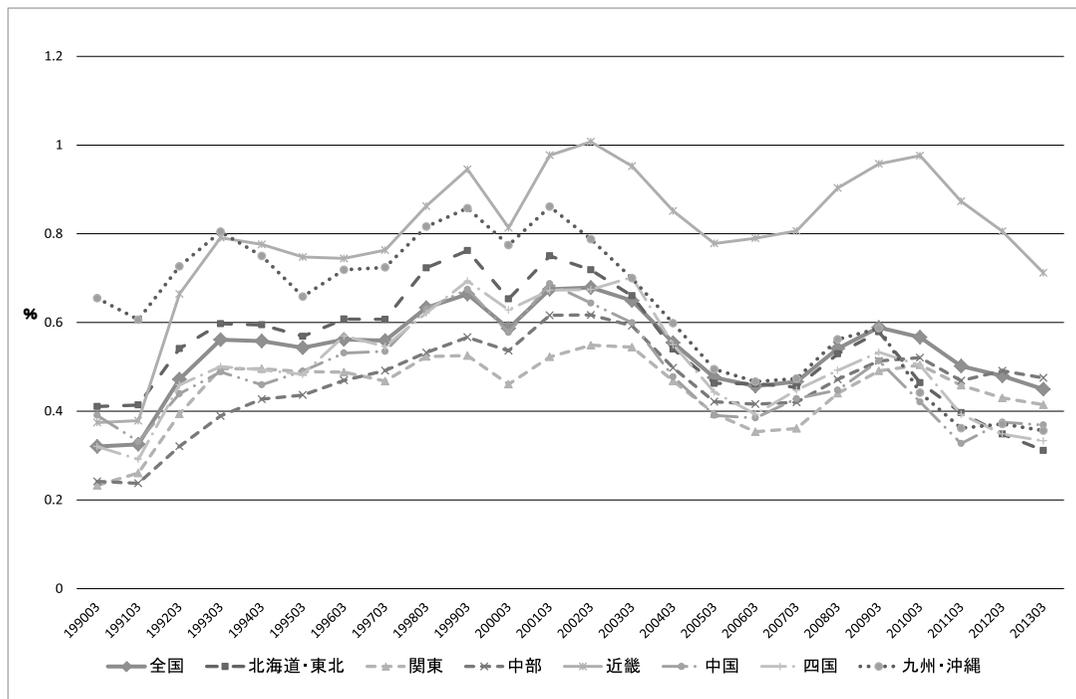
### 2-3 企業倒産件数比率の推移

図5中の太線がマクロの倒産件数比率の推移である。2002年3月期の0.68%まで比率は上昇基調が続いたが、その後は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低下した。しかし、2006年3月期以降は倒産が再び増加し、サブプライムローン問題の表面化に伴って2009年3月期の0.59%まで増加した。その後は低下傾向にある。

企業倒産は散発性と連鎖性があるというデータの特性上、地域別に見た場合変動がかなり大きくなる。1990年代は九州・沖縄（特に沖縄県が顕著）と近畿圏が高い値を示している。沖縄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たが、奈良県や大阪府などの近畿圏は高止まりしている。2002年3月期には1%を超える水準にまで達し、2010年3月末には全国平均を0.41ポイントも上回った。震災前まで47都道府県の中で最も倒産件数比率が低かったのは茨城県である。図6によって直近の倒産件数比率を都道府県別に見ると、福島県は0.13%と比率の低さが際立っている。

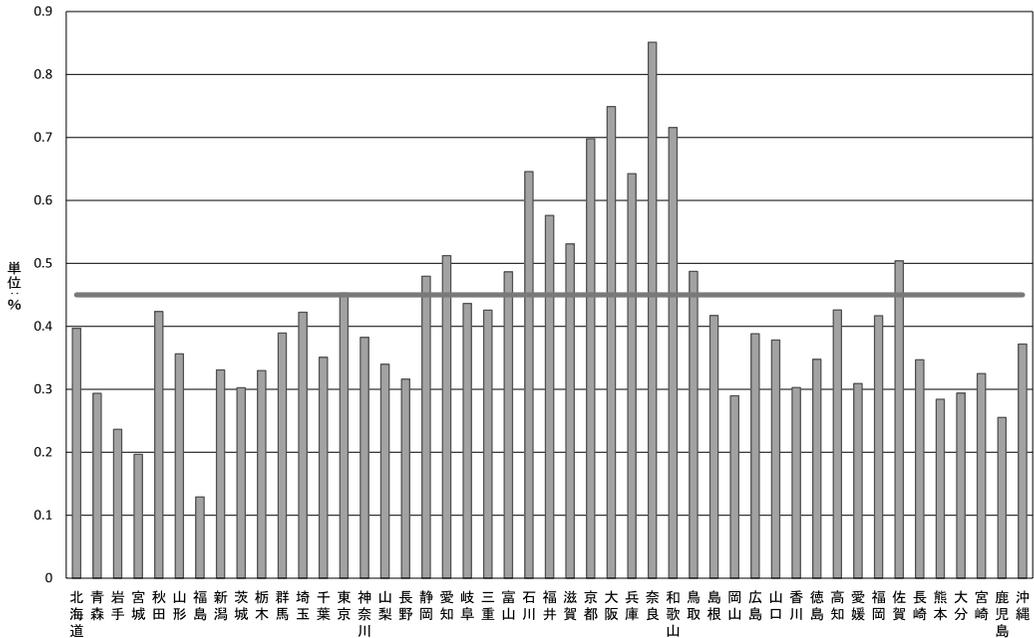
倒産件数比率のパネルの変量効果モデルによる個別効果を見ると（表2-1および表2-2）、岩手（0.0641）は全国平均（ゼロ）を上回るが、格段に高いというわけではない。宮城（-0.0475）、

図5 地域ブロック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6 都道府県別倒産件数比率（2013年3月末）



(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)

福島（-0.0166）は全国を下回っており、被災地全体で共通した傾向は見られない。

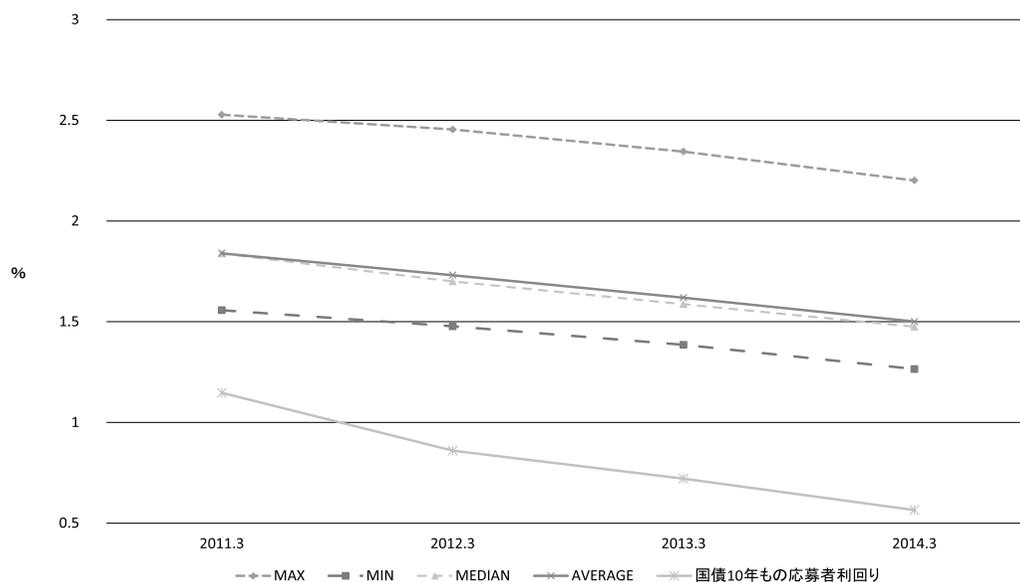
全国的には和歌山（0.381）、奈良（0.307）、大阪（0.301）の高さが目立つ。沖縄は代位弁済比率の高さとは逆に-0.121と全国平均を下回り、かなり低くなっている。

## 2-4 都道府県別推計貸出金利

図7は、本稿で分析する2011年3月期から2014年3月期までの4年間における都道府県別に推計された貸出金利および国債10年もの応募者利回りの推移である。歴史的な低金利下であっても、都道府県別にみれば最大値（沖縄県）と最小値（東京都）の差はこの4年間で僅かに縮小しているものの（2011年3月期の差0.97%、2014年3月期の差0.94%）、県別貸出金利水準の差は大きい。東京都は貸出額の96%を大手銀行が占めているため、大手銀行貸出金利がほぼ東京都の貸出金利である。

また、銀行の資金運用における貸出と債券運用との代替を見るため国債応募者利回りとの比較でみると、貸出金利と国債との金利差は、僅かずつではあるが拡大してきていることが分かる。

図7 都道府県別貸出金利と国債応募者利回り（2011年3月期：2014年3月期）



（資料：金融ジャーナル各年10月号及び金融マップ掲載データより作成）

### 3. 信用保証の効果に関する先行研究とモデルの定式化

#### 3-1 先行研究と本稿の特徴

わが国の信用保証制度に関する研究は、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月開始の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。

深澤[2006]は、信用保証が事実上の所得移転をもたらす効果に着目し、保証に基づく利子補給が一定の地域間リスクシェアリング機能を発揮してきたことを示した。しかし同時に、制度を利用する中小企業が生産性向上に向けた取り組みへのインセンティブを失うことを、グレンジャーの因果性テストによって検証している。

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ている。

竹澤[2011]では、竹澤・松浦・堀[2005a]が1995年度から2001年度の7年間であったものを1991年度から2008年度までの18年間に拡張して再推計を行い、竹澤・松浦・堀[2005a]の結論がロバストであったことを明らかにしている。

安田[2010]は、2007年～09年の信用金庫のパネルデータから貸出供給関数を推計し、信用保証による貸出に対する下支え効果は大きいとしている。さらに安田[2011]においては、1996年～2002年の都銀・地銀データを対象にパネル分析を行い、信用保証がリスク水準決定に与える効果を計測している。その結果、信用保証の利用は銀行のリスク水準を高めるが、銀行が過度に保身的な行動を取っている状況では、信用保証は有効な政策手段であるとしている。

本稿においては、分析期間を2011年3月期以降とする。これは全国信用保証協会連合会が信用保証協会別データの公表を2008年度から中止し、2012年6月以降に中小企業庁が各金融機関の利用状況と各信用保証協会別の保証状況を公開し始めたことによる。また、日本銀行が都道府県別中小企業向け貸出残高の公表を2003年度以降行わなくなったので、全体としての都道府県別全国銀行貸出残高を対象とする。なお、信用保証利用率は信用保証残高/貸出残高で代理する。震災の影響は、2011年3月期以降のダミー×(岩手県、宮城県、福島県ダミー)でとらえる。

このように、データの制約のため分析範囲が限定されることとなる。都道府県別貸出残高が大企業、地方公共団体、住宅ローンを含む全体としての貸出残高を用いざるを得ないので、ここでは信用保証が貸出全体に与えた影響、あるいは貸出全体が信用保証や代位弁済などに与えた影響を見ることになる。

### 3-2 推計に用いるモデルと符号条件

(モデル)

本稿では、(1)代位弁済比率関数 (2)信用保証債務残高関数 (3)借入需要関数 (4)貸出供給関数を、おのおの一本毎に推計する。そこでのポイントはA.時点を通じて一定の値を採る変数、具体的には大震災被災地ダミー変数の扱い、B.内生性の問題、の2点である。

#### A. 時点を通じて一定の値を採る変数の扱いについて

たとえば、次の回帰モデルについて考える。

$$y_{it} = \mu + a_1 x_{it} + a_2 z_i + v_{it}$$

ここで $z_i$ を当該経済主体の個別効果とすると、 $a_2=0$ でなければ $y_{it} = \mu + a_1 x_{it} + v_{it}$ の推定量はバイアスをもつ。しかし $\alpha_i = \mu + a_2 z_i$ を未知の固定効果と考えるならば、階差( $\Delta z_i = 0$ )あるいはグループ内変換( $z_i - \bar{z} = 0$ )によって過少定式化の問題を回避することができる。

ただし階差またはグループ内変換によってモデルを変換し推定すると、経済主体の個別効果 $z_i$ も消える。すなわち時間を通じて一定の値をとる変数があるときには、これを説明変数に加えて固定効果モデルを推計することはできない。他方で、説明変数が個別効果 $z_i$ と相関をもつときには、変量効果モデルは一致性をもたない。

このように時間を通じて一定の値をとり、かつ個別効果と相関する可能性がある変数を推計することは、通常のパネル分析の変量効果モデルや固定効果モデル、あるいは階差をとったモデルではできない。その解決方法のひとつに後述する Hausman and Taylor の推計方法がある。今回の分析では大震災被災地ダミー変数が推計期間を通じて一定であるため、Hausman and Taylor の推計モデルを採用する。

#### B. 内生性の問題

一本毎の推計であること、Hausman and Taylor 方式を採用することから、内生変数の扱いが課題となる。Hausman and Taylor の推計方法では内生変数をあらかじめ特定できることが仮定されている。

本稿では、理論的な要請から貸出供給関数については利ざや(=貸出金利-10年もの新発国債応募者利回り)を内生変数とした。これは貸し手の金融機関から見た貸出と債券投資の代替関係を考慮したものである。貸出需要関数(借入需要関数)については、借入金利を内生変数とした。信用保証残高関数については、貸出残高(=借入残高)を内生変数とした。代位弁済率関数については貸出金利を内生変数とした。

具体的に推計する関数は以下の4本である。ただし、右下添字 $i$ は都道府県、 $t$ は時点、震災ダミーは福島・宮城・岩手を1、他を0とするダミー変数、 $u$ は誤差項である。

信用保証を利用した企業金融

$$\begin{aligned} \text{代位弁済比率関数 (dairatio)}_{it} &= \text{定数項} + a_1 * \text{信用保証利用率 (useratio)}_{it} \\ &+ a_2 * \text{商業地地価 (land\_b)}_{it} + a_3 * \text{貸出金利 (kinri)}_{it} \\ &+ a_4 * \text{震災ダミー (earth)}_{it} + u_1 \end{aligned} \quad (1)\text{式}$$

時点を通じて変動する外生変数 useratio land\_b

時点を通じて変動する内生変数 kinri

時点を通じて不変な外生変数 定数項 earth

$$\begin{aligned} \text{信用保証債務残高関数 (lgaran)}_{it} &= \text{定数項} + b_1 * \text{貸出残高 (lloan)}_{it} \\ &+ b_2 * \text{信用保証利用率 (useratio)}_{it} + b_3 * \text{商業地地価 (land\_b)}_{it} \\ &+ b_4 * \text{震災ダミー (earth)}_{it} + u_2 \end{aligned} \quad (2)\text{式}$$

時点を通じて変動する外生変数 useratio land\_b

時点を通じて変動する内生変数 lloan

時点を通じて不変な外生変数 定数項 earth

$$\begin{aligned} \text{借入需要関数 (lloan)}_{it} &= \text{定数項} + c_1 * \text{信用保証債務残高 (lgaran)}_{it} \\ &+ c_2 * \text{倒産件数比率 (tousanritsu)}_{it} + c_3 * \text{信用保証利用率 (useratio)}_{it} \\ &+ c_4 * \text{住宅地地価 (land\_h)}_{it} + c_5 * \text{貸出金利 (kinri)}_{it} \\ &+ c_6 * \text{震災ダミー (earth)}_{it} + u_3 \end{aligned} \quad (3)\text{式}$$

時点を通じて変動する外生変数 lgaran tousanritsu land\_h

時点を通じて変動する内生変数 kinri

時点を通じて不変な外生変数 定数項 earth

$$\begin{aligned} \text{貸出供給関数 (lloan)}_{it} &= \text{定数項} + d_1 * \text{信用保証債務残高 (lgaran)}_{it} \\ &+ d_2 * \text{倒産件数比率 (tousanritsu)}_{it} + d_3 * \text{信用保証利用率 (useratio)}_{it} \\ &+ d_4 * \text{住宅地地価 (land\_h)}_{it} + d_5 * \text{貸出利ざや (rizaya)}_{it} \\ &+ d_6 * \text{震災ダミー (earth)}_{it} + u_4 \end{aligned} \quad (4)\text{式}$$

時点を通じて変動する外生変数 lgaran tousanritsu useratio land\_h

時点を通じて変動する内生変数 rizaya

時点を通じて不変な外生変数 定数項 earth

(注 ローマ字表記は推計結果の表記に対応)

(符号条件)

・震災ダミーの効果

震災地企業に対する金融的支援を考えると様々な対策が講じられたわけであるが、それらが理論的に十分な考慮が払われていたとは言いがたい。またその効果は、あらかじめ定まらなかったことが多いとも考えられる。たとえば資金需要一つにしても震災により工場や事務所、商店などの復旧資金がある一方で、将来見通しが不明確な震災後では、新規の借入はひとまず見合わせるということも考えられる。後者の効果が大きければ(3)式の $c_6$ は統計的には有意ではないであろう。将来の見通しが暗ければ、新規借入は抑制され $c_6$ の符号は負であろう。震災直後の借入を増やしたというのは相当楽観的な見方に立った場合であろう。

これは(4)式の貸出供給についても同様のことがいえるであろう。

代位弁済比率関数の $a_4$ の符号についても、震災の経済的打撃が大きければ有意に正となることが考えられる。しかし(前述の)震災地において倒産率に明確な動きが見られないことからすれば、震災の打撃は限定的であったとも考えられる。あるいは闇雲とまでいわれた大量に投じられた税による公共事業<sup>6)</sup>などが震災打撃をカバーしたとも考えられる。そうであれば $a_4$ は統計的に有意ではないであろう。

信用保証残高関数の震災ダミーの係数 $b_4$ の符号も定まらない。震災により経済活動が低迷していることを反映していれば有意に負であろう。震災による経営悪化の懸念が強ければ正であろう。それらが打ち消し合っていれば、統計的には有意ではないであろう。

・震災ダミー以外の説明変数

理論的に符号条件が定まるのは、貸出供給関数における利ざや(正)、借入需要関数における金利(負)である。

代位弁済率関数における信用保証利用率は、それが無審査保証で経営の悪化した企業の利用への広がりを示すならば、その係数は有意に正であろう。保証の利用により延命効果(たとえばとりあえずの返済猶予など)があれば、その係数は有意に負であろう。地価の上昇が担保価値の上昇を示していれば、その係数は負であろう。金利の上昇が金融の引き締め(下落が金融の緩和)を示していれば、その係数は正であろう。

信用保証残高関数における信用保証利用率の係数は正が期待される。商業地地価もその上昇が地域経済の活発化や借入需要の増大と結びついていけば、その係数も正なることが期待される。金融機関が、信用保証の利用を前提に貸出をしていたことを考えれば貸出残高の係数は正となることが

---

6) 震災被害の過大推計とそれに基づく復興予算規模の膨張については、齋藤・中川・顧[2015]を参照のこと。

予期される。

貸出供給関数における貸出残高の符号は、同様の理由で正であろう。倒産件数比率の符号は負が予想される。信用保証利用率の符号は、信用保証残高を制御しているの、それが経営の悪化した企業への利用の広がりを示すものであれば負となることが期待される。住宅地地価の符号は正が期待される。

貸出需要関数（借入関数）における信用保証債務残高の符号は正が予想される。倒産件数比率の符号は定まらないであろう。信用保証利用率の符号は、貸出供給関数と同じく負が期待される。住宅地地価の符号は正が期待される。

## 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況」によっている。

#### ・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、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。

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ることが望ましい。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、中小企業の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った。そのため、本稿では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、代位弁済（対数値）

マクロデータについては(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<sup>7)</sup>の保証債務残高、保証承諾、代位弁済金額を用いた。上記

---

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。

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た。しかし2012年6月以降、中小企業庁が「金融機関別の代位弁済状況」について四半期ごとにホームページで更新すると同時に、各信用保証協会別の保証残高と代位弁済を公開している。このデータによった。

なお、代位弁済比率については、代位弁済額/0.5\*（保証残高+保証残高（-1））とした。

・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基準価格(国土利用計画法に基づき各都道府県が公表)を用いた。

・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大手銀行の貸出シェア合計が20%を超えるケースについては、大手銀、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。具体的に大手銀行のシェアを考慮したのは、大手銀行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<sup>8)</sup>の10都道府県である。

以上、推計に用いる各変数の記述統計量は表3に示す通りである。

表3 推計に用いる各変数の記述統計量

変数名	変数記号	平均	標準偏差	最小値	最大値	データ数
都道府県別民間銀行貸出残高（対数値）	lloan	10.5691	0.9871	9.1827	14.3993	188
都道府県別信用保証残高（対数値）	lgaran	12.9929	0.9007	11.5758	15.5021	188
都道府県別代位弁済比率（％）	dairatio	2.0667	0.6405	0.6746	4.4816	141
都道府県別信用保証利用率（％）	useratio	12.1413	4.3172	2.5220	22.8279	188
都道府県別民間銀行貸出金利（％）	kinri	1.6726	0.2208	1.2648	2.5273	188
kinri-10年もの国債応募者利回り	rizaya	0.8494	0.2038	0.4103	1.6362	188
都道府県別商業地地価（対数値）	land_b	6.8878	0.7345	5.6870	9.5755	188
都道府県別住宅地地価（対数値）	land_h	5.9942	0.6240	5.0304	8.0478	188
震災地ダミー	earth	0.0638	0.2451	0.0000	1.0000	188

8) 北海道における大手銀行のシェアは北海道拓殖銀行の経営破綻以降低下し、直近の2014年3月期におけるシェアは9.6%となっているが、データの継続性を考慮して、全期間について大手銀行のシェアを考慮した貸出金利を作成した。

## 4-2 計量方法

先述の通り、本稿の分析期間は2011年3月期以降であり、震災ダミーは期間を通じて変わらない。他方、それぞれの関数の説明変数の中には、内生変数となるものがあると考えられる。そのため推計はHausman and Taylorの推計方法を用いる。

まず、次の式について考える。

$$y_{it} = b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + r_1 w_{1i} + r_2 w_{2i} + \alpha_i + v_{it} \quad (4-1)$$

ここで $x_1$ は時間を通じて変動する説明変数で個別効果 $\alpha_i$ とは無相関、 $x_2$ は時間を通じて変動する説明変数で $\alpha_i$ とは相関する。 $w_1$ は時間を通じて変動しない説明変数で $\alpha_i$ とは無相関、 $w_2$ は時間を通じて変動しない説明変数で個別効果 $\alpha_i$ とは相関すると仮定する。いずれの変数も $v_{it}$ とは相関せず、 $b_1$ ,  $b_2$ ,  $r_1$ ,  $r_2$ は推定されるべき係数である。

(4-1)式にある変数( $x_{2i}$ と $w_{2i}$ )は個別効果 $\alpha_i$ と相関するのでプレーンOLSで推計すると一致推計量を得られない。グループ変換を行う場合、 $r_1 w_{1i} + r_2 w_{2i}$ が消えるので $r_1$ と $r_2$ の推定量が得られない。(4-1)式を操作変数法で推定するために、 $x_{1i}$ と $w_{1i}$ の操作変数として $x_{1i}$ と $w_{1i}$ を利用すればよいが、 $x_{2i}$ と $w_{2i}$ の操作変数が必要である。

Hausman and Taylor [1981]は $x_{2i}$ と $w_{2i}$ の誘導型方程式について次の仮定を置いた。

$$x_{2i} = \pi_{11} x_{1i} + \pi_{12} w_{1i} + \beta_i + w w_{1i} \quad (4-2)$$

$$w_{2i} = \pi_{21} \overline{x_{1i}} + \pi_{22} w_{1i} + \gamma_i + w w_{2i} \quad (4-3)$$

ここで、ここで $\pi_{ij}$ は( $i, j=1, 2$ )は係数で、 $\beta_i$ と $\gamma_i$ は主体効果で(4-1)式にある主体効果 $\alpha_i$ と相関する。誤差項 $w w_{1i}$ と $w w_{2i}$ は、経済主体個別効果 $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ と $\gamma_i$ , 説明変数 $x_{1i}$ と $w_{1i}$ , および $v_{it}$ とは相関しないと仮定する。(4-3)式と仮定より、 $w_{2i}$ の適切な操作変数として $\overline{x_{1i}}$ を利用できる。識別のためには $x_{1i}$ に含まれる個数が $w_{2i}$ に含まれる個数以上であることが必要である。(4-2)式をそのままみると、 $x_{2i}$ の操作変数として $x_{1i}$ と $w_{1i}$ を利用することが考えられるが、 $x_{1i}$ と $w_{1i}$ は $x_{1i}$ と $w_{1i}$ の操作変数として利用するので、操作変数が足りないようである。しかし、(4-2)式にグループ変換を適用すると、

$$x_{2i} - \overline{x_{2i}} = \pi_{11} (x_{1i} - \overline{x_{1i}}) + (w w_{1i} - \overline{w w_{1i}}) \quad (4-4)$$

が得られる。通常のグループ変換と同様に、 $\beta_i$ を消去することができる。(4-4)式より、 $x_{2i} - \overline{x_{2i}}$ は $\beta_i$ に依存しないので、 $\alpha_i$ と相関しないことになり、 $x_{2i}$ の操作変数として利用できる。結果として(4-1)式を操作変数法で推定するために、 $x_{1i}$ ,  $w_{1i}$ ,  $x_{2i} - \overline{x_{2i}}$ ,  $\overline{x_{1i}}$ を利用すればよい。これによって係数の一致推定量が得られるが、 $\alpha_i$ を消去していないので、共分散行列を修正する必要がある。そうでなければ推定量は効率性をもたない。

より効率性のある推定量を得るために、まずデータをバランスしたものとし、(4-1)式にある誤差を $VV_{it} = \alpha_i + v_{it}$ とし、変量効果モデルとして変換する。

$$y_{it} - c\bar{y}_i = b_1 (x1_{it} - c\bar{x1}_i) + b_2 (x2_{it} - c\bar{x2}_i) + r_1 (1-c) w1_i + r_2 (1-c) w2_i + (v_{it} + c\bar{v}_i)$$

$$\text{ただし、 } c = 1 - \sigma_v / [T\sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2]^{1/2} \quad (4-5)$$

問題はcにある $\sigma_\alpha^2$ と $\sigma_v^2$ の推定である。

その推計は以下のように行う。まず(4-1)式に通常のグループ内変換を適用すると、次式のように主体効果を取り除くことができる。次の固定効果モデルをOLSで推計する。

$$y_{it} - \bar{y}_i = b_1 (x1_{it} - \bar{x1}_i) + b_2 (x2_{it} - \bar{x2}_i) + v_{it} - \bar{v}_i \quad (4-6)$$

(4-6)式をOLSで推定し、 $b_1$ と $b_2$ の推定量を $\hat{b}_1$ と $\hat{b}_2$ とする。仮定より(4-6)式にある説明変数、 $(x1_{it} - \bar{x1}_i)$ と $(x2_{it} - \bar{x2}_i)$ は、誤差項 $v_{it} - \bar{v}_i$ と相関しないので、 $\hat{b}_1$ と $\hat{b}_2$ は一致性はもつが効率的な推定量ではない。(4-6)式のOLS残差を $\hat{v}_{it}$ とし、この残差より

$$\hat{\sigma}_v^2 = \sum \sum \hat{v}_{it}^2 / (\text{全サンプル数} - \text{個別主体数}) \quad (4-7)$$

を求める。 $\hat{\sigma}_v^2$ は $\sigma_v^2$ の一致推定量である。

次に $\sigma_\alpha^2$ の推定を行う。まず、(4-6)式のOLS推定量を利用し、次の残差を作る。

$$EEi = \bar{y}_i - \hat{b}_1 \bar{x1}_i - \hat{b}_2 \bar{x2}_i \quad (4-8)$$

(4-1)式よりグループ平均を作ると

$$\bar{y}_i = b_1 \bar{x1}_i + b_2 \bar{x2}_i + r_1 w1_i + r_2 w2_i + \alpha_i + \bar{v}_i \quad (4-9)$$

が得られ、(4-8)式と(4-9)式を合わせると、

$$EEi = r_1 w1_i + r_2 w2_i + \alpha_i + \bar{v}_i + (b_1 - \hat{b}_1) \bar{x1}_i + (b_2 - \hat{b}_2) \bar{x2}_i \quad (4-10)$$

が得られる。 $EEEit = EEi \quad \forall i, t$ とし、

$$EEEit = r_1 w1_i + r_2 w2_i + \alpha_i + \bar{v}_i + (b_1 - \hat{b}_1) \bar{x1}_i + (b_2 - \hat{b}_2) \bar{x2}_i \quad (4-11)$$

仮定より、 $w2_i$ は $\alpha_i$ と相関するので、(4-11)式をOLSで推計すると一致推定量が得られない。

(4-10)式を操作変数法で推定し、操作変数として $\bar{x1}_i$ と $w1_i$ を利用すれば $r_1$ と $r_2$ の一致推定量が得られる。

(4-9)式の誤差項の分散を操作変数法で推定したものを $(\hat{\sigma}^{*2})$ とすると、 $(\hat{\sigma}^{*2})$ は(4-12)式にある $\sigma^{*2}$ の一致推定量になる。

$$\sigma^{*2} = \sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2 / T \quad (4-12)$$

そこから、

$$\sigma_\alpha^2 = \hat{\sigma}^{*2} - Q\hat{\sigma}_v^2 / T \text{となる。最後に、操作変数法で(4-5)式を推計する。}$$

## 5. 推計結果

推計結果は表4に示されている。

表 4 推計結果 (Hausman-Taylorの推計)

1. 代位弁済比率関数

	(変数名)	係数	標準偏差	t値	p値
[時点を通じて変動する外生変数]					
	useratio	-0.0841	0.0477	-1.7600	0.0780
	land_b	-0.1411	0.3446	-0.4100	0.6820
[時点を通じて変動する内生変数]					
	kinri	2.0309	0.4348	4.6700	0.0000
[時点を通じて不変な外生変数]					
	earth	-0.1747	1.1508	-0.1500	0.8790
	定数項	0.7643	2.2691	0.3400	0.7360
	$\sigma_u$	2.1751			
	$\sigma_e$	0.3284			
	$\rho$	0.9777			

2. 信用保証債務残高関数

	(変数名)	係数	標準偏差	t値	p値
[時点を通じて変動する外生変数]					
	useratio	0.0675	0.0027	25.1800	0.0000
	land_b	0.1203	0.0386	3.1200	0.0020
[時点を通じて変動する内生変数]					
	lloan	0.6147	0.0649	9.4700	0.0000
[時点を通じて不変な外生変数]					
	earth	-0.0106	0.3184	-0.0300	0.9730
	定数項	4.8479	0.7516	6.4500	0.0000
	$\sigma_u$	0.5713			
	$\sigma_e$	0.0270			
	$\rho$	0.9978			

3. 金融機関貸出供給関数

	(変数名)	係数	標準偏差	t値	p値
[時点を通じて変動する外生変数]					
	lgaran	0.6623	0.0553	11.9800	0.0000
	tousanritsu	-0.0274	0.0245	-1.1200	0.2630
	useratio	-0.0493	0.0042	-11.7700	0.0000
	land_h	0.0659	0.0537	1.2300	0.2190
[時点を通じて変動する内生変数]					
	rizaya	0.0620	0.0196	3.1600	0.0020
[時点を通じて不変な外生変数]					
	earth	-0.0712	0.3329	-0.2100	0.8310
	定数項	2.1265	0.7054	3.0100	0.0030
	$\sigma_u$	0.5837			
	$\sigma_e$	0.0148			
	$\rho$	0.9994			

4. 金融機関借入需要関数

	(変数名)	係数	標準偏差	t値	p値
[時点を通じて変動する外生変数]					
	lgaran	0.5246	0.0529	9.9100	0.0000
	tousanritsu	0.0067	0.0225	0.3000	0.7650
	useratio	-0.0374	0.0042	-8.9900	0.0000
	land_h	0.2529	0.0574	4.4100	0.0000
[時点を通じて変動する内生変数]					
	kinri	-0.1516	0.0222	-6.8300	0.0000
[時点を通じて不変な外生変数]					
	earth	-0.0231	0.3237	-0.0700	0.9430
	定数項	2.9388	0.6175	4.7600	0.0000
	$\sigma_u$	0.5591			
	$\sigma_e$	0.0129			
	$\rho$	0.9995			

## (1) 震災の影響

代位弁済比率関数、信用保証債務残高関数、借入需要関数、貸出供給関数のいずれにおいても、震災ダミー変数の係数は統計的に全く有意ではない。震災が経済的には全く影響していないと考えることもできる<sup>9)</sup>。

今ひとつの見方は、政府などによる復興支援策などの金融に対するニーズの拡大効果と、震災による企業経営のダメージのマイナス効果が相殺したと考えることもできる。

しかし、いずれにせよ、あれだけの震災が結果として影響していないということは注目される。今後の災害後の対策のあり方に課題を投げかけるものである。いたずらに規模を追うのではなく、事前の効果できるだけ見極めて展開しないと、多大な税の投入も結果として何の成果も生まないということ示すものであり、大きな注意点を示唆するものである。

## (2) 震災ダミー以外の変数の効果

### (2-1) 代位弁済比率関数と信用保証債務残高関数

代位弁済率関数においてkinriの係数は1%水準で有意に正である。弾性値は1.6436(=2.031×1.6726/2.0667)とかなり高いことが注目される。貸出需給関数のkinriやrizayaの結果と合わせるとゼロ金利と言われる下でも、金利機能はかなり強力に機能していたことがうかがわれる。useratio(都道府県別信用保証利用率)の係数は負であるものの、統計的にはもはや5%水準で有意ではない。

信用保証残高関数においてuseratio、lloanの係数が1%水準において有意に正であることは予想された所である。

### (2-2) 貸出供給関数と借入需要関数

注目されるのは貸出供給関数でrizayaが1%水準で有意に正、借入需要関数でkinriが1%水準で有意に負と、金利機能が十分に働いていることである。長く続くゼロ金利政策で金利機能の低下が指摘されていることからすれば意外である。その弾性値が、平均値の周りで貸出供給関数0.05266(=0.0620×0.8494)、貸出需要関数-0.2536(-0.1516×1.6726)とかなり高いものがある。

貸出供給関数でlgaran(都道府県別信用保証残高)の係数は1%水準で有意に正(弾性値は0.66)、useratioの係数は1%水準で有意に負(弾性値は平均値の回りで-0.60(=-0.0493×12.14))となっている。保証残高の伸びと保証利用率の効果がほぼ相殺されていることが注目される。これはほとん

---

9) 内田他[2015]の分析によれば、被災地の大多数の企業については震災の影響が比較的短期に解消され企業活動・企業金融上の問題は限定的であったとされる。

ど無審査といわれる信用保証制度の問題点を改めて示すものである。

useratioをコントロールした貸出供給関数の推計式において、tousanritsuが統計的に有意ではないことも注目される。無審査に近いといわれる信用保証制度の下で、その利用率の広がりには経営悪化した企業の広がりを示すものとして銀行＝金融機関に評価されている可能性を示唆している。

## 6. おわりに

本稿では、最近利用が可能となった信用保証残高や代位弁済率の都道府県別データを利用して、

①東日本大震災の影響を考慮した中小企業金融の姿を、②ゼロ金利下＝低金利下と言われる中で金利機能の実際、③ほとんど無審査と言われる信用保証制度の問題を、震災ダミーが時点を通じて一定(不変)であるという特性を踏まえてHausman-Taylorの推計式により検討した。

そこでは、

- ① 東日本大震災は中小企業金融には影響していないこと、
  - ② 金利機能はかなり強く機能していたこと、
  - ③ 無審査の信用保証の利用率の広がり、貸出の抑制につながっていること、
- を明らかにした。

無審査の信用保証制度の利用の広がりが資金の供給を抑制していることは、改めて厳格な審査に基づく信用保証制度への原点への回帰が必要なことを示唆するものである。

### (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・植杉・小野・細野・宮川[2015], 「大震災と企業行動・企業金融」, 齋藤誠編『震災と経済』第6章, 東洋経済新報社
- 岡田悟[2013], 「信用保証制度をめぐる現状と課題」, 国立国会図書館『調査と情報』第794号
- 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.
- 齋藤誠・中川雅之・顧濤[2015], 「東日本大震災の復興予算はどのように作られたのか」, 齋藤誠編『震災と経済』第1章, 東洋経済新報社.
- 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－」, 東洋大学『経済論集』第30巻2号, pp.17-36.
- 竹澤康子[2011], 「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－」東洋大学『経済論集』第37巻1号, pp.43-62.
- 中野かおり・中西信介[2013], 「リーマン・ショック後の中小企業金融支援策－中小企業金融円滑化と緊急保証

- 制度－], 参議院事務局企画調整室『立法と調査』No.337, pp.56-66.
- 深澤映司[2006], 「公的信用保証制度と地域間リスクシェアリング」, 国立国会図書館『レファレンス』第56巻, pp.71-94.
- 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.
- 安田行宏[2010], 「信用金庫の貸出行動と信用保証との関係について」, 『東京経大会誌』第268号, pp.19-35.
- 安田行宏[2011], 「信用保証制度が銀行のリスクテイクに与える影響について」, 『東京経大会誌』第272号, pp.3-13.
- 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.
- 家森信善[2013], 「金融危機下での中小・地域金融」, 日本経済学会・金融経済研究特別号『なぜ金融危機は起こるのか－金融経済研究のフロンティア』所収, 東洋経済新報社.
- 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.
- Hausman, J.A. and W.E.Taylor[1981], *Panel Data and Unobservable Individual Effects*, *Econometrica*, Vol.49, No.6, pp.1377-1398.
- Hsiao, C[2003], *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, pp.119-126.
- Wooldridge, J[2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data[second]*, MIT Press, pp.89-238.