



RIETI Discussion Paper Series 17-J-054

リーマンショック後の中小企業における設備投資とその変化： 保証制度及びマクロ経済環境との関係

小塚 匡文
流通科学大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

2017年8月

リーマンショック後の中小企業における設備投資とその変化： 保証制度及びマクロ経済環境との関係*

小塚匡文（流通科学大学）

要 旨

本稿では Tobin の q 型投資関数に内部留保、負債比率など資金調達に影響を与える変数を説明変数として追加したモデルを用いて、中小企業の設備投資関数を推定した。使用データは、「中小企業実態基本調査（平成 19 年～平成 26 年実施、ただし平成 18 年度～平成 25 年度実績値）」のクロスセクション・データである。実証分析の結果、緊急保証制度、およびその後のセーフティネット保証（5号）施行時期も含めて、負債比率の高い企業は負債による設備投資が相対的に困難であったことが示されている。また平成 24 年度（2012 年度）の建設業では、アベノミクス下での公共事業増加を見込んだためと思われる設備投資の底上げが見られるものの、負債比率が高い同業種は資金制約の面でより苦しい状況にあることが示唆されている。そして三大都市圏については、リーマンショック後に設備投資のための借入制約が強くなっていること、すなわちデッド・オーバーハング仮説が成立する傾向が示唆されており、三大都市圏とそれ以外の差が存在していることがわかる。三大都市圏とそれ以外の地域の間ギャップのある状況の対策として、地域ごとに異なる保証制度を導入することが重要と考えられる。2017 年 5 月に中小企業信用保険法等の一部を改正する法律案が成立した。その中で地域の金融機関と保証協会が連携することが記載されたが、このことが地域差の解消につながるものと期待される。

キーワード：中小企業、緊急保証制度、Tobin の q 型投資関数、流動性制約、
デッド・オーバーハング仮説

JEL classification: E22

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「地方創生に向けて地域金融に期待される役割—地域経済での雇用の質向上に貢献するための金融を目指して—」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、平成 18 年～27 年の各年に実施された中小企業実態基本調査（中小企業庁事業環境部企画課調査室）の調査票情報を利用した。また、本稿の原案に対して、プロジェクトリーダーの家森信善先生（神戸大学・経済産業研究所）をはじめ、プロジェクトメンバーの皆様より多くのコメントをいただきました。ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂きました。ここに記して、感謝の意を表します。なお含まれる誤謬は筆者個人の責任に帰するものとあります。

1. はじめに

本稿では、リーマンショック後における中小企業の設備投資行動について検証している。具体的には、平成 18 年度（2006 年度）から平成 25 年度（2013 年度）までのクロスセクション・データを用い、設備投資のための資金調達制約の変化について、信用保証協会の緊急保証制度の影響、マクロ経済環境の変化を踏まえた検証を展開している。また業種の違い、負債比率の高い企業の状況、そして三大都市圏（首都圏、中京圏、京阪神）とそれ以外の地域の違いに着目している。

わが国において、中小企業のウエイトは高い。平成 24 年の『経済センサス-活動調査』及び平成 26 年の『経済センサス-基礎調査』によれば、中小企業は企業数で 99%以上、付加価値額で 55%を占めている。そして中小企業は、大企業のほとんど存在しない地方においては、当地の経済活動を支える存在であるといえる¹。

しかしこれらの中小企業は、2008 年のリーマンショック後に苦境に立たされているといわれている。リーマンショックの日本への影響としては、欧米市場の落ち込みよって自動車などの輸出産業が影響を受けたとされているが、例えば『中小企業白書 2010 年版』では、輸出関与の有無にかかわらず、中小企業の 6 割程度が、リーマンショック後の 2009 年に売り上げ悪化に直面したことが報告されている。そして中小企業の廃業率は開業率を上回る傾向にあり、2009 年には 420 万者であった中小企業・小規模企業数は、2012 年に 385 万者にまで減少している（平成 24 年の『経済センサス-活動調査』より）。近年は地方の衰退が問題となっているが、その背景には、このような中小企業数の減少も影響していると思われる。このような状況下におかれている中小企業について、様々な側面からの検証が考えられるが、本稿では設備投資行動について検証を進めることとする。

中小企業は、前述のように、わが国における付加価値の生産に少なからず影響を与えている存在であり、設備投資はそのために不可欠なものである。本稿では、設備投資行動の違いとして、Tobin の q 型設備投資関数に従い、設備投資のための資金調達に関連した諸制約を考慮する。資金調達にかかる制約として、本稿ではまず「デッド・オーバーハング仮説」に着目する。「デッド・オーバーハング仮説」とは、負債-資本比率が高い場合、これ以上の貸し出しを金融機関側が警戒して実施せず、その結果として設備投資が抑制されることである。もちろんこれとは別に、負債-資本比率が大きければ、その分だけ設備投資が可能になるという「フリーキャッシュフロー仮説」が成り立つこともある。

土地保有も設備投資に影響を与えると考えられる²。企業が保有する土地は、銀行から借り入れるときに担保となる。よって、保有している土地が多い場合は資金を借りやすいので設備投資が促進されると考えることができる。逆に言えば、土地を保有していない場合は借り入れが困難になり、設備投資が抑制されることになると思われる。

¹ 例えば『中小企業白書 2005 年版』図 2-3-1 にあるように、地方では大企業の比率は極めて低いことが示されている。

² 後述のとおり、宮尾（2009）では土地の保有高を説明変数に含めている。

また Tobin の q 、特に限界の q は「投資 1 単位当たり期待収益率」であり、Tobin の q 型投資関数におけるこの係数が大きい場合、企業は限界の q に対応して設備投資を実施することになる。もし Tobin の q の係数が小さい場合は、投資機会に応じた妥当な額を下回る設備投資しかしていないことを意味する。ただし、不確実性の上昇により、投資を手控えた結果、限界の q がある程度上昇しても設備投資を増やさないこともありうる (Dixit and Pindyck 1994)。この他、借入れが困難な企業の場合は、設備投資は手元にあるキャッシュフローの残高に依存する、という「流動性制約」も考えられる³。

これらの制約は、マクロ経済環境や中小企業向けの諸政策によって変化しうる。まずマクロ経済環境の面では、2008 年のリーマンショック時における円高、そしてその後の 2011 年まで円高の進展が見られた。また財政・金融政策、特に 2013 年以降のアベノミクスによる影響も考慮すべき点である。一方、中小企業向けの諸政策については、リーマンショック後の 2008 年度から 2010 年度にかけて実施された緊急保証制度(2008 年度～2010 年度)がある。これは、もともとは原油高による原材料費高騰に対応するための措置であったが、世界な金融危機(リーマンショック)の発生に際して、そのままその危機に対応する措置として利用されたものである⁴。そして 2011 年度以降は、事実上の後継制度としてセーフティネット保証(5 号)が実施されたが、その対象業種は 2012 年度に見直しがなされた。このような保証制度とその変遷もまた、重要な視点である。本稿では、これらの経済環境の変化を踏まえながら、各係数の推定結果を解釈し、検証を進める。

さらに緊急保証制度など中小企業向けの諸政策については、その企業が直面している財務面の問題が設備投資に与える影響に変化を与え、上記のような設備投資行動の違いをもたらすと考えられる。特にその資本に比して負債を多く抱えた企業は財務状況が脆弱であることから、マクロ経済環境の変化に対し、より大きく設備投資行動が影響を受けるかもしれない。またこのような企業は返済ができなくなるリスクが高まることから、さらに借入れによって設備投資を進めることが困難である。しかし緊急保証制度など、保証枠が拡大されるような政策の下においては、銀行側もリスクを負わなくてよいことから、さらに企業が借入れを実施することが可能となるかもしれない。そこで本稿では、負債 - 資本比率(負債比率)が高い企業を対象としたケースについても考慮する。

また、企業の設備投資行動やその資金調達の問題については、業種ごとあるいは地方による違いもあると考えられる。日本全国で、すべての業種が同じような景況感に直面しているわけではないのである。例えば前述の緊急保証制度は、その実施以降、対象業種を数回にわたって見直していることから、業種ごとに置かれた状況の違いがあることが示唆さ

³ ただし Kaplan and Zingales(1997)では、キャッシュフローの設備投資への影響が必ずしも流動性制約の大きさを示すわけではない、としており、注意が必要である。その背景には、キャッシュフローには Tobin の q に現れていない将来の投資機会が反映されているため、としている。

⁴ 信用保証協会の保証制度の効果に関する研究としては、Saito and Tsuruta(2014)、Ono, Uesugi and Yasuda(2011)などがある。Saito and Tsuruta(2014)では保証付融資の比率が代位弁済率に与える影響が存在すること、例えば Ono, Uesugi and Yasuda(2011)では、メインバンクによる緊急保証付き融資は既存貸し出しの代替として用いられ、これを受けた企業は、業況が悪化している傾向にあることを示している。

れる。そこで本稿では、業種ダミーや三大都市圏ダミーを用いた検証を行い、資金調達の各制約の大きさの差異についても検証を行う。

以上のような内容に基づいて、わが国の中小企業の設備投資行動及びそのための資金調達問題について検証することは、今後のわが国の経済のあり方、そして中小企業向けの諸政策の方針を考える上で有益であると考えられる。なお本稿は、中小企業の設備投資関数の推定を通して資金調達制約の変化の要因を検証・解釈することが目的であり、マクロ経済環境の影響や緊急保証制度の設備投資への効果を直接検証しているわけではないことを申し添えておくこととする。

続いて、本稿と関連する先行研究を紹介する。わが国データによる Tobin の q 型投資関数の推定を行った研究として、小川 (2005)、福田・粕谷・中島 (2005)、堀・斎藤・安藤 (2007)、宮尾 (2009)、小塚 (2012) などがある。小川 (2005) は Tobin の q 型投資関数により、企業規模が小さいほどより情報の非対称性に直面していることを示した。福田他 (2005) は、Tobin の q 型投資関数により、デフレ下では、貸し手 (銀行) の健全性悪化や、借り手の過剰債務もまた、中小企業の設備投資を抑制していることを示した。また堀・斎藤・安藤 (2007) はキャッシュフローの係数は正であるがこれは流動性制約によるものでなく流動性ショック緩和のための備えであること、生産的投資機会の枯渇により、Tobin の q の係数が強く正であることが示されている。宮尾 (2009) では、土地保有を考慮した Tobin の q 型投資関数により、不確実性が設備投資抑制に対して 90年代は正の、2000年代は負の影響を及ぼしており、企業はより慎重な姿勢になったことを示唆している。小塚 (2012) は、1998年10月から2000年度末まで実施された、信用保証協会の特別保証の実施直後のみ、情報の非対称性が緩和しており、この制度を多く利用した業種 (建設、製造、小売・卸売業) に顕著な効果が見られたことが示されている。ただしその効果は実施中のみであることも示されている。

またこれ以外に、Tobin の q 型投資関数を念頭に置いた実証分析として Kozuka(2016)がある。Kozuka(2016)では各種製造業の集計データ (法人企業統計) を用いて、中小企業の設備投資およびその決定要因である Tobin の限界 q と、実質実効為替レートとの間の Granger' s causality を検証しており、その結果、いずれの業種も為替レートから限界 q や投資への Causality はないとする結果が得られた。ただしこれは、集計データによる時系列分析であり、また標本期間は 2008年までであり、リーマンショック以降は対象外となっている。

以上の先行研究を踏まえ、本稿では平成 19年 (2007年) から平成 26年 (2014年) の各年に調査した、中小企業の財務データ (クロスセクション・データ) を用いて、Tobin の q 型投資関数による検証を展開する。本稿の内容は次の通りである。まず第 2節では Fazzari et al.(1988)に従い、本稿で用いるモデルについて説明する。第 3節は実証分析とその結果の解釈、第 4節はまとめである。

2. モデルについて

本稿では前述の制約・マクロ経済環境の影響を検証するため、Fazzari, Hubbard and Petersen (1988)の研究に従い、投資資金の調達手段選択を踏まえた Tobin の q モデル (Tobin の q 型投資関数) を用いる。

本節では、Fazzari, Hubbard and Petersen(1988)のモデルに準拠し、本稿で用いる推定モデル (Tobin の q 型投資関数) について説明する。

本稿で用いる Tobin の q 型投資関数は、Tobin の q によって適切な株式発行額、及び設備投資額が決定される、とするモデルである。例えば限界 q が 1 以上であれば新株を発行することが示される。ここで Tobin の q (平均の q もしくは限界の q) は企業のすべての情報を織り込んだうえで最適な設備投資額をあらわしているものであるので、他の説明変数は不要である、と一般には考えられる。しかし Fazzari, Hubbard and Petersen(1988)では、Tobin の q であらわされる株式発行額だけではなく、キャッシュフローや負債といった、その他の資金調達手段も考慮した定式化が可能となることを示している。

一般に、設備投資は企業が株式価値 (企業価値) を最大にするために行うものであり、そのために企業は資金を調達する。その手段は、現実では内部留保、負債、株式のいずれかであり、これらのうちどれが望ましいかは、各パラメータやシャドウプライス (資金調達コストあるいは資本コスト) の大小関係で変わる。ここで考慮する資金調達手段のうち、資本コストは内部留保・負債・株式、の順に低い。そしてその結果、望ましい資金調達手段が状況に応じて変わり、あたかも階層のように並ぶことが示される。これを **Financial hierarchy** とよぶ。そしてこのことから、「トービンの q」以外の変数である「キャッシュフロー」「負債比率」でも説明されるトービンの q 型の投資関数から、資金調達手段について検証することが正当化されるのである。

以上を踏まえると、基本的なモデルは次のように定式化される：

$$\frac{I}{K} = \alpha_0 + \alpha_1 MQ + \alpha_2 \frac{CASHFLOW}{K} + \alpha_3 DEBT + u \dots (1)$$

ただし I は設備投資、K : は資本ストック (土地除く)、CASHFLOW はキャッシュフロー (経常利益、支払利子、減価償却)、MQ は限界 q、DEBT は負債・総資本 (土地含む) 比率、である。

なお本研究では、前述のように借入額及び設備投資額に影響を与えると思われる、土地保有高—資本比率 (LAND) を説明変数に追加した (2) 式を用いる。

$$\frac{I_i}{K_i} = \alpha_0 + \alpha_1 MQ_i + \alpha_2 \frac{CASHFLOW_i}{K_i} + \alpha_3 DEBT_i + \alpha_4 \frac{LAND_i}{K_i} + u_i \dots (2)$$

ただし DEBT は負債比率（負債・資本比率、資本に土地を含む）LAND は土地保有高一資本比率

（資本に土地を含まず）である。

また本稿では、業種ごと（製造業、建設業、卸・小売業）および三大都市圏（関東 1 都 3 県、東海 3 県、近畿 2 府 1 県）の特徴にも注目するため（あるいはそれ以外の地方の特徴をみるため）、それらをあらわすダミー変数を設定する⁵。その定式化は次のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{I_i}{K_i} = & \alpha_0 + \alpha_1 MQ_i + \alpha_2 \frac{CASHFLOW_i}{K_i} \\ & + \alpha_3 DEBT_i + \alpha_4 \frac{LAND_i}{K_i} \\ & + \gamma_0 DMY + \gamma_1 (DMY \times MQ_i) + \gamma_2 \left(DMY \times \frac{CASHFLOW_i}{K_i} \right) \\ & + \gamma_3 (DMY \times DEBT_i) + \alpha_4 \left(DMY \times \frac{LAND_i}{K_i} \right) + u_i \cdots (3) \end{aligned}$$

なお、以上の定式化を踏まえたモデルの符号条件は表 1 にある通りである。

3. 実証分析

本節では、本稿で用いるデータについての説明と実証分析を行い、さらにその結果の解釈も展開する。

3.1 データについて

本稿では中小企業の個別データ（中小企業庁作成の「中小企業実態基本調査」）を利用している。このデータセット構成の都合上、クロスセクション分析を行う。使用データは平成 19 年（2007 年）から平成 26 年（2014 年）の各年に調査したものである。なお、「中小企業実態基本調査」は各年 8 月時点で調査を実施するが、そのときの調査対象は前年度の数値である。よって本稿では、上記の各年における調査結果を用いているが、サンプル期間は平成 18 年度（2006 年度）～平成 25 年度（2013 年度）となる⁶。以後、本稿では、データが示す状況が実際に発生した時期を重視するため、調査年ではなく実績年度（西暦）で表記する。本稿における使用データの定義は表 2 にある通りである。K（資本ストック）、I（投資）は投資財デフレーターで、CASHFLOW は GDP デフレーターで、LAND は市街地価

⁵ 具体的には、東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、愛知県、三重県、岐阜県、京都府、大阪府、兵庫県、を三大都市圏に含まれる都府県としている。

⁶ 「中小企業実態基本調査」は、平成 18 年（2006 年）から平成 27 年（2015 年）の調査結果、すなわち平成 17 年度（2005 年度）から平成 26 年度（2014 年度）の実績値が利用可能であるが、後述のようにデータの絞り込みの結果、標本数などの面で問題が生じたため、上記のようなサンプル期間としている。

格指数して実質化している。なお資本ストックについては、平均経過年数（約13年）を考慮し、13年前のデフレーターで実質化している。なお、平均経過年数の計算方法は昭和45年時点の平均経過年数をベンチマークとして、除却額、資本ストック、設備投資額を考慮して算出している。詳細は経済企画庁（1999）掲載の図2-4-3に詳細が記載されている。

限界の q (MQ) については、次のように算出する。

$$MQ = \frac{\pi}{P^I} \frac{1+r}{r+\delta}$$

ここで、 π は利潤率、 P^I は投資財デフレーター、 r は割引率、 δ は減耗率である。減耗率については Hayashi and Inoue (1991) に従い、 $\delta=0.0772$ (7.72%) と仮定している。ここでは Abel and Blanchard (1986) に従い、利潤率と割引率がランダムウォークである、という仮定を置いていることから、上記のような定式化が可能となっている。

なお、本稿で用いるデータは企業の個別データであり、その中には異常値と考えられるものも存在する。そこで、使用データの条件を次のように設定する。投資-資本比率は0より大きく1以下、キャッシュフロー-資本比率は絶対値で5以下、限界 q は絶対値で10以下、支払利子は正の値、であり、これを満たさない標本は除外する⁷。

以上のようにデータ加工を行った結果、データの記述統計量は表3のようになる。これによれば、限界 q の値はおおむね1となっており、妥当な数値であると判断できる。また記述統計量からは、限界の q は2008年度を底として低下した後に上昇していることがわかる。また、投資-資本比率については2006年から低下を続け、2011年を底として上昇に転じていることもわかる。

推定は最小二乗法で行う。なお本稿では、3.2節において基本モデルである(2)式および業種ダミーを用いた(3)式の、3.3節では三大都市圏ダミーを考慮した(3)式の推定を行う。

3.2 基本モデルの実証分析

ここでは(2)式の推定を行っている。なお、全標本を用いたケースと高負債比率企業のみを対象としたケースを推定し、結果を比較する。なお高負債比率企業とは、負債比率がおおまかな平均値である0.6よりも高い企業を対象としたものである。推定結果は表4-1および表4-2に示されている。

限界の q (MQ) の係数については、特に高負債比率企業については、2006年度から2010年度まで有意ではない。これは、Tobinの q に応じた設備投資がなされていないことを示しており、後述のように資金調達制約の緩和がいくつかの面であったものの、設備投資のた

⁷ この修正の結果、本稿で利用しているものは年度によって標本サイズの異なるデータセットとなり、これらを用いてクロスセクション分析を行っている。

めの資金調達が困難であったことがうかがえる。

キャッシュフロー（CASHFLOW/K）の係数については、全標本および高負債比率企業のいずれも、2007年度から2011年度まで有意でない。これは緊急保証制度（2008年10月から2010年度末まで）およびこの指定業種を引き継いだセーフティネット保証（5号、ただし2012年11月に指定業種見直し）の影響で流動性制約が緩和された結果であると考えられる。

負債比率（DEBT）の係数については、全標本において、2006年度から2008年度まで、いずれのケースも有意ではないが、その後は正で有意となっている。緊急保証制度（2008年10月実施）の実施以前および実施初期においては、デッド・オーバーハング仮説及びフリーキャッシュフロー仮説のいずれも成立していなかったことを示唆している。すなわち、現状の負債残高が設備投資を妨げることはなかったことものの、制度実施からしばらく経過した後に、負債が設備投資を促進するようになったと解釈できる。しかしながら、高負債比率企業では2009年度を除いて有意になっていない。このことから、既に負債比率の高い企業は、緊急保証制度やその後のセーフティネット保証（5号）の下でも、これ以上の借り入れによる設備投資を進めることが相対的に困難であったものと推測される。

そして、2012年度には、いずれのケースも負債比率の係数が有意でなく、その後の2013年度には全標本のケースにおいて有意になっているものの、高負債比率企業のケースでは有意になっていない。この時期は、アベノミクスの影響で、景気状況は改善されたといわれているが、その状況下でも負債比率の高い企業は、借り入れによってさらなる設備投資を進めることが困難であったことがうかがえる。

土地（LAND/K）の係数については、全標本では2007年度以外のすべての年度で、高負債比率企業では2007年度と2009年度以外は有意に正となっている。このことから、緊急保証制度が実施されている時期を除いて、担保としての土地の役割は非常に大きかったことが考えられる。

業種ダミーを用いた（3）式の推定を行った結果は表5に示されている。全標本のケースでは、ダミーと各説明変数のクロス項の係数が有意であるケースはほとんどなかったもので、推定結果を割愛している。しかし表5に示されている高負債比率企業に限定したケースでは、いくつかか特色が見られる。卸小売業では2007年度に負債のフリーキャッシュフロー仮説がより強く成立していたことがわかる。さらに建設業では、2007年度と2012年度に流動性制約の強化が観測されている。また、2012年度において、高い負債比率では建設業ダミーの係数が正で有意である。これは、2013年度より本格的に始まった一連の経済政策（アベノミクス）により、公共事業の活発化が予想され、全体的に建設業の設備投資が底上げされたことを反映しているものと考えられる。その一方で、限界の q の係数が他よりも小さくなる傾向があることからTobinの q の水準に応じた設備投資ができていないことが、そしてキャッシュフロー（CASHFLOW）の係数は有意に他より大きいことから強い流動

性制約に直面していたことがわかる⁸。さらに負債比率（DEBT）係数が他より有意に小さいことから、負債による投資が抑制されるデッド・オーバーハンゲ仮説の傾向が、そして土地（LAND）の係数は有意に他より大きいことから、担保としての土地の役割が大きくなっていることが示されている。これらのことは、公共投資の増加によってこの時期の建設業は業況が改善したとされるものの、負債比率が高い企業は資金制約の面でより苦しい状況にあったことを示唆している。

3.3 三大都市圏ダミーを考慮した実証分析

この節では、三大都市圏ダミーを考慮した検証を行う。前節と同様に、全標本と高負債比率企業のみを対象としたケースで検証をする。

まず全標本のケースは表 6-1 に、高負債比率企業のケースは表 6-2 に示されている。この結果によると、全標本のケースでは、三大都市圏では他地域と比べて、2008 年度から 2009 年度にかけて、ダミー変数と負債比率とのクロス項の係数が有意に負となっている。これは、負債比率が高いときにかえって借入れで資金調達をすることが困難になる、デッド・オーバーハンゲ仮説の傾向を示しているものである。この傾向は、高負債比率企業のみを対象としたケースでも観測されている。2008 年度は緊急保証制度が実施されていた時期であり、このような制度は、既存負債の残高に関係なく投資のための借入れを促進する役割を持つ。しかし、地方ではなく三大都市圏において、この役割がより弱くなっていた状況が既に見られていることになる。しかしその後は、三大都市圏特有の傾向は見られない。また 2013 年度には、高負債比率企業のみを対象としたサブサンプルで、三大都市圏における流動性制約が強くなっていたことが示されている。

三大都市圏では、企業数も金融機関数も多く、経済活動は他地域より活発である。しかしこの実証結果からは、特にリーマンショック後に、設備投資のための資金調達の面でより苦しい状況にあったことが示唆されている。この要因としては世界経済の不振と円高の進展があると考えられる。特に円高については図 1 にあるように、2008 年 10 月には 1 ドル=100 円を超え、2009 年度から 2010 年度にかけて、円相場は 1 ドル 80 円台で推移していた。2009 年 11 月および 2010 年 8 月・9 月には 1 ドル=80 円台前半を記録している⁹。三大都市圏、特に東海 3 県には製造業が多く、世界経済の不振と円高によって、貸し手側が企業業績への懸念を持ったものと考えられる。ここで、この状況を反映していると考えられる指標である、三大都市圏での資金繰りの景況感を確認する。図 2 は、全国と三大都市圏（首都圏、中京圏、近畿圏）の資金繰り DI の推移を表したものである（日本政策金融公庫 2017a,b）。これによれば、その大まかなトレンドは似ているものの、リーマンショック後の三大都市圏における中小企業の資金調達は、他地域と比較してより厳しかったこと

⁸ ただし前述のように、Kaplan and Zingales(1997)で示されるように、Tobin の q に反映されていないものの、公共事業増加によって発生した将来の投資機会がキャッシュフローに含まれている可能性もある。

⁹ ただし図 1 は月中平均値であるので、2009 年 11 月に 1 ドル 80 円台前半を記録した期間があったことは、明示的に反映されていない。

を示している。本稿の推定結果は、それを反映したものと考えられる。

3.4 政策的含意

以上の実証結果から、緊急保証制度終了後の高負債比率企業は、資金の制約が大きいことが示された。特に負債比率の高い建設業については、アベノミクスの下であっても他業種よりも設備投資のための資金制約が大きくなっていることが示された。負債比率の高い企業に対しては、返済が履行されるかどうかのリスクが大きくなるため、ある程度の制約の差が出てくることは妥当だと考えられる。仮に負債比率が高い企業に制約の差がないとすれば、背後に金融機関のモラルハザードが存在していることになるからである。

一方、三大都市圏は、他の地方と比較してリーマンショック後に、借り入れによる設備投資を抑制するという、いわゆるデッド・オーバーハング仮説の傾向があることが示唆された。この背景には急速な円高による業績への懸念とそれに伴う資金繰りの悪化があるものと推測される。ここからどのような政策的含意が導き出せるのであろうか。

本稿では便宜上、三大都市圏とそれ以外に分けて分析を行ったが、地域を細分化すれば、さらに地域ごとの差が現れる可能性がある。地方によって企業の直面している状況や地域の経済を構成する業種に違いがあるならば、保証制度のあり方についても再考すべきと考えられる。現在の保証制度は、保証割合や保証債務額の上限など、全国一律に同じ制度を導入している。もちろん特別な保証制度のうち、東日本大震災復興緊急保証のように、その目的から対象となる区域が限定されているものがある¹⁰。しかし、経済環境の変化による経済危機に対応した保証制度についても、地域ごとに異なる制度を導入することが効果的であろう。

2017年5月に中小企業信用保険法等の一部を改正する法律案が成立し、翌月には公布されたが、その法律では「協会は、その業務を行うに当たっては、中小企業者による経営の改善発達を促進するため、銀行その他の金融機関と連携を図るものとする。」（同法律第二十条の二より）と記されている。これにより、各地域の金融機関の見解や調査結果を踏まえながら、それぞれに保証制度を実施することが可能になると期待される。このことは、地域ごとのギャップを縮小し、中小企業の廃業を食い止め、地方創生を達成するためにも有益であると考えられる。

4. まとめ

本稿では Tobin の q 型投資関数に内部留保、負債比率など資金調達に影響を与える変数を説明変数として追加したモデルを用いて、リーマンショック後におけるわが国中小企業の設備投資関数を推定した。実証分析の結果から、次のようなことが示された。

まず全標本においては、2009年度以降に負債比率の係数が有意に正であったことから、

¹⁰ 岩手県・宮城県・福島県の全域と青森県・茨城県・栃木県・埼玉県・千葉県・新潟県・長野県の一部の市町村が対象とされている。

フリーキャッシュフロー仮説が成立し、負債による設備投資が促進されていたものと推測される。これは緊急保証制度やセーフティネット保証（5号）の影響と考えられる。しかし負債比率が高い企業では、負債比率の係数が一部を除いて有意でなかった。このことから、緊急保証制度やセーフティネット保証（5号）が実施されている状況下であっても、負債による設備投資が相対的に困難であったことが推測される。

また業種ごとにみると、負債比率の高い建設業において特色が見出された。2013年度以降の一連の経済政策（アベノミクス）では公共事業が活発になったとされているが、それに先立って建設業は全体的に設備投資が底上げされたことが示唆されている。その一方で、負債比率が高いケースではより強い流動性制約に直面していること、デッド・オーバーハング仮説が成立している傾向があること、そして担保としての土地の役割が大きくなっていることが示されている。これらのことは、負債比率が高い建設業は資金制約の面でより苦しい状況にあったことを示唆している。

さらに三大都市圏ダミーを用いた検証（表 6-1・表 6-2 参照）に基づいてこの点の議論を進めると、リーマンショック前後に三大都市圏において設備投資のための借入制約が強くなっていること、すなわちデッド・オーバーハング仮説の成立が示唆されている。この背景には前述のように、これはリーマンショック前後の円高進展と資金繰り DI の悪化を反映したものと考えられる。

以上のことから、保証に依存して負債比率の高い企業に貸し付けるという、金融機関のモラルハザードはあまり観測されなかった一方で、三大都市圏とそれ以外の差が存在していることになる。2017年6月14日に中小企業信用保険法等の一部が改正されたが、その中で地域の金融機関と保証協会が連携することが記載されている。このことによって地域ごとに異なる保証制度の導入を促進し、地域による差の解消につながることを期待される。

今後の課題としては、まず限界 q の推計方法の見直しがあげられる。これまでの多くの研究では、限界 q の推計の際には、割引率・利潤率がランダムウォークに従うと仮定しており、本稿もそれに倣っている。しかし Matsubayashi (2011) では、その仮定を緩和した上で限界の q を推計し、実証研究を展開している。今後はより現状を反映した推計を進める方針である。また、前述のように本稿では、マクロ経済政策や緊急保証制度などの中小企業向け政策が中小企業の設備投資へ与える影響については、直接検証していない。しかしこの視点は重要であると考えられるため、検証を進めていく方針である。

参考文献

- 小川 一夫 (2005) 「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』第 4 章 日本経済新聞社
- 経済企画庁(1999)『平成 11 年度経済白書』大蔵省印刷局
- 小塚 匡文 (2012) 「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-」 『国民経済雑誌』第 206 巻第 1 号 31-46 ページ
- 日本政策金融公庫 (2017a) 『全国中小企業動向調査結果』(2017 年 1-3 月期実績、4-6 月期以降見直し)、日本政策金融公庫 総合研究所中小企業研究第一グループ、2017 年 4 月 URL: https://www.jfc.go.jp/n/findings/pdf/smseach2017_04.pdf
- 日本政策金融公庫 (2017b) 『中小企業景況調査 (2017 年 6 月) 要約版』日本政策金融公庫 総合研究所 中小企業研究第一グループ、2017 年 4 月 URL https://www.jfc.go.jp/n/findings/pdf/keikyoyouyaku_1706.pdf
- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智、(2005)、「非上場企業の設備投資の決定要因：金融機関の健全性および過剰債務問題の影響 3」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、05-J-2.
- 堀敬一・斎藤誠・安藤浩一 (2007) 「1990 年代の設備投資の停滞について - 上場企業の財務データからの考察 - 」林文夫編著「経済制度の実証分析と設計」第 2 巻『金融の機能不全』第 1 章
- 宮尾龍蔵 (2009) 「日本の設備投資行動：1990 年代以降の不確実性の役割」『金融研究』第 28 巻第 1 号
- Abel, A. B. and O. J. Blanchard, (1986), "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica*, 54-2, pp249-272.
- Dixit, A.K. and R. S. Pindyck (1994) "Investment under Uncertainty," Princeton University Press.
- Fazzari, M, R.G. Hubbard and B.Petersen (1988)"Investment and Finance Reconsidered," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Hayashi, F., and Inoue, T. (1991), "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, 59, pp.731-735.
- Kaplan, Steven N. and Luigi Zingales (1997), "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, 112 (1): pp.169-215.
- Kozuka, Masafumi (2016)"Exchange Rate, Marginal q and Investment Behavior of Small and Medium-Sized Enterprises in Japan: Time Series Evidence of Manufacturing Industries ," *Applied Economics Letters*, Vol.23, Issue, p194-198.
- Matsubayashi, Yo-ichi (2011) "Exchange Rate, Expected Profit and Capital Stock

Adjustment: Japanese Experience," *The Japanese Economic Review* Vol.62, No.2, pp.215-247.

- Ono, Arito, Iichiro Uesugi and Yukihiro Yasuda (2011) "Are Lending Relationships Beneficial or Harmful for Public Credit Guarantees? Evidence from Japan's Emergency Credit Guarantee Program," *RIETI Discussion Paper Series 11-E-035*.
- Saito, Kuniyoshi and Daisuke Tsuruta(2014) "Information Asymmetry in SME Credit Guarantee Schemes: Evidence from Japan," *RIETI Discussion Paper Series 14-E-042*.

表 1 符号条件

変数	符号条件	解説
MQ	正	Tobin の q モデルの想定より
CASHFLOW	正	流動性制約
DEBT	負	デッド・オーバーハング仮説
	正	フリーキャッシュフロー制約
LAND	正	担保としての役割

表 2 変数の定義

変数名	定義
K (資本ストック)	建物+機械+船舶類+建設仮勘定
CASHFLOW (キャッシュフロー)	経常利益+支払利子+減価償却-投資
R (割引率)	支払利子÷負債計
I/K (投資-資本比率)	投資÷資本ストック

表3 記述統計量

2006年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK	576	0.2130	0.2250	0.0004	0.9950
MQ		1.8030	2.5260	-7.6370	9.9210
CASHFLOW		-0.1050	0.6650	-4.9330	1.1790
DEBT		0.6340	0.2580	0.0202	0.9980
LAND		1.5810	1.6960	0.0010	12.8160
2007年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK	887	0.2050	0.2330	0.0007	0.9825
MQ		1.4540	2.4850	-8.7340	9.9790
CASHFLOW		-0.0810	0.6150	-4.4320	1.3700
DEBT		0.6460	0.2640	0.0060	0.9990
LAND		1.4560	1.7560	0.0001	20.7800
2008年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK	914	0.1840	0.2090	0.0000	0.9460
MQ		1.1050	2.4800	-9.3760	9.9800
CASHFLOW		-0.1280	0.6730	-4.9980	1.2770
DEBT		0.6350	0.2580	0.0320	0.9990
LAND		0.1470	0.1998	0.0000	2.5190
2009年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK	862	0.1750	0.2140	0.0001	0.9930
MQ		1.3780	2.6460	-9.1480	9.8810
CASHFLOW		-0.1940	0.7770	-4.7830	1.5820
DEBT		0.6200	0.2650	0.0070	0.9996
LAND		1.7410	2.6490	0.0008	37.6570

表 3 記述統計量 (続き)

2010年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK		0.1660	0.2040	0.0005	0.9960
MQ		1.6330	2.7700	-9.9080	9.9420
CASHFLOW	1841	-0.2090	0.6350	-4.2300	1.8540
DEBT		0.5800	0.2750	0.0025	0.9990
LAND		1.3070	1.5770	0.0001	19.8490
2011年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK		0.1610	0.2010	0.0005	0.9940
MQ		1.5990	2.6200	-8.9060	9.9850
CASHFLOW	923	-0.1450	0.7830	-4.9170	1.5670
DEBT		0.6150	0.2690	0.0080	0.9999
LAND		2.1780	3.3980	0.0001	35.8960
2012年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK		0.1830	0.2150	0.0006	0.9830
MQ		1.6780	2.4280	-7.8700	9.9300
CASHFLOW	783	-0.0820	0.6700	-4.8090	1.3320
DEBT		0.6120	0.2690	0.0190	0.9998
LAND		1.8420	2.3880	0.0000	23.4680
2013年度					
	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
IK		0.1860	0.2170	0.0001	0.9900
MQ		1.7300	2.5110	-7.0610	9.7670
CASHFLOW	826	-0.1530	0.7110	-4.8810	1.5760
DEBT		0.6070	0.2650	0.0141	0.9996
LAND		1.8470	2.6460	0.0000	25.9710

表 4-1 基本モデル推定結果 (全標本)

2006年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.007 (0.004)	-0.010 (0.015)	-0.007 (0.036)	0.014 (0.006)	0.181 (0.061)		
[p値]	[0.062]	[0.947]	[0.847]	[0.013]	[0.003]	0.023	576
2007年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.005 (0.003)	0.006 (0.014)	0.029 (0.030)	0.007 (0.005)	0.169 (0.027)		
[p値]	[0.127]	[0.643]	[0.337]	[0.106]	[0.000]	0.01	887
2008年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.003 (0.003)	0.012 (0.011)	0.034 (0.027)	0.122 (0.035)	0.142 (0.020)		
[p値]	[0.287]	[0.250]	[0.206]	[0.000]	[0.000]	0.02	914
2009年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.008 (0.003)	0.001 (0.010)	0.058 (0.028)	0.005 (0.003)	0.118 (0.020)		
[p値]	[0.004]	[0.915]	[0.037]	[0.060]	[0.000]	0.02	862
2010年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.001 (0.002)	0.026 (0.008)	0.052 (0.017)	0.013 (0.003)	0.122 (0.012)		
[p値]	[0.583]	[0.001]	[0.003]	[0.000]	[0.000]	0.023	1841
2011年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.010 (0.003)	0.014 (0.009)	0.043 (0.024)	0.006 (0.002)	0.108 (0.018)		
[p値]	[0.000]	[0.024]	[0.076]	[0.002]	[0.000]	0.034	923
2012年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.011 (0.003)	0.004 (0.012)	0.033 (0.028)	0.009 (0.003)	0.126 (0.020)		
[p値]	[0.001]	[0.716]	[0.247]	[0.002]	[0.000]	0.035	783
2013年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値 (標準誤差)	0.012 (0.003)	0.001 (0.011)	0.080 (0.028)	0.009 (0.003)	0.099 (0.020)		
[p値]	[0.000]	[0.991]	[0.004]	[0.001]	[0.000]	0.049	826

(注) 塗りつぶし部分は有意水準 10% で有意であることを示している。

表 4-2 基本モデルの推定結果（高負債比率企業）

2006年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	0.007	0.011	-0.067	0.020	0.223		
(標準誤差)	(0.005)	(0.019)	(0.108)	(0.007)	(0.091)		
[p値]	[0.179]	[0.585]	[0.534]	[0.005]	[0.015]	0.0391	332
2007年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	0.0066	-0.0002	0.059	0.006	0.1446		
(標準誤差)	(0.005)	(0.021)	(0.089)	(0.006)	(0.076)		
[p値]	[0.159]	[0.643]	[0.508]	[0.302]	[0.056]	0.0078	548
2008年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	0.0057	0.021	0.1003	0.085	0.090		
(標準誤差)	(0.004)	(0.018)	(0.083)	(0.045)	(0.069)		
[p値]	[0.190]	[0.253]	[0.224]	[0.058]	[0.195]	0.0186	533
2009年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	0.006	-0.003	0.217	-0.0012	-0.0012		
(標準誤差)	(0.004)	(0.143)	(0.086)	(0.0038)	(0.072)		
[p値]	[0.139]	[0.820]	[0.012]	[0.758]	[0.986]	0.0165	492
2010年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	-0.002	0.057	0.037	0.009	0.148		
(標準誤差)	(0.003)	(0.013)	(0.062)	(0.004)	(0.052)		
[p値]	[0.385]	[0.000]	[0.548]	[0.027]	[0.004]	0.0279	915
2011年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	0.0135	0.019	0.111	0.0056	0.045		
(標準誤差)	(0.004)	(0.013)	(0.076)	(0.003)	(0.064)		
[p値]	[0.000]	[0.135]	[0.144]	[0.023]	[0.484]	0.0434	514
2012年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	0.0185	0.029	0.011	0.0127	0.124		
(標準誤差)	(0.005)	(0.022)	(0.095)	(0.005)	(0.080)		
[p値]	[0.000]	[0.183]	[0.907]	[0.009]	[0.124]	0.0661	428
2013年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	Const.	決定係数	標本サイズ
推定値	0.0114	0.0137	0.0053	0.008	0.169		
(標準誤差)	(0.005)	(0.017)	(0.099)	(0.004)	(0.082)		
[p値]	[0.013]	[0.416]	[0.957]	[0.044]	[0.041]	0.0279	450

(注) 塗りつぶし部分は有意水準 10%で有意であることを示している。

表 5 業種ダミーを考慮したケース（高負債比率企業）

2006年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.004	0.006	-0.115	0.026	0.011	-0.004	0.121	-0.042	-0.102	0.266	0.0228		製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.006)	(0.021)	(0.119)	(0.008)	(0.016)	(0.063)	(0.305)	(0.021)	(0.263)	(0.100)			
[p値]	[0.504]	[0.768]	[0.334]	[0.001]	[0.487]	[0.946]	[0.693]	[0.050]	[0.699]	[0.008]			
推定値	0.005	0.009	-0.035	0.021	0.047	0.038	-0.458	-0.059	0.520	0.197	0.0624	332	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.019)	(0.111)	(0.007)	(0.026)	(0.150)	(0.558)	(0.057)	(0.515)	(0.093)			
[p値]	[0.384]	[0.620]	[0.755]	[0.004]	[0.071]	[0.799]	[0.412]	[0.302]	[0.313]	[0.036]			
推定値	0.009	0.019	-0.051	0.018	-0.016	-0.021	-0.060	0.018	0.023	0.213	0.0469		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.006)	(0.023)	(0.118)	(0.008)	(0.016)	(0.046)	(0.328)	(0.027)	(0.270)	(0.100)			
[p値]	[0.104]	[0.408]	[0.663]	[0.016]	[0.312]	[0.645]	[0.855]	[0.504]	[0.932]	[0.033]			

2007年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.004	-0.021	0.111	0.006	0.019	0.038	-0.240	-0.012	0.158	0.111	0.0218		製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.026)	(0.099)	(0.006)	(0.012)	(0.045)	(0.228)	(0.018)	(0.194)	(0.083)			
[p値]	[0.456]	[0.417]	[0.264]	[0.314]	[0.114]	[0.400]	[0.293]	[0.513]	[0.417]	[0.184]			
推定値	0.007	-0.003	0.060	0.005	0.013	0.460	-0.480	0.020	0.355	0.144	0.0146	548	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.021)	(0.090)	(0.006)	(0.036)	(0.254)	(0.718)	(0.070)	(0.573)	(0.077)			
[p値]	[0.169]	[0.891]	[0.507]	[0.331]	[0.713]	[0.071]	[0.504]	[0.776]	[0.536]	[0.060]			
推定値	0.011	0.002	0.002	0.007	-0.022	-0.013	0.533	0.001	-0.471	0.191	0.0285		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.021)	(0.094)	(0.007)	(0.014)	(0.093)	(0.291)	(0.012)	(0.244)	(0.080)			
[p値]	[0.039]	[0.931]	[0.983]	[0.264]	[0.120]	[0.892]	[0.068]	[0.993]	[0.055]	[0.017]			

2008年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.005	0.025	0.078	0.096	0.005	-0.016	0.124	-0.192	-0.077	0.106	0.0212		製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.022)	(0.091)	(0.046)	(0.010)	(0.043)	(0.216)	(0.205)	(0.182)	(0.077)			
[p値]	[0.360]	[0.255]	[0.392]	[0.039]	[0.622]	[0.712]	[0.568]	[0.351]	[0.671]	[0.169]			
推定値	0.006	0.018	0.089	0.099	-0.014	0.072	0.554	-0.069	-0.434	0.096	0.0228	533	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.019)	(0.084)	(0.047)	(0.021)	(0.089)	(0.616)	(0.206)	(0.514)	(0.070)			
[p値]	[0.158]	[0.329]	[0.286]	[0.035]	[0.526]	[0.421]	[0.399]	[0.737]	[0.399]	[0.172]			
推定値	0.006	0.012	0.070	0.067	-0.002	0.042	0.267	0.109	-0.218	0.116	0.0228		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.022)	(0.089)	(0.048)	(0.013)	(0.043)	(0.256)	(0.140)	(0.205)	(0.075)			
[p値]	[0.195]	[0.577]	[0.432]	[0.165]	[0.896]	[0.325]	[0.297]	[0.435]	[0.287]	[0.122]			

2009年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.006	-0.007	0.271	-0.002	0.0005	0.008	-0.303	0.006	0.211	-0.039	0.0233		製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.017)	(0.097)	(0.004)	(0.009)	(0.033)	(0.212)	(0.009)	(0.173)	(0.082)			
[p値]	[0.227]	[0.709]	[0.006]	[0.581]	[0.961]	[0.813]	[0.154]	[0.561]	[0.224]	[0.638]			
推定値	0.005	0.002	0.221	-0.001	0.009	-0.074	-0.440	-0.035	0.436	-0.005	0.0224	492	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.015)	(0.087)	(0.004)	(0.017)	(0.065)	(0.569)	(0.043)	(0.508)	(0.073)			
[p値]	[0.258]	[0.920]	[0.012]	[0.821]	[0.612]	[0.260]	[0.440]	[0.412]	[0.392]	[0.947]			
推定値	0.008	-0.005	0.241	-0.002	-0.013	0.009	-0.509	0.009	0.387	-0.021	0.0225		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.015)	(0.088)	(0.004)	(0.014)	(0.043)	(0.408)	(0.019)	(0.330)	(0.074)			
[p値]	[0.081]	[0.759]	[0.007]	[0.699]	[0.354]	[0.829]	[0.214]	[0.633]	[0.241]	[0.780]			

(注) 塗りつぶし部分は有意水準10%で有意であることを示している。

表5 業種ダミーを考慮したケース（高負債比率企業） 続き

2010年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	-0.003	0.065	0.022	0.008	0.004	-0.056	0.070	0.005	-0.096	0.167	0.0319	915	製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.003)	(0.014)	(0.070)	(0.005)	(0.007)	(0.035)	(0.154)	(0.011)	(0.128)	(0.059)			
[p値]	[0.393]	[0.000]	[0.753]	[0.073]	[0.525]	[0.110]	[0.650]	[0.645]	[0.454]	[0.005]			
推定値	-0.003	0.053	0.040	0.0077	-0.017	0.207	-0.194	0.007	0.284	0.147	0.0347	915	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.003)	(0.013)	(0.062)	(0.004)	(0.028)	(0.132)	(0.766)	(0.031)	(0.690)	(0.052)			
[p値]	[0.337]	[0.000]	[0.519]	[0.071]	[0.535]	[0.117]	[0.799]	[0.827]	[0.681]	[0.005]			
推定値	-0.002	0.058	0.023	0.008	-0.003	-0.008	0.105	0.012	-0.125	0.164	0.0313		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.003)	(0.013)	(0.067)	(0.004)	(0.008)	(0.037)	(0.181)	(0.019)	(0.152)	(0.056)			
[p値]	[0.591]	[0.000]	[0.727]	[0.052]	[0.696]	[0.838]	[0.564]	[0.542]	[0.412]	[0.004]			
2011年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.017	0.024	0.104	0.006	-0.014	-0.024	0.080	-0.010	-0.055	0.479	0.0551	514	製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.015)	(0.083)	(0.003)	(0.009)	(0.031)	(0.204)	(0.010)	(0.171)	(0.071)			
[p値]	[0.000]	[0.107]	[0.213]	[0.012]	[0.144]	[0.429]	[0.696]	[0.273]	[0.750]	[0.498]			
推定値	0.014	0.020	0.099	0.004	-0.005	-0.125	0.261	0.024	-0.286	0.056	0.0586	514	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.013)	(0.077)	(0.003)	(0.027)	(0.078)	(0.450)	(0.013)	(0.394)	(0.065)			
[p値]	[0.000]	[0.125]	[0.197]	[0.085]	[0.859]	[0.109]	[0.561]	[0.056]	[0.469]	[0.388]			
推定値	0.014	0.015	0.130	0.006	0.002	0.024	-0.229	-0.002	0.154	0.030	0.0488		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.014)	(0.081)	(0.003)	(0.010)	(0.036)	(0.254)	(0.012)	(0.201)	(0.069)			
[p値]	[0.001]	[0.297]	[0.108]	[0.021]	[0.876]	[0.516]	[0.367]	[0.857]	[0.444]	[0.660]			
2012年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.014	0.035	-0.031	0.013	0.030	-0.080	0.360	-0.013	-0.364	0.167	0.0813	428	製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.023)	(0.102)	(0.005)	(0.013)	(0.068)	(0.281)	(0.014)	(0.235)	(0.087)			
[p値]	[0.005]	[0.129]	[0.764]	[0.014]	[0.024]	[0.241]	[0.200]	[0.367]	[0.122]	[0.055]			
推定値	0.020	0.028	0.050	0.013	-0.087	0.466	-1.093	0.144	0.980	0.097	0.0913	428	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.218)	(0.096)	(0.005)	(0.040)	(0.186)	(0.518)	(0.076)	(0.433)	(0.081)			
[p値]	[0.000]	[0.197]	[0.602]	[0.009]	[0.031]	[0.013]	[0.035]	[0.058]	[0.024]	[0.287]			
推定値	0.021	0.037	-0.012	0.013	-0.026	-0.051	0.166	0.0005	-0.070	0.135	0.0779		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.025)	(0.101)	(0.005)	(0.015)	(0.059)	(0.296)	(0.020)	(0.252)	(0.086)			
[p値]	[0.000]	[0.141]	[0.909]	[0.013]	[0.070]	[0.384]	[0.575]	[0.978]	[0.780]	[0.118]			
2013年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.011	0.039	-0.043	0.007	0.008	-0.076	0.277	0.012	-0.241	0.209	0.0474	450	製造業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.020)	(0.107)	(0.004)	(0.012)	(0.038)	(0.271)	(0.012)	(0.222)	(0.090)			
[p値]	[0.039]	[0.048]	[0.688]	[0.116]	[0.499]	[0.049]	[0.308]	[0.306]	[0.278]	[0.020]			
推定値	0.009	0.011	0.021	0.009	0.084	-0.447	-1.736	-0.037	1.413	0.154	0.0547	450	建設業 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.017)	(0.099)	(0.060)	(0.060)	(0.695)	(0.947)	(0.027)	(0.802)	(0.082)			
[p値]	[0.046]	[0.491]	[0.831]	[0.036]	[0.163]	[0.520]	[0.068]	[0.166]	[0.079]	[0.061]			
推定値	0.009	0.007	0.005	0.006	0.022	0.041	0.010	0.011	-0.123	0.183	0.0451		卸小売 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.017)	(0.106)	(0.005)	(0.015)	(0.072)	(0.290)	(0.010)	(0.242)	(0.088)			
[p値]	[0.063]	[0.684]	[0.960]	[0.217]	[0.136]	[0.571]	[0.971]	[0.259]	[0.612]	[0.038]			

(注) 塗りつぶし部分は有意水準 10%で有意であることを示している。

表 6-1 三大都市圏ダミーを考慮したケース（全標本）

2006年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.006	-0.003	-0.016	0.015	0.003	7.1*e-09	0.024	8*e-09	-0.022	-0.022	0.0255	576	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.015)	(0.511)	(0.005)	(0.007)	(1.9*e-08)	(0.073)	(7.6*e-9)	(0.052)	(0.052)			
[p値]	[0.219]	[0.832]	[0.747]	[0.010]	[0.705]	[0.708]	[0.741]	[0.290]	[0.290]	[0.670]			
2007年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.002	0.003	-0.005	0.008	0.006	6.5*e-10	0.071	-7.6*e-9	-0.092	0.213	0.0228	887	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.014)	(0.041)	(0.005)	(0.006)	(6.16*e-9)	(0.059)	(4.7*e-9)	(0.043)	(0.030)			
[p値]	[0.654]	[0.807]	[0.900]	[0.066]	[0.308]	[0.916]	[0.230]	[0.103]	[0.031]	[0.000]			
2008年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.003	0.010	0.079	0.128	0.0007	1.03*e-8	-0.098	-4.5*e-9	0.026	0.130	0.033	914	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.011)	(0.037)	(0.035)	(0.006)	(2.6*e-8)	(0.053)	(7*e-9)	(0.037)	(0.027)			
[p値]	[0.434]	[0.359]	[0.033]	[0.000]	[0.896]	0.819	[0.066]	[0.517]	[0.479]	[0.000]			
2009年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.009	-0.004	0.130	0.005	-0.0005	5*e-9	-0.15	-2.7*e-09	0.071	0.084	0.0327	862	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.010)	(0.038)	(0.003)	(0.005)	(8.4*e-9)	(0.055)	(3*e-09)	(0.038)	(0.027)			
[p値]	[0.026]	[0.725]	[0.001]	[0.070]	[0.923]	[0.554]	[0.007]	[0.368]	[0.063]	[0.002]			
2010年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.003	0.025	0.069	0.014	-0.003	-9*e-09	-0.034	4.6*e-9	-0.001	0.122	0.0293	1841	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.003)	(0.008)	(0.025)	(0.003)	(0.003)	(1.1*e-8)	(0.034)	(4.7*e-9)	(0.022)	(0.017)			
[p値]	[0.329]	[0.003]	[0.006]	[0.000]	[0.422]	[0.417]	[0.329]	[0.321]	[0.948]	[0.000]			
2011年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.006	0.010	0.069	0.006	0.006	2.2*e-08	-0.055	2.5*e-09	0.015	0.102	0.0404	923	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.009)	(0.034)	(0.002)	(0.005)	(1.4*e-08)	(0.049)	(3.3*e-09)	(0.034)	(0.025)			
[p値]	[0.096]	[0.292]	[0.046]	[0.004]	[0.230]	[0.118]	[0.252]	[0.445]	[0.656]	[0.000]			
2012年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.009	0.002	0.024	0.010	0.009	1.1*e-08	0.018	4*e-09	-0.067	0.145	0.0452	783	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.012)	(0.033)	(0.003)	(0.007)	(2.0*e-08)	(0.065)	(4*e-09)	(0.044)	(0.023)			
[p値]	[0.022]	[0.894]	[0.461]	[0.003]	[0.221]	[0.583]	[0.779]	[0.323]	[0.124]	[0.057]			
2013年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.009	0.005	0.059	0.009	0.008	4.7*e-09	0.046	-4.3*e-11	-0.046	0.122	0.0542	826	都市圏ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.011)	(0.039)	(0.003)	(0.006)	(4*e-09)	(0.056)	(2.8*e-9)	(0.038)	(0.028)			
[p値]	[0.031]	[0.651]	[0.136]	[0.001]	[0.211]	[0.188]	[0.417]	[0.998]	[0.227]	[0.000]			

(注) 塗りつぶし部分は有意水準 10% で有意であることを示している。

表 6-2 三大都市圏ダミーを考慮したケース（高負債比率企業）

2006年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.004	0.0099	-0.246	0.021	0.008	2*e-09	0.373	1.6*e-08	-0.322	0.382	0.0601	332	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.007)	(0.020)	(0.154)	(0.007)	(0.010)	(2*e-08)	(0.216)	(8.8*e-9)	(0.181)	(0.130)			
[p値]	[0.518]	[0.620]	[0.112]	[0.004]	[0.402]	[0.922]	[0.086]	[0.066]	[0.076]	[0.004]			
2007年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	-0.001	-0.002	-0.053	0.007	0.017	5*e-9	0.252	8*e-9	-0.262	0.263	0.0276	548	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.006)	(0.021)	(0.122)	(0.006)	(0.009)	(2.2*e-8)	(0.178)	(5.6*e-9)	(0.150)	(0.12)			
[p値]	[0.825]	[0.943]	[0.664]	[0.225]	[0.047]	[0.817]	[0.158]	[0.156]	[0.080]	[0.010]			
2008年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.005	0.019	0.271	0.092	0.004	7*e-9	-0.361	1.3*e-8	0.256	0.030	0.0429	533	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.019)	(0.111)	(0.045)	(0.009)	(3*e-8)	(0.164)	9.8*e-9	(0.138)	(0.093)			
[p値]	[0.369]	[0.308]	[0.015]	[0.039]	[0.632]	0.819	[0.029]	[0.188]	[0.744]	0.744			
2009年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.007	-0.007	0.242	-0.001	0.001	1.1*e-09	-0.028	2.1*e-9	-0.034	0.005	0.0357	492	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.006)	(0.015)	(0.118)	(0.004)	(0.008)	(1.5*e-08)	(0.171)	(3.7*e-9)	(0.142)	(0.098)			
[p値]	[0.257]	[0.652]	[0.041]	[0.798]	[0.865]	[0.943]	[0.866]	[0.562]	[0.809]	[0.962]			
2010年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.003	0.055	0.066	0.011	-0.010	1.1*e-08	-0.066	4.5*e-9	0.043	0.129	0.0357	915	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.004)	(0.013)	(0.088)	(0.004)	(0.005)	(1.7*e-8)	(0.124)	(7.2*e-9)	(0.103)	(0.074)			
[p値]	[0.465]	[0.000]	[0.456]	[0.013]	[0.062]	[0.528]	[0.596]	[0.534]	[0.678]	[0.082]			
2011年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.013	0.013	0.145	0.005	0.001	2*e-08	-0.076	2.2*e-09	0.050	0.050	0.048	514	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.006)	(0.014)	(0.105)	(0.002)	(0.007)	(1.5*e-08)	(0.152)	(3.6*e-09)	(0.128)	(0.128)			
[p値]	[0.026]	[0.334]	[0.169]	[0.031]	[0.855]	[0.187]	[0.619]	[0.536]	[0.696]	[0.795]			
2012年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.016	0.026	-0.030	0.011	0.013	2.1 *e-09	0.167	6.2*e-09	-0.199	0.173	0.078	428	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.005)	(0.022)	(0.106)	(0.005)	(0.011)	(2.3*e-08)	(0.240)	(4.4*e-09)	(0.199)	(0.090)			
[p値]	[0.004]	[0.236]	[0.775]	[0.020]	[0.224]	[0.926]	[0.487]	[0.159]	[0.317]	[0.057]			
2013年度	MQ	CASH FLOW	DEBT	LAND	MQ DMY	CASH DMY	DEBT DMY	LAND DMY	DMY	Const.	決定係数	標本サイズ	モデル
推定値	0.009	0.003	-0.034	0.008	0.007	4*e-08	0.074	-4.6*e-9	-0.058	0.202	0.0478	450	都市圏 ダミー
(標準誤差)	(0.006)	(0.018)	(0.138)	(0.004)	(0.009)	(1.4*e-8)	(0.197)	(3.6*e-9)	(0.164)	(0.116)			
[p値]	[0.130]	[0.855]	[0.804]	[0.049]	[0.438]	[0.006]	[0.708]	[0.208]	[0.724]	[0.084]			

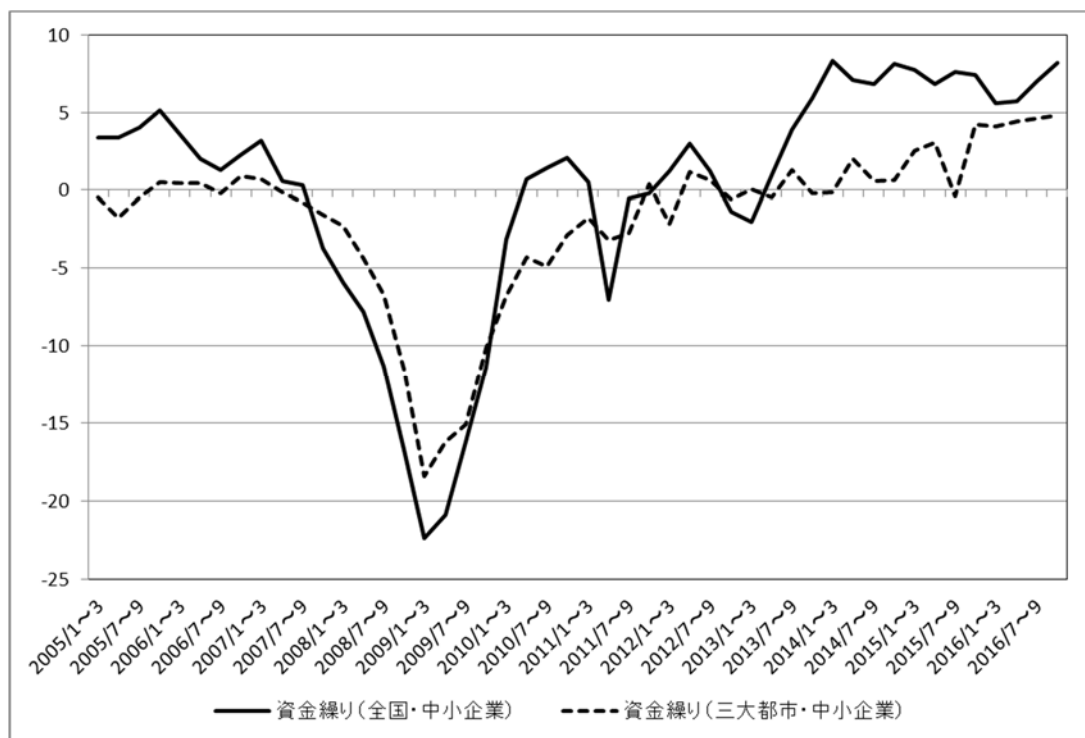
(注) 塗りつぶし部分は有意水準 10%で有意であることを示している。

図1 円ドルレート



(図1注) 日本銀行統計「外国為替市況」内の「東京市場 ドル・円
スポット中心相場/月中平均、円ドル平均値」より作成。

図2 資金繰りDI（全国および三大都市）



(図2注) 全国のデータは、『全国中小企業動向調査結果（2017年1月～3月期実績、4～6月期以降見直し）』（日本政策金融公庫 2017a）で、「好転」企業割合－「悪化」企業割合、の前年同期比である。三大都市圏のデータは、『中小企業景況調査（2017年4月）』（日本政策金融公庫 2017b、月次データの期中平均をとり四半期に変換）で、「余裕」企業割合－「厳しい」企業の割合の前年同期比である。ただし両調査は調査対象が異なっている点に注意が必要である。使用したデータは次の Web ページより入手した。

URL : https://www.jfc.go.jp/n/findings/tyousa_sihanki.html