信用金庫の貸出行動と信用保証との関係についての実証分析

安　田　行　宏

1．はじめに

本稿の目的は世界金融危機前後の時期，具体的には2007年から2009年（2006年度から2008年度）の時期において，信用保証協会による保証と信用金庫（以下，信金と略記）の貸出行動の関係について実証的に検証を行うことである。米国発のサブプライムローン問題は，輸出企業関連の販売不振に象徴されるように，日本に対しても深刻な影響を与えている。実際，2009年の第一四半期では，年率換算で14.2％のマイナスに落ち込んだ。こうした影響は，無論，中小企業に対してより深刻である。日銀短観によれば，中小企業の業況判断DIは2007年に入ってから悪化が続いている。中小企業の資金繰りに目を転じると，原油など原材料価格の高騰による収益の圧迫を受けて2007年度から弱含み，2008年後半には世界金融危機の影響による急速な景気後退が追い打ちをかけた。こうした中小企業の資金繰りの悪化を受けて，政府は2008年10月31日に緊急保証制度を創設し，現在では総額30兆円の予算規模を計上している。

本稿では，緊急保証制度を意識しながら，公的な信用保証制度が信金の融資行動にどのような影響を与えるのかについて実証的に分析する。本稿が信金を分析対象とするのは，データの制約による部分が実は大きい。実際，分析対象期間において，個別金融機関レベルで信用保証協会の保証関連のデータは信金においてのみ入手できる状況である。しかし，中小企業金融において信金の占める位置は決して小さなものではないし，信金に対する信用保証制度の影響を明示的に分析したものは存在しない。また，信金は都市銀行や地方銀行の普通銀行とは違って協同組織金融機関であり，必ずしも銀行と同列に扱うのが望ましいかは明確に言えないことを鑑みると，信金に焦点を当てて分析することの意義も大きいと考える。

信用保証に関する先行研究は前述のデータの制約もあり，1990年代後半から時限的に導入された「特別保証」制度の影響を検証するものである[1)]。そこでの主な論点は，いわゆる「旧債振替」に利用される可能性を懸念して，「特別保証」の利用が本当に貸出の増加につながっているか否かであった。本稿でも基本的な視点は同じであるが，より重要な問題は，貸出が増えたか否かではなく，どの程度増えたかであると考える。なぜなら確かに「旧債振替」の問題は生じるおそれはあるが，信用保証の利用を全て代替するとは考えにくいからである。

すなわち，中小企業貸出自体は純増すると考えるのが妥当であり，問題はどの程度であったかという点を把握することであると思われる。こうすることで政策効果の予測の判断材料の一つとなるからである。無論，過去の先行研究の中には，信用保証が全く貸出の増加につながらなかったというものも存在するので，信用保証制度が貸出を増やすか否かの検証自体を否定するものではない。むしろ，そうした検証に加えてインパクトをきちんと測定することを本稿では重視するということである。

本稿の主な結果をまとめると以下の通りである。

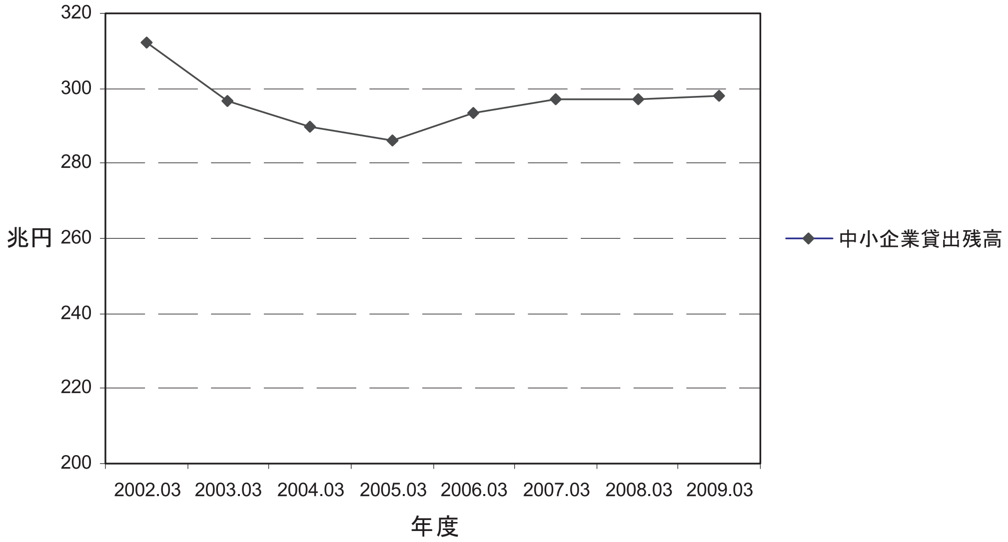
第一に，信用保証によってネットの総額としては中小企業貸出を増加させることが改めて確認された。推計結果によると，1 単位の保証付貸出の増加に対して，中小企業貸出残高が 0.5 単位増加することを示している。例えば，1 千万円の信用保証の増加であれば，500 万円の中小企業貸出の増加が（平均的に）あることを示している。したがって，他の条件を一定として，信用保証貸出の増額分がそのまま信金の中小企業貸出の増加につながる訳ではないことを含意している。この理由として，そもそも満期を迎え，例えば景気後退に伴い中小企業が借入を控える結果として貸出残高が減少している可能性や，金融機関による借り換えの拒否の可能性，借り換えによる「旧債振替」が行われている可能性などがあると考えられる。

第二に，信用保証の貸出への影響を，総貸出で評価すると，保証貸出の増加の効果はかなり削減されることである。先の例で言えば，1 千万円の信用保証の増加があっても，（信用保証付きの中小企業貸出を含んで）たかだか 200 万円の総貸出の増加が（平均的に）あることになる。言い換えると，800 万円分の総貸出の減少があることを含意している。つまり，先の推計結果を敷衍すると，総額で 300 万円の中小企業貸出以外の（中堅企業向けの）貸出が減少していることになる。ネットの総額としては貸出を増加させるものの，その影響はかなり限定的となることが分かる。

しかし，第一と第二に結果を踏まえると，第三の結果として，信用保証による信金への金融の円滑化を念頭においた貸出に対する下支えの効果はやはり大きいということである。第一と第二の結果より，景気後退に伴う貸出需要の減少を反映して中小企業で 500 万円の減少と，中小企業以外の中堅企業で 300 万円の減少の合計 800 万円の減少が生じていると推察される。そうであれば，信用保証の利用によって 1 千万円の中小企業貸出の増加があったために結果として合計で 200 万円（1000 万円－ 800 万円）の純増になったと解釈できる。つまり，中小企業以外の総貸出が減少している事実を，景気後退に伴う貸出需要の減少や信金からの借りれ拒否などを反映しての結果であると捉えるならば，政策の効果の比較参照点（ベンチマーク）は貸出額が変化しなかったケースではなく，800 万円の減少のケースとなる。このように考えると，信用保証による信金への貸出増加に対する下支えの効果はやはり大きいということになる。

本稿の構成は以下の通りである。次節では，近年の中小企業金融の状況について簡単に概

図 1　国内銀行の中小企業貸出残高の推移



観する。第 3 節では，信用保証協会の近年の動向に触れながら，緊急保証制度の特徴についてまとめる。第 4 節では実証分析の方法について述べ，第 5 節で実証結果をまとめる。

第 6 節では，頑健性の検証を行い，第 7 節で今後の課題を簡単にまとめ結びとする。

2．中小企業金融の近年の動向

本節では，中小企業金融の置かれた状況を把握するために，金融機関の貸出に関するデータを概観することにしたい。図 1 は国内銀行の中小企業向け貸出残高の推移を 2002 年からプロットしたものである[2)]。2004 年度まで中小企業貸出残高は減少傾向にあったが，その後増加傾向を維持している。したがって，資金繰りは 2007 年度から弱含みに転じているが，貸出残高の合計で見る限り，国内銀行は中小企業の資金繰りに対して一定の下支えをしていることが伺える[3)]。

図 2 は，今回の分析対象期間である 2006 年度から 2008 年度までの 3 年間における信金の中小企業貸出のシェアを国内銀行に対してパーセント表示したものである。図 2 より，信金の中小企業向け貸出のシェアは 10 %台後半で推移している。すなわち，信金の中小企業金融における役割は，図 2 が国内銀行全体に対する比率であることを勘案すれば，やはり大きいことが再確認できる。

これに対して，図 3 は信金の総貸出金残高と中小企業向け貸出残高を表示したものである。信金の総貸出金は，昨今の原材料の高騰や世界金融危機の最中ではあるものの約 63 兆円から

図 2　信用金庫の中小企業貸出残高シェア

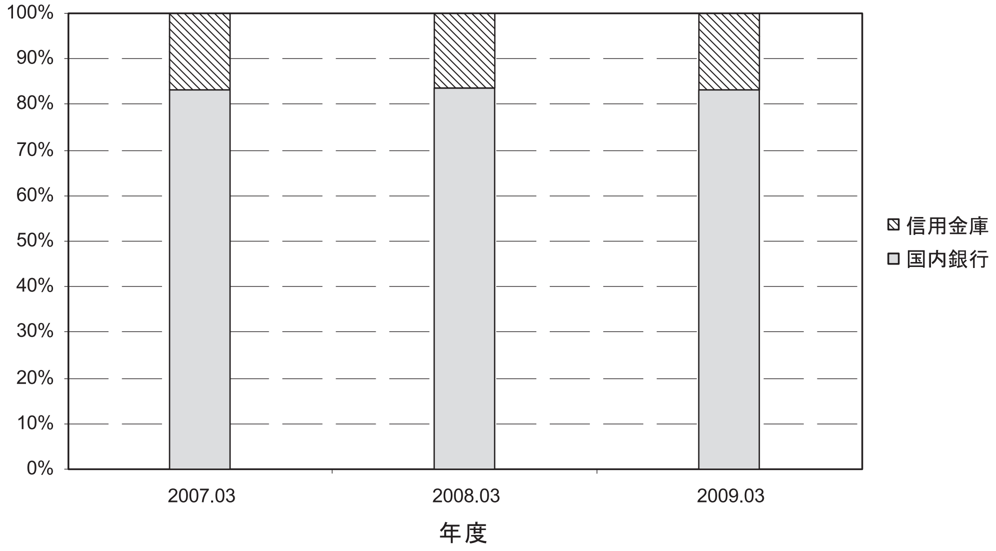
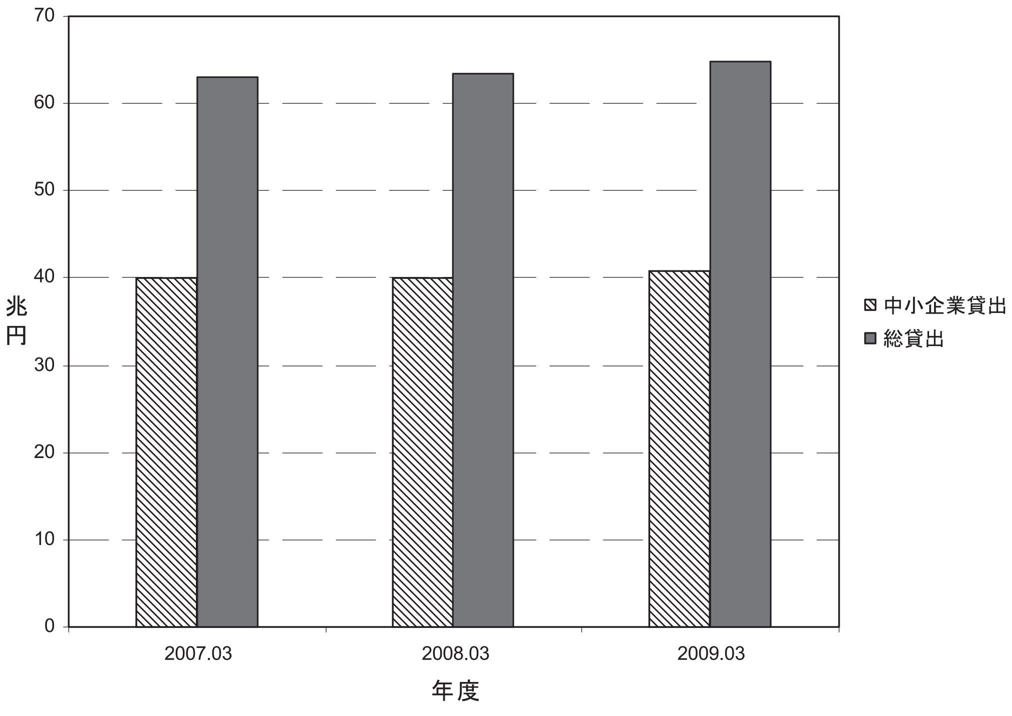


図 3　信用金庫の貸出残高の推移



65 兆円へ増加している。中小企業向けの貸出残高も 3 年間を通じて，増加率は総貸出金ほどではないが，約 40 兆円から 41 兆円へ増加している。したがって，国内銀行の貸出金残高の傾向と同じく，信金も中小企業の資金繰りの悪化に対して一定の下支えをしていると解釈できると思われる。

こうした中小企業向け貸出増加への効果の一つとして信用保証制度が考えられるので，次節では，信用保証協会の信用保証の近年の動向について概観する。

3．近年の信用保証制度の制度的概観と近年の動向

信用保証制度は，全国 52 の保証協会から中小企業から保証料を受け取りる代わりに民間金融機関の貸出に対して保証をつける信用補完業務を行うものである。中小企業が倒産して借入金の返済ができなくなった場合には，保証協会が返済を肩代わりする（これを代位弁済という）。日本における信用保証制度は，これまで 100 %保証，固定料率といった特徴を有していたことから，中小企業，金融機関のモラルハザードを惹起すると懸念されてきた[4)]。1990 年代後半に時限的に導入された「特別保証」では，代位弁済の急増から批判が相次いだのは記憶に新しい。こうした反省もあって，2007 年 10 月より保証の範囲を借入金の全額 100 %の保証から，80 %保証とする部分保証制度が導入されるとともに，保険料率も中小企業の財務状況に応じて 1.15 %を中心に可変的保険料率（1.9 %から 0.45 %の 9 段階）となるなど，制度改正が行われている[5)]。

図 4 は，信用保証協会の保証債務残高を 2002 年からプロットしたものである。図 4 からみると，「特別保証」の期限である 2002 年 3 月以降，保証債務残高は減少傾向が続いたが，2006 年 3 月を底に増加基調にあるといえる。特に 2009 年 3 月の増加が目立つ。図 5 の保証承諾件数を見ても，2005 年 3 月から 2006 年 3 月にかけて急増し，2004 年 3 月の 140 万件に迫る上昇である。

この背景には緊急保証制度の導入がある（原材料価格高騰対応緊急保証）。2008 年 10 月 31 日から 1 年半の期限で導入され，当初は 6 兆円規模を想定し，対象業種も当初は 545 種であった。緊急保証は，責任共有制度の対象外であり（すなわち，100 %保証），無担保融資（8000 万円）と併せると総額 2 億 8000 万円まで利用可能である。保証期間は 10 年以内と一般保証よりも長く，保証料率も 0.8 %以下という特徴がある。

その後，総額 30 兆円規模まで拡張されるとともに，2010 年 2 月 15 日からは「景気対応緊急保証」として，当初の緊急保証の期限である 22 年 3 月 31 日より 1 年間延長された。また，景気対応緊急保証では，原則全業種まで拡大された。

その他，緊急保証の利用に関する大きな特徴として，平均売上げ高や平均売上げ総利益率が前年同期比で 3 %以上低下していることを利用条件としている。1990 年代後半に導入され

図 4　保証債務残高の推移

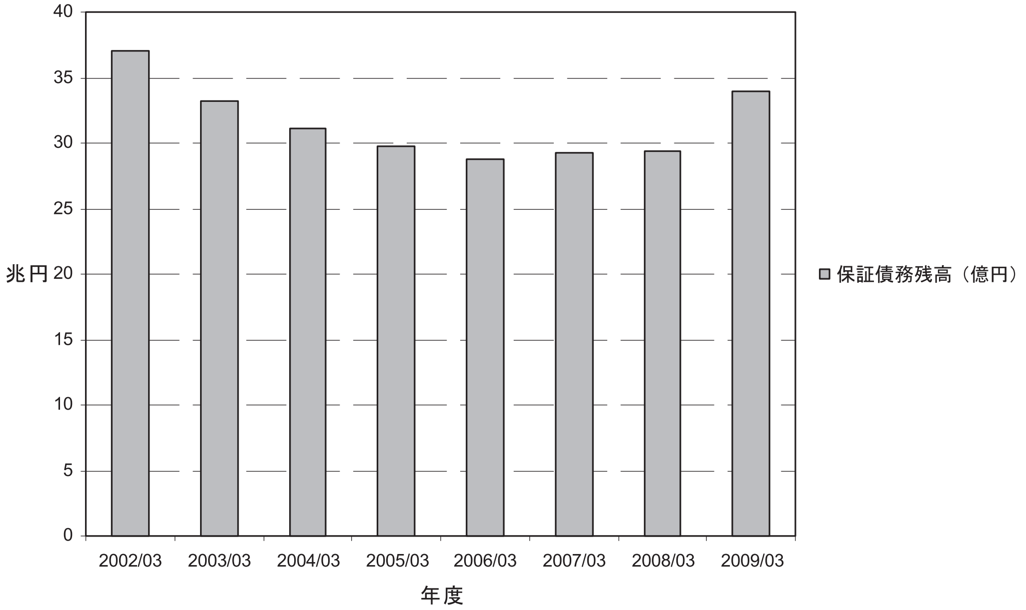


図 5　保証承諾（件数）

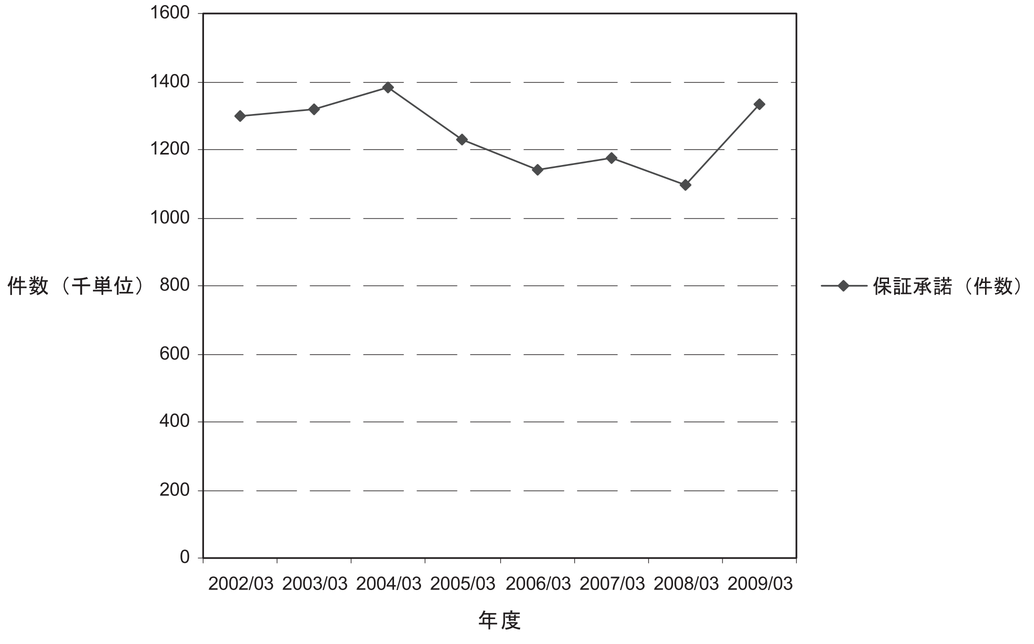
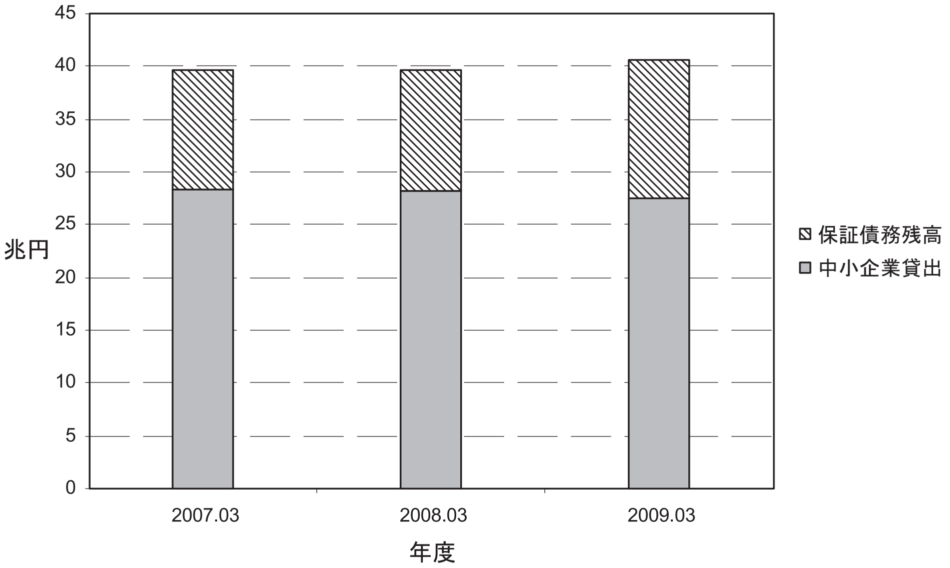


図 6　信用金庫の保証債務残高・中小企業貸出



た「特別保証」のいわゆるネガティブリストに該当しない場合は原則として保証が承諾されるケースとは利用要件が大き異なる。したがって，ほぼ無条件に信用保証を利用できたと言われる前回の「特別保証」のケースと，今回の「緊急保証」のケースでは利用可能条件の相違のために金融機関の貸出行動への影響が異なる可能性があり，この意味でも近年を対象とした分析には一定の意義があると考える。

次に，本稿で分析対象とする信金でどのくらいの信用保証が利用されているのかを表したのが図 6 である。図 6 の総額は図 3 の信金の中小企業貸出の額と同じであり，そのうちどのくらいの割合に信用保証が付いているかを表している。2007 年 3 月が約 11 兆 4000 億円，2008 年 3 月が約 11 兆 6000 億円だったものが，2009 年 3 月には約 13 兆 2000 億円まで 1 兆 6000 億円増加している。この全ての理由が緊急保証の利用である訳ではないが，2009 年 3 月までの累積での緊急保証の承諾額が普通銀行などを含めて総額で 9 兆 1810 億円であることを鑑みると，信金おいても例に漏れず緊急保証の影響を少なからず受けていることが分かる。そこで次節から，本節までの状況を踏まえ，信金の個票データに基づき，信用保証と信金の貸出行動の関係の分析を行っていく。

4．実証分析

本節では，前節までの考察を踏まえ，信用保証が信金の貸出行動に与える影響につて定式化し，実証分析を行う。具体的には 2007 年から 2009 年までの信金のパネルデータを用いて，

信金の貸出供給関数の推計を行い，信用保証が貸出に対して与える影響を検証する。信金の財務データは Financial Quest より収集している。中小企業貸出については金融の HP より個別信金の資料をダウンロードして手入力で収集した。

信用保証（一般保証と緊急保証を含む）が信金の貸出行動に対してに与える影響をみるために，以下のパネルデータに基づく定式化の下で推計した。

$$LOAN_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_1 CG_{i,t} + \alpha_2 EQCAPLEV_{i,t} + \alpha_4 BL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで説明変数は以下のように定義される。

CG；各年度末の各信金のディスクロージャー誌に記載のある担保別内訳の「信用保証協会，信用保険」を信用保証の残高の代理変数として用いる[6)]。

EQCAPLEV；各年度末の各信金の会員勘定である。

BL：各年度末の各信金の不良債権額を表す。本稿では，信用金庫法に基づく，破綻先債権額，延滞債権額，3ヵ月以上延滞債権額，貸出条件緩和債権額の合計額を用いている。

被説明変数の *LOAN* には 2 種類の変数を用いている。第一に，中小企業向け貸出の変数として，中小企業貸出残高から各信金のディスクロージャー誌に記載された業種別貸出残高の「個人その他」を除いた金額とし，これを *Small Loan* と表記する。第二に，貸出金の合計であり，これを *Total Loan* と表記する。なお，実証分析の際には，全ての説明変数は資産額（百万円単位）*AT* で割って基準化している。また，各年の年次ダミーを加えて推計している。

本稿において最も関心のある変数は，*CG* の係数である。信用保証が中小企業の資金繰りの悪化に対して，これを緩和する効果を持つならば，符号は正であり統計的に有意であることが期待される。信用保証に関する先行研究によると，信用保証に関する主な論点は，いわゆる「旧債振替」に利用される可能性を懸念して，「特別保証」の利用が本当に貸出の増加につながっているか否かであった。言い換えると，信用保証の利用によって，中小企業の資金のアベイラビリティーが改善しているかであった。そして，その検証を統計的に の係数が有意か否かで判断するのである。

本稿でも基本的な視点は同じであるが，より重要な問題は，貸出が増えたか否かというよりも，むしろ，どの程度増えたかであると考える。なぜならば，確かに「旧債振替」の問題は生じるおそれはあるが，それが信用保証の全て代替するとは考えにくいからである。すなわち，中小企業貸出自体は純増すると考えるのが妥当であり，問題はどの程度であったかという点を実証的に把握することであると思われる。こうすることで政策効果の予測の判断材料の一つとなるからである。無論，過去の先行研究の中には，信用保証が全く貸出の増加につながらなかったというものも存在する（松浦・竹澤（2001））ので，信用保証が貸出を増やすか否かの検証自体を否定するものではない。

EQCAPLEV は，普通銀行の自己資本に対応する変数であり，信金の健全性の指標である。健全な信金ほど貸出を増やす余力があると考えられるので，係数は正であり，統計的に有意

表 1　記述統計量

	Average	Median	Standard Deviation
0 Assets (million yen)	437079	251003	534150
1 Total loans (%)	50.41	50.63	8.98
2 CG(%)	9.31	8.85	3.97
3 EQCAPLEV(%)	5.36	5.04	2.02
4 CAPR (%)	12.92	11.71	5.77
5 BL(%)	3.91	3.46	1.97
6 ROA (%)	-0.04	1.22	0.59
7 Portfolio(%)	31.12	30.99	9.08

Note : 1 行から 6 行までは資産に対する比率。7 行のみ総貸出に対する比率。

であることが期待される。金融監督政策との対応で考えると，信金に対する自己資本比率規制が銀行と同様に存在するため，*EQCAPLEV* と同じ趣旨で，しかし異なる変数として金融庁によって定められた国内基準に基づく自己資本比率 *CAPR* を用いる。

BL は不良債権額で，不良債権が多い信金は，*EQCAPLEV* とは逆に財務的に脆弱なことを示しているので，係数は負で統計的に有意であることが期待される。

なお，各変数の記述統計量をまとめたのが表 1 である。

5．実証結果

表 2 は前節の定式化にしたがって推計した実証結果である。推計に固定効果モデルを用いている。Pooled OLS，変量効果モデルのそれぞれに対して，F 検定とハウスマン検定の結果として固定効果モデルが選択された。

1 行目に，信用保証の係数である *CG* が記載されている。第 1 列から 4 列までが中小企業貸出を表す *Small Loan* を被説明変数として，(1) 式を基本にいくつかの定式化の下で推計している。係数の大きさをみると，おおよそ 0.5 であり，1 単位の保証付貸出の増加に対して，中小企業貸出残高が 0.5 単位増加することを示している[7)]。例えば，1 千万円の信用保証の増加

表２　信用保証が信金の貸出行動に与える影響

Independent Variable	2007:03-2009:03 (FY2006-2008)				2007:03-2009:03 (FY2006-2008)			
	Small Loans	Small Loans	Small Loans	Small Loans	Total Loans	Total Loans	Total Loans	Total Loans
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1 CG	0.497	0.492	0.500	0.491	0.190	0.191	0.204	0.203
	(7.99) ***	(7.96) ***	(8.01) ***	(7.95) ***	(3.06) ***	(3.07) ***	(3.33) ***	(3.31) ***
2 EQCAPLEV		0.357		0.372		-0.063		
		(3.10) ***		(3.18) ***		(-0.54)		
3 CAPR			-0.032				-0.202	-0.109
			(-0.62)				(-3.94) ***	(-2.46) ***
4 BL				-0.056				-0.114
				(-0.77)				(-1.59)
5 Year dummies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F-statistic	109	104.45	90.60	97.79	117.05	107.71	93.55	85.43
Adjusted R^2	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.99
Observations	827	827	827	827	831	831	831	831

Note : F 統計量は全ての個体効果が存在しないという帰無仮説の検定統計量。係数下の括弧内は t 値。*** 1 %水準で統計的に有意。** 5 %水準で統計的に有意。* 10 %水準で統計的に有意。

であれば，500 万円の中小企業貸出の増加が（平均的に）あることを示している。したがって，他の条件を一定として，信用保証貸出が増額分がそのまま信金の中小企業貸出の増加につながる訳ではないことを含意している。この理由として，そもそも満期を迎え，例えば景気後退に伴い中小企業が借入を控える結果として貸出残高が減少している可能性や，金融機関による借り換えの拒否の可能性，借り換えによる「旧債振替」が行われている可能性などがあると考えられる。ただし，信用保証によってネットの総額としては中小企業貸出を増加させることが確認された。

続いて第 5 列から第 8 列までが被説明変数を貸出金の合計である *Total Loan* にしたものである。係数の値は約 0.2 であり，総貸出で評価すると，保証貸出の増加の効果はかなり削減されることになる。もちろん，ネットの総額としては貸出を増加させるものの，その影響はかなり限定的となることが分かる。すなわち，1 千万円の信用保証の増加があっても，（信用保証付きの中小企業貸出を含んで）たかだか 200 万円の総貸出の増加が（平均的に）あることになる。言い換えると，800 万円分の総貸出の減少があることを含意している。つまり，先の推計結果を敷衍すると，総額で 300 万円の中小企業貸出以外の（中堅企業向けの）貸出が減少していることになる。

このことから，信用保証による中小企業の資金繰りの円滑化を念頭においた貸出増加効果は少ないということになるのであろうか。一つの解釈として，景気後退に伴う貸出需要の減少や金融機関による借入拒否などによって中小企業で 500 万円の減少と中小企業以外の中堅企業で 300 万円の減少の合計 800 万円の減少が，信用保証がなくても同様に生じていた可能性があったと推察される。もしそうであれば，信用保証の利用によって 1 千万円の中小企業貸出の増加があったために結果として合計で 200 万円（1000 万円 − 800 万円）の純増になったと解釈できる。つまり，中小企業以外の総貸出が減少している事実を，景気後退に伴う貸出需要の減少や金融機関の借りれ拒否を反映しての結果であると捉えるならば，政策の効果の比較参照点（ベンチマーク）は貸出額が変化しなかったケースではなく，800 万円の減少のケースとなる。もちろん，現実的には，信用保証の利用によって「旧債振替」が一部に生じてたことも十分に考えられる。しかし，仮に中小企業貸出と総貸出の減少幅の違い（500 万円 − 300 万円 = 200 万円）が「旧債振替」による減少であると考えても，総額で 600 万円の純減が比較参照点になると解釈できる。このように考えると，信用保証による信金への貸出増加に対する下支えの効果はやはり大きいということになる[8)]。

続いて，信金の資本にあたる変数の影響を見てみると，*Total Loan* の係数は正であり，統計的に有意である。4 列目を例にとると，1 単位の会員勘定の増加は，約 0.4 単位の中小企業貸出の増加をもたらすことを含意している。しかし，総貸出に対しては，統計的に有意でない。すなわち，信金の会員勘定は中小企業貸出に対して正の影響を与えるのに対して，総貸出に対しては影響を与えないという非対称的な結果となっている。興味深いのは，国内基準

に基づく自己資本比率の係数は，中小企業貸出に対しては有意でなく，逆に総貸出に対して有意である点である。一つの解釈は，国内基準に基づく自己資本は規制のルールの下で算出された（いわば作られた）変数であるので，貸出額の一部である中小企業貸出の変数とは相関を持たない一方で，総貸出が低い程，規制上の自己資本比率は直接的な影響があることを反映して係数の符号が負で有意になっていることが考えられる。

最後に，不良債権については，4 列，8 列のいずれのケースも符号は負であり，8 列については限界的に 10 %水準で統計的に有意である。不良債権比率の低い信金ほど，貸出が増えることを含意しており基本的には想定通りの結果である[9)]。

6．頑健性の検証

6.1. 信用保証債務残高の推計

第 4 節の変数の定義のところで述べたが，*CG* は，各年度末の各信金のディスクロージャー誌に記載のある担保別内訳の「信用保証協会，信用保険」を用いている。しかし，厳密には，保証付き貸出以外を含む。その意味で測定誤差がある。この点を修正する試みを行う。2002 年 3 月期までは信金について，信用保証利用残高で上位 100 位までの信金の保証債務残高が公表されていた。そこで，1996 年 3 月から 2002 年 3 月期まで一貫して 100 位に入っている 62 の信金のうち，照合上利用可能な 51 の信金の保証債務残高を 2002 年 3 月の時点での担保別内訳の「信用保証協会，信用保険」である *CG* に回帰して両者の変数の関係を推計した。そして，その推計値に基づいて，*CG* の変数の修正を行った。なお，CG_{2002} の *CG* への回帰には，切片のある単回帰と切片のない単回帰の二通りを行ったが，推計値を算出するにあたって，切片がある単回帰の場合では，信金の規模の大きさによって値が *CG* と大きく異なるケースが散見されたので，切片のない単回帰のケースを用いた。推計結果は，$CG_{2002} = 0.72CG$ であった。すなわち，推計結果によると，保証債務残高以外が 28 %分含まれている。この関係を用いて *CG* を修正した *CGE* を用いて，(1) 式を再推計したものが表 3 である。

表 3 から明らかなように，全般的に *CGE* の係数が大きくなる（統計的有意水準，ならびに他の変数の係数と有意水準は，変数変換の定議上表 2 と同じである)。したがって，信用保証の信金に貸出増加に対して与える影響は前節のものより大きいことを含意する。4 列を例にとれば，係数の大きさは約 0.7 であり，1 単位の保証付貸出の増加に対して，中小企業貸出残高が 0.7 単位増加することを示している。例えば，1 千万円の信用保証の増加であれば，700 万円の中小企業貸出の増加が（平均的に）あることを示している。同様に (8) 列を例に取ると，総貸出金については，1 千万円の信用保証の増加に対して，（信用保証付きの中小企業貸出を含んで）300 万円の総貸出の増加が（平均的に）ある。

以上のことを図 6 に戻って考えると，2008 年 3 月から 2009 年 3 月にかけて，信用保証債

表 3　信用保証変数を推計した場合の結果

Independent Variable	2007:03-2009:03 (FY2006-2008) Small Loans (1)	Small Loans (2)	Small Loans (3)	Small Loans (4)
CGE	0.690	0.689	0.694	0.682

2007:03-2009:03 (FY2006-2008) Total Loans (5)	Total Loans (6)	Total Loans (7)	Total Loans (8)
0.263	0.265	0.284	0.281

務残高は約 1.6 兆円増えている。したがって，推計結果によると，1.6 兆円の増加に対しては，1.12 兆億円の増加しか見込めないことを含意しており，保証のない貸出が 4800 億円減少することになる。これに対して，図 6 のデータによると，保証のない中小企業貸出残高は約 6000 億円減少しており，合計では約 1 兆円の増加となっている。したがって，実際の値は，本節での推計結果と，前節での推計結果のちょうど中間の値になっていると解釈できる。その意味で，個別の信金の行動について，業界全体の傾向から読みとれる傾向がパラレルにおおむね成立すると考えてよさそうである。

6.2. 内生性の問題

続いて，推計上の技術的な問題として，信用保証と貸出の間には同時決定の可能性による推計値のバイアスが生じている可能性が懸念される。そこで，操作変数法（2 段階最小自乗法）を用いて推計することにしたい。

しかし，ここで難しい点は *CG* の操作変数に何を用いるかである [10]。そのための準備として，保証債務残高の決定要因として，どのような特徴を持つ信金が保証債務残高が高いのかを以下の式によって推計する [11]。

$$CG_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_1 ROA_{i,t} + \alpha_2 EQCAPLEV_{i,t} + \alpha_4 BL_{i,t} + \alpha_5 Portfolio_{i,t} + \alpha_6 AT_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

ここで，*ROA* は，企業の収益利力を表す指標として，当期純利益を資産額で割った比率，*Portfolio* は信金の貸出ポートフォリオの特徴を表す一つの指標として，業種別貸出残高の「個人その他」の対総貸出金に占める比率である。

表 4　信金の信用保証の決定要因

	2007:03-2009:03 (FY2006-2008)	
Independent Variable	CG (1)	CG (2)
1 ROA	-0.340	-0.288
	(-3.39) ***	(-3.29) ***
2 EQCAPLEV	0.283	
	(2.56) ***	
3 CAPR		0.113
		(2.61) ***
4 BL	-0.062	-0.050
	(-1.07)	(-0.86)
5 Portfolio	-0.062	0.019
	(-1.07)	(1.45)
6 AT(million)	0.023	0.020
	(1.09) ***	(0.96)
7 Year dummies	Yes	Yes
F-statistic	53.13	53.60
Adjusted R^2	0.95	0.95
Observations	827	827

Note：F 統計量は全ての個体効果が存在しないという帰無仮説の検定統計量。係数下の括弧内は t 値。
*** 1％水準で統計的に有意。** 5％水準で統計的に有意。* 10％

これらの結果を表したのが表 4 である。推計結果によると，*ROA* の係数が負で統計的に 1％水準で有意である。したがって，*ROA* の低い（収益性の低い）銀行ほど信用保証を利用していることになる。自己資本を表す *EQCAPLEV* は，*CAPR* のケースも含め，いずれも符号は正で統計的に 1％水準で有意である。すなわち，自己資本比率の高い健全な銀行ほど信用保証を利用している。不良債権比率の *BL*，貸出ポートフォリオの変数 *Portfolio*，規模の変数である資産額 *AT* はいずれも統計的に有意ではなかった。

（2）式の変数を操作変数として，（1）式を推計した結果の一部が表 5 である。この結果をみても，係数の値は全般的に大きくなっている。したがって，前節での基本的結果である信用保証が信金の貸出増加に対して少なからず影響を与えていることに変わりはないと考えら

表 5　信用保証が信金の貸出行動に与える影響（IV 推計）

Independent Variable	2007:03-2009:03 (FY2006-2008)			
	Small Loans (1)	Small Loans (2)	Small Loans (3)	Small Loans (4)
CG	0.450 (1.20)	0.814 (2.16) **	1.159 (2.69) ***	0.788 (2.09) ***

Note：係数下の括弧内は t 値。*** 1％水準で統計的に有意。** 5％水準で統計的に有意。表 2 の（1）列から（4）列に対応した CG の係数。(2)，(4) 列については，操作変数の選択に当たり，表 1 の推計結果が統計的に有意でないので，もう一方の自己資本比率を操作変数に追加採用して推計している。

れる。

7．おわりに

本稿では，緊急保証制度を意識しながら，公的な信用保証制度が信金の融資行動にどのような影響を与えるのかについて実証的に分析を行った。総じて，信用保証による信金への金融の円滑化を念頭においた貸出に対する下支えの効果はやはり大きいということを考察した。無論，こうした効果がどのような中小企業に対して行われていたのかによって政策評価が決まることは言うまでもない。したがって，今後の課題として，信用保証を利用している企業の属性にどのような特徴があるのか，また，信用保証を利用する金融機関のインセンティブを考慮した分析もあわせて必要であると考える。

また，本稿の分析は信金を対象としたものであるのに対して過去の先行研究が普通銀行を対象としているため，結果の比較が難しい。すなわち，業態によって結果の違いが生じているのか，推計時期が「特別保証」と「緊急保証」という異なる時期を対象としていることによって結果の違いが生じているのかの識別ができない。これらの点の解明は今後の課題としたい。

注

1）例えば，松浦・竹澤（2001），小西・長谷部（2002），Uesugi et al.（2006），植杉（2008），Wilcox and Yasuda（2008）などを参照のこと。

2）以下，図 1 から図 6 は，日経 Astra Manager，あるいは，信金中央金庫，信用保証協会，日本銀行，金融庁の各 HP よりデータをダウンロードして作成した。

3）ただし，図 1 にはデータの利用可能性の問題もあって信金のデータは含まれていない。

4）制度的な特徴については，江口（2005）を参照のこと。

5）部分保証は，融資金額の一定割合を保証協会が保証する方式である「部分保証方式」と，保証協会が個別融資金額対して100％保証するが，金融機関の保証利用実績に応じて算出された一定割合を負担金として負担する「負担金方式」の二つがある。

6）厳密には，保証付き貸出以外を含む。その意味で測定誤差があるが，この点についての可能な限りの修正は第6節で行うのでそちらを参照されたい。

7）注1で触れた先行研究では，比較的係数の大きい結果か，統計的に有意でない結果のいずれかであり，今回の結果とは特徴が異なる。これには二つの可能性があり，一つは，業態の違い（普通銀行と信金の違い）によって結果の違いが生じている可能性と，推計時期が「特別保証」と「緊急保証」という異なる時期を対象としていることによる可能性である。

8）無論，こうした効果がどのような中小企業に対して行われていたのかによって政策評価が決まることは言うまでもない。この点については今後の課題としたい。また，こうした推論は総貸出の係数が中小企業貸出のそれよりも小さいことによっている。過去の先行研究では，総貸出に対する影響を考察していないケースが多かったため，本稿のような議論はできなかった。一方で，本稿では，保証なしの中堅企業向け貸出と保証なしの中小企業向け貸出の増減の関係がパラレルであることを暗黙の前提としている。こうした点も含め，保証貸出と保証なしの貸出の関係の分析は今後の課題である（Wilcox and Yasuda,2008でこの点について一部理論的な分析を試みているので参照のこと）。

9）1990年代後半の特別保証を対象とした松浦・竹澤（2001）では，代位弁済額を代理変数としているが基本的結果は同じである。一方で，松浦・竹澤（2001）の期間を拡張した小西・長谷部（2002）では本稿とは逆に有意になっている。この点について，小西・長谷部（2002）は「追い貸し」があった可能性を指摘している。この結果の相違は興味深い。小野（2009）で触れられているように，金融機関の危機による「貸し渋り」のケースと，世界金融危機による売上げの減少に伴う資金繰り悪化のケースでは状況が異なることは結果の相違に影響を与えている可能性がある。

10）Wilcox and Yasuda（2008）の推計アイデアを，緊急保証制度導入に応用することもあり得るが，本稿のサンプル期間では1年分のみしか利用可能でないので，この方法は今後の課題とする。

11）（1）式と同じく年次ダミーを用いるとともに，年次ダミーと資産ATを除く，全ての変数を資産で基準化する。

参 考 文 献

小野有人（2010）「金融危機下の中小企業金融の現状と課題」『金融ジャーナル』2月号掲載予定。

植杉威一郎（2008）「政府による特別保証には効果があったか」渡辺努・植杉威一郎『検証　中小企業金融』日本経済新聞社。

江口浩一郎編（2005）『信用保証〔第3版〕』社団法人金融財政事情研究所。

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巻第5号。

竹澤康子・松浦克己（2004）「銀行の中小企業向け貸出供給と担保，信用保証，不良債権」『金融危機と経済主体』日本評論社。

Uesugi, Ichiro, Sakai Koji, and Yamashiro, Guy M.（2006）Effectiveness of Credit Guarantees in the Japanese Loan Market, *RIETI Discussion Paper Series* 06-E-004.

Wilocx, J.A. and Yasuda, Y. (2008), Do Government Loan Guarantees Lower, or Rise, Banks' Non-Guaranteed Lending? Evidence from Japanese Banks" presented at the joint conference by the World Bank, Rensselaer Polytechnic Institute, and the Journal of Financial Stability.

―― 2010 年 2 月 25 日受領――