■大会特集論文

日本企業の現金保有に対するマーケットの評価*

山口　聖
（広島経済大学）
馬場　大治
（甲南大学）

要　旨

本稿では，Faulkender and Wang（2006）の分析方法に依拠して，日本企業の現金保有に対するマーケットの評価と，それに影響を及ぼす要因についての分析を行った。分析の結果，⑴日本企業の 1 円の現金保有は，0.55 円から 0.74 円と 1 円よりも小さく評価されていること，⑵その原因は，株主から債権者への富の移転にあること，⑶エージェンシー・コストと取引コストは，それが顕著に表れる状況において，現金保有の価値に反映されること，が明らかになった。

キーワード：現金保有，マーケットの評価，エージェンシー・コスト，取引コスト，富の移転

1　はじめに

Opler, Pinkowitz, Stulz, and Williamson（1999）が，企業の現金保有の決定要因についての研究を発表して以降，米国企業を対象とした現金保有に関する研究が多く見られるようになった。企業の現金保有に対するマーケットの評価に注目した最初の研究は，Pinkowitz and Williamson（2004）であろう。彼らは，配当と利子支払いに関する税金が企業価値に与える影響を検証した，Fama and French（1998）が採用したモデルに依拠して，現金保有の価値を評価した。彼らによれば，マーケットは企業が保有する 1 ドルの現金を 0.97 ドルと評価している。そして，現金保有に対するマーケットの評価は，有益な投資機会や投資機会の不確実性，債務不履行のリスク，資金調達の容易さなどによって異なることを示した。

Pinkowitz, Stulz, and Williamson（2006）では，Pinkowitz and Williamson（2004）の方法を用いて，現金保有に対するマーケットの評価が，国家間による投資家保護の強弱によって異なることを明らかに

＊　本稿は、日本経営財務研究学会第 36 回全国大会の報告論文を加筆・修正したものです。討論者の福田司文先生（流通科学大学）から大変貴重なコメントをいただきました。
また，匿名のレフェリーの先生，編集委員長の翟林瑜先生から大変有益なコメントをいただきました。記して感謝いたします。

した。彼らは, 投資家保護の強弱でマーケットを分類した結果, 経営者の搾取によって, エージェンシー問題が生じていそうな投資家保護の弱い国では, 現金の価値が低く評価されていることを発見している。

Faulkender and Wang (2006) は，現金保有が変化した場合の超過リターンを測定することによって, 現金保有の価値を検証した研究である。この方法を採用すれば, Pinkowitz and Williamson (2004) が用いた回帰モデルを採用する際に生じる，いくつかの問題を回避することが可能である [1]。彼らは，企業が現金保有を 1 ドル増加した場合，マーケットはそれを 0.94 ドルと評価していることを示した。彼らはまた, 増加した現金がどのように使われそうかによって, その価値が異なるという仮説を検証し，仮説と整合する結果を得ている。

Dittmar and Mahrt-Smith (2007) は，Faulkender and Wang (2006) が用いた回帰モデルに依拠して，ガバナンスの強固さが現金保有の価値に影響を与えるかどうかを検証している。彼らによれば，ガバナンスが機能する企業においては，現金保有は高く評価されている。彼らは，この原因が強固なガバナンスによって，余剰資金の非効率な使用が抑えられる点にあるとしている。

日本企業を対象として, 現金保有の価値評価を行った研究に, 福田 (2011) がある。福田 (2011) では，Pinkowitz and Williamson (2004) のモデルに依拠して，日本企業の 1 円の価値が，マーケットにおいて 2 倍の価値を持つと評価されていることを報告している。また，日本市場においても，成長機会や債務不履行のリスク，資金調達に関する制約といった企業が直面する状況に応じて，現金保有の価値は異なることが明らかになった。

本稿では，Faulkender and Wang (2006) の分析方法に依拠して，企業の現金保有の積み増しが，超過リターンに与える影響を検証することにより，わが国企業における現金保有の価値評価を試みる。特に，エージェンシー問題，債務不履行の可能性の存在下における株主から債権者への富の移転，資金調達における逆選択といった，資金調達論の基礎理論ともいうべき諸理論との関連で，現金保有に対するマーケットの評価の背後にあるロジックの分析を進めていく。

各種の市場の不完全性や利害の対立が存在しない完全市場を前提とすると，企業による 1 円の現金の積み増しは，株式時価総額をちょうど 1 円だけ増加させるであろう (Opler et al. (1999))。しかしながら，現実の世界においては様々な要因によって，企業による 1 円の現金の積み増しが，1 円と異なって評価される可能性が存在する。したがって，わが国のデータを用いて，それを検証することは，わが国資本市場において各種の不完全性が存在することを検証することを意味している。そして，現金保有に対する評価の規定因を考察することは，わが国資本市場において，市場の不完全性を前提とする上述の各種の理論がどの程度有効であるのかを検証することを意味している。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では，本稿で用いたデータとサンプルについて説明する。第 3 節では，本稿の分析において，主として依拠した Faulkender and Wang (2006) の回帰分析について説明する。第 4 節では，サンプル企業についての特徴を述べる。第 5 節では，現金保有 1 円の積み増しに対するわが国資本市場における評価に関する実証結果が報告される。続く，第 6 節では，現金

1 Pinkowitz and Williamson (2004) のモデルでは，システマティック・リスクの違いが考慮されてないという問題と，総資産時価簿価比率の分母に再取得価値を使用することが出来ないため，推定された現金の価値にバイアスが生じる可能性があるという問題がある。

保有の積み増しに対するマーケットの評価の背後にある要因に関して，フリーキャッシュフロー仮説，富の移転仮説，取引コスト仮説の観点から，分析される。最後に，第 7 節では，本稿全体を要約する。

2 データとサンプル

本研究では，2001 年 1 月から 2009 年 12 月までに上場していた東証 1 部上場企業を対象に分析を行う。ただし，先行研究に従い，東証 33 業種分類を用いて，電気・ガス，銀行，証券・商品先物，保険，その他金融業に属する企業は分析の対象から除外した。本研究で必要となるすべてのデータは，日経 NEEDS-FinancialQUEST の財務データベースから取得したものである。分析期間においては，連結決算の開示が義務付けられているため，本研究では日本基準による連結決算の数値を利用する。

サンプルを特定する方法は，以下のとおりである。まず，決算期変更等の理由により，同一暦年上に二つのデータが取得された場合には，変更後の数値を削除した。次に，本研究では，前期末から今期末への年次の超過リターンの変化と，同期間の財務データの変化が必要となる [2]。したがって，これらの値が測定できない場合，当該 firm-year は分析から除かれることになる。

超過リターンを測定するには，年次のリターンとベンチマーク・リターンを測定する必要がある。年次のリターンを測定するため，上場廃止などの理由で，前期末の月次株価と今期末の月次株価が取得できない場合はサンプルから除かれる。

ベンチマーク・リターンについては，本研究では規模と B/M による 25 分位ポートフォリオの単純平均リターンを用いて測定する。したがって，25 分位ポートフォリオの作成に必要なデータが得られない firm-year は, 分析から除かれる。具体的には, 毎年 8 月末時点の規模（株価 × 期末発行済株式総数）と B/M（自己資本 / 時価総額）の値を用いてポートフォリオを構築する。そして，サンプル企業は，その年の 9 月から翌年の 8 月まで，同一のポートフォリオに属することになる。したがって，8 月末時点において，これらの値が算出できない場合や，B/M については負の値を示した場合も，その年の 9 月から翌年の 8 月までに期末を迎える firm-year は分析から除かれる。例えば，3 月決算企業において，2000 年 8 月の時点で，これらの条件を満たした場合，2001 年 3 月から 2002 年 3 月までの firm-year は分析の対象から除かれることになる。期末の時点でサンプル企業が属するポートフォリオを特定できないからである。

本研究で利用する財務データは，E（営業利益＋減価償却費），C（現預金），NA（資産合計－現預金），RD（研究開発費）[3]，I（支払利息･割引料），D（配当金の支払額＋少数株主への配当金の支払額），NF（株式の発行による収入＋自己株式の取得による支出＋自己株式の処分による収入＋長期借入金による収入＋長期借入金の返済による支出＋短期借入金による収入＋短期借入金の返済による支出＋社債の発行による収入＋社債の償還による支出），L（負債合計）である。これらの変数のうち，E，C，NA，RD，I，D については，前期末から今期末までの変化を測定するため，t-1 期と t 期の値が得られない場合は，サンプルから除かれる。また, NF と L については, t 期の値を利用するため, これが利用できない場合,

2　したがって，本研究では 2000 年 1 月から 2010 年 12 月までのデータが必要となる。

3　研究開発費が計上されていない場合は 0 とした。

サンプルから除かれる。L を除くすべての変数については，$M_{i,t-1}$（前期末の時価総額）で基準化した値を用いる。L は t 期の負債の利用度を表わすため，t 期の時価総額に同期の負債を加えた値で基準化した値を用いる。

このような方法で，サンプルを特定した結果，9,467 の firm-year が得られた。これらのサンプルについて，本研究では異常値の影響を回避するため，すべての変数について，上下 1% に位置するサンプルを削除した結果，分析の対象となるのは 8,250 の firm-year となった。

3　分析方法

企業の現金保有に対するマーケットの評価を明らかにするため，Faulkender and Wang（2006）は，企業による現金保有の変化が超過リターンに与える影響を検証した。回帰分析によって，現金保有の変化が超過リターンに与える影響を明らかにするには，現金保有の変化と超過リターンの双方に影響を与える変数を調整する必要がある。本研究では，Faulkender and Wang（2006）に従い，企業の収益性（E），財務政策（C，I，D，L，NF），投資政策（NA，RD）を調整した以下の回帰モデルを推定する[4]。

$$
\begin{aligned}
r_{i,t} - R^{B}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + + \gamma_4 \frac{\Delta RD_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_5 \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_6 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} \\
+ \gamma_7 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \gamma_8 L_{i,t} + \gamma_9 \frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{10} \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{11} L_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t}
\end{aligned}
\tag{1}
$$

ここで，$\Delta X_{i,t}=X_{i,t} - X_{i,t-1}$ であり，各々の説明変数の前期末から今期末への変化を表わす。$M_{i,t-1}$ は，前期末の時価総額である。

被説明変数の $r_{i,t}$ は年次のリターンであり，前期末の株価を $P_{i,t-1}$，今期末の株価を $P_{i,t}$ とすると，$r_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$ である。$R^{B}_{i,t}$ は，企業のシステマティック・リスクを調整するためのベンチマーク・リターンである。本研究では，規模と B/M によって 25 分位に分類されたポートフォリオの単純平均リターンを採用して，ベンチマーク・リターンを測定する。規模・B/M25 分位ポートフォリオの構築方法は以下のとおりである。

まず，2000 年 8 月から 2010 年 8 月まで，毎年 8 月末時点の時価総額（規模）に基づき，サンプル企業を 5 分位に分類する。次に，規模による 5 分位ポートフォリオのそれぞれについて，8 月末時点の

4　Fama and French（1998）は，E，NA，RD，I，D が時価総額に影響することを示している。(1)式は，これらの変数に，財務政策を捉える NF と，仮説を検証するための C_{t-1} と L を加えたモデルである。このモデルでは，現金保有の変化と超過リターンに共に影響すると考えられる，これらの要因を調整することにより，現金保有の変化が単独で超過リターンに与える影響を推定することが可能になると考えられる。日本企業においては，このような定式化が適切となるか否かは明らかではないが，分析の結果得られた決定係数の高さは，日本企業においても(1)式で表わされた関係が，良く当てはまることを示していると考えられる。

B/M に基づき，サンプル企業を 5 分位に分類する[5,6]。

このように構築された 25 分位ポートフォリオについて，ベンチマーク・リターンは，前期末から今期期末までの毎月の時点で，サンプル企業が属するポートフォリオの平均月次リターンを，年率換算したリターンである。したがって，

$$R_{i,t}^{B} = \sqrt[13]{\prod_{s=0}^{12}\left[1 + \sum_{i=1}^{n_s} r_{i,s}/n_s\right]} - 1 \tag{2}$$

である[7]。ここで，s=0は前期末を表し，n_sは前期末から今期末までの各月において，サンプル企業が属するポートフォリオの構成銘柄数である。

被説明変数のリターンは，$\frac{(M_{i,t}-M_{i,t-1})}{M_{i,t-1}}$でもあり，説明変数も前期末の時価総額で基準化されている。したがって，この回帰式を推定した結果得られた現金保有の変化の係数は，企業が前期末に比べて保有現金を 1 円増加した場合に，マーケットがそれをいくらと評価したのかを表わすことになる。

4　サンプルの特性

表 1 はサンプルについての統計量である。まず, 被説明変数である超過リターンの平均値は, − 0.0031（Faulkender and Wang (2006) では − 0.0050）である。そして，この値は有意に 0 と異ならない。この結果は，平均的な企業に有意な超過リターンは生じていないことを示しており，規模と B/M に基づいて測定されたベンチマーク・リターンが適切に機能していることを示している。次に，説明変数に注目すると，Faulkender and Wang (2006) と異なる東証 1 部上場企業の特徴として，保有現金の水準が高いことと，負債の利用度が高いことがあげられる。

現金保有の平均値は，0.2479（Faulkender and Wang (2006) では 0.1726）であり，米国企業に比べると，時価総額に対して 7% 程度多くの現金を保有していることが分かる[8]。負債利用度については，

5　Faulkender and Wang (2006)，Dittmar and Mahrt-Smith (2007) では，規模と B/M により，独立的に分類された 25 分位ポートフォリオを構築し，その加重平均リターンを用いてベンチマーク・リターンを測定しているが，本研究において同様の方法を採用した場合，十分な数の企業が含まれないポートフォリオが存在するため，彼らとは異なる方法を選択した。

6　ベンチマーク・ポートフォリオの構築時点については，久保田・竹原 (2007) に従い，決算確定後に会計情報がデータベースに反映される時点と，中間決算が株価形成に影響を及ぼさない時点という観点から 8 月末の時点とした。

7　サンプル企業が属するポートフォリオは，毎年 8 月末の時点で再構築されるため，サンプル企業の企業特性（規模と B/M）の変化に応じて，サンプル企業が属するポートフォリオは変化することになる。したがって，毎月のポートフォリオの月次リターンを年率換算することにより，サンプル企業の企業特性の変化を反映したベンチマーク・ポートフォリオの年次のリターンを測定することが可能となる。

8　Faulkender and Wang (2006) では，C として現金に有価証券を加えた値を採用しているため，本研究でも有価証券を加えた場合，日米で確認された現金保有水準の差はさらに大きくなると考えられる。

表１　サンプル企業の統計量

Variables	Mean	1^{st}Quartile	Median	3^{rd}Quartile	SD
$r_{i,t}-R_{i,t}^{B}$	−0.0031	−0.2434	−0.0531	0.1739	0.3605
ΔC_t	−0.0001	−0.0310	0.0003	0.0325	0.0801
C_{t-1}	0.2479	0.1058	0.1861	0.3164	0.2144
ΔE_t	−0.0009	−0.0197	0.0042	0.0235	0.0557
ΔNA_t	−0.0030	−0.0864	0.0168	0.1011	0.2312
ΔRD_t	0.0007	−0.0005	0.0000	0.0017	0.0051
ΔI_t	−0.0007	−0.0014	−0.0002	0.0004	0.0031
ΔD_t	0.0009	−0.0002	0.0002	0.0025	0.0044
L_t	0.5086	0.3507	0.5205	0.6735	0.2031
NF_t	−0.0207	−0.0575	−0.0127	0.0167	0.1127

（注）サンプル数はこれらの全ての変数が利用可能な9,467のfirm-yearから，上下1%に位置するサンプルを削除した8,250のfirm-yearである。

東証 1 部上場企業の総資産に対する負債の割合の平均値は，0.5086（Faulkender and Wang (2006) では 0.2778）であり，米国企業と比べた場合，その水準は約 2 倍近いことが明らかである。

5　現金保有に対するマーケットの評価

本節では全サンプルを用いて，サンプル企業が現金保有を 1 円増加させた場合，それがマーケットでいくらと評価されているのかを明らかにする。表 2 は，回帰分析の結果である。(　　) 内は係数が 0 と有意に異なるかどうかの p 値，ΔC_t の [　　] 内は係数が 1 と有意に異なるかどうかの p 値である。なお，本研究では Petersen (2009) に従い，企業ごとの時系列相関を調整した White (1980) の標準誤差を用いて計算した p 値を採用している。

(1)式が示すように，本研究では，現金保有の変化が超過リターンに与える影響を測定する。マーケットが効率的であれば，超過リターンの変化に影響を与えるのは，現金保有の変化の中でも，予想されなかった部分（現金保有の変化の超過分）であると考えられる。したがって，(1)式を推定することから得られた $\Delta C_{i,t}$ の係数は，予想されなかった現金保有の変化に対して，マーケットがそれをいくらと評価したのかを測定することになる。

モデルⅠは，$\Delta C_{i,t}$ として，サンプル企業の実際の現金保有の変化額を採用した場合の結果である。したがって，このモデルでは，予想されなかった現金保有の変化が，実際の変化に等しいと仮定した場合の結果である。つまり，現金保有の予想される変化額は 0 であり，今期末の現金保有の水準が前期末と同様の水準であると仮定していることになる。モデルⅠに注目すると，自由度調整済みの決定係数は 0.27 であり，回帰モデルの当てはまりの良さは，米国企業を対象とした Faulkender and Wang (2006) よりも高いことが分かる [9]。

モデルⅠによれば，ΔC_t の係数は 0.68 であり，サンプル企業が 1 円の現金を積み増した場合，時価

9　Faulkender and Wang (2006) では，自由度調整済みの決定係数は 0.19 である。

表２　回帰分析の結果

Independent Variables	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ
ΔC_t	0.684***	0.567***	0.547***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ΔE_t	1.337***	1.375***	1.375***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ΔNA_t	0.415***	0.401***	0.400***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ΔRD_t	0.668	0.685	0.682
	(0.363)	(0.353)	(0.354)
ΔI_t	−15.322***	−15.668***	−15.589***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ΔD_t	4.327***	4.420***	4.403***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
C_{t-1}	0.396***	0.381***	0.383***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
L_t	−0.355***	−0.361***	−0.360***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
NF_t	−0.619***	−0.583***	−0.580***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Intercept	0.054***	0.061***	0.060***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Observations	8,250	8,250	8,250
Adj R^2	0.272	0.265	0.264

（注）モデルⅠにおいて，ΔC_tは実際の現金保有の変化額である。モデルⅡにおいて，ΔC_tはサンプル企業の実際の現金保有の変化額から，同期間における25分位ポートフォリオの現金保有の変化額の平均値を除いた値である。モデルⅢにおいて，ΔC_tはサンプル企業の実際の現金保有の変化額から，同期間における業種内の現金保有の変化額の平均値を除いた値である。
（　　）内は，企業ごとの時系列相関を調整したWhite（1980）の標準誤差を用いて算出したp値であり，[　　]内は，同様の方法を用いて，係数が１と有意に異なるかどうかを検証したp値である。***は，1%水準で有意であることを示す。

総額は 0.68 円しか増加しないことを示している。そして，この値は有意に 1 と異なる。この結果は，0.68 円というマーケットの評価が，企業が積み増した 1 円を有意に下回ることを示しており，企業の保有現金は 1 円よりも低く評価されていることを示している。

モデルⅡは，予想されなかった現金保有の変化を測定するため，予想される現金保有の変化額として，サンプル企業が属する 25 分位ポートフォリオの現金保有の変化額を用いた場合の結果である。したがって，このモデルでは，ΔC_t はサンプル企業の実際の現金保有の変化額から，同期間における 25 分位ポートフォリオの現金保有の変化額の平均値を除いた値である。モデルⅡの ΔCt の係数は 0.57 であり，この値は有意に 1 と異なる。したがって，サンプル企業が属する 25 分位ポートフォリオの平均値以上に，企業が 1 円の現金を積み増した場合，マーケットはそれを 0.57 円と有意に小さく評価しているということである。

モデルⅢは，予想されなかった現金保有の変化を測定するため，予想される現金保有の変化額として，サンプル企業が属する業種の現金保有の変化額を用いた場合の結果である。このモデルでは，ΔC_t はサンプル企業の実際の現金保有の変化額から，同期間における業種内の現金保有の変化額の平均値を除

いた値である。モデルⅢの ΔC_t の係数は 0.55 である。この結果は，企業が同業他社の平均値以上に，1 円の現金保有を積み増した場合，マーケットはそれを 0.55 円と，1 円を有意に下回る金額として評価していることを示している。

6　現金保有の評価に対する規定因

⑴　分析の視点

第 5 節の分析結果が示す通り，企業の現金保有 1 円に対するマーケットの評価は 0.55 円から 0.68 円であり，1 円よりも有意に小さく評価されていることが明らかになった。

以下では，その背景について考察する。ただし，その際，念頭に置かれる議論は，資金調達の基礎理論ともいうべき，「フリーキャッシュフロー仮説」「富の移転仮説」「取引コスト仮説」の 3 つである。

まず, 完全市場を前提とすれば, 企業の 1 円の現金保有の増加がマーケットで 1 円と評価されるのは，その 1 円が将来生み出すキャッシュフローの現在価値が 1 円であるとマーケットが予想していることを含意している。したがって，第 5 節で示されたように，1 円の現金保有の積み増しがそれ以下にしか評価されないのは，このようにマーケットが予想していないと考えるのが自然であろう。つまり，企業が新たに積み増した 1 円の現金は，資本コストを満たすだけの投資収益率で運用されないとマーケットが予想していることになる。これは，Jensen (1986) によって，「フリーキャッシュフロー仮説」として提示された議論であり，いわば，現金保有に対する評価をエージェンシー・コストの観点から説明しようとするものである [10]。

「フリーキャッシュフロー仮説」が株主と経営者の利害の対立に注目するのに対して，株主と債権者の利害の対立に注目することによって，1 円の現金保有の積み増しをマーケットがそれ以下にしか評価しないことを理論的に説明する有力な議論も存在する。Jensen and Meckling (1976) に示されているように，負債利用が多く，債務不履行の可能性がある企業においては，有限責任制に守られた株主の富は，一種のオプションとして評価される。このような場合，株主はリスク・インセンティブによって，企業がリスクを高めれば高めるほど，株主の富が高まる状況が生じる。したがって，企業の現金保有 1 円の増加は, 債務不履行のリスクを下げ, 株主の富よりも債権者の富をより多く増加させる。すなわち，株主から債権者への富の移転が生じる可能性がある。

上記の 2 つの議論が現金保有 1 円の積み増しに対して，マーケットがそれを小さく評価することに

10　Faulkender and Wang (2006) によれば，フリーキャッシュフローを抱える企業は，エージェンシー・コストを回避するため，ペイアウトによって現金を還元する可能性が高い企業である。しかしながら，配当金に対する税金の影響により，配当金 1 円につき，株主が受け取る金額は 1 円を下回る。さらに，企業が配当支払いを将来まで延期する場合，内部留保に対する法人税率と所得税率の差を反映して，現金はさらに小さく評価されることが示される。彼らによれば，このような企業が現金を積み増した場合，現金の価値は，エージェンシー・コストだけが存在する場合に比べて，さらに小さく評価されることになる。

対する理論的な説明になっているのに対して，1 円の現金保有が 1 円以上に評価される可能性を示唆する議論も存在する。外部資金調達に関連するコストに注目した議論である。外部資金調達に当たっては，各種の取引コストが発生する。特に，Myers and Majluf（1984）によって主張されているように，情報の非対称性が存在する場合，外部資金調達に当たっては，逆選択のコストが生じることになる。現金保有の積み増しは，将来，有望な投資案件が発生し，資金調達の必要性が生じた際，この種のコストの負担を回避できることを含意しているため，現金保有は 1 円よりも高く評価されることになる。

⑵ 全サンプルを用いた重回帰分析

以上のような観点のもと，現金保有の増加に対するマーケットの評価が，現金保有の水準と負債の利用度によって異なるかどうかの検証を試みた。現金保有の水準は,「フリーキャッシュフロー仮説」と「取引コスト仮説」と関係する。既に多額の現金を保有する企業がさらに現金を積み増したならば，その現金はフリーキャッシュフローであると評価され，マーケットはそれを 1 円よりも小さく評価する可能性が高い。また，ほとんど現金を保有しない企業は，将来において資金調達する可能性が高く，現金の積み増しにより，企業は将来の取引コストの負担を回避できるため，そのような企業の 1 円の現金は 1 円よりも高く評価されるであろう。一方，負債の利用度は「富の移転仮説」を検証する。負債の利用度が高い企業は，債務不履行の可能性が高いため，現金保有 1 円の積み増しによって債権者から株主への富の移転が生じる可能性が高く，マーケットはそれを 1 円よりも小さく評価すると考えられるからである。

表 3 は，表 2 のモデルに，説明変数として現金保有額と現金保有の変化額の交差項（$C_{t\text{-}1}\times\Delta C_t$）と，負債利用度と現金保有の変化額の交差項（$L_t\times\Delta C_t$）を加えた重回帰分析の結果である。まず，$C_{t\text{-}1}\times\Delta C_t$ の係数については，すべてのモデルにおいて有意な結果は得られなかった。これは，企業が既に多額の現金を保有していたとしても，そのような企業の現金保有の積み増しに対して，マーケットはそれを有意に小さく評価しないことを示しており,「フリーキャッシュフロー仮説」や「取引コスト仮説」と整合しない結果である。一方，$L_t\times\Delta C_t$ の係数はすべてのモデルにおいて，少なくとも 5% 水準で有意である。この結果は，負債の利用度が高い企業ほど，現金保有は有意に小さく評価されることを示しており,「富の移転仮説」と整合的な結果である。

表 3 の ΔC_t の係数は，現金保有の水準と負債の利用度が 0 の企業の現金保有に対するマーケットの評価を表わす。つまり，エージェンシー・コスト，富の移転，取引コスト，という 3 つの要因が現金保有の評価に与える影響を除いた場合の現金保有の価値である。ΔC_t の係数は，すべてのモデルにおいて有意に 1 と異ならない。しかしながら，平均的な現金保有の価値を測定すると，モデルⅠ，Ⅱ，Ⅲで，それぞれ 0.729（= 1.106 + 0.084×0.248（$C_{t\text{-}1}$ の平均値）+（-0.762）×0.509（L_t の平均値））, 0.580, 0.549 であり，有意に 1 と異なる[11]。これらの値は，3 つの要因を考慮しない場合に得られた，表 2 の ΔC_t の係数と同様の水準であることが分かる。この結果は，日本企業において現金保有が小さく評価される理由が,「富の移転仮説」によって説明されることを示している。

11　表には掲載していないが，$\gamma_1+\gamma_{10}\times0.248+\gamma_{11}\times0.509=1$ を帰無仮説とした検定を行った結果，すべてのモデルにおいて，p 値は 0.000 であった。

表３　全サンプルを用いた回帰分析の結果（財務特性の違いを考慮）

Independent Variables	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ
ΔC_t	1.106***	0.832***	0.819***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	[0.496]	[0.286]	[0.242]
ΔE_t	1.332***	1.372***	1.373***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ΔNA_t	0.416***	0.402***	0.400***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ΔRD_t	0.647	0.674	0.673
	(0.376)	(0.360)	(0.360)
ΔI_t	−15.290***	−15.624***	−15.539***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ΔD_t	4.293***	4.394***	4.373***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
C_{t-1}	0.395***	0.383***	0.387***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
L_t	−0.354***	−0.361***	−0.359***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
NF_t	−0.616***	−0.582***	−0.578***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$C_{t-1} \times \Delta C_t$	0.084	0.168	0.255
	(0.589)	(0.283)	(0.102)
$L_t \times \Delta C_t$	−0.762***	−0.568**	−0.647**
	(0.003)	(0.027)	(0.012)
Intercept	0.054***	0.061***	0.059***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Observations	8,250	8,250	8,250
Adj R^2	0.272	0.266	0.265

（注）モデルⅠにおいて，ΔC_tは実際の現金保有の変化額である。モデルⅡにおいて，ΔC_tはサンプル企業の実際の現金保有の変化額から，同期間における25分位ポートフォリオの現金保有の変化額の平均値を除いた値である。モデルⅢにおいて，ΔC_tはサンプル企業の実際の現金保有の変化額から，同期間における業種内の現金保有の変化額の平均値を除いた値である。
（　）内は，企業ごとの時系列相関を調整したWhite (1980) の標準誤差を用いて算出したp値であり，[　]内は，同様の方法を用いて，係数が1と有意に異なるかどうかを検証したp値である。***，**，はそれぞれ，1%，5%水準で係数が有意に0と異なることを示す。

⑶　部分サンプルに基づく分析

前節では，全サンプルを用いて，現金保有の水準と負債の利用度に注目し，現金保有に対するマーケットの評価の規定因について考察した。その結果，1 円の現金保有が 1 円よりも小さく評価される原因が，富の移転にあることが示された。一方，現金保有の水準に関しては，その係数は有意ではなく，フリーキャッシュフロー仮説や取引コスト仮説は支持されなかった。本稿が依拠している Faulkender and Wang (2006) においては，表 3 と同様の分析において，負債の利用度とともに現金保有の水準についても有意な結果を得ている。現金保有の水準に関しては，日米において対照的な結果となっており，興味深い相違点である。4 節でも示された通り，日本企業は一般に負債依存度が高いといわれることが多いが，全サンプルを用いた検証結果はこのような事実を反映しているのかもしれない。

しかしながら，フリーキャッシュフロー仮説や取引コスト仮説も有力な議論であるため，これらの要因がマーケットの評価に影響していないのかどうかについて，より詳しく検証する必要があると考えられる。そのため，現金保有の評価に際して，これらの要因がより顕著に表われると考えられる部分サンプルを用いて，それらのグループ間で現金保有の価値が異なるかどうかについての検証を行った。

そのために注目したのは，企業の総資産時価簿価比率（(株式時価総額＋負債簿価）／総資産簿価）である。一般に,時価簿価比率は,その企業が直面する投資機会の代理変数とされることが多い。つまり，時価簿価比率が高い企業は，将来有望な投資案を有することが期待されている企業であり，逆は，そうでない企業であると考えられる。また，債務不履行の可能性や現在の現金保有の状況に関しては，インタレスト・カバレッジ（(C_{t-1}+E_t）／I_t）に注目した。インタレスト・カバレッジが低い場合は，現在の現金保有が潤沢ではなく，債務不履行のリスクが高い企業であり，逆は，現在，その債務に対して，十分な現金保有が行われている企業であると考えられる。この 2 つの指標に基づいて，それぞれを 4 分位に，すなわち，全サンプルを 16 分位に分割し，以下の 3 つのグループに注目して分析を行った[12]。

1 つ目のグループは，時価簿価比率とインタレスト・カバレッジが最も低いグループである。このグ

表４　実際の現金保有の変化額を用いた場合の部分サンプルの結果

Independent Variables	T	A	F
ΔC_t	0.502***	1.064**	0.527***
	(0.001)	(0.019)	(0.000)
	[0.001]	[0.886]	[0.000]
ΔE_t	0.600***	1.257**	0.857***
	(0.004)	(0.035)	(0.000)
ΔNA_t	0.180***	0.362*	0.250***
	(0.000)	(0.084)	(0.000)
ΔRD_t	−2.880	−2.019	−2.478
	(0.163)	(0.749)	(0.292)
ΔI_t	−3.836	−20.654***	−11.178
	(0.0148)	(0.005)	(0.500)
ΔD_t	9.169***	13.488**	−4.142
	(0.000)	(0.021)	(0.150)
C_{t-1}	0.507***	1.017***	0.445***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
L_t	−0.743***	−0.429*	−0.183**
	(0.000)	(0.055)	(0.032)
NF_t	−0.303***	−1.067***	−0.418*
	(0.001)	(0.001)	(0.070)
Intercept	0.260**	0.204*	−0.179***
	(0.029)	(0.084)	(0.000)
Observations	283	316	596
Adj R^2	0.362	0.258	0.242

（注）Tは株主から債権者への富の移転が最も顕在化すると想定されるグループ，Aは取引コストが最も大きいと想定されるグループ，Fはエージェンシー・コストが最も大きいと想定されるグループである。
（　　）内は，企業ごとの時系列相関を調整したWhite (1980) の標準誤差を用いて算出したp値であり，[　　]内は，同様の方法を用いて，係数が1と有意に異なるかどうかを検証したp値である。
***，**，*，はそれぞれ，1%，5%，10%水準で有意であることを示す。

ループに属する企業は，有益な投資機会が乏しいにもかかわらず，利子支払いの負担が大きい企業であり，株主から債権者への富の移転が最も顕在化すると想定されるグループである（グループ T）。2 つ目のグループは，時価簿価比率が最も高く，インタレスト・カバレッジが最も低いグループである。このグループに属する企業は，有益な投資機会を有する一方，現金が乏しく，将来の資金調達の可能性が大きいため，取引コストが最も大きいと想定されるグループである（グループ A）。3 つ目のグループは，時価簿価比率が最も低く，インタレスト・カバレッジが最も高いグループである。このグループに属する企業は，有益な投資機会が乏しい一方で豊富な現金を保有しており，エージェンシー・コストが最も大きいと想定されるグループである（グループ F）。

表 4 は，部分サンプルを用いた分析の結果である [13]。表 4 は，現金保有の予想されない変化として，表 2 のモデル I に該当する，実際の現金保有の変化を用いた場合の結果である。また，表中の T，A，F は，上述の各グループを示している。まず，富の移転仮説が先鋭化しやすいと考えられる，グループ T において，ΔC_t の係数は，0.502 である。この値は，有意に 1 と異なる。この結果は，株主から債権者への富の移転によって，現金保有は小さく評価されるという予想と整合するものであり，全サンプルを用いた分析結果とも整合するものである。

続いて，グループ A については，ΔC_t の係数は 1 を上回っており，他のグループに比べて明らかに高い値を示している。そして，このグループにおいてのみ，この値は 1 と有意に異ならない。このグループは，取引コストが最も大きく，取引コスト仮説に従えば，現金保有の価値が最も高く評価されると想定されるグループである。この結果は，取引コストの負担を回避可能にする現金保有が，マーケットから評価されていることを示しており，取引コストが最も大きい状況においては，マーケットはそれを現金保有の評価に入れるということを示している。

最後に，グループ F については，現金保有 1 円の価値は 0.527 円であり，有意に 1 と異なる。このグループは，現在の資金繰りが緩やかであり，現金を積み増したことに対して「フリーキャッシュフロー仮説」が想定する状況にあるグループである。このグループにおいて，ΔC_t の係数が 1 より小さいという結果は，この種の企業による現金保有の積み増しに対してマーケットはフリーキャッシュフロー仮説に基づいて現金保有の評価を行っていることを示すものである。

なお，表 5 は，ロバスト・テストとして，予想されない現金保有の変化を測定するため，ΔC_t を求めるにあたって，実際の現金保有の変化からサンプル企業が属する 25 分位ポートフォリオの現金保有の

12 Faulkender and Wang(2006) は，資金調達の制約の大きさを取引コストの大きさと考え，それが現金の価値に与える影響を検証するため，時価簿価比率の業種平均値を用いて，サンプルを分類している。個別企業の時価簿価比率を採用する場合，その値には資金調達の制約の影響が含まれている可能性があるからである。しかしながら，本研究の目的は，現金の評価に影響を与える要因を明らかにすることであるため，業種平均値ではなく個別企業の時価簿価比率を採用する。なお，業種平均値を用いてサンプルを分類した場合も，同様の結果が得られた。

13 本節の分析では，3 つの要因を，交差項ではなく部分サンプルで把握するため，説明変数から交差項を除いている。

表5　25分位ポートフォリオに対する予想されない現金保有の変化を用いた場合の部分サンプルの結果

Independent Variables	T	A	F
ΔC_t	0.478***	0.946**	0.492***
	(0.004)	(0.039)	(0.000)
	[0.002]	[0.905]	[0.000]
ΔE_t	0.610***	1.338**	0.858***
	(0.003)	(0.020)	(0.000)
ΔNA_t	0.172***	0.350*	0.239***
	(0.000)	(0.095)	(0.000)
ΔRD_t	−2.763	−2.040	−2.590
	(0.181)	(0.749)	(0.277)
ΔI_t	−3.758	−20.672***	−12.022
	(0.152)	(0.005)	(0.467)
ΔD_t	9.111***	13.871**	−4.026
	(0.000)	(0.017)	(0.160)
C_{t-1}	0.497***	1.006***	0.436***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
L_t	−0.750***	−0.445**	−0.195**
	(0.000)	(0.045)	(0.023)
NF_t	−0.289***	−1.043***	−0.391*
	(0.002)	(0.001)	(0.091)
Intercept	0.262**	0.218*	−0.174***
	(0.029)	(0.063)	(0.000)
Observations	283	316	596
Adj R^2	0.358	0.256	0.238

（注）Tは株主から債権者への富の移転が最も顕在化すると想定されるグループ，Aは取引コストが最も大きいと想定されるグループ，Fはエージェンシー・コストが最も大きいと想定されるグループである。
（　）内は，企業ごとの時系列相関を調整したWhite (1980) の標準誤差を用いて算出したp値であり，[　]内は，同様の方法を用いて，係数が1と有意に異なるかどうかを検証したp値である。
***，**，*，はそれぞれ，1%，5%，10%水準で有意であることを示す。

変化の平均値を引いた値を採用した場合の結果である[14]。表5は表4と同様の結果を示している。グループAのΔC_tの係数は，0.940であり，有意に1と異ならない。一方，グループT，Fにおいては，それぞれ0.598，0.696であり，有意に1と異なっており，表4と同様の結果となっている。

6　結びに代えて

本稿では，Faulkender and Wang (2006) と同様の分析方法を用いて，日本企業における現金保有に対するマーケットの評価について分析を行った。最後に，本稿の結果とその含意について要約する。

14　予想される現金保有の変化として，業種内の現金保有の変化の平均値を用いた場合，グループAにおいて係数はわずかに低下するが，有意に1と異ならないという結果が得られた。

まず，現金保有の変化と超過リターンの関係を考察することにより，企業が現金保有を 1 円増加させたことに対して，マーケットはそれを 0.55 円から 0.68 円と，1 円よりも有意に小さくしか評価しないことが明らかになった。つまり，企業が保有する 1 円の現金を，マーケットはそれ以下にしか評価しないということである。これらの結果は，何らかの市場の不完全性が存在することを示している。

続いて, フリーキャッシュフロー仮説, 富の移転仮説, 取引コスト仮説を念頭に, 現金保有に対するマーケットの評価の規定因についての検証を行った。まず，全サンプルを対象として，現金保有の水準と負債利用の程度が，超過リターンに与える影響を明らかにするため，$L_t \times \Delta C_t$ と $C_{t\text{-}1} \times \Delta C_t$ の交差項を説明変数に加えた重回帰分析を行った。分析の結果，$C_{t\text{-}1} \times \Delta C_t$ の係数は有意な値を示さないが，$L_t \times \Delta C_t$ の係数については，有意に負の値を示すことが明らかになった。

以上の分析結果は，上述の仮説のうち，現金保有の価値に影響を与えるのは富の移転仮説だけであることを示しており，残りの 2 つの仮説については成立しない可能性を示唆している。ただし，この結果は，全サンプルを用いた全般的な傾向に基づくものである。例えば，負債を利用していない，もしくは，極端に負債の利用度が少ない企業においては，富の移転仮説は成立しえず，企業が直面している状況によっては，他の仮説に基づいて現金保有の評価が行われている可能性も存在する。このことを明らかにするため，時価簿価比率とインタレスト・カバレッジに注目し，部分サンプルに基づく分析を行った。まず，時価簿価比率とインタレスト・カバレッジが最も低い，最も富の移転が生じやすいと想定されるグループ T において，ΔC_t の係数は有意に 1 より小さいことが明らかになった。この結果は，全サンプルを用いた分析と整合的な結果である。また，時価簿価比率が最も低く，インタレスト・カバレッジが最も高い，最もエージェンシー・コストが大きいと想定されるグループ F においても，ΔC_t の係数は有意に 1 より小さいことが明らかになった。この結果は，フリーキャッシュフロー仮説と整合するものである。さらに興味深いのは，時価簿価比率が高く，インタレスト・カバレッジが低い，最も取引コストが高くなると想定されるグループ A においては，ΔC_t の係数は 1 とは有意に異ならず，小さく評価されていないということである。この結果は，他のグループや全サンプルの結果と対照的である。部分サンプルを用いた分析の結果，エージェンシー・コストと取引コストについては，その影響が顕著な場合に，マーケットはそれらを現金保有の評価に織り込むことを示している。したがって，このような状況においては，マーケットはフリーキャッシュフロー仮説と取引コスト仮説に基づいて現金保有を評価していると考えられる。本稿では，日本企業の現金保有に対するマーケットの評価を検証することにより，現金保有の価値が富の移転仮説に基づいて評価されていること，フリーキャッシュフロー仮説と取引コスト仮説については，エージェンシー・コストと取引コストが顕著な場合に，マーケットはそれらの仮説に基づいて現金保有を評価していることを明らかにした。

【参考文献】

[1] Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach (2004), “The cash flow sensitivity of cash,” *Journal of Finance* 59 (4), 1777-1804.

[2] Bates, T. W., K. M. Kahle, and R. M. Stulz (2009), “Why do U.S. firms hold so much more cash than they used to?,” *Journal of Finance* 64 (5), 1985-2021.

[3] Dittmar, A., and J. Mahrt-Smith (2007), “Corporate governance and the value of cash holdings,” *Journal of Financial Economics* 83 (3), 599-634.

[4] Dittmar, A. (2008), "Corporate cash policy and how to manage it with stock repurchases," *Journal of Applied Corporate Finance* 20 (3), 22-34.

[5] Dittmar, A., Mahrt-Smith, J., and H. Servaes (2003), "International corporate governanceand corporate cash holdings," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38 (1), 111-133.

[6] Fama, E., and K. R. French (1998), "Taxes, Financing Decisions, and Firm Value," *Journal of Finance* 53 (3), 819-843.

[7] Faulkeder, M., and R. Wang (2006), " Corporate financial policy and the value of Cash," *Journal of Finance* 61 (4), 1957-1990.

[8] Jensen, M. C. (1986), "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers," *American Economic Review*, 76 (2), 323-329.

[9] Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976)," Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.

[10] Kaplan, S., and L. Zingales (1997), "Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?," *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169-215.

[11] Myers, S. and N. Majluf (1984), "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have," *Journal of Financial Economics* 13 187-221.

[12] Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., and R. Williamson (1999) " The determinants and implications of corporate cash holdings," *Journal of Financial Economics* 52, 3-46.

[13] Petersen, M. A. (2009) "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches." *Review of Financial Studies*, 22 (1), 435-480.

[14] Pinkowitz, L., and R. Williamson (2004), "What is a dollar worth? The market value of cash holdings," Working paper, Georgetown University.

[15] Pinkowit, L., Stulz, R., and R. Williamson (2006), "Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? A cross-country analysis," *Journal of Finance* 61 (6), 2725-2751.

[16] White, H. (1980), "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroscedasticity," *Econometrica* 48 (4), 817-838.

[17] 久保田敬一, 竹原均 (2007),「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」『現代ファイナンス』, No.22,3-23.

[18] 福田司文 (2011),「企業の現金保有と企業価値の関係について」『流通科学大学論集－流通・経営編－』, Vol24,No.1,21-41.