



特別保証制度の効果について : 法人企業統計を用いた検証 (〈特集〉わが国金融システムの諸問題 : 金融危機, 融資・商品市場, 公的政策)

小塚, 匡文

(Citation)

国民経済雑誌, 206(1):31-46

(Issue Date)

2012-07

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/81008417>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81008417>



特別保証制度の効果について

——法人企業統計を用いた検証——

小 塚 匡 文

国民経済雑誌 第206巻 第1号 抜刷

平成24年7月

特別保証制度の効果について^{*}

——法人企業統計を用いた検証——

小 塚 匡 文

本稿では、Tobin の q モデルによる投資関数を用いて、特別保証制度の効果を検証している。その結果、特別保証制度の実施前（1998年度まで）には中小企業の外部資金プレミアムはより強かったが、制度実施後の1999年度には情報の非対称性が緩和されたことが示されている。しかしこの効果は2000年度・01年度にはみられず、再び情報の非対称性が生じたものと考えられる。また、中小企業のみを対象とし、特別保証制度を多く利用した業種（建設・製造・小売・卸売業）に着目した推定では、1998年度から2001年度にかけて、特別保証制度の効果が顕著にみられている。しかし、2002年度には他の中小企業との差は有意でないことから、特別保証制度特有の効果はなくなったものと考えられる。以上の結果から、特別保証制度は実施期間中には一定の効果があったものの、その効果は持続していなかったことが示唆される。

キーワード エージェンシー問題、中小企業金融安定化特別保証制度、Tobin の q 、外部資金プレミアム、デッド・オーバーハング

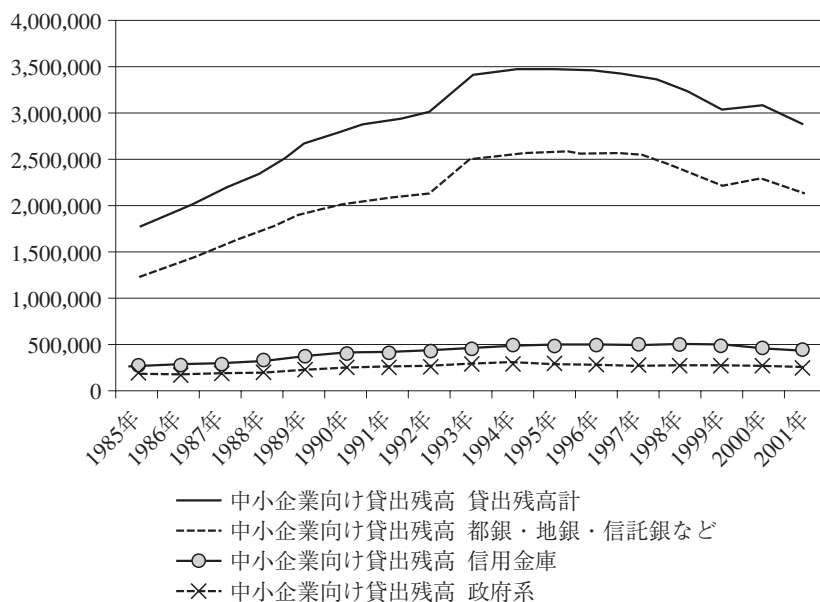
1 は じ め に

本稿では、中小企業の設備投資と資金調達手段との関係について、1998年度から2002年度までの期間の法人企業統計を用いたクロスセクション分析を行う。

まず、本稿の目的意識を、現実の経済環境の変遷に立脚して述べることにする。

近年では、アメリカのサブプライム問題に端を発した世界的な不況の影響を受け、わが国の経済状況は悪化した。そして、政策当局はこのような状況に対処する必要に迫られている。それらの中で中小企業向けのものとして、中小企業庁は2008年10月より、「原材料価格高騰対応緊急保障制度（緊急保証制度）」を実施し、信用保証協会を介した支援を開始した。これは開始時期およびその名称からわかるように、本来は原油高による仕入れコスト高に直面した中小企業に対する措置であったが、2010年2月より景気対策緊急保証制度として事実上の延長を行った。これは昨今の世界的な不況を踏まえて対象業種を拡大し、2011年3月末まで続けられた。東日本大震災による影響が続く現在では、以前より続いている経営安定関連保証（セーフティネット保証）によるサポートが行われている。

図1 金融機関種類別の貸出残高の推移（単位：億円）

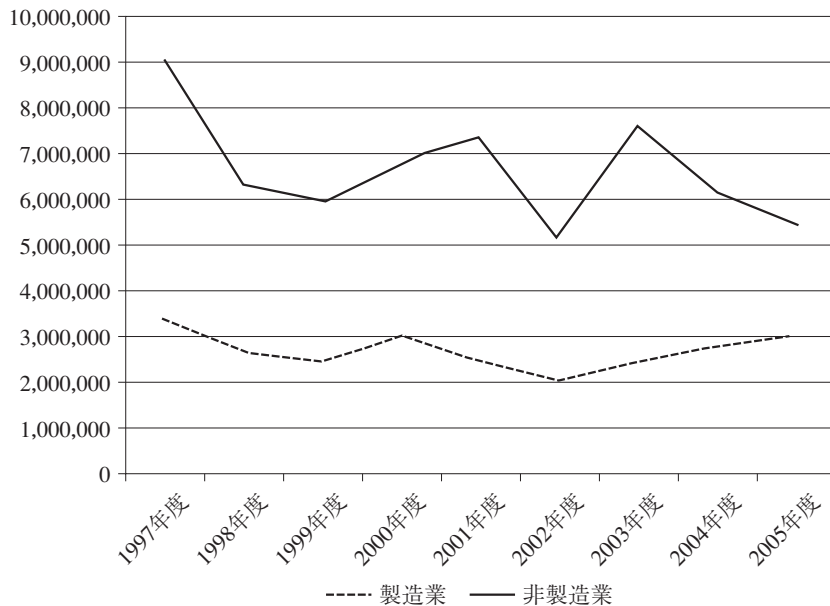


出所：中小企業庁『中小企業調査月報』（日本銀行『経済統計月報』などより作成）

このような中小企業を対象とした大規模な金融支援制度は、1990年代後半以降のわが国でも、国内の金融危機の影響を受けて実施されている。その代表的なものは、わが国の金融危機を受けて、信用保証協会が1998年10月より2001年3月（2000年度末）まで実施された、「中小企業金融安定化特別保証制度」（以後、特別保証制度とする）である。この特別保証制度が実施された1998年頃の状況は図1のグラフで示されている。このグラフによれば、中小企業向け貸出、特に都市銀行・地方銀行・信託銀行などからの中小企業向け貸出が、大きく減少していたことがわかる。特別保証制度はそのような状況に対応するため、「中小企業貸し渋り対策大綱」により創設された制度であり、近年でも顧みられることの多いものである。例えば、2009年の民主党マニフェストではこの特別保証制度の復活に言及している。またこの制度は、近年まで実施された緊急保証制度と異なり、あらゆる業種を対象としたものであったことも特徴である。¹⁾しかしながら、同じく図1のグラフから、この特別保証制度が実施されていたはずの期間には、貸出残高は横ばいになったものの、大きく伸びたという事実の確認できない。また、このような借入金は設備投資の原資と考えられるため、設備投資動向を観測することも重要である。図2は中小企業の製造業・非製造業の設備投資の推移をプロットしたものである。図2のグラフによれば、2000年度前後に設備投資の伸びが観察されるものの、特別保証制度実施期に大きく伸びている傾向は見い出せない。

果してこの政策は有効であったといえるのであろうか。また特別保証制度の下で、中小企

図2 設備投資額の推移（単位・百万円）



出所：財務省『法人企業統計』

業における実際の資金調達動向はどのような変化を示していたのであろうか。これがデータより示唆される当時の経済状況に立脚した本稿の目的意識である。

次に、企業金融の理論面に立脚した目的意識を述べる。

特別保証制度に代表される各種の信用保証協会による保証制度は、とりわけ中小企業が直面するエージェンシー問題を緩和させる効果があるとされている。エージェンシー問題とは、貸し手は借り手の情報を完全に持っているわけではないので、モニタリングコストやモラルハザードの可能性によるコストが発生し、貸し手はそのコストをエージェンシーコストとして負担するようになる問題を指す。企業が調達した資金は、多くの場合、設備投資の原資となる。

ここで、前述の特別保証制度の効果を考慮に入れると、中小企業の資金調達について、どのような特徴があらわれるのであろうか。通常は、中小企業はよりエージェンシー問題に直面すると考えられる。これを設備投資関数に従うと、設備投資は内部資金により依存し、負債の（対総資本）比率が高いと設備投資がより抑制される、という形であらわされることになる。しかし特別保証制度がエージェンシー問題を緩和させているのであれば、中小企業の内部資金依存度や負債比率の設備投資抑制効果はより小さくなるものと考えられる。さらに、特別保証制度は土地などの担保がない企業に対しても追加的な保証を実施したため、通常であれば借入および設備投資に強い影響を持つ土地などの資産保有額についても、その影響が

緩和された可能性がある。

それでは、特別保証制度が実施された1998年度から2000年度における設備投資関数の推定結果から、このようなエージェンシー問題の緩和は観測されるのであろうか。そしてその効果はその後も続いたのであろうか。これが理論面に立脚した本稿の目的意識である。

これまで、花崎・Tran (2002)、小川 (2003, 2006) など、エージェンシー問題を考慮した企業の資金調達手段についての先行研究では、Tobin の q 型の投資関数を用いて検証を行っている。またこれらの研究では、Tobin の q の他に、キャッシュフロー、既存の債務残高、長期借入金などの変数を考慮に入れ、これらの設備投資への効果を検証している。特に小川 (2003, 2006) では、特別保証制度実施前の1997年代頃に問題となった貸し渋り問題に注目し、企業規模が小さいほど、情報の非対称性による借入制約の問題に直面していたことを示している。また宮尾 (2008) では、不確実性の役割を検証している。そして Tobin の q モデルによる実証分析の結果、1990年代半頃は不確実性が設備投資を拡大させる効果を持ったのに対し、2000年代には抑制させる効果を持ち、さらにこの傾向は業種ごとの比較でも顕著にみられることを示している。

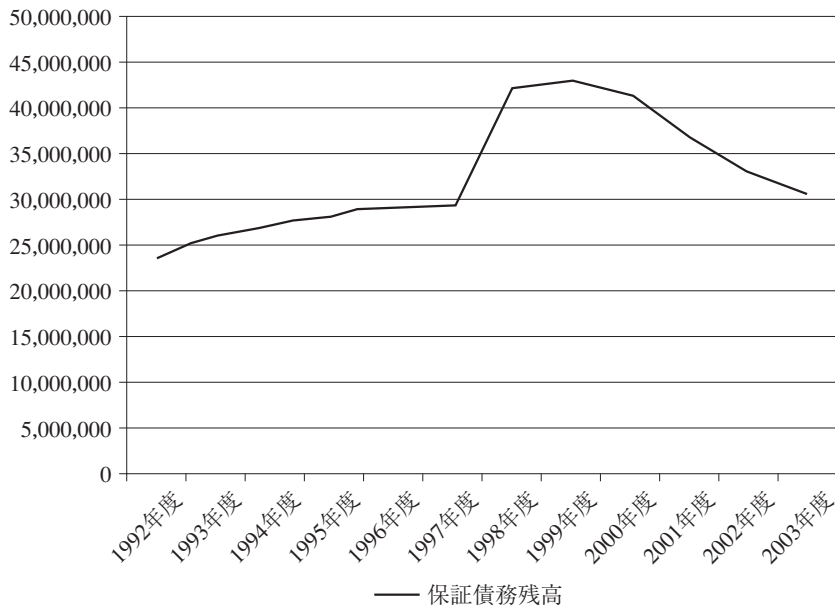
また、本稿で検証の対象となる特別保証制度の効果についても、いくつかの研究がなされている。竹澤・松浦・堀 (2004) では、中小企業向け貸出残高、保証債務残高、代位弁済比率をそれぞれ被説明変数とした連立方程式によるパネル分析を行い、特別保証制度は十分に機能していないことを示している。そしてこの時期にとるべき施策として、貸出額の増額ではなく、中小企業の債務削減などの財務状況の改善を行うべきである、と提言している。一方、植杉 (2008) では、総資本利益率 (ROA) を説明変数として2段階推計を行い、旧債振替 (既存債務を保証された債務で置き換えること) が行われた可能性は否定していないものの、貸し渋りが緩和されたこと、そして利益率の改善がみられたことを指摘している。

本稿では、調達した資金の増減は設備投資を左右するものとして、中小企業の設備投資と資金調達手段との関係について定式化した Tobin の q モデルを用いた実証分析を展開する。そしてサンプルを1997年度から2002年度までの期間とし、法人企業統計によるクロスセクション分析を行う。その中で、中小企業および特別保証制度をより利用した業種の特徴について焦点を当て、分析を進める。第2節では信用保証制度と特別保証の概要、第3節では資金調達のエージェンシー問題に関連する理論面の解説を行い、それらを踏まえた定式化と実証分析の展開を示す。第4節は結論である。

2 信用保証協会の保証制度について

信用保証協会の保証制度とは、中小企業を対象とした、資金借入の際の担保を保証する制度である。企業は保証制度利用の条件を満たしているならば、保証料を信用保証協会に支払

図3 保証債務残高の推移（単位・百万円）



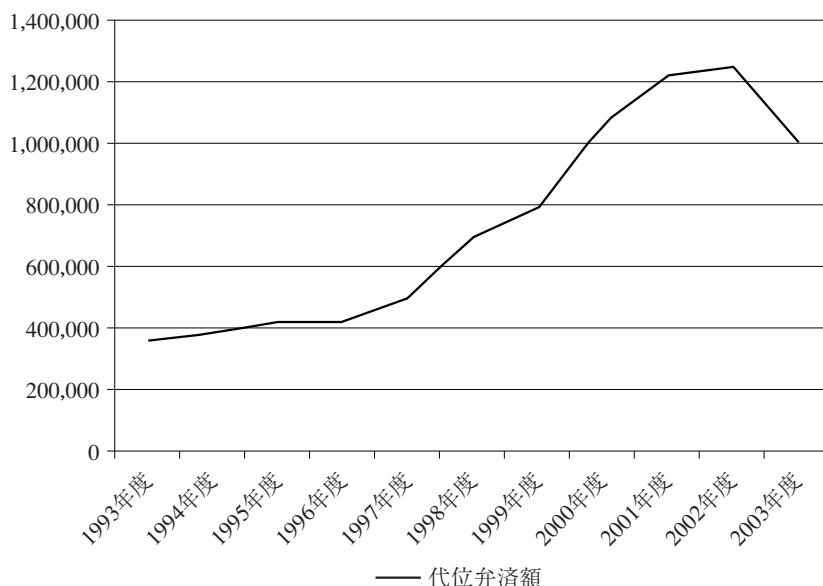
出所：(社)全国信用保証協会連合会の調査による。データは(財)中小企業総合研究機構
Web ページ (<http://www.jsbri.or.jp/new-hp/statistics/>) より取得。

い、金融機関より保証付きの融資を受けることができる。もし金融機関が企業向けの債権を回収できない事態が発生した場合には、保証協会が一括して弁済（代位弁済）をすることになる。²⁾すなわち、この制度を利用すれば、金融機関が情報の非対称性によって中小企業の状況が正確に判別できなくても、貸し出した資金を確実に回収できることを意味する。この保証協会の保証付き融資の残高は、自己資本比率の計算をする際に分母に算入しなくてもよいとされているため、金融機関の健全性の向上にもつながる。同時に、このような制度は、中小企業の資金調達を支援する効果も見込める。

そして、1997年の金融危機による貸し渋りの影響が問題となったことから、中小企業の直面する資金借入制約を是正するために、信用保証協会は保証要件が大幅に緩和された特別保証を1998年10月より実施した（2001年3月まで）。信用保証制度は、従前より中小企業向け貸出に利用されていたが、保証要件が緩和された特別保証制度を利用することによって、中小企業はより多く保証付きの借入を行うことが可能となった。図3は保証付き債務残高の推移であるが、特別保証制度が実施された1998年度付近を境に残高が増加していることがわかる。

家森（2004）では、このような信用保証協会の保証制度の必要性について、「緊急避難的機能」と「構造改革政策としての機能」の2点をあげている。「緊急避難的機能」は、貸し

図4 代位弁済額の推移（単位・百万円）



出所：図3と同じ

渋りへの対策や情報の非対称性への対策を、「構造改革政策としての機能」は、あくまでも債務の保証であるので、より少ない公的資金で構造改革が可能になることを指している。

その一方で、いくつかの問題点が藪下・武士俣（2006）第7章で指摘されている。まず、信用保証協会は回収不能となった融資の返済を代位弁済するために、信用保証協会そのものの収支が悪化する、という問題が存在する。図4にあるように、特別保証が実施されたのち、信用保証協会の代位弁済額は1兆2,603億円（2002年度）まで上昇し、その後も8,000億円程度にとどまっている。1980年代はおおむね約2,000億円、1990年代も約3,000－5,000億円で推移していたことと比較すると、高水準であるといえる。しかし、その背景にあるものとしては、金融機関のモラルハザードがある。金融機関からみれば、保証制度を利用することは、貸し倒れリスクを転嫁することにつながる。そのため、融資先の企業が保証制度の利用条件を満たすのであれば、質の悪い融資案件ほど信用保証を利用するインセンティブを持つ。それと同時に金融機関は、信用保証協会が代位弁済を行うことから、審査を厳密に行わず、融資コストを下げるインセンティブも持つことになる。一方で融資を受ける企業は、保証料を支払うため資金調達コストが上昇するが、金融機関は自己資本比率の是正や貸し倒れリスクを保証協会に転嫁することを目的として保証制度を利用するインセンティブを持つため、場合によっては保証なしでも借入が可能な企業も保証付き融資を受け入れ、保証料を支払わなければならない事態になるかもしれない。このようなモラルハザードを防ぐことは完全に

はできず、また企業の貸し倒れリスクをもし完全に予見できるならば、保証制度は公の機関が行う必要はない。今後、保証制度は見直しが求められていくであろう。³⁾

3 実 証 分 析

3.1 理論的背景と符号条件

前節では、日本で実施されている信用保証協会による中小企業向けの保証制度について、その概要と問題点を解説した。それではその保証制度の中小企業への影響には、どのようなものがあげられるであろうか。ここでは、企業金融の研究で議論になる、企業の資金調達に関連する理論面の問題、及びそこから示される Tobin の q モデル符号条件について述べる。

資金調達的手段としては、内部留保（キャッシュフローの利用）と外部からの調達（長期の資金借入）との2通りがある。

内部留保、すなわちキャッシュフローが多いときは、それだけ自由に利用できる資金が多いことになり、設備投資も増加すると考えられる。そのため、Tobin の q モデルにおけるキャッシュフローの係数は正である。

一方、外部資金、すなわち長期の借入に依存する場合は、それを制約する様々な要因を考慮しなくてはならない。一般に金融機関が資金を貸し出す場合には、情報の非対称性が存在するので、企業の財務状況や収益性を審査する。そのモニタリングコストや企業側のモラルハザードによって発生が見込まれるコストは、外部資金プレミアム、あるいはエージェンシーコストとして資金調達コストに転嫁される。これは貸出金利の上乗せという形であらわれ、このコストが大きいと設備投資は抑制される。そのような外部資金プレミアムや情報の非対称性による借入制約を反映する変数として、本稿では負債比率、土地ストック、限界の q の3つを考慮する。⁴⁾

負債比率は「負債残高÷総資産」より計算されるものである。保有資産に比して負債残高が多く、そのために負債比率が上昇した場合は、企業は追加の担保資産を多く持たないことになり、外部資金プレミアムが増加して、これ以上の長期借入、及び設備投資ができなくなる。これらのことから、負債比率の係数は負となる。そして、担保資産となり得る土地ストックの係数は正である。

また、負債残高の増加によって負債比率が高まった場合は、負債返済を優先するために設備投資を進められない状況（デッド・オーバーハング仮説）や過剰負債による経営破たんを避けるための合理化によって設備投資を抑制する状況（負債の規律効果）が発生する。これらのことから、負債比率の係数は負であると考えられる。⁵⁾

限界の q は、企業の収益性を示すものである。企業の収益が高まれば、金融機関はより多くの資金を貸し出し、設備投資は増加する。よって、限界の q の係数は正である。

本稿で注目する中小企業は、大企業と異なり「系列」に属していないケースがほとんどである。そのため、中小企業は「系列」内の金融機関に日常的に情報を提供できず、その結果、情報の非対称性は大企業よりも大きくなり、外部資金プレミアムは大きくなると考えられる。また中小企業は、一般に大企業ほどは担保となる資産を保有しておらず、その点でも外部資金プレミアムは大きくなると考えられる。よって、負債比率の係数はより小さく（絶対値で大きく）なると予想される。また情報の非対称性がより大きいために、金融機関は中小企業に対し、担保資産をより厳しく要求することが考えられる。そのため、土地ストックの係数はより大きくなることが予想される。限界の q の係数は、収益性の情報が金融機関と十分に共有されない可能性があるので、係数はより小さくなり、そして外部資金に依存しにくいことから、キャッシュフローの係数はより大きくなるものと考えられる。

しかしながら、第1節で述べたように、1998年度から2000年度にかけて実施された特別保証制度の下では、これらのエージェンシー問題は緩和されたかもしれない。すなわち、それまで外部資金プレミアムに直面した企業は、その他の企業などと比較して、資金調達の諸制約の影響に差異が縮小している可能性がある。3.2節において、それらの変化の有無およびそのような状況が継続したかについて、推定を行う。

3.2 データと推定式

これまでの内容から、特別保証が実施された時期にはエージェンシー問題が緩和され、一般に内部留保の規模が小さい中小企業は、長期の借入により強く依存した設備投資を行ったのではないかと考えられる。もし特別保証がエージェンシー問題を緩和したならば、それが実施された時期に中小企業の資金調達手段に何らかの変化が生じたであろう。本稿では、特別保証制度実施前の1997年度から終了の翌々年度である2002年度までのデータを用い、これらの仮説を検証していくこととする。特別保証制度は2000年度までで終了しているが、特別保証制度終了直前に借り入れた資金を終了後に設備投資に充てている可能性があること、保証契約の保険期間が5年間であることから、特別保証制度の効果をみるという本稿の目的に沿って、2002年度までをサンプルとしている。また、経済産業省が発行した『中小企業白書2000年度版』によれば、この特別保証制度を利用した中小企業のうち、利用額が大きい業種は、「製造業（構成比25.6%）」、「建設業（24.8%）」、「卸売業（17.2%）」、「小売業（14.6%）」などとなっている。これらを合算すると、全体の8割以上を占めていたことになる。⁶⁾このことに鑑み、本稿ではこれらの業種の特徴にも着目し、分析を行う。

設備投資、資本ストック、土地ストックなどの本稿で用いるデータは、財務省発行の「法人企業統計」の年次（年度）データである。設備投資は、当期末と前期末の有形固定資産残高（土地ストック除く）の差をとり、減価償却費を足した上で、資本ストックの平均経過年

数を考慮した投資財デフレータで実質化したものである。⁷⁾土地の価格は、総務省統計局作成の不動産（商業地）デフレータを用いた。資本ストックは、計算された実質の設備投資を累積したものから減価償却費を引いて再計算した。負債残高および長期借入金は、法人企業統計の期首の値を用いている。負債と資本の比率を計算する際には、分母に土地ストックを含めた総資本を用いている。キャッシュフローは、内部留保に減価償却費を足し、GDP デフレータで実質化した。そして以上のデータを、各年で資本金ごと・業種ごとに分類した。資本金の区分は1千万円以下、1千万円から2千万円、2千万円から5千万円、5千万円から1億円、1億円から10億円、10億円以上、の6区分である。また業種については製造業・非製造業のうち、データに欠損のない30業種を用いた。よって標本数は180である。また、これらのデータが各年度（1998年度から2002年度）ごとに存在する。

先行研究において、設備投資動向を検証する際には、Tobin の（限界の） q モデルが多く用いられている。これは、企業の利潤最大化行動から導出される設備投資と投資のシャドウ・プライズとの関係式であり、通常はそれに加えて設備投資を説明する様々な変数を追加し、検証を行う。これらの変数を用いた推定式は以下のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{I_i}{K_i} = & \alpha_0 + \alpha_1 \frac{LAND_i}{K_i} + \alpha_2 \frac{CASHFLOW_i}{K_i} + \alpha_3 DEBT_{i-1} + \alpha_4 Mq_i \\ & + \gamma_1 DUMMY \frac{LAND_i}{K_i} + \gamma_2 DUMMY \frac{CASHFLOW_i}{K_i} \\ & + \gamma_3 DUMMY DEBT_i + \gamma_4 DUMMY Mq_i + u_i \end{aligned} \quad (1)$$

ただし I_i は設備投資、 K_i は期首の資本ストック、 $LAND_i$ は期末の土地ストック、 $CASHFLOW_i$ は内部留保に減価償却を足したもの、 Mq_i は Tobin の限界の q 、 $DUMMY$ はダミー変数である。 $DEBT_i$ は期首の総資本に占める負債の比率である。添え字の i は各資本金区分の各業種をあらわしている。中小企業の定義は中小企業庁が1999年に定めたものに従っており、卸売業は資本金1億円以下、小売業・サービス業は資本金5,000万円以下の企業を中小企業としている。なお、それ以外の業種については資本金3億円以下を中小企業としているが、法人企業統計では資本金3億円以上／未満というデータ区分が存在しないため、便宜的に資本金1億円以下の企業を中小企業とした。なお、従業員数も中小企業の定義には定められているが、本稿で用いるデータが企業別のものではないため、この点は考慮しないものとする。

ダミー変数は、特に着目する特徴を持つ業種については1をとるものとする。しかし、どの業種に着目するかについては注意を要する。その理由は前述のように、特別保証制度を実際に利用した業種の割合をみると、製造業、建設業、卸売業、小売業の割合が高いからである。このことから、ダミー変数を、これらの特別保証制度を多く利用した業種を対象にして

設定する必要があると考えられる。そこで本稿では、中小企業ダミー（全規模・全業種を対象）、中小の製造業・建設業・卸売業・小売業ダミー（中小企業のみを対象）の2種類を設定し、それぞれを用いて推定を行うこととする。

Tobin の限界の q の計算は、小川（2003, 2006）の方法に倣い、次のように行う。前述のように、Tobin の限界の q は、投資から将来にわたって得られると予想される限界収益の現在割引価値である。この時系列データ (Mq_t) を定式化すると以下ようになる。

$$Mq_t = \frac{1}{P_t^I} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} (1-\delta)^j \pi_{t+j} \right] \quad (2)$$

ここで P_t^I は投資財価格、 π_t は t 期の最大利潤（ここでは当期営業利益）を資本ストックで除した利潤率、 β_{t+j} は $t+j$ 期の割引因子、 δ は資本減耗率、 E_t は t 期の情報に基づいた条件付き期待値演算子である。このうち割引因子 β_{t+j} は

$$\beta_t = \frac{1}{1+r_t}$$

(r_t は利子率) という関係が成り立っているとする。さらに r_t と π_t はそれぞれ独立なランダムウォークであると仮定し、それぞれ

$$r_{t+1} = r_t + \mu_t \quad (3)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \nu_t \quad (4)$$

であるとする。このとき、(3)式は以下のように書きあらわされる。

$$Mq_t = \frac{\pi_t}{P_t^I} \frac{1+r_t}{r_t+\delta} \quad (5)$$

以下、(2)式の Tobin の q モデルを用いて実証分析を進める。なお、 δ 資本減耗率の値は 0.0772 とする。これは、Hayashi and Inoue (1991) にて提示された全業種共通の計測値であり、小川（2003, 2006）でも用いられている。

なお、本稿で用いる法人企業統計のデータは、毎年度標本の入れ替えを行っている。そのため時系列方向での連続性は確保されておらず、年次データの場合はその補正方法も存在しない。そのため、各年度ごとのクロスセクション分析のみを行っている。また、本稿で用いる推定方法は最小二乗法である。ただし本稿のようなケースでは、誤差項の特性のうち、分散不均一性に注意する必要がある。そこで本稿では、White (1980) の分散共分散行列を用い、修正された t 値を用いて検証を進める。

3.3 中小企業ダミーを用いたケース

全規模・全業種を対象とし、中小企業ダミーを用いたケースの推定結果は、表1に示されている。キャッシュフローの係数は、全期間を通して正で有意である。

表1 推定結果（全規模・中小企業ダミー）

1997年度					1998年度				
Adjusted R-squared=0.377					Adjusted R-squared=0.238				
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
Const.	0.080	0.028	2.855	[0.005]	Const.	0.125	0.029	4.325	[0.000]
MQ	-0.023	0.014	-1.639	[0.103]	MQ	0.025	0.010	2.412	[0.017]
CASHFLOW	0.787	0.130	6.041	[0.000]	CASHFLOW	0.242	0.135	1.792	[0.075]
DEBT	-0.061	0.039	-1.564	[0.120]	DEBT	-0.030	0.047	-0.644	[0.520]
LAND	0.044	0.031	1.438	[0.152]	LAND	-0.056	0.033	-1.703	[0.090]
Dummy*MQ	0.003	0.018	0.163	[0.870]	Dummy*MQ	-0.047	0.015	-3.095	[0.002]
Dummy*CASH	-0.280	0.180	-1.557	[0.121]	Dummy*CASH	-0.009	0.170	-0.056	[0.955]
Dummy*DEBT	0.031	0.038	0.817	[0.415]	Dummy*DEBT	-0.060	0.043	-1.382	[0.169]
Dummy*LAND	-0.038	0.038	-0.992	[0.323]	Dummy*LAND	0.095	0.039	2.449	[0.015]
1999年度					2000年度				
Adjusted R-squared=0.320					Adjusted R-squared=0.296				
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
Const.	0.059	0.025	2.357	[0.020]	Const.	0.091	0.048	1.910	[0.058]
MQ	-0.011	0.013	-0.861	[0.390]	MQ	-0.022	0.011	-1.961	[0.052]
CASHFLOW	0.642	0.118	5.460	[0.000]	CASHFLOW	0.597	0.160	3.727	[0.000]
DEBT	-0.066	0.047	-1.409	[0.161]	DEBT	-0.048	0.055	-0.875	[0.383]
LAND	0.038	0.030	1.271	[0.205]	LAND	0.017	0.037	0.475	[0.636]
Dummy*MQ	0.007	0.017	0.433	[0.665]	Dummy*MQ	0.013	0.016	0.816	[0.416]
Dummy*CASH	-0.440	0.156	-2.830	[0.005]	Dummy*CASH	-0.113	0.191	-0.591	[0.555]
Dummy*DEBT	0.065	0.038	1.693	[0.092]	Dummy*DEBT	0.012	0.064	0.182	[0.856]
Dummy*LAND	-0.015	0.036	-0.409	[0.683]	Dummy*LAND	-0.053	0.035	-1.524	[0.129]
2001年度					2002年度				
Adjusted R-squared=0.270					Adjusted R-squared=0.136				
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
Const.	0.123	0.031	3.975	[0.000]	Const.	0.100	0.034	2.973	[0.003]
MQ	0.010	0.010	1.077	[0.283]	MQ	-0.005	0.010	-0.469	[0.640]
CASHFLOW	0.385	0.104	3.691	[0.000]	CASHFLOW	0.432	0.131	3.286	[0.001]
DEBT	-0.047	0.055	-0.860	[0.391]	DEBT	-0.090	0.057	-1.582	[0.116]
LAND	-0.041	0.023	-1.772	[0.078]	LAND	0.000	0.027	-0.012	[0.991]
Dummy*MQ	-0.037	0.015	-2.459	[0.015]	Dummy*MQ	-0.004	0.016	-0.253	[0.801]
Dummy*CASH	0.128	0.162	0.792	[0.429]	Dummy*CASH	-0.094	0.184	-0.512	[0.609]
Dummy*DEBT	-0.034	0.048	-0.697	[0.487]	Dummy*DEBT	0.092	0.055	1.676	[0.096]
Dummy*LAND	0.037	0.028	1.322	[0.188]	Dummy*LAND	-0.032	0.031	-1.016	[0.311]

(注) 標本の大きさは180

1997年度は、限界の q 、負債比率の係数は負、土地ストックの係数は正であるが、いずれも有意でない（ p 値は0.103 から0.152）。ダミー変数と各変数とのクロス項の係数が有意でなく、中小企業と大企業の差はみられない。

1998年度は、限界の q の係数は正、土地ストックの係数は負で有意である。一方、ダミー変数と限界の q とのクロス項の係数は負で、土地ストックとのクロス項の係数は正で有意で

ある。ダミー変数と負債比率とのクロス項の係数は負であるが有意でない (p 値は0.169)。これらの結果から、1998年度には中小企業の収益性が投資、すなわち借入にあまり反映されず、担保となる土地ストックの効果が中小企業でより大きくなっていることになる。また有意ではないものの、中小企業において、負債が多い場合は借入がより困難になっている傾向が示されている。よって、情報の非対称性が存在していることが示唆される。特別保証制度は1998年10月より実施されており、まだその効果が十分にあらわれていないものと考えられる。

1999年度は、負債の係数が負であるが有意でない (p 値は0.161)。そしてダミー変数とキャッシュフローとのクロス項の係数は負で有意、負債とのクロス項の係数は正で有意である。この結果は中小企業は内部資金により依存しなくなり、また負債の残高に関係なくさらに借入を行い、設備投資を進めたことが示唆される。よって、前年度より実施された特別保証制度の効果があらわれたものと考えられる。

2000年度は、限界の q の係数は負で有意である。ダミー変数と土地ストックとのクロス項の係数は負であるが、 p 値が0.129であり、有意でない。ダミー変数と他の各変数とのクロス項の係数も有意でない。これは1997年度の結果と同様であり、前年度のような特別保証の効果はみられなくなったものと考えられる。

2001年度は、土地ストックの係数が負で有意である。ダミー変数と限界の q とのクロス項の係数は負で有意である。ダミー変数と土地ストックのクロス項の係数は正であるが有意でない (p 値は0.188)。この結果から、2001年度に入って中小企業の収益性が設備投資にあまり反映されず、情報の非対称性が再び生じたことが示唆される。

2002年度は、負債比率の係数は負であるが、有意ではない (p 値は0.116)。またダミー変数と負債比率とのクロス項の係数は正で有意である。このような結果が得られた背景には、特別保証制度に代わる新しい保証制度（セーフティネット保証）が実施され、その影響により負債比率による情報の非対称性が緩和されたものと考えられる。

3.4 中小企業のうち建設業・製造業・小売・卸売業ダミーを用いたケース

ここでは、中小企業のみを対象とし、中小の製造業・建設業・卸売・小売業ダミーを用いたケースの推定を行っている。その結果は、表2に示されている。

キャッシュフローの係数は、1999年度を除き、正で有意である。

1997年度は、限界の q 、負債比率の係数は負で有意である。しかしダミー変数と各変数とのクロス項の係数が有意でなく、他業種との差はみられない。

1998年度は、限界の q の係数、および負債比率の係数は負で有意である。土地ストックの係数は負であるが、 p 値が0.117であり、有意でない。一方、ダミー変数と限界の q とのクロ

表2 推定結果（中小企業のみ・製造・建設・卸売・小売業ダミー）

1997年度					1998年度				
Adjusted R-squared=0.158					Adjusted R-squared=0.221				
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
Const.	0.144	0.049	2.968	[0.004]	Const.	0.122	0.034	3.549	[0.001]
MQ	-0.034	0.024	-1.396	[0.166]	MQ	-0.035	0.008	-4.163	[0.000]
CASHFLOW	0.507	0.152	3.339	[0.001]	CASHFLOW	0.607	0.111	5.451	[0.000]
DEBT	-0.128	0.066	-1.937	[0.055]	DEBT	-0.165	0.045	-3.692	[0.000]
LAND	0.009	0.035	0.261	[0.794]	LAND	0.061	0.039	1.582	[0.117]
Dummy*MQ	0.023	0.028	0.821	[0.413]	Dummy*MQ	0.022	0.013	1.746	[0.084]
Dummy*CASH	-0.224	0.210	-1.066	[0.289]	Dummy*CASH	-0.531	0.136	-3.906	[0.000]
Dummy*DEBT	0.067	0.055	1.213	[0.228]	Dummy*DEBT	0.133	0.044	2.994	[0.003]
Dummy*LAND	-0.035	0.044	-0.803	[0.424]	Dummy*LAND	-0.050	0.045	-1.117	[0.267]
1999年度					2000年度				
Adjusted R-squared=0.119					Adjusted R-squared=0.264				
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
Const.	0.052	0.037	1.400	[0.165]	Const.	-0.029	0.051	-0.568	[0.571]
MQ	-0.018	0.023	-0.803	[0.424]	MQ	0.017	0.461	-0.038	[0.970]
CASHFLOW	0.078	0.184	0.421	[0.674]	CASHFLOW	0.877	0.215	4.085	[0.000]
DEBT	-0.042	0.048	-0.883	[0.380]	DEBT	0.017	0.070	0.242	[0.809]
LAND	0.084	0.027	3.076	[0.003]	LAND	-0.015	0.044	-0.342	[0.733]
Dummy*MQ	0.015	0.025	0.591	[0.556]	Dummy*MQ	0.001	0.048	0.027	[0.979]
Dummy*CASH	0.203	0.214	0.951	[0.344]	Dummy*CASH	-0.392	0.269	-1.458	[0.148]
Dummy*DEBT	0.084	0.034	2.519	[0.013]	Dummy*DEBT	0.133	0.054	2.458	[0.016]
Dummy*LAND	-0.093	0.033	-2.808	[0.006]	Dummy*LAND	0.008	0.053	0.143	[0.887]
2001年度					2002年度				
Adjusted R-squared=0.273					Adjusted R-squared=0.081				
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
Const.	0.091	0.054	1.692	[0.094]	Const.	0.133	0.050	2.689	[0.008]
MQ	-0.053	0.025	-2.113	[0.037]	MQ	-0.023	0.014	-1.616	[0.109]
CASHFLOW	0.803	0.179	4.475	[0.000]	CASHFLOW	0.520	0.165	3.148	[0.002]
DEBT	-0.125	0.054	-2.309	[0.023]	DEBT	-0.064	0.094	-0.680	[0.498]
LAND	0.074	0.059	1.255	[0.212]	LAND	-0.019	0.039	-0.489	[0.626]
Dummy*MQ	0.055	0.028	1.959	[0.053]	Dummy*MQ	0.019	0.023	0.791	[0.430]
Dummy*CASH	-0.626	0.236	-2.655	[0.009]	Dummy*CASH	-0.322	0.237	-1.354	[0.179]
Dummy*DEBT	0.175	0.064	2.734	[0.007]	Dummy*DEBT	0.036	0.083	0.433	[0.666]
Dummy*LAND	-0.101	0.061	-1.665	[0.099]	Dummy*LAND	-0.027	0.044	-0.607	[0.545]

(注) 標本の大きさは114

ス項の係数は正、キャッシュフローとのクロス項の係数は負、負債比率とのクロス項の係数は正で有意である。このことから、特別保証制度を積極的に利用した製造業・建設業・卸売・小売業については、1998年度の時点で情報の非対称性が緩和されていることが示されている。

1999年度は、土地ストックの係数が正で有意である。そしてダミー変数と負債比率とのクロス項の係数は正で、土地ストックとのクロス項の係数は負で有意である。この結果から、

製造業・建設業・卸売・小売業は負債の残高や土地ストックに関係なくさらに借入が可能となり、設備投資を進めたことが示唆される。これも、前年度より実施された特別保証制度を多く利用した業種では情報の非対称性が緩和された効果と考えられる。

2000年度は、ダミー変数と負債比率とのクロス項の係数が正で有意である。またダミー変数とキャッシュフローとのクロス項の係数は負であるが有意でない（ p 値は0.148）。このことから特別保証制度を多く利用した業種では、負債比率の影響が緩和されたことが示されている。

2001年度は、限界の q の係数と負債比率の係数は負で有意である。また、ダミー変数と限界の q とのクロス項の係数は正で、負債比率とのクロス項の係数も正で、キャッシュフローとのクロス項の係数は負で、土地ストックとのクロス項の係数も負で、それぞれ有意である。この結果から、特別保証制度を積極的に利用した業種については、2001年度の時点でもなお、情報の非対称性が緩和されていることが示されている。これは、前年度まで実施された特別保証制度をいわゆる「駆け込み申請」によって借り入れた資金が、2001年度の設備投資に反映されたものと考えられる。

2002年度は、限界の q の係数、ダミー変数とキャッシュフローのクロス項の係数がそれぞれ負であるが、有意ではない（ p 値は前者が0.109、後者は0.179）。またダミー変数と他の変数とのクロス項は明らかに有意ではなく、特別保証制度を利用した業種とそれ以外との差はなくなっている。このような結果が得られた背景には、特別保証制度が前前年度に終了し、その影響がなくなったことがあるものと考えられる。

4 結 論

本稿では、Tobinの q モデルによる投資関数を用いて、特別保証制度の効果を検証している。推定の結果、設備投資に対してキャッシュフローは概ね正で有意な効果を持ったこと、特別保証制度の実施前（1998年度まで）には中小企業の外部資金プレミアムはより強かったものの、特別保証制度が実施された1999年度にはその効果によって情報の非対称性が緩和され、負債比率やキャッシュフローの影響が弱くなっていることも示されている。これは、内部資金に依存せず、また総資産や負債残高に関係なく中小企業の借入が行われたことを示唆している。しかしこの効果は2000年度・01年度にはみられず、再び情報の非対称性が生じたものと考えられる。ただし2002年度には、セーフティネット保証などの効果で、再び情報の非対称性が緩和された傾向がみられる。また、中小企業のみを対象とし、特別保証制度を多く利用した業種（製造・建設・卸売・小売業）に着目した推定では、1998年度から2001年度にかけて、特別保証制度の効果が顕著にみられたが、2002年度には他の中小企業との差は有意にあらわれていない。このことから、特別保証制度特有の効果はなくなったものと推測さ

れる。以上の結果から、特別保証制度は実施期間中には一定の効果があったものの、その効果は持続していなかったことが示されている。

今後の課題としては、より詳細なデータによるパネルデータ分析があげられる。本稿のデータは法人企業統計であるが、このデータの特徴として、毎年第2四半期（新年度開始時）にサンプルの入れ替えを行う。すなわち、毎年母集団数は変化し、その内容も変更されることになるため、そのままでは連続性のある時系列データとしてみなすことはできない。そこで時系列の連続性がある詳細なデータセットを用いたパネルデータ分析へと拡張することにより、十分な標本数を確保することが有効であろう。

注

* 本稿の執筆に当たっては、宮尾龍蔵先生（日本銀行）、藤原賢哉先生、畠田敬先生、柴本昌彦先生（以上、神戸大学）、中谷武先生（流通科学大学）より多くの有益なコメントをいただきました。また流通科学大学総合政策学部の研究会（総合政策サロン）における研究報告では、多くの先生方から有意義なコメントをいただきました。謹んで感謝申し上げます。ただし、本稿に含まれ得る誤謬は筆者の責任に帰するものであります。

- 1) 特別保証制度の特徴については、例えば内田（2010）に詳しい。
- 2) 保証制度の利用条件は、(1)「中小企業法」で定められた中小企業と事業協同組合であり、(2)普通保証で2億円（組合は4億円）、無担保保証で8,000万円までの保証枠に残高があること、となっている。詳細は藪下・武士俣（2006）第7章、全国信用保証協会連合会 Web ページ（URL: <http://www.zenshinhoren.or.jp/index.php>）参照。
- 3) 家森（2004）では、中小企業側が取り組むべき課題として、財務・経営資料を整備し、情報開示を進めること、そして保証協会や金融機関など貸し出す側が取り組むべきこととして、中小企業向け債務をリスクの小さい証券とし、投資対象となり得るものにすることを提案している。
- 4) 小川（2003）では長期借入に影響を持つ変数として、金融機関の貸出姿勢 DI を用いている。
- 5) これとは逆に、負債比率の上昇によって設備投資が増加するという、フリーキャッシュフロー仮説という考えもある（Jensen 1986）。これは負債の存在によって企業に対する外部からのモニタリングが行われ、その結果効率的な経営と設備投資の促進が実現される、というものである。
- 6) 『中小企業白書2000年度版』（中小企業庁 2000）付表213-3 参照のこと。なお、このデータは1998年10月から99年12月までの累計実績であり、特別保証制度が終了していない時期に集計したものであることをお断りしておく。なお数値は、信用保証協会の保証承諾ベースのものである。
- 7) 資本ストックの平均経過年数は、昭和56年度版国民経済計算に掲載されている『民間企業ストック年報』に掲載された除去額と昭和45年度版『国富調査』に記載された昭和45年度の平均経過値数のデータをもとに、昭和55年度のものを計測した。さらにその数値をもとに、1997年度から2002年度の平均経過年数を計算した。計算式は、経済企画庁（1999）第2章第7節に掲載されている公式による。そしてその経過年数の分だけさかのぼった投資財デフレータを資本ストックの簿価として用いている。

参 考 文 献

- Hayashi, F. and T. Inoue (1991) "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data in Japanese Firms," *Econometrica* Vol. 59, No. 3, pp. 731-753.
- Jensen, M. C. (1986) "Agency Costs of Free Cash Flow: Corporate Finance and Takeovers," *American Economic Review* Vol. 76, No. 2, pp. 323-329.
- White, H. (1980) "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica* Vol. 48, No. 4, pp. 817-38.
- 植杉威一郎 (2008) 「政府による特別保証制度には効果があったか」 渡辺努・植杉威一郎編『検証 中小企業金融——「根拠なき通説」の実証分析——』第6章 日本経済新聞社
- 内田衡純 (2010) 「緊急保証制度とかつての特別保証制度の違い」『立法と調査』No. 301 参議院調査室
- 小川一夫 (2003) 「貸し渋りは存在したのか——企業の設備投資行動と銀行信用——」『大不況の経済分析——日本経済長期低迷の解明——』第4章 日本経済新聞社
- 小川一夫 (2006) 「金融危機と設備投資——1990年代の日本の経験——」林文夫編『経済制度の実証分析と設計 第2巻 金融の機能不全』第3章 勁草書房
- 経済企画庁 (1999) 『平成11年度経済白書』大蔵省印刷局
- 全国信用保証協会連合会 Web ページ (URL: <http://www.zensinhoren.or.jp/index.php>)
- 竹澤康子・松浦克己・堀雅博 (2004) 「中小企業金融円滑化策と倒産・代位弁済の相互関係——EC3SLS による都道府県別パネル分析——」ESRI Discussion Paper Series No. 87 内閣府経済社会総合研究所
- 中小企業庁 (2000) 『中小企業白書2000年版』日経印刷
- 花崎正晴・Tran Thi Thu Thuy (2002) 「規模別および年代別の設備投資行動」『フィナンシャル・レビュー』2002年6月
- 宮尾龍蔵 (2008) 「日本の設備投資行動：1990年代以降の不確実性の役割」日本銀行金融研究所ディスカッションペーパー 2008-J-19
- 藪下史郎・武士俣友生 (2006) 『中小企業金融入門』第2版 東洋経済新報社
- 家森信善 (2004) 「信用保証制度の果たしてきた役割と今後の課題」『地域金融システムの危機と中小企業金融』第6章 千倉書房