

## 内部資金と投資

### —法人企業統計による企業規模別分析—

嶋 恵<sup>\*1</sup>

#### 要 約

本稿では零細企業から大企業までを含む法人企業統計調査の個票データを利用することにより、投資と内部資金との関係、そして企業規模による外部資金費用の違いと投資との関係に関する実証分析を試みた。

分析結果からは投資と内部資金との間にU字型の関係が確認され、先行研究に見られる米国や英国の企業データを用いた実証結果と一致した。一方、投資関数の推定結果からは内部資金が正の場合において企業規模が小さいほど投資が増加する固定効果が確認され、小規模企業ほど外生的な流動性制約が強まりより投資が抑制されることを想定する従来の考え方と対立する実証結果を得た。

更に本稿の分析では、短期融資比率や債務超過という情報は投資に対して統計的に有意な効果を持ち、その効果の大きさと企業規模との間に密接な関係が確認され、外部資金費用の企業間格差を説明する上で資本市場における優良な借り手の識別が重要であることを示唆する結果を得た。

キーワード：設備投資，内部資金，非対称情報，外部資金費用

JEL Classification：G31, G32, D82

## I. はじめに

内部資金と設備投資との関係に関する既存の実証研究は、内部資金を外性変数として扱い、その設備投資に対する影響を調べるものが多い。標準的な実証分析モデルはq理論ベースの投資関数であり、そこにキャッシュフローなどの内部資金指標を説明変数として追加する方法をとる (e.g., Fazzari et al., 1988; Vogt, 1994; Gilchrist and Himmelberg, 1995; Kaplan and Zingales, 1997; Erickson and Whited, 2000)。

大半の実証報告では、キャッシュフローの係数が正で有意に推定されることから、内部資金と設備投資とが正比例の関係にあり、内部資金が少なければ投資が低水準に拘束されるという流動性制約の考えが支持される。

資本市場に情報の非対称性が存在する場合、企業の内部資金は重要な役割を果たし、投資と内部資金との正の関係は合理的な根拠を持つと考えられる (cf. Hubbard, 1998; Stein, 2003)。

\* 1 三重大学人文学部教授

Jaffee and Stiglitz (1990), Greenwald and Stiglitz (1990) は不確実性や非対称情報の下での融資契約に着目し、外部資金のリスクプレミアムやエージェンシーコストを理論的に示した。また、Gale and Hellwig (1985), Froot et al. (1993) が示したように、潤沢な内部資金を持つ企業とそれが乏しい企業とでは、たとえ同一の投資機会を保有していても、実現する投資量に違いが生じる。非対称情報により外部資金と内部資金との間で資金コストが異なるとき、十分な内部資金を持つ企業は企業価値最大化の観点から最善解の投資量を達成できる。それに対し、内部資金が不足し融資などの外部資金を利用せざるを得ない企業は外部資金にエージェンシーコストが課されることによって、最善解未達の投資量を選択する可能性があるからである。多くの実証研究では、投資関数の説明変数に内部資金の代理変数を追加し、その係数が有意に推定されることを外部資金調達に伴うエージェンシーコストの証拠とみなし、また推定係数の大きさを流動性制約の強さを表わすものと認識してきた。日本のデータによる代表的な実証例には浅子他 (1991) を挙げることができる。浅子他 (1991) は、外部資金のエージェンシーコストはその調達量の増加関数と考え、外部資金コストと投資関数との連立方程式を推定することにより、内部資金の投資に対する直接的な効果と外部資金コストの投資への効果とを識別した。

内部資金の代理変数は概ね二つあり、ひとつはキャッシュフロー、もうひとつは現預金資産をベースにする流動性である。先行研究の大半では流動性制約の検証にはキャッシュフローが用いられてきた。現預金資産ベースの流動性が蓄えによる内部資金の指標であるのに対し、キャッシュフローは新しく流入する資金を表わす。新しい資金流入であるキャッシュフローの変動はしばしば収益性の変化などの更新情報を含みうる。Kaplan and Zingales (1997), Cleary (1999) は、財務が健全で資金制約が弱いはずの企業ほどキャッシュフローの係数が大

きくなる傾向を見出し、投資に対するキャッシュフローの係数の大きさ(キャッシュフロー感応度)から直ちに流動性制約の強さを判断できないことを導いた。また、実証分析で作成されるトービンの  $q$  は真の投資機会の価値の代理変数であり、両者の間には計測誤差が生じる。Erickson and Whited (2000), Gomes (2001), Altı (2003) の研究は、投資と  $q$  との線形関係にキャッシュフローを加えてOLS推定する場合、キャッシュフローの係数の有意性は、 $q$  の計測誤差がもたらす見せかけである可能性が高いことを示した。

投資関数の説明変数にキャッシュフローを追加した推定は投資の流動性制約を見出す手っ取り早い方法であるものの、以上のような課題を抱えたとともに十分なミクロ的な基礎を与えていないという欠点を持つ(Kaplan and Zingales, 2000)。内部資金と投資との関係をミクロ的に基礎付けた研究として、Kim et al. (1998), Cleary et al. (2007) を挙げることができる。いずれの研究も、内部資金を上回る投資に必要な額を外部資金と定義し、それを融資契約により調達することを制約条件としてモデルに加え、企業の最適化問題を解く。Kim et al. (1998) は三期間モデルを用い、エージェンシーコストによって外部資金が内部資金よりも割高であることを前提として、設備投資と、内部資金として利用できる流動性資産への投資とに関する最適化問題を解いた。それにより、エージェンシーコストの増加は設備投資が内部資金に拘束される可能性を高め、事前に流動性資産への投資を促すことを示した。ただし、解の構造からその実証分析への適用は流動性資産への投資行動に限られる。一方、Cleary et al. (2007) は二期間モデルを用い、内部資金を条件として扱い、設備投資の最適化問題を解いた。もし投資機会にまつわる情報が対称でも、外部資金を借りる企業の返済責任はデフォルトにおいて有限であることから、投資家は融資に際してそのリスクのプレミアムを企業に要求する。リスクプレミアムにより外部資金コストは内部

資金コストを上回るとともに、投資の変化による外部資金額の変化によってリスクプレミアムは変わりうる。Cleary et al. (2007) は以上の資金コストの性格を考慮した企業価値最大化問題を解き、投資が内部資金に対してU字型の曲線となることを示した。

従来の実証研究に加え、Kim et al. (1998) のモデルからも、内部資金の水準が最適な投資を下回る場合、両者の間には単調増加の関係が見込まれる。他方、Cleary et al. (2007) は内部資金が負の値をとり、かつそれが極めて低水準のとき、内部資金と投資とが負の関係を持つことを主張する。それを裏付ける実証結果にはAllayannis and Mozumdar (2004), Bhagat et al. (2005), Cleary et al. (2007), Guariglia (2008) が存在し、いずれもマイクロデータを用いた分析によって、キャッシュフローが負の時、キャッシュフローと投資とが有意に負の関係を持つことを示した。すなわち、ミクロ的基礎と実証研究との両面から、投資は内部資金に対してU字型の特徴を持つことが強く疑われる。本稿は20年分の法人企業統計「年次別調査」の個票データを用い、投資と内部資金とのU字型の関係に関する実証分析を行う。また、Kim et al. (1998), Cleary et al. (2007) の制約条件に従い、内部資金の変数として純流動資産を採用する。

本稿が取り組むもうひとつの実証的課題は情報の非対称性である。Fazzari et al. (1988) に続く多くの実証研究では、情報の非対称性の度合いは企業規模と密接に関わり、小規模企業ほどエージェンシーコストは増加するものと考えられてきた。その考えが正しければ、小規模企業ほど内外資金コスト格差は拡大し、それが投資に及ぼす影響はより強く表れるはずである。しかし、その実証分析には小規模と大規模の企業を同時に含むサンプルを用いる必要がある。

Fazzari et al. (1988), Kaplan and Zingales (1997), Cleary (1999) の他、殆どの実証研究は財務情報が公開される大企業のマイクロデータのみを用いるため、企業規模の格差によるエージェンシーコストの違いと投資との関係を分析することは難しい。

Guariglia (2008) は英国の中小企業データを用い、企業規模の違いによる内部資金と投資との関係の変化に関する分析を行った。その中で、彼女は規模の増加により内部資金の投資に対する影響が減少する傾向を突き止めた。さらに、Cleary et al. (2007) のモデルを踏まえて投資と内部資金とのU字型の関係を検証したが、統計的に有意な結果は少なく、モデルと整合する特徴を見出せなかった。本稿では零細企業から大企業までを含む法人企業統計調査の個票データを利用することにより、企業規模によるエージェンシーコストの違いと投資との関係に関する分析を試みる。本稿の実証分析はGreenwald and Stiglitz (1990), Cleary et al. (2007) によるミクロ的基礎付けを踏襲し、情報の非対称の効果を明示的に導入したモデルを用い投資と内部資金との関係を解明する。

本稿の構成は次の通りである。II節で投資と内部資金との関係に関するミクロ的基礎を提示する。エージェンシーコストの観点から、Greenwald and Stiglitz (1990), Cleary et al. (2007) とは若干異なるモデルを提示し、投資と内部資金とのU字型の関係を説明する。情報の非対称性の度合いによって内部資金に対する投資の曲線は変化することを数値解から説明する。III節は前節の理論付けに基づく企業の投資と内部資金との関係に関する実証分析であり、法人企業統計「年次別調査」の個票データを利用した分析結果を報告する。前述の通り、本稿の実証分析では内部資金の代理変数に純流動資産を用いる。IV節に要約を加える。

## II. 分析モデル

本稿では、Greenwald and Stiglitz (1990), Povel and Raith (2001), Cleary et al. (2007) が提示した企業と銀行とによる投資と融資に関するモデルを踏まえ、エージェンシーコストの観点からそれらとは異なるモデルを提示する。

企業は投資機会を保有し、投資支出  $I$  に対する回収価値を  $zI^a$  とする。ただし、 $0 < a < 1$  を満たし、 $z$  は回収価値の不確実性を表す確率変数であり、一様分布  $U[0, H]$  に従うと仮定する。以上の設定は Povel and Raith (2001), Cleary et al. (2007) と同じである。Gale and Hellwig (1985), Froot et al. (1993) と同様に、企業は内部資金  $W$  を保有し、 $I \leq W$  ならば投資を内部資金のみで行うことができ、一方、 $I > W$  ならば企業は投資支出に外部資金を必要とすると考えられる。企業は銀行と融資契約を結ぶことにより投資と内部資金との差額  $I - W$  を調達できると仮定する。 $I - W$  の融資に対する契約上の返済額を  $D$  とする。

一方、銀行は融資の審査によって企業の投資機会である  $zI^a$  を確認し、 $zI^a$  を返済の原資として融資の可否を判断する。すなわち、融資の前提となる投資機会と  $z$  の確率特性とは対称情報であると仮定する。割引率はゼロで融資市場は完全競争であり、銀行はリスク中立であると仮定する。このとき、銀行はゼロ利潤によりリスクプレミアムを評価して契約上の返済額  $D$  を企業に要求する。融資契約に関する設定は Jaffee and Stiglitz (1990), Greenwald and Stiglitz (1990) と同じである。

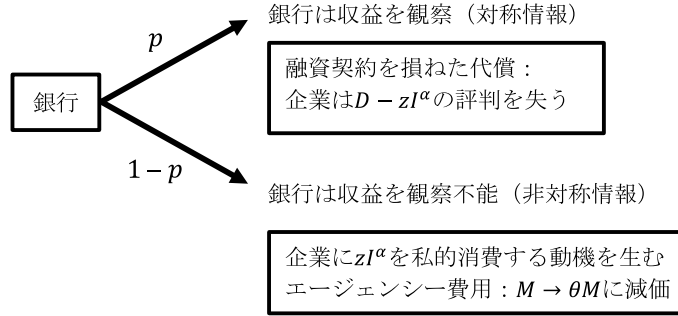
本稿は Povel and Raith (2001), Cleary et al. (2007) とは異なり、デフォルト時の再建確率を用いて企業による投資回収価値の期待値を求める方法を用いず、別の方法で投資の U 字型関数を導出する。本稿のモデルは以下の点で Povel and Raith (2001), Cleary et al. (2007)

と異なる。一つ目は非対称情報の導入方法である。融資により投資が行われるとき、通常 ( $D \leq zI^a$  を指す) では、銀行はモニター活動を通じて企業の投資回収額 ( $zI^a$  の実現値) を観察する。ただし、 $D \equiv \hat{z}I^a > zI^a$  によりデフォルトが生じた際、デフォルトによる混乱が企業と銀行との間に非対称情報をもたらすと仮定する。 $\hat{z}$  はデフォルトか否かを定める閾値である。本稿のモデルでは、デフォルトは企業と銀行との間に情報伝達に関する混乱をもたらし、確率  $p$  で企業は投資回収額を正しく銀行に伝えることができ、確率  $1 - p$  で銀行は観察不能に陥ると仮定する。銀行による審査及びモニタリング費用はゼロとする。

二つ目は企業の信用市場における評判 (credit reputation) の考慮である。融資に伴う情報の非対称性が存在する下で、企業は外部に移転不能な信用評価の価値  $M$  を保持すると解釈する。企業がデフォルトしなければ企業の信用評価は同水準に維持されると仮定する。他方、企業がデフォルトを起こした際、その代償として企業は信用評価の一部を失うと仮定する。本稿の考え方は Greenwald and Stiglitz (1990) のモデルに用いられる倒産コストと類似し、企業はデフォルトの際にキャッシュフロー以外のペナルティーを受けると仮定する。デフォルトによるペナルティーは図1に示す通りである。

確率  $p$  で投資回収額が銀行に観察されるため、そのとき企業は  $zI^a$  を銀行に支払うと同時に  $D - zI^a$  の信用評価を失い、一方、確率  $1 - p$  で銀行は投資回収額の観察が不可能なため、企業は  $zI^a$  を私的に消費する動機を持ち、かつ信用評価は  $\theta M$  に減少すると仮定する ( $0 \leq \theta \leq 1$ )。

図1 デフォルトによるペナルティー



以上の前提により、企業価値を次のように表すことができる。

$$V = \begin{cases} \max_I \mathbb{E}[zI^\alpha - I + W + M], & \text{if } I \leq W \\ \max_I \mathbb{E}[(z - p\hat{z})I^\alpha + \theta + (1 - \theta)p|M|z < \hat{z}] \\ \frac{\hat{z}}{H} + \mathbb{E}[(z - \hat{z})I^\alpha + M | z \geq \hat{z}] \left(1 - \frac{\hat{z}}{H}\right), \\ \text{if } I > W \end{cases}$$

$V$ が満たすべき融資に関する制約条件は次の通りである。

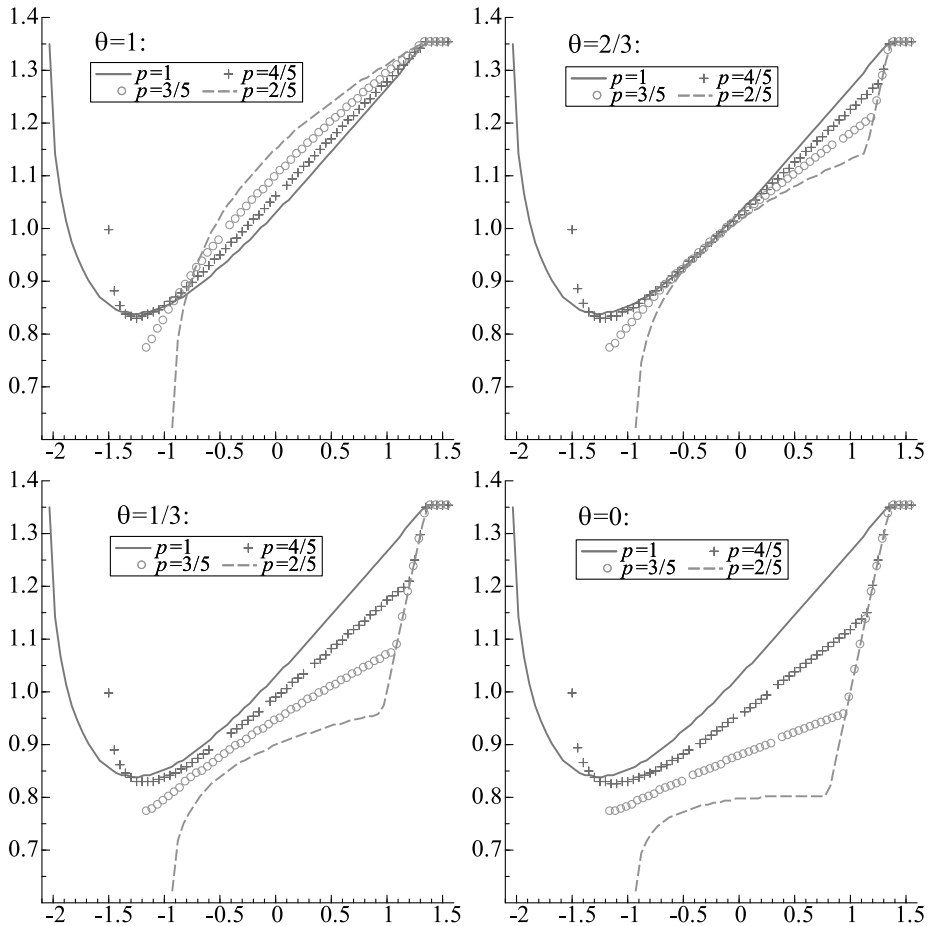
$$p \mathbb{E}[zI^\alpha | z < \hat{z}] \frac{\hat{z}}{H} + \hat{z} I^\alpha \left(1 - \frac{\hat{z}}{H}\right) = I - W$$

図2は内部資金と投資との関係を数値解により示したものである。一様分布の上限に  $H = 6$ 、また投資機会のパラメータに  $\alpha = 0.4$  を与え、異なる  $p$  と  $\theta$  の値について投資と内部資金との関係を見比べたものである。 $p$ が低下するほど情報の非対称性は大きく、また  $\theta$ が低下するほど非対称情報に伴う信用評価の減価が大きいことを意味する。融資に関する制約条件の存在から、融資を引き出すために必要な内部資金の最低限が存在するため、 $p$ が低いほど各曲線の左端点は右下に移動する。いずれの  $\theta$  の値についても、 $p$ が大きな値のときに投資と内部資金とにU字型の関係を確認できる。一方、 $p$ が低い値のとき、投資は内部資金に対してU字型関数ではなく単調増加の特徴を示す。情報の非対称の程度が深刻になるパラメータ設定で数値解を求めた場合、投資の内部資金とのU

字型関係は失われる。すなわち、投資と内部資金との間のU字型の関係は相対的に情報の非対称性が軽度の場合に観察されるといえる。本稿のモデルでは  $\theta$  の値に関わらず  $p$  が低い値の場合、投資は内部資金に対して単調増加であるとともに凹性を確認することができる。また、 $\theta = 1$  の例 (図2左上) については投資と内部資金との関係が正の感応度を持つ範囲において、同じ内部資金に対して  $p$  が小さいほど投資が大きいくことを示す。このことは、非対称情報による信用評価の減価の恐れがないならば、企業は情報の非対称性の度合いが大きいほど同一の流動性制約下で投資を増やすことを示唆する。ただし、それ以外の低い値の  $\theta$  の例では、非対称情報が深刻なほどそれには投資を引き下げる効果があることを確認できる。なお、 $\theta = 1$  以外の例で投資曲線が右端付近で屈折するのは、融資を受けるよりも内部資金に等しい投資を行うほうが企業価値の面で有利であることを示す。すなわち、エージェンシーコストを高いと捉える企業は合理的に無借金を選択し、最善解と比べて過少な投資を行いうる。

図3は、流動性制約企業が投資を最適化する際に求まる  $\hat{z}$  に基づくデフォルト確率を示す。内部資金の低下とともにデフォルト確率は増加する。 $\theta = 1$  の例では  $p$  の増加はデフォルト確率を高めることを確認できる。しかし、 $\theta < 1$  の例では、異なる  $p$  に対する内部資金とデフォルト確率との関係には交差が見られ、 $\theta$  が低いほど、より低い内部資金の水準でデフォルト確

図2 所与の内部資金 ( $W$ , 横軸) に対する投資 ( $I$ , 縦軸) の数値解



率曲線は交差する。この特徴は、非対称情報により信用評価が大きく減価すると企業が見込む場合、流動性制約にありつつも企業の内部資金が相対的に高いとき、非対称情報が深刻な企業

ほどデフォルト確率の低い投資を選択する可能性を示唆する。次節では、以上の諸特性を法人企業統計調査のマイクロデータにより検証する。

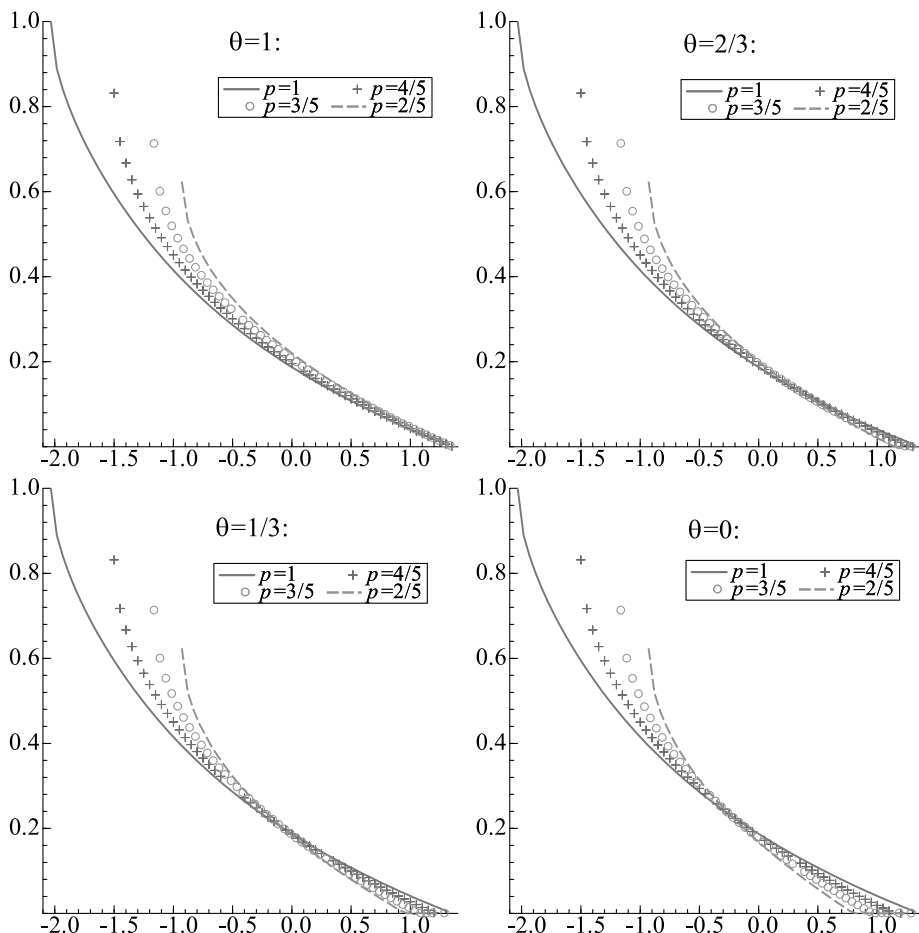
### Ⅲ. 法人企業統計個票データによる実証結果

本節では法人企業統計「年次別調査」の個票データを利用し、内部資金と投資との関係に関する実証分析を行う。標本期間は1991年度から2010年度である。分析対象は金融・保険業

を除く全産業の営利法人である。

法人企業統計は財務省によって集計される年次別、四半期別の統計調査であり、それは企業個別の財務諸表、損益計算の項目に関する数値

図3 内部資金 ( $W$ , 横軸) に対する投資の数値解から求めたデフォルト確率 ( $F(z)$ , 縦軸)



回答に基づく。調査対象の法人企業の規模による範囲は広く、年次別調査はすべての資本金階層を、四半期別調査は1000万円以上を対象とする。標本抽出は財務省の保有する法人名簿等を用いて毎年行われ、標本企業はその年度において調査対象となる。ただし、財務省総合政策研究所(2011)に説明される通り、標本の取り方、業種分類、資本金階層区分、財務面の調査項目にしばしば変更が加えられ、個票、集計レベルともにパネル時系列での利用には課題がある。本分析ではすべての観測標本を独立に扱い、プールデータとして利用する。

前節の分析モデルからは、内部資金の賦存量

に対して最適な投資はU字型の関係にあり、特に内部資金が少ない状況では投資と内部資金とが負の関係を持つことが示唆される。また、内部資金の少ない企業ほどデフォルト確率の高い投資を行う傾向にあり、そのような企業には融資に高いリスクプレミアムが課されるはずと考えられる。以下では法人企業統計のマイクロデータを用いて投資と内部資金との間にU字型の特徴が存在するか否かを探るとともに、内部資金と融資のリスクプレミアムとの関係についても分析する。

本稿で利用する法人企業統計年次別調査の対象は全ての資本金階層に属する法人企業であり

零細企業から大企業までを含む。設備投資と流動性制約との関係に関する実証分析には財務データを必要とするため、殆どの先行研究では財務情報が公開される上場企業のサンプルが用いられる。Fazzari et al. (1988) は米国の上場企業データを用い、情報の非対称性に基づく流動性制約の強さと投資との関係に関する実証分析を行った。彼らは分析サンプルを配当性向の違いで分割し、内部資金の投資に対する影響を検証した結果、配当性向の低い企業のサンプルで内部資金の投資に対する影響が最も大きいことを見出した。同時に分析サンプルの特徴から、企業規模が小さいほど配当性向が低下する傾向を見出し、規模が小さいほど資金制約にある可能性は高いと主張する。マクロ経済での企業分布からすれば、上場企業は大企業に属する。上場企業よりもむしろ中小、零細企業の投資に対する流動性制約の方が強いはずと考えられてきたが、そのような未上場企業の財務データが分析に利用できる国や地域は少ない。Guariglia (2008) は英国の未上場企業データを用い、企業規模と資金制約の強さの関係を調べる上で Fazzari et al. (1988) よりも直接的な方法を取り、企業規模によりサンプルを分割して内部資金の投資に対する効果を検証した。その結果、規模が小さいほど投資関数におけるキャッシュフローの推定係数が大きな値をとる特徴を見出した。本節では以上の先行研究を踏まえ、情報の非対称性の大きさの指標として規模の違いを用いる。以下の分析ではサンプルを規模別に分割し、投資と内部資金、並びにリスクプレミアムと内部資金の関係を検証する。サンプルを分割するための規模変数には法人企業統計調査個票データに含まれる資本金階層コードを利用する。資本金による分割後の規模別サンプルは以下の A から F である：

- (A) 一千万円未満：資本金階層コード1 から4に該当する観察標本
- (B) 一千万円以上、二千万円未満：同コード5
- (C) 二千万円以上、五千万円未満：同コー

ド6

- (D) 五千万円以上、一億円未満：同コード7
- (E) 一億円以上、十億円未満：同コード8
- (F) 十億円以上：同コード9

分析に利用する変数、及び作成方法は以下の通りである。法人企業統計年次別調査では当期決算の財務諸表と損益計算に加え、前期決算の財務諸表の各項目が収録されており、各年度の回答企業の財務諸表データについては期首（前期決算）と期末（当期決算）の数値を利用できる。Hayashi and Inoue (1991), Lewellen and Badrinath (1997) に従い、各年次別の個票データファイルに収録される企業  $i$ 、年度  $t$  の期首固定資産  $BOPK_{it}$ 、期末固定資産  $EOPK_{it}$ 、減価償却費  $D_{it}$  を用いて投資額  $I_{it}$  を次式により作成した。

$$I_{it} = EOPK_{it} - BOPK_{it} + D_{it}$$

ただし、期首固定資産  $BOPK_{it}$ 、期末固定資産  $EOPK_{it}$  は個票データの固定資産：土地、建設仮勘定、その他有形固定資産、無形固定資産（ソフトウェアを除く）、ソフトウェアの5項目を期首、期末の別で合計し作成した。内部資金  $W_{it}$  の変数作成は Cleary et al. (2007) に従い、在庫及び材料を除く流動資産  $CA_{it}$ 、流動負債  $CL_{it}$  を用いて次式により計算した。

$$W_{it} = CA_{it} - CL_{it}$$

$CA_{it}$  は前期流動資産：現金預金、受取手形、売掛金、株式、公社債、その他有価証券の6項目の合計であり、一方、 $CL_{it}$  は前期流動負債：支払手形、買掛金、金融機関借入金、その他借入金、引当金、その他の6項目の合計である。 $I_{it}$ 、 $W_{it}$  の大きさは一般に企業規模と正の関係を持つため、期首固定資産で割り調整した。従って、投資変数を  $IK_{it} = I_{it}/BOPK_{it}$ 、内部資金変数を  $WK_{it} = W_{it}/BOPK_{it}$  と定義して以下の分析に用いる。

本稿ではさらに内部資金量と融資のリスクプレミアムとの関係を検証する。ただし、財務データからデフォルト確率やリスクプレミアムを直接観察できないため、その代理変数として財務



データから求めた支払利率と債務超過の状態を表すダミー変数とを用いる。支払利率  $R_{it}$  は費用項目の支払利息等を決算期中の有利子負債の平均値と期末受取手形割引残高との和で割ることにより求めた。支払利息等  $IP_{it}$ 、期首有利子負債  $BOPB_{it}$ （前期流動負債：金融機関借入金，その他借入金，前期固定負債：社債，金融機関借入金，その他借入金の合計），期末有利子負債  $EOPB_{it}$ （当期流動負債：金融機関借入金，その他借入金，当期固定負債：社債，金融機関借入金，その他借入金の合計），当期受取手形割引残高  $EOPN_{it}$  を用い，支払利率  $R_{it}$  を次式により作成した。

$$R_{it} = \frac{IP_{it}}{(BOPB_{it} + EOPB_{it})/2 + EOPN_{it}}$$

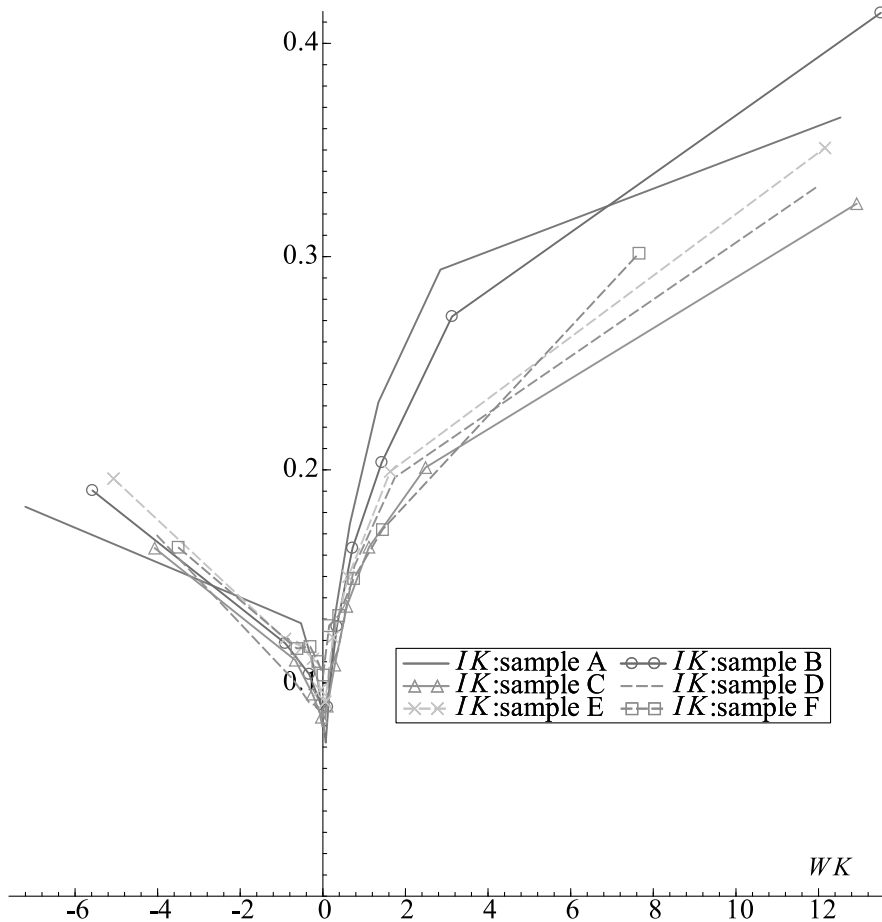
年次別調査個票データには，稀ながら異常な単位の数値や，会計制度上必ず非負の値をとる財務項目にマイナスの符号を持つ数値の入が見られる。そのような数値が現れる背景が分からないため，機械的な条件により幾つかの観測標本をサンプルから除去した。まず，投資，内部資金のそれぞれについて，各分布パーセンタイルによる 1% 未満の観測標本，また 99% を超える観測標本を除去した。また，当期資産，当期売上高が欠落している観測標本もサンプルから除外した。この場合，除去後の標本数は 445,119 である。同様に，利率を用いた分析の場合には利率がゼロまたは負である観測標本と分布パーセンタイルにおいて 99% を超える観測標本とを除外した。除去後の標本数は 346,575 である。債務超過の状態を表すダミーについては，期首純資産（前期資本：資本金，資本準備金，その他資本剰余金，利益準備金，積立金，繰越利益剰余金の合計）を計算し，それが負の場合を 1，それ以外を 0 とするバイナリ変数  $INSOL_{it}$  を用いる。

### Ⅲ－１．内部資金と投資の関係

図 4 は規模別サンプルでの内部資金と投資との関係を示す。A から F の規模別サンプルについて Cleary et al. (2007), Guariglia (2008)

に従い， $WK_{it}$  の分位数によりサンプルを分割し各分位毎に内部資金と投資の平均を計算した。散布図は  $WK_{it}$  の 10 分位数を用いたサンプル分割による結果を示す。すべての規模別サンプルにおいて，内部資金が正の範囲では内部資金と投資との間に増加関数の関係が見られる。一方，内部資金が負の範囲では両者の間に減少関数の関係が見られる。従って企業規模に関わらず，投資は内部資金に対して U 字型の特徴を持つことが読み取れる。散布図の右側に見られる内部資金の豊富さに比例して投資が増加する特徴は，内部資金と投資との関係に関する従来の実証報告 (e.g., Fazzari et al., 1988; Kaplan and Zingales, 1997) と同じであり，内部資金の増減によって投資の資金制約が緩んだり厳しくなったりすることの統計的証拠と考えられてきた。しかし，散布図の左側に見られるように，内部資金が負の範囲では内部資金が低下するほど投資は増加する傾向を示す。投資と内部資金との負の関係は従来の資金制約に関する統計的証拠と一致せず，内部資金量と投資の実施水準との関係について異なる理論付けが有効であることを示唆する結果といえる。このような投資と内部資金との負の関係に関する実証報告には米国の上場企業データを用いた Allayannis and Mozumdar (2004), Bhagat et al. (2005), Cleary et al. (2007), 並びに英国の未上場企業データを用いた Guariglia (2008) が存在する。情報の非対称性の大きさが規模と関係を持ち，それが規模別の投資の U 字型曲線の差異として現れると考えるならば，図 4 では最も規模の小さい企業からなるサンプル A，それに次ぐ企業規模のサンプル B は正の内部資金に対する投資が他サンプルよりも概ね大きく，その意味では図 2 左上の  $\theta = 1$  のパネルの特徴に類似する。ただし，正の内部資金の領域に対して規模別の投資曲線の高さは必ずしも規模の順序で現われておらず，また，負の内部資金の領域についても投資曲線の高さに明確な規模の順序は見られない。よって，分析からは図 2 のいずれかのパネルと整合する結果は見出

図 4 内部資金の 10 分位分割による内部資金 (WK, 横軸) と投資 (IK, 縦軸) の散布図：各分位の平均値, 規模別サンプル



されず、情報の非対称の大きさと規模との関係を示す証拠は得られなかった。

### Ⅲ-2. 内部資金とリスクプレミアムの関係

図 5 は、リスクプレミアムの代理変数である支払利率と内部資金との関係を示す。図 4 の投資の場合と同様、A から F の規模別サンプルについて  $WK_{it}$  の 10 分位数を求め、それにより各サンプルを 10 分割して分位毎に内部資金と支払利率の平均を計算し、散布図で示したものである。前節の図 3 で見た通り、本稿で採用する理論付けからは企業が銀行と結ぶ融資契約

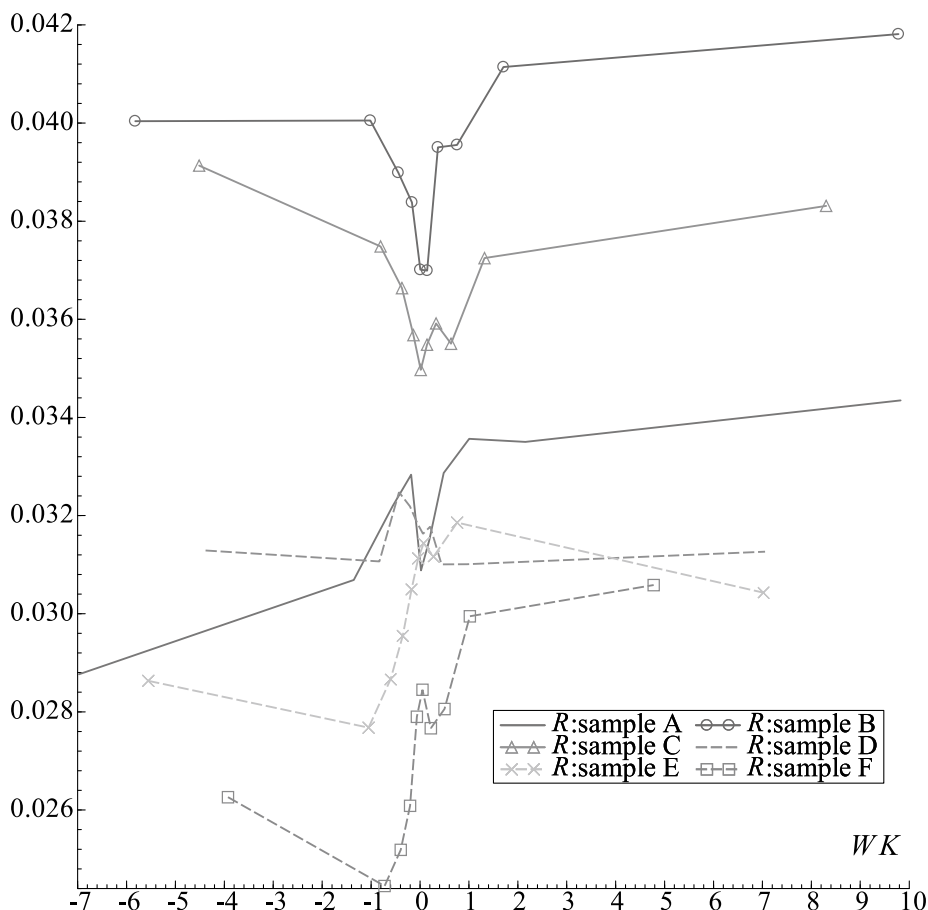
のデフォルト確率は内部資金と反比例の関係にある可能性が示唆される。内部資金が負で低いほど投資規模は拡大し、なおかつそれはより多くの融資を必要とするため、内部資金が低いほど企業はより高いリスクプレミアムを負担すると思われる。リスクプレミアムの水準は観察不能なため、本稿では一つ目の代理変数として財務データから計算可能な支払利率を利用する。その分析結果を示す図 5 からは、いずれの規模別サンプルについても内部資金が減少するほど支払利率が増加する特徴は見られない。ただし、サンプル A を除けば支払利率の水

準は資本金規模と反比例の関係にあることを確認でき、企業規模によりリスクプレミアムの水準自体に格差が存在する可能性を指摘できる。

リスクプレミアムの二つ目の代理変数として、企業の債務超過状態に関するダミー変数を用いる。債務超過にある企業はそうでない企業に比べて支払い不履行を起こす可能性は高く、そのリスクは融資契約の利率に加算されるはずと考えられる。図6の縦軸は  $WK_{it}$  の10分位で分割した規模別サンプルにおける各分位の債務超過企業の比率（バイナリ変数の平均）であり、内部資金の各分位の平均に対する散布図で描いたものである。いずれの規模別サンプル

についても内部資金が正の範囲では債務超過比率は極めて低く、他方で内部資金が負の範囲では内部資金の減少に応じて債務超過比率の増加が顕著に観察される。内部資金とデフォルトリスクとの負の関係は前節の理論の予見と一致する。また、債務超過比率と資本金規模との間には負の関係が見出される。内部資金が正の範囲では規模別サンプル毎に見た各分位の債務超過企業の比率はサンプルAでは二割程度、サンプルBでは一割程度にあり、規模別サンプルの資本金階層が上位にあるほど債務超過企業の比率は低下する傾向にある。他方、内部資金が負の範囲では規模別サンプル間の格差は拡大

図5 内部資金の10分位分割による内部資金 ( $WK$ , 横軸) と支払利率 ( $R$ , 縦軸) の散布図: 各分位の平均値, 規模別サンプル

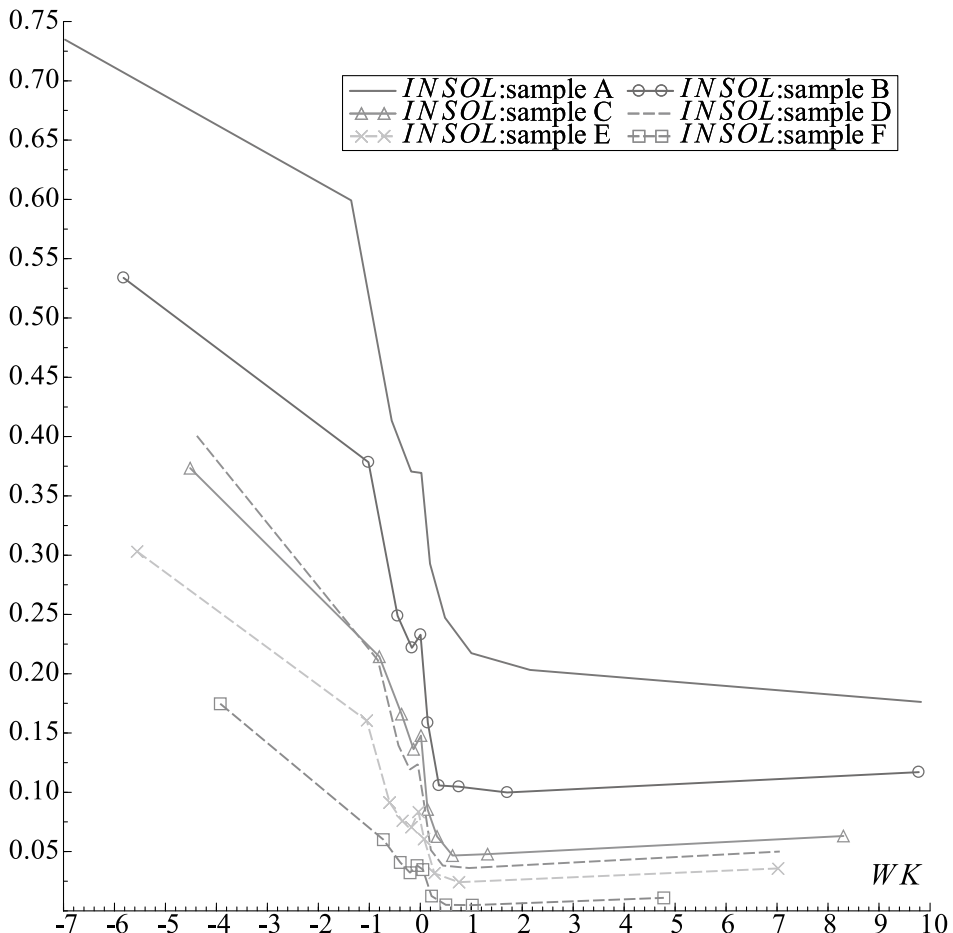


し、内部資金の減少に対して債務超過企業の各分位の比率はサンプル A（零細企業）では 8 割付近まで、サンプル F（大企業）では 2 割程度まで増加する。

リスクプレミアムの代理変数として利用した以上の二変数について、債務超過状態ダミーには内部資金との負の関係を概ね認めることができ、なおかつ規模別サンプルの分析結果の比較から、企業規模が小さいほどデフォルトリスクが増加する傾向を指摘できる。他方、財務データから計算した支払利率には内部資金との負の関係は見られず、むしろ内部資金がゼロ付近

で支払利率が激減する特徴が見られる。内部資金が負に差し掛かると同時に債務超過比率の増加と支払利率の減少とが観察されることを合わせて考えれば、債務超過企業に対する金利減免の適用の可能性が浮上する。企業と金融機関とは相対取引で融資契約を交わすため、当事者以外が契約金利の水準を知ることはできない。また、金利減免の有無についても同様である。金利減免が適用された場合、損益計算に記載される支払利息は契約金利と大きくかい離する。例えば Sheard (1994) の事例研究が示す通り、債務超過に陥った大企業が金融機関か

図 6 内部資金の 10 分位分割による内部資金 (WK, 横軸) と債務超過比率 (INSOL, 縦軸) の散布図：内部資金は各分位の平均値、債務超過比率は各分位に占める比率、規模別サンプル



ら既存負債の金利減免などの支援を受けて事業継続するケースは多く存在する。ただし、その事例研究は報道資料によるものであり、公開された財務データから金利減免の程度を探ることは不可能である。

また、いずれの規模別サンプルに関しても内部資金が正か負かで大まかに比較すれば、支払利子率は内部資金が負の場合の方が、それが正の水準にあるときよりも低い水準にあることを確認できる。この特徴は Bolton and Scharfstein (1990) や Diamond (1991) の主張に見られる融資の満期選択とデフォルトリスクとの関連性と関わりうる。例えば、高いデフォルトリスクを持つ企業との融資契約をめぐり、金融機関がリスクプレミアムの増加を提示することによって短期満期の融資条件を提示する行動をとる可能性が考えられる。ベースライン金利が満期に正比例するイールド曲線に従い、そこにリスクプレミアムが加算される方法で貸出金利が決まるならば、企業固有のリスクプレミアムと融資額を所与として、利子率は満期選択により変わりうる。他の条件を一定としてデフォルト確率は利子率の減少関数であるため、もし貸し手が回収確率を重視する行動をとれば、金利減免以外の手段として短期満期の選択がありうる。Bolton and Scharfstein (1990) に従えば、金融機関は短期融資を提示し、短期満期で十分な返済を行わないと融資を打ち切ると脅す戦略をとることで、企業に高い収益を獲得する努力を促すことができる。すなわち、エージェンシー問題の緩和の面からも貸し手にとって短期満期を選択する利点が存在する。他方、Diamond (1991) はデフォルト確率と満期選択との関係を理論的に分析し、デフォルト確率の非常に低い企業と、反対にデフォルト確率の非常に高い企業とがともに短期負債を選択する（中間のデフォルト確率にある企業は長期負債を選択）こと示した。つまり、借り手の立場から考察しても、高いデフォルトリスクを持つ企業が短期満期を選択する背景は存在する。

Bolton and Scharfstein (1990), Diamond

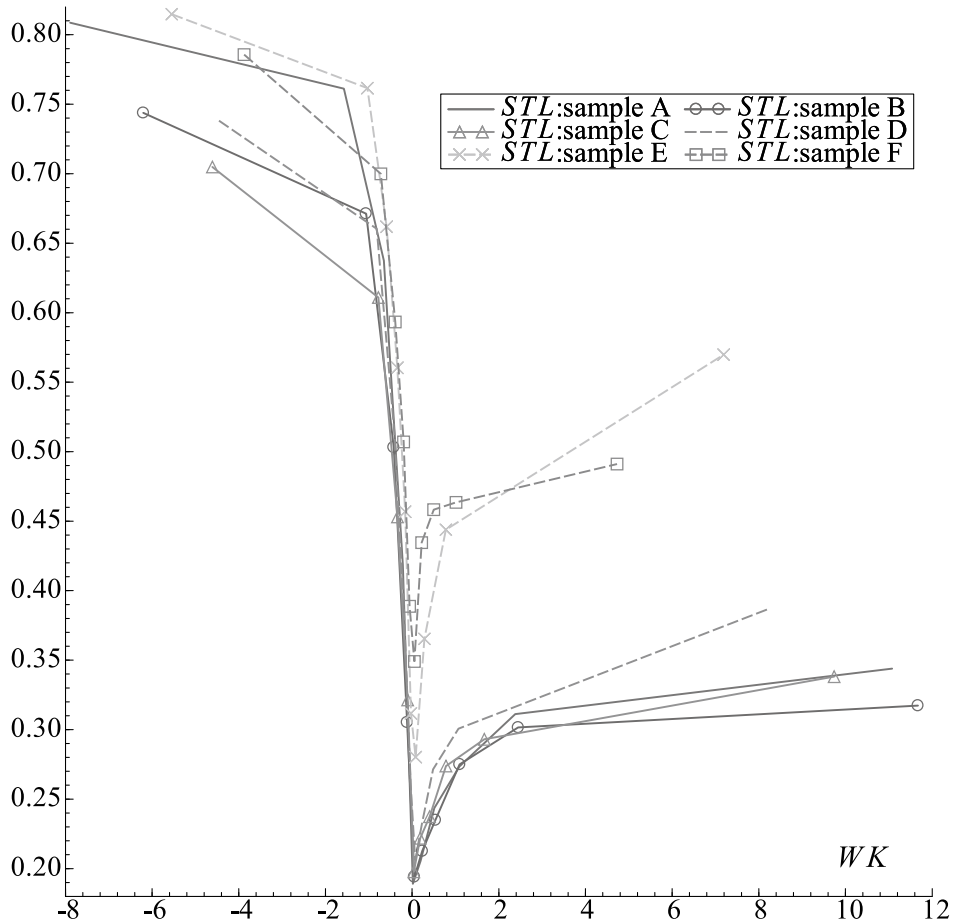
(1991) の予見を踏まえ、企業の満期構成変数を次のように作成し、内部資金と支払利子率との正の関係を再検討する。短期融資比率  $STL_{it}$  を、期首短期融資  $BOPSL_{it}$ （前期流動負債：金融機関借入金、その他借入金の合計）と社債を含めた期首長期融資  $BOPLL_{it}$ （前期固定負債：社債、金融機関借入金、その他借入金の合計）とを用いて次式により作成し、満期構成の変数に用いる。

$$STL_{it} = \frac{BOPSL_{it}}{BOPSL_{it} + BOPLL_{it}}$$

図7は融資の満期構成と内部資金との関係を示す。図7の縦軸は  $WK_{it}$  の10分位分割による各分位の短期融資比率の平均であり、内部資金の分位平均に対する散布図で描いたものである。企業別サンプルで見た内部資金と融資の満期構成との関係はいずれも  $WK_{it} = 0$  の周りで不連続の特徴を示し、そこに企業規模で順序付けられた関係は認められない。ただし、いずれの規模別サンプルについても短期融資比率は正よりも負の範囲の内部資金で高い値を示す。以上より図5に見られる内部資金と支払利子率と内部資金と間の負の関係については、金利減免措置と同様に満期選択を有力な要因と考えることができる。

表1は規模別サンプルで比較した記述統計であり、各変数の平均と標準偏差とを示す。以上で用いた変数に加え、表の  $DA_{it}$  は負債依存度（期首負債／期首資産）、 $ROA_{it}$ （税引き前当期純利益／期首資産）を表わす。表からは次のような特徴を確認できる。相対的に大企業（サンプルF）の内部資金の平均は少なく、中小企業（サンプルB, C, D）で高いといえる。投資率は資本金階層の低いサンプルで高い水準が観察され、企業の保有する投資機会は規模と負の関係にあることが示唆される。他方、負債依存度の平均と、規模別サンプルに占める債務超過企業の割合は規模が縮小するほど顕著に増加し、債務超過企業は零細企業（サンプルA）では三割程度を占め、大企業の10倍に相当する。同時に  $ROA_{it}$  の平均は規模と正の関係を、

図 7 内部資金の 10 分位分割による内部資金（WK，横軸）と短期融資比率（STL，縦軸）の散布図：各分位の平均値，規模別サンプル



その標準偏差は規模と負の関係を持つことから、相対的に資本金階層の低いサンプルほど、融資のリスクプレミアムは本来ならば増加する傾向にあると考えられる。サンプル A のみを除けば支払利率は企業規模と負の関係を示しており、その考えと整合する。以上に加えて、短期融資比率は資本金階層に対して U 字型の特徴を示す。このことは、規模別サンプルの債務超過比率と ROA によるリスクのクラス分けとにより企業の信用度を規模別サンプル単位で格付けるならば、相対的に格付けの高い大企業サンプルと格付けの低い零細企業サンプルが同様に短期満期を選択するという Diamond

(1991) の主張に一致する。

### Ⅲ－３．投資の回帰分析

投資の内部資金に対する U 字型の特徴は法人企業統計調査のマイクロデータによる分析結果からも確認され、先行研究の実証結果と一致する。加えて、法人企業統計調査の標本企業が零細企業から大企業までであることを利点とし、企業規模による情報の非対称性の違いについて個票データにより分析することを試みた。しかし、内部資金と投資との関係に関する分析結果からは企業規模による情報の非対称性の大きさの違いを見出すことはできなかった。以下では

表1 記述統計

サンプル： 各変数上段 同、下段	(A) 平均 標準偏差	(B) 平均 標準偏差	(C) 平均 標準偏差	(D) 平均 標準偏差	(E) 平均 標準偏差	(F) 平均 標準偏差
$WK_{it}$	1.005 6.434	1.340 6.215	1.375 6.025	1.100 5.988	.859 6.069	.617 4.493
$IK_{it}$	.182 .490	.180 .463	.151 .394	.147 .368	.162 .370	.153 .312
$R_{it}$	.032 .026	.039 .024	.037 .023	.032 .021	.030 .022	.027 .021
$STL_{it}$	.432 .413	.388 .379	.372 .351	.402 .350	.529 .352	.519 .329
$DA_{it}$	.955 .560	.827 .459	.744 .373	.745 .364	.719 .339	.611 .301
$INSOL_{it}$	.334	.200	.120	.115	.083	.038
$ROA_{it}$	-.017 .146	.004 .117	.016 .093	.020 .092	.021 .092	.021 .085
観測標本数						
$WK_{it}$	75658	49609	57385	38468	145039	94989
$IK_{it}$	73481	47058	55492	37545	144234	94351
$R_{it}$	54287	29967	42652	30571	117772	80407
$STL_{it}$	70271	46376	50998	33425	121709	81904
$DA_{it}$	78153	53060	59772	39871	150045	96451
$INSOL_{it}$	78153	53060	59772	39871	150045	96451
$ROA_{it}$	78076	53392	59896	39895	149775	96318

(注) 一行目は規模別サンプルを表す：(A) 一千万円未満、(B) 一千万円以上、二千万円未満、(C) 二千万円以上、五千万円未満、(D) 五千万円以上、一億円未満、(E) 一億円以上、十億円未満、(F) 十億円以上の各資本金区分による。

前節のモデルの仮定を緩め、投資に対する内部資金以外の変数の効果を考慮し、内部資金が投資に対して直接与える効果を回帰分析により推定する。標準的な投資行動の実証分析モデルに従い、投資を投資収益特性（投資価値）の線形関数として表わし、また本節前半の分析から外部資金コストと密接な関わりがあると考えられる短期融資比率  $STL_{it}$ 、債務超過を表わすダミー変数  $INSOL_{it}$  を説明変数に加える。これらの変数による投資関数を考える理由は次の通りである。

前節のモデルでは企業が銀行と結ぶ融資契約を制約条件として、いくつかの仮定を設けて企業による投資解を求めた。そこでは、すべての

企業は同一の投資プロジェクトを持つと仮定し、すなわち投資プロジェクトの収益特性を固定し、不確実性の下で投資量の選択を考えた。しかし、現実には投資プロジェクトの収益特性は企業毎に異なる。例えば収益特性が改善すれば、同一の借入条件に対してデフォルト確率は低下し、それは投資量の増加を促すはずである。均衡で比較すれば、収益特性の異質性により図2の投資曲線は上下に移動すると考えられる。同様の考えは、収益の不確実性に関しても当てはまる。銀行が融資契約を結ぶ企業の不確実性の確率分布をすべての企業で同一と考えず、例えば融資の審査や融資後のモニタリングにより企業固有の不確実性特性を識別できるならば、

リスクが高いと識別された企業の融資条件はより厳しいものが銀行から提示されるはずである。従って、企業が債務超過状態にあることは企業固有の $z$ に関する情報、あるいはデフォルトリスクに関するシグナルとして働きうる。また、前節のモデルは静学でその融資契約に満期選択は存在しないが、現実には長期や短期の複数の満期選択が存在する。Diamond (1991) に例示されるように、デフォルト確率のみならず、満期選択によっても契約上の返済額は異なるため、満期選択は企業と銀行の双方にとって重要な変数と考えられる。

以上に基づき、前節のモデルに投資収益特性、デフォルトリスク、融資の満期構成の違いを考慮して、内部資金と投資との関係に関する実証分析を行う。以下では標準的な線形投資関数に内部資金の非線形効果を加えた回帰分析を行う。具体的には内部資金を正と負とに分け、それぞれの範囲で内部資金が投資に及ぼす効果を推定する。Guariglia (2008) に従い、以下でも引き続き情報の非対称性の格差指標として規模の違いを考える。資本金階層で分割されたサブサンプルで投資関数を推定し、規模の違いが投資と内部資金との関係に及ぼす影響を分析する。推定する投資関数は以下の通りである。

$$IK_{it} = a_1 Neg_{it} + a_2 Pos_{it} + a_3 Neg_{it}WK_{it} + a_4 Pos_{it}WK_{it} + a_5 MV_{it} + a_6 STL_{it} + a_7 INSOL_{it} + \epsilon_{it}$$

$Neg_{it}$  は内部資金が負の状態を表わすダミー変数であり、 $WK_{it} < 0$  の場合を1、それ以外を0とする。反対に内部資金が正の状態のダミー変数を  $Pos_{it} = 1 - Neg_{it}$  により表わす。よって、係数  $a_3$  は投資に対する負の内部資金の効果、 $a_4$  は正の内部資金の効果をそれぞれ意味する。

$MV_{it}$  は投資の収益特性に関する代理変数である。収益特性の変数には多くの研究でトービンの  $q$  が用いられ、その計算には投資が生むキャッシュフローの評価を必要とする。上場企業を対象とした実証分析では株式市場で形成される株価をその評価と考え、それをトービンの  $q$  の変数作成に利用できる。しかし、法人企業

統計調査の標本企業の大半は未上場企業であり、株式市場による時価評価を利用できない。そのため、投資収益を表わす変数として年次別調査の損益計算から算出可能な収益率  $ROA_{it}$  と、リスククラスで調整された割引率に相当する利子率  $R_{it}$  とを用い、企業が享受する収益と資金提供者が享受する収益との間のスプレッドを採用する。以上を次式により計算し、投資収益の代理変数  $MV_{it}$  として利用する。

$$MV_{it} = ROA_{it} - R_{it}$$

他方、融資の満期構成の変数には短期融資比率  $STL_{it}$ 、デフォルトリスクの変数には債務超過を表わすダミー変数  $INSOL_{it}$  を用いる。

表2は規模別サンプルによる投資関数の推定結果を示す。すべての規模別サンプルで投資に対する内部資金の効果は有意である。内部資金が正の範囲では投資に対する正の効果が、負の範囲では投資に対する負の効果を確認できる。規模別サンプルを横断して  $Neg_{it}WK_{it}$  と  $Pos_{it}WK_{it}$  の推定係数を見る限り、その大きさに企業規模の順序は見られない。すなわち、正と負いずれの内部資金に対する投資の感応度 ( $Neg_{it}WK_{it}$ ,  $Pos_{it}WK_{it}$ ) には企業規模で顕著な違いは見られず、企業規模により流動性制約が異なることの証拠は以上の感応度の推定結果からは確認できなかった。また、固定効果である  $Neg_{it}$  の推定係数の大きさと企業規模との間に顕著な関係は見られない。ただし、 $Pos_{it}$  の推定係数値には資本金規模の低下に伴い概ね増大する傾向を読み取ることができる。この結果は企業の内部資金が正の場合、他の条件が同じなら、規模が小さい企業ほど多く投資することを表す。従来の考えの通り、非対称情報の程度は零細企業ほど深刻でそれが流動性制約をより厳しくすると考えるならば、そのような企業の投資ほど抑制傾向にあるはずである。一般に主張される企業にとって外生的に与えられる流動性制約を想定するよりも、むしろ企業が所与の非対称情報の下で流動性制約（前節の融資契約）を取り込んで投資選択を行うとすれば、前節で提示したモデルの解の通り、以上の推定結



果は情報の非対称性のより深刻な企業ほど多く投資する可能性を示唆する。

一方、 $MV_{it}$ の推定係数はすべての規模別サンプルで有意であり、概ね資本金規模と正の関係にある傾向を確認できる。すなわち、それは同一の投資の収益特性、あるいは投資機会に対して、大企業ほど最適投資を実現しやすく、また零細企業ほどそれを実現しにくいことを示唆する。あるいは、投資の凸関数調整費用に着目すれば、それが企業規模に比例して低下する可能性を考えることができる。前者の考えは最適な投資に対する外性制約の存在を、一方、後者の考えは規模や範囲の経済性により調製費用が解消される効果を示唆する。いずれの解釈に立とうとも、企業規模の増加により投資を有利に実施できることを意味する。

短期融資比率の推定係数はすべての規模別サンプルで有意に正の値を示す。短期融資比率の投資に対する効果は概ね資本金規模と負の関係にあり、零細企業ほど短期満期の融資の選択により投資が増加する特徴が見られる。日本の上場企業データを用いて長期満期融資の投資に対する効果を推定した福田他（2003）は概ね両者の間に正の関係が見られることを報告し、反対に米国の上場企業データを用いた Aivazian et al. (2005) の推定では両者の間に負の関係が認められる。本稿の結果は Aivazian et al. (2005) の実証結果を支持し、特に零細ないし未上場企業において両者の間の関係が強まることを新たに示す。一方、債務超過ダミーの推定係数はすべての規模別サンプルで有意に負の値を示し、それは規模の増加により弱まる傾向が見られる。零細企業ほど債務超過による投資の抑制効果は大きく、大企業ではその効果は小さく、またその有意性も低下する。

内部資金と投資との関係とは独立に、短期融資比率と債務超過ダミーとによる投資に対する効果は有意であり、なおかつそれぞれ企業規模

と一定の関係を示す。企業が短期融資を選ぶことは、Diamond (1991) に従えば、収益状況の悪化により融資を更新できないリスクを負うことに等しい。例えば Flannery (1986) が示したように、エージェンシーコストを削減したい企業が、短期融資を選択して自ら高い努力を払う企業であると銀行に対しシグナルを送るとしよう。それにより、企業の動機付けにまつわるエージェンシー問題が緩和され、かつ外部資金コストを低下する効果を持つならば、短期融資の選択は投資水準の増加をもたらさう。表2の通り、資本金階層の低い規模別サンプルほど短期融資比率に対する投資の感応度は大きな推定値を示すことから、小規模企業ほどそのようなエージェンシーコストは高く、またシグナル行動によって投資が改善する可能性が分析結果より示唆される。

債務超過であることが投資に与える効果は表2の通り、資本金階層によって大きく異なる。資本金階層の低いサブサンプルにはそれが投資を大きく抑制する特徴が観察されるとともに、表1で見た通り、それらのサブサンプルの債務超過比率は他よりも高い。反対に、資本金階層の最も高いサンプルの債務超過比率は低く、投資関数の回帰係数も最も小さい値を示す。情報の非対称性により貸し手が企業のデフォルトリスクを絞り込めないならば、その企業が属するグループの特性として判断できる情報によりデフォルトリスクを評価するしかない (Myers and Majluf, 1984)。規模別サンプルの債務超過比率はグループ特性に相当する。このとき、企業が債務超過であるという追加情報が貸し手にとって企業のタイプを識別するシグナルとして働くならば、より高いデフォルトリスクを持つ企業に提示される融資条件はより厳しくなるはずであり、よってそれが投資の縮小を導くと解釈できる。

表2 回帰分析

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
$Neg_{it}$	.1040 (.0056)***	.0966 (.0062)***	.0918 (.0044)***	.0795 (.0044)***	.0841 (.0022)***	.1076 (.0023)***
$Pos_{it}$	.1809 (.0037)***	.1502 (.0042)***	.1280 (.0031)***	.1172 (.0032)***	.1214 (.0019)***	.1318 (.002)***
$Neg_{it}WK_{it}$	-.0099 (.001)***	-.0123 (.0012)***	-.0105 (.001)***	-.0091 (.0011)***	-.0124 (.0004)***	-.0113 (.0006)***
$Pos_{it}WK_{it}$	.0149 (.0006)***	.0168 (.0007)***	.0135 (.0005)***	.0137 (.0006)***	.0104 (.0003)***	.0150 (.0004)***
$MV_{it}$	.0692 (.017)***	.1941 (.0275)***	.1752 (.0234)***	.1212 (.0249)***	.2283 (.0119)***	.2661 (.0129)***
$STL_{it}$	.0827 (.0066)***	.0744 (.0086)***	.0429 (.0063)***	.0505 (.0063)***	.0491 (.003)***	.0127 (.0031)***
$INSOL_{it}$	-.0535 (.0047)***	-.0502 (.0064)***	-.0265 (.0057)***	-.0361 (.006)***	-.0277 (.0034)***	-.0088 (.0051)*
$\bar{R}^2$	.0309	.0421	.0266	.0326	.0324	.0317
観測標本数	46,602	26,666	38,956	28,077	108,344	75,751

(注) 一行目は規模別サンプルを表す：(A) 一千万円未満，(B) 一千万円以上，二千万円未満，(C) 二千万円以上，五千万円未満，(D) 五千万円以上，一億円未満，(E) 一億円以上，十億円未満，(F) 十億円以上の各資本金区分による。係数推定値の下の括弧内は標準誤差を表わす。括弧の横の\*\*\*は1%，\*は10%水準での有意性を表す。

## IV. 結語

本稿では法人企業統計「年次別調査」の個票データを利用し、投資と内部資金との関係に関する実証分析を行った。近年の研究で指摘される投資が内部資金に対してU字型の関係を持つ可能性に着目し、若干の分析を行った。さらに法人企業統計調査の標本企業が零細企業から大企業までであることを他の実証研究に対する優位性と捉え、企業規模による情報の非対称性の度合いの違いが投資に及ぼす影響を個票データにより分析することを試みた。

投資の内部資金に対するU字型の特徴は法人企業統計調査の個票データによる分析結果からも確認され、米国の上場企業データを用いた Cleary et al. (2007)、英国の未上場企業データを用いた Guariglia (2008) の実証結果と一致

する。しかし、分位分割によるノンパラメトリック分析の結果からは企業規模による情報の非対称性の程度の違いは明確には検出されず、むしろ結果は主として情報の非対称性の深刻さは規模と独立である可能性を示唆する。また、投資関数の推定による分析結果からは内部資金が正の場合において企業規模が小さいほど投資が増加する固定効果が確認され、小規模企業ほど外生的な流動性制約が強まりより投資が抑制されることを想定する従来の考え方と対立する実証結果を得た。

また本稿では、先行研究が稀な内部資金と融資のリスクプレミアムとの関係を企業規模別に分析した。観察不能なリスクプレミアムの代理変数として財務データから求めた支払利率と

債務超過のダミー変数とを分析に利用した。以上の二変数について、債務超過ダミーには内部資金に対する負の関係と、企業規模が小さいほどデフォルトリスクが増加する傾向とが確認された。他方、財務データから求めた支払利率には内部資金との負の関係は見られず、むしろ内部資金がゼロ付近で支払利率が激減する傾向が確認された。分析からは支払利率が激減することに合わせて債務超過率が増加する特徴を読み取ることができ、このことは相当数の企業が債務超過に転じた際に金融機関から金利減免を受ける可能性を示唆するものと解釈できる。更に本稿の分析結果では、短期融資比率や債務超過という情報は投資に対して統計的に有意な効果を持つことが確認された。また、それは企業規模と密接な関係を示す。本稿の実証結

果は、深刻な情報の非対称性が外部資金のリスクプレミアムを増加させそれが投資を抑制するという仮説よりも、Flannery (1989), Diamond (1991) に見られる資本市場における優良な借り手の識別問題のほうが、投資に影響を与える外部資金コストの企業間格差を説明上でより重要である可能性を示唆する。銀行による借り手の識別や借り手側からのシグナル行動は、銀行と企業との間の非対称な情報の格差が大きいほど、それを行う価値が高いと考えられる。本稿の結果における短期融資比率と債務超過ダミー変数の投資に対する効果が企業規模により変化することを踏まえていえば、Diamond (1991) のタイプの外部資金コスト格差は企業規模と負の相関を持つ可能性が高いと結論付けられる。

## 参 考 文 献

- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 (1991) 「設備投資と資金調達—連立方程式モデルによる推計」『経済経営研究』Vol.11(4), pp. 1-53
- 財務省総合政策研究所 (2011) 「資料：法人企業統計調査の変遷と概要」『フィナンシャル・レビュー』第 107 号, pp. 97-120
- 福田慎一・計聡・奥井めぐみ・奥田健一 (2003) 「長期資金と設備投資、日本の企業別データを用いた実証分析」, 福田慎一編『日本の長期金融』有斐閣, pp.145-177
- Aivazian, V.A., Y. Ge and J. Qiu (2005) “Debt Maturity Structure and Firm Investment,” *Financial Management*, 34(4), pp. 107-119.
- Allayannis, G., and A. Mozumdar (2004) “The Impact of Negative Cash Flow and Influential Observations on Investment-Cash Flow Sensitivity Estimates,” *Journal of Banking and Finance*, 28(5), pp.901-930.
- Altı, A. (2003) “How Sensitive Is Investment to Cash Flow When Financing Is Frictionless?” *Journal of Finance*, 58(2), pp. 707-722.
- Bhagat, S., N. Moyen and I. Suh (2005) “Investment and Internal Funds of Distressed Firms,” *Journal of Corporate Finance*, 11(3), pp. 449-472.
- Bolton, P., and D.S. Scharfstein (1990) “A Theory of Predation Based on Agency Problems in Financial Contracting,” *American Economic Review*, 80(1), pp. 93-106.
- Cleary, S. (1999) “The Relationship Between Firm Investment and Financial Status,” *Journal of Finance*, 54(2), pp.673-692.
- Cleary, S., P. Povel and M. Raith (2007) “The U-Shaped Investment Curve: Theory and Evidence,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(1), pp.1-39.
- Diamond, D.W. (1991) “Debt Maturity

- Structure and Liquidity Risk,” *Quarterly Journal of Economics*, 106(3), pp. 709-737.
- Erickson, T., and T.M. Whited (2000) “Measurement Error and the Relationship Between Investment and Q,” *Journal of Political Economy*, 108(5), pp.1027-1057.
- Fazzari, S.M., R.G. Hubbard and B.C. Petersen (1988) “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 19(1), pp.141-206.
- Froot, K.A., D.S. Scharfstein and J.C. Stein (1993) “Risk Management: Coordinating Corporate Investment and Financing Policies,” *Journal of Finance*, 48(5), pp. 1629-1658.
- Gale, D., and M. Hellwig (1985) “Incentive-Compatible Debt Contracts: The One-Period Problem,” *Review of Economic Studies*, 52(4), pp. 647-663.
- Gilchrist, S., and C.P. Himmelberg (1995) “Evidence on the Role of Cash Flow for Investment,” *Journal of Monetary Economics*, 36(3), pp. 541-572.
- Gomes, J.F. (2001) “Financing Investment,” *American Economic Review*, 91(5), pp. 1263-1285.
- Greenwald, B.C., and J.E. Stiglitz (1990) “Macroeconomic Models with Equity and Credit Rationing,” in R.G. Hubbard (Ed.), *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, Univ. of Chicago Press, pp. 15-42.
- Guariglia, A. (2008) “Internal Financial Constraints, External Financial Constraints, and Investment Choice: Evidence from a Panel of UK Firms,” *Journal of Banking and Finance*, 32(9), pp.1795-1809.
- Hayashi, F., and T. Inoue (1991) “The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms,” *Econometrica*, 59(3), pp.731-753.
- Hubbard, R.G. (1998) “Capital-Market Imperfections and Investment,” *Journal of Economic Literature*, 36(1), pp. 193-225.
- Jaffee, D., and J.E. Stiglitz (1990) “Credit Rationing,” in B.M. Friedman, F.H. Hahn (Eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 2, North-Holland, pp. 837-888.
- Kaplan, S.N., and L. Zingales (1997) “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp. 169-215.
- Kaplan, S.N., and L. Zingales (2000) “Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints,” *Quarterly Journal of Economics*, 115(2), pp. 707-712.
- Kim, C.S., D.C. Mauer and A.E. Sherman (1998) “The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(3), pp. 335-359.
- Lewellen, W.G., and S.G. Badrinath (1997) “On the Measurement of Tobin’s Q,” *Journal of Financial Economics*, 44(1), pp. 77-122.
- Myers, S.C., and N.S. Majluf (1984) “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have,” *Journal of Financial Economics*, 13(2), pp. 187-221.
- Povel, P., and M. Raith (2001) “Optimal Investment under Financial Constraints: The Roles of Internal Funds and Asymmetric Information,” Unpublished Manuscript.
- Sheard, P. (1994) “Main Banks and the Governance of Financial Distress,” in M. Aoki, H. Patrick (Eds.), *The Japanese Main Bank System*, Oxford Univ. Press, pp. 188-230
- Stein, J.C. (2003) “Agency, Information and

- Corporate Investment,” in G. Constantinides, M. Harris, R. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier, pp. 111-165.
- Vogt, S.C. (1994) “The Cash Flow/Investment Relationship: Evidence from US Manufacturing Firms,” *Financial Management*, 23(2), pp. 3-20.