

KONAN UNIVERSITY

現金の価値とペイアウト

著者	山口 聖
雑誌名	甲南経営研究
巻	58
号	2
ページ	63-80
発行年	2017-09-30
URL	http://doi.org/10.14990/00002898

現金の価値とペイアウト*

山 口 聖

1. はじめに

Opler, Pinkowitz, Stulz, and Williamson (1999) が現金保有についての分析を行い、企業特性が現金保有に与える影響を明らかにして以降、近年において、企業の現金保有に関する研究が盛んに報告されている。コーポレート・ガバナンスが現金の保有水準に与える影響の分析や、コーポレート・ガバナンスによって現金の価値が異なるかどうかを明らかにする分析などである。⁽¹⁾

筆者が知る限り、企業が保有する現金が、マーケットにおいていくらの価値を有すると評価されるのかを分析した最初の研究は、Pinkowitz and Williamson (2004) である。彼らは、成長機会が現金の価値に与える影響を検証した結果、成長機会が多いほど、そして新たな投資機会出現の予測が困難なほど、現金の価値は高く評価されることを明らかにしている。⁽²⁾

* 本稿の作成に当たり、砂川伸幸先生（京都大学）、内田交謹先生（九州大学）、山田和郎先生（長崎大学）、九州ファイナンス研究会参加者の方々から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。

本研究はJSPS 科研費26780208の助成を受けたものです。

(1) 前者については、Dittmar, Mahrt-Smith, and Servaes (2003), Chen, Chen, Schipper, Xu, and Xue (2012), 後者については、Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2006), Dittmar and Mahrt-Smith (2007) 等がある。Kalcheva and Lins (2007), Harford, Mansi, and Maxwell (2008) は、ガバナンスが現金保有の水準に与える影響と、総資産時価簿価比率に与える影響の検証を通じて、ガバナンスが現金の価値に与える影響を分析している。

(2) 保有現金を用いて投資機会を実施することが可能となり、外部資金調達に伴っ

現金の価値とペイアウト（山口聖）

Faulkender and Wang (2006) は、企業の財務政策が限界的な現金の価値に与える影響を明らかにしている。彼らは、企業が1ドルの現金を積み増した時に、それがどのように使用されそうなのか、その可能性によって限界的な現金の価値は異なるという仮説を提示し、彼らが考案した現金評価モデルを用いて検証した。彼らが考察したのは、積み増した現金が、(a) ペイアウトによって株主に還元されそうな状況、(b) 新規プロジェクトを実施するために使用されそうな状況、(c) 負債の支払いに使用されそうな状況、である。

(a) の状況は、企業が多額の現金を保有している状況であると考えられる。この状況では、企業が1ドルの現金を積み増した場合、その1ドルは1ドルよりも低く評価されると推測される。企業が積み増した1ドルの現金を配当で分配する場合、株主が受け取れる金額は、配当に課せられる税金の分だけ少なくなるからである。加えて、マーケットが経営者による現金の浪費を予想する場合、積み増した1ドルの現金は、いっそう低く評価されると考えられる。(b) の状況は、企業が現金をあまり保有していない状況であると考えられる。この状況では、企業が1ドルの現金を積み増した場合、その1ドルは1ドルよりも高く評価されると推測される。現金が不足しており、調達しなければならぬ状況において、企業は積み増した1ドルの現金の分だけ調達額を削減することが可能となる。したがって、マーケットでの資金調達に伴って生じる取引費用（調達額とともに増加する部分）を節約することができるからである⁽³⁾。(c) の状況は、企業が多額の負債を利用している状況

て生じるコストのために、プラスのNPVを持つ投資プロジェクトが実施されない可能性を回避することが出来るからである。また、投資機会出現の予測が困難なほど、その実施を可能にする現金保有は、高く評価されることになる。

(3) Faulkender and Wang (2006) では、成長機会が現金の価値に与える影響を明示的に考慮していない。しかしながら、成長機会を豊富に有する企業は、(b) の状況に該当することになり、資金調達に伴って生じる取引費用の節約を通じて、このような企業の現金は高く評価されることになる。

であると考えられる。この状況では、企業が1ドルの現金を積み増した場合、その1ドルは1ドルよりも低く評価されると推測される。現金が負債の利払いに使用されそうな債務不履行のリスクが高い企業が現金を積み増した場合、債務不履行の可能性を低下させるため、負債の価値が上昇する。つまり、積み増した1ドルの現金が負債の価値を増加させるために使用され、株主にとっての1ドルの価値は、その分だけ低下することになるからである。

本稿では、企業が配当や自社株買いを通じて現金をペイアウトする際、マーケットは限界的な現金の価値を考慮しているのかどうかを検証する。上述の(a), (b), (c)から明らかなおと、限界的な現金の価値が相対的に低く評価されるのは、企業が株主にとって望ましくない状況におかれる場合である。ペイアウトが株主に対する現金の還元であることを考慮すると、マーケットが現金の価値を考慮している場合、限界的な現金の価値が相対的に低く評価されている企業によるペイアウトを高く評価すると考えられる。

Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2006) や Kalcheva and Lins (2007) は、投資家保護が弱い国において、現金の価値が低く評価され、このような国の企業の配当支払いに対して、マーケットは高く評価することを明らかにしている。本稿では、Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルを用いて、サンプルを、限界的な現金の価値が高く評価されているグループと低く評価されているグループに分類し、両グループについて、Pinkowitz and Williamson (2004) の現金評価モデルを推定することで、現金の価値とペイアウトの関係について検証する。筆者が知る限り、Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルを用いて限界的な現金の価値を推定し、ペイアウトに対するマーケットの評価が、現金の価値で異なるかどうかを検証した研究は存在しない。本稿における分析の結果は、マーケットは、Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルによって、限界的な現金の価値が低く評価されているグループ（負債比率が高く、多額の現金を保有するグループ）

現金の価値とペイアウト（山口聖）

による配当支払いを高く評価することを示している。さらに、本稿では、現金の価値と自社株買いの関係についても検証した結果、配当と同様、限界的な現金の価値が低い企業による自社株買いに対して、マーケットはそれを高く評価することが明らかになった。また、限界的な現金の価値が高い企業が自社株買いを実施しても、企業価値を高めることはできないことも明らかになった。本稿で得られた結果は、マーケットは企業のペイアウトを評価する際、限界的な現金の価値を考慮していることを示している。この結果は、限界的な現金が低く評価されている企業はペイアウトを実施するべきであることを示しており、企業はペイアウトに際して、現金の価値を考慮する必要性があることを示している。本稿の結果は、現金の価値とペイアウトの関係を調べた研究に対する新たな実証結果として貢献するものと考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルを用いて限界的な現金の価値を推定する。第3節では、Pinkowitz and Williamson (2004) の現金評価モデルを用いて現金の価値と配当、そして現金の価値と自社株買いの関係を検証する。第4節は、本稿のまとめである。

2. 現金の価値

本研究では、まず Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルを用いて、限界的な現金の価値を測定する。Faulkender and Wang (2006) のモデルは次式である。

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

ここで、 Δ は対前年に対する変化 ($t-1$ から t への変化) を表す。 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), 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。 L を除く変数は、 M (時価総額 (株価×発行済み株式数)) によって、 L については、資産総額で基準化している。 r は、期首から期末までの年次リターンであり、 R^B は規模と B/M (自己資本簿価時価比率) に基づく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したベンチマーク・リターンである。⁽⁴⁾ 本研究では、年度と業種による影響を調整するため、(1)式に年度ダミーと業種ダミーを加えた回帰モデルを推定する。

分析の対象は、東証33業種分類に基づく、電気・ガス、銀行、証券・商品先物取引、保険、その他金融業を除く、東証1部上場企業であり、分析で用いた財務データは、2001年1月から2013年12月までのものである。これらのデータについては、NEEDS Financial QUEST 財務 (短信・有報) データベースから取得した。⁽⁵⁾

図表1は、(1)式における変数の記述統計である。異常値の影響を回避するため、全ての変数について、各年ごとに上下0.5%を削除した結果、サンプル数は14,780の firm-year である。サンプルの特徴を見ると、企業には年間約3.8%の超過リターンが生じており、時価総額に比べて、30%程度の現

(4) 規模と B/M に基づく25分位ポートフォリオの構築方法とベンチマーク・リターンの測定方法については、山口・馬場 (2012) を参照。

(5) データは連結優先 (日本基準) で取得したものである。したがって、連結決算の値が利用できない場合、単独決算の値を利用することになる。

図表 1 記述統計量

Variables	Mean	1 st Quartile	Median	3 rd Quartile	SD
$r_t - R_t$	0.0382	-0.1959	-0.0167	0.2018	0.3885
ΔC_t	0.0056	-0.0317	0.0030	0.0424	0.1038
C_{t-1}	0.2963	0.1197	0.2166	0.3810	0.2698
ΔE_t	0.0048	-0.0208	0.0052	0.0293	0.0841
ΔNA_t	0.0039	-0.0801	0.0205	0.1131	0.2865
ΔRD_t	0.0001	-0.0006	0.0000	0.0014	0.0079
ΔI_t	-0.0009	-0.0015	-0.0002	0.0003	0.0039
ΔD_t	0.0007	0.0000	0.0000	0.0023	0.0067
L_t	0.5138	0.3522	0.5305	0.6813	0.2088
NF_t	-0.0080	-0.0566	0.0049	0.0548	0.1836

（出所）筆者作成（以下の図表すべて同じ）

図表 2 Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデル

ΔC_t	ΔE_t	ΔNA_t	ΔRD_t	ΔI_t	ΔD_t	C_{t-1}
0.7256***	0.8091***	0.1916***	-1.6229***	-6.9628***	5.1838***	0.3197***
(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
L_t	NF_t	$C_{t-1} \times \Delta C_t$	$L_t \times \Delta C_t$	Intercept	Adj R ²	Observations
-0.3316***	0.1970***	-0.0109	-0.4569***	0.1963***	0.363	14,780
(0.000)	(0.000)	(0.892)	(0.042)	(0.000)		

（図表注）括弧内は p 値。は***, **, はそれぞれ, 1%, 5%水準で有意であることを示す。

金を保有している。また、51%もの負債を利用していることが分かる。

図表 2 は、(1)式を推定した結果である。⁽⁶⁾ 標準誤差については、不均一分散と企業毎の相関を調整している。Faulkender and Wang (2006) は、上述の

(6) (1)式において、VIFが最も高い値を示したのは、 ΔC_t と $L_t \times \Delta C_t$ で、それぞれ15.21と12.70である。この結果は、変数間に強い相関が存在することを示唆するが、図表 2 から明らかとなっており、両者の係数は有意な値を示しており、推定において、多重共線性が問題にならないことを示している。また、 $C_{t-1} \times \Delta C_t$ については、VIFは3.76であり、他の説明変数との間に強い相関はなさそうである。

(a) の状況は企業が多額の現金を保有する状況, (b) の状況は現金をあまり保有しない状況に該当するという推測に基づき, 現金保有の水準で (a) と (b) の状況をとらえている。したがって, 彼らの仮説に従えば, 保有現金が高い(低い)企業の限界的な現金は低く(高く)評価されることになるため, γ_{10} は有意な負の値を示すことになる。また, 彼らは, (c) の状況は負債水準が高い状況に該当すると推測し, 負債水準の高さで (c) の状況をとらえている。よって, 彼らの仮説に従えば, γ_{11} は有意な負の値を示すことになる。

図表2の結果を見ると, γ_{10} は有意ではなく, γ_{11} は5%水準で有意に負である。日本企業においては, 負債の水準が高いほど, 現金の価値は低く評価されるようである。本研究では, (1)式の推定結果を用いて, 現金の価値を推定する。(1)式から, 企業*i*の*t*期の現金の価値は, $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_{10} \times \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \hat{\gamma}_{11} \times L_{i,t}$ である。推定された係数を用いて現金の価値の平均値を計算した結果, マーケットは企業が保有する1円の現金を, 平均して0.49円と評価していることが明らかになった。

図表3 各年ごとの現金保有水準と現金の価値

Year	2001	2002	2003	2004	2005	2006
C_{t-1}	0.3456	0.3033	0.3378	0.3600	0.2428	0.2086
現金の価値	0.0705	0.1806	0.3025	0.4859	0.4002	0.5099
Observations	882	922	949	1,039	1,133	1,202
Adj R ²	0.2748	0.1807	0.2990	0.3965	0.1851	0.3006
2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
0.1601	0.1869	0.2778	0.4193	0.3423	0.3572	0.3494
0.5779	0.1062	0.4210	0.3845	0.3477	0.1857	0.4599
1,241	1,294	1,295	1,270	1,233	1,235	1,085
0.3197	0.2884	0.2840	0.2840	0.2762	0.3255	0.3349

現金の価値とペイアウト（山口聖）

図表 3 は、各年ごとの C_{t-1} と限界的な現金の価値である。各年ごとの限界的な現金の価値は、(1)式に業種ダミーを加えた回帰モデルを、各年ごとに推定することによって得た値である。図表 3 から、企業の現金保有は2005年以降低下し始め、2007年と2008年では20%を下回っている。2009年以降は、企業は現金保有を増やしているようである。限界的な現金の価値については、2001年の0.07円から2007年の0.58円まで、年ごとに大きく変化していることが分かる。⁽⁷⁾

上述の通り、Faulkender and Wang (2006) によれば、既に保有現金の水準が高い企業は、フリー・キャッシュフロー問題によって、配当に対する課税額以上に現金の価値は低く評価されることになる。また、負債水準が高い企業では、現金の積み増しが債務不履行の可能性を低下させ、負債の価値を増加させることになるため、株主にとっての現金の価値は、その分だけ低下することになる。したがって、このような理由で現金の価値が低く評価されている企業がペイアウトを実施した場合、マーケットはそれを高く評価すると推測される。株主に現金を還元することにより、積み増した現金が、経営者によって無駄遣いされたり、負債の価値の増加に使われてしまうことを阻止することが可能となるからである。⁽⁸⁾

Pinkowitz and Williamson (2004) は、Faulkender and Wang (2006) とは異なる現金評価モデルを用いて、成長機会、株主と債権者の利害対立、そして資金調達への制約が、限界的な現金の価値に与える影響を検証している。

(7) 図表 3 が示す通り、2001年の現金の価値は、他の年に比べて平均的に低く評価されている。また、2002年と2005年の自由度調整済みの決定係数は相対的に低い値を示している。本研究では、現金の価値の推定結果の信頼性の観点から、サンプルから2001年を除いた場合、また2002年と2005年を除いた場合について検証を行った結果、全サンプルを用いた後述の実証結果と同様の結果が得られることを確認した。

(8) 全サンプルを用いた図表 2 の結果によれば、 $\hat{\rho}_{10}$ は有意ではないが、各年ごとに現金の価値を推定した場合、有意な負の値を示した年も存在する。

Pinkowitz and Williamson (2004) の現金評価モデルは次式である。

$$\begin{aligned}
 V_{i,t} = & \alpha + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 \Delta E_{i,t} + \beta_3 \Delta E_{i,t+1} + \beta_4 \Delta NA_{i,t} + \beta_5 \Delta NA_{i,t+1} \\
 & + \beta_6 RD_{i,t} + \beta_7 \Delta RD_{i,t} + \beta_8 \Delta RD_{i,t+1} + \beta_9 I_{i,t} + \beta_{10} \Delta I_{i,t} + \beta_{11} \Delta I_{i,t+1} \\
 & + \beta_{12} D_{i,t} + \beta_{13} \Delta D_{i,t} + \beta_{14} \Delta D_{i,t+1} + \beta_{15} \Delta V_{i,t+1} + \beta_{16} \Delta C_{i,t} + \beta_{17} \Delta C_{i,t+1} \\
 & + \epsilon_{i,t} \qquad (2),
 \end{aligned}$$

ここで、 $\Delta X_{i,t}$ は変数 X について、 $t-1$ 期から t 期への変化、 $\Delta X_{i,t+1}$ は t 期から $t+1$ 期への変化であり、 $V_{i,t}$ は、負債に時価総額を加えた値、その他の変数は(1)式と同様である。全ての変数は t 期の総資産で基準化している。⁽⁹⁾⁽¹⁰⁾ 本研究では、年度と業種による影響を調整するため、(2)式に年度ダミーと業種ダミーを加えた回帰モデルを推定する。

(2)式は、Fama and French (1998) において、配当と負債の利子支払いに対する課税が、企業価値に与える影響を検証するために用いられた回帰モデルに基づいている。 E 、 A (本稿の場合は NA) はそれぞれ、企業のキャッシュフローに影響する収益性と投資の代理変数であり、 RD は研究開発投資が費用計上されることによって生じる総資産簿価の過小申告を調整するための変数である。⁽¹¹⁾ Fama and French (1998) は、キャッシュフローに影響を与える変数を調整することにより、配当 (D) と利子支払い (I) が企業価値に与える影響を明らかにしている。

$\Delta V_{i,t+1}$ を除く説明変数のリード変数 (t 期から $t+1$ 期までの変化) は、 t 時点で予想されたキャッシュフローの成長率と、配当と利子支払いの増加率

(9) Pinkowitz and Williamson (2004) は、変数として2期間の変化を用いている。しかしながら、同様の方法を用いた場合、サンプル数が少なくなるため、本稿では Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2006) に従い、1期間の変化を変数として用いる。

(10) Pinkowitz and Williamson (2004) では、 ΔX_t ではなく dX_t を用いている。本稿では(1)式との整合性を考慮し、 ΔX_t を用いた。

(11) Fama and French (1998) は、 A と RD を調整することで、 E だけでは調整できない収益性をとらえることができるとしている。

現金の価値とペイアウト（山口聖）

を調整するための変数である。被説明変数の $V_{i,t}$ に影響するのは、 t 時点で予想された成長率であるが、各々のリード変数には t 時点では予想されなかった成長率も含まれるため、説明変数を正確に測定することができず、測定誤差（measurement error）による問題が生じ、一致推定量を得ることができない。 $\Delta V_{i,t+1}$ は、この問題を克服するための変数である。⁽¹²⁾

Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2006) は、各国のデータを用いて、投資家保護の強さでサンプルを分類し、(2)式を推定した結果、投資家保護が強いグループの β_{16} が、投資家保護が弱いグループの β_{16} を有意に上回ることを示し、投資家保護が弱い国において、限界的な現金の価値は低く評価されることを報告している。彼らはまた、投資家保護が弱いグループの β_{12} が強いグループの β_{12} よりも有意に高いことを発見し、投資家保護が弱く、限界的な現金の価値が低い国の企業の配当支払いに対して、マーケットは高く評価することを明らかにしている。したがって、本研究では Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2006) に従い、(2)式に依拠して、限界的な現金の価値が高いグループと低いグループで、配当の価値が異なるかどうかを分析する。⁽¹³⁾ また、両グループで、自社株買いの価値が異なるかどうかについても明らかにする。⁽¹⁴⁾

まず、(1)式に基づいて推定された限界的な現金の価値が、適切に評価さ

(12) Kothari and Shanken (1992) では、変数が適切に選択される場合、この方法による推定結果が、この変数を操作変数として用いた二段階最小二乗法と同様の結果となることを示している。

(13) 加えて、(2)式からは、個別企業の現金の価値を推定することは不可能であるため、本研究では、(1)式を用いて現金の価値を推定する。

(14) 自社株買い実施額は、当該年度に行われた実施額を合計することにより算出した。自社株買い実施額については、金融データソリューションズ株式会社が提供する個別銘柄ファイナンス情報から取得した。サンプル企業が行った自社株買いの中で、データベースから取得できるのは、2004年3月26日以降に行われた自社株買いである。したがって、図表4では、配当の列に比べ、自社株買いの列において、サンプル数が少なくなっている。

れているのかどうかを明らかにする。(1)式から推定された限界的な現金の価値が適切に評価されている場合、(1)式から現金の価値が高いと評価された企業は、(2)式においても価値が高いと評価されるはずである。したがって、現金の価値が高いグループの β_{16} は、低いグループの β_{16} を有意に上回ると予想される。

図表4は、サンプルを、限界的な現金の価値が高いグループと低いグループに分類し、(2)式を推定した結果である。図表3より、現金の価値は年ごとのばらつきが大きいいため、各年ごとに現金の価値を推定し、その平均値を用いてサンプルを分類した⁽¹⁵⁾。図表4の配当の列は、(2)式を推定した結果、自社株買いの列は、現金の価値と自社株買いの関係を明らかにするために、(2)式に $R_{i,t}$ (自社株買い実施額を総資産で基準化した値)、 $\Delta R_{i,t}$ 、 $\Delta R_{i,t+1}$ 、⁽¹⁶⁾⁽¹⁷⁾を加えた回帰モデルを推定した結果である。

図表4では、異常値の影響を回避するため、 $RD_{i,t}$ と $R_{i,t}$ を除く全ての変数について、各年ごとに上下0.5%を削除している。 $RD_{i,t}$ と $R_{i,t}$ については、すべての年において、下限が0であるため、各年ごとに上側0.5%を削除した。標準誤差については、不均一分散と企業毎の相関を調整している。

限界的な現金の価値を測定する ΔC_t の係数(β_{16})に注目すると、いずれの回帰モデルにおいても、Faulkender and Wang (2006)の現金評価モデルによって、限界的な現金の価値が高いと判断されたグループ(負債比率が高く、多額の現金を保有する企業グループ)の現金の価値は、それが低いと判断さ

(15) 各年ごとの中央値を用いた場合も同様の結果が得られた。

(16) (2)式の $D_{i,t}$ 、 $\Delta D_{i,t}$ 、 $\Delta D_{i,t+1}$ を $R_{i,t}$ 、 $\Delta R_{i,t}$ 、 $\Delta R_{i,t+1}$ に変更した場合も同様の結果が得られた。

(17) 図表4の回帰モデルにおいて、VIFが最も高い値を示したのは、1列目(現金の価値が低いグループについて、現金の価値と配当の関係を検証したモデル)の6.94である。したがって、図表4の結果は多重共線性によってもたらされたわけではなさそうである。

現金の価値とペイアウト（山口聖）

図表4 (2)式の推定結果

	Dividend		Share Repurchase	
	Low	High	Low	High
E_t	1.9800*** (0.000)	3.7686*** (0.000)	1.2951*** (0.000)	2.9879*** (0.000)
ΔE_t	-0.0830 (0.584)	-0.0298 (0.879)	0.3756** (0.017)	-0.4162** (0.049)
ΔE_{t+1}	1.4328*** (0.000)	2.4893*** (0.000)	0.8592*** (0.000)	2.5756*** (0.000)
ΔNA_t	0.3130*** (0.000)	0.5471*** (0.000)	0.3102*** (0.000)	0.4212*** (0.000)
ΔNA_{t+1}	0.5116*** (0.000)	0.7484*** (0.000)	0.2567*** (0.000)	0.7222*** (0.000)
RD_t	0.9507*** (0.006)	1.0707** (0.050)	0.9929*** (0.008)	1.1602** (0.048)
ΔRD_t	3.3563** (0.015)	1.6901 (0.214)	1.4115 (0.353)	1.2632 (0.390)
ΔRD_{t+1}	2.0874* (0.081)	2.6435* (0.056)	2.9370** (0.045)	2.5073* (0.086)
I_t	15.2553*** (0.000)	15.0136*** (0.000)	19.0214*** (0.000)	20.7672*** (0.000)
ΔI_t	-11.3219*** (0.000)	-2.1681 (0.696)	-10.8401*** (0.000)	-3.5911 (0.591)
ΔI_{t+1}	-1.0266 (0.709)	1.2738 (0.842)	0.9872 (0.737)	3.5318 (0.669)
D_t	12.1704*** (0.000)	8.6460*** (0.000)	10.8798*** (0.000)	8.0100*** (0.000)
p -value of Difference	[0.038]		[0.090]	
ΔD_t	2.1813 (0.388)	2.5591* (0.097)	-0.6717 (0.788)	3.0903 (0.119)
ΔD_{t+1}	-0.0765 (0.173)	-0.1606 (0.207)	-0.0831* (0.082)	-0.2382 (0.258)
R_t			2.5135*** (0.004)	-0.0896 (0.896)
p -value of Difference			[0.009]	
ΔR_t			-2.1511 (0.360)	3.7100* (0.065)
ΔR_{t+1}			1.3977 (0.557)	3.9490 (0.146)
ΔV_{t+1}	-0.3832*** (0.000)	-0.4769*** (0.000)	-0.1030 (0.132)	-0.5669*** (0.000)
ΔC_t	0.3432*** (0.000)	0.7209*** (0.000)	0.2760** (0.020)	0.6667*** (0.000)
p -value of Difference	[0.016]		[0.033]	
ΔC_{t+1}	0.7082*** (0.000)	0.7852*** (0.000)	0.2960** (0.035)	0.6945*** (0.000)
Intercept	0.6750*** (0.000)	0.7881*** (0.000)	0.5691*** (0.000)	1.0356*** (0.000)
Adj R ²	0.4916	0.5806	0.5042	0.6206
Observations	5,734	6,092	3,642	3,590

(図表注) 丸括弧内は p 値。は ***, **, *, はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。角括弧内は, 現金の価値が低いグループと高いグループの係数の差についての p 値である。

れたグループに比べて、5%水準で有意に高く評価されていることが分かる。この結果は、Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルによって、限界的な現金の価値が低い（高い）と判断された企業は、Pinkowitz and Williamson (2004) の現金評価モデルにおいても価値が低い（高い）と判断されることを示しており、Faulkender and Wang (2006) のモデルに基づいて、限界的な現金の価値を評価することの妥当性を示している。

3. 現金の価値とペイアウトの関係

マーケットが企業のペイアウトを評価する際、現金の価値を考慮しているのなら、マーケットは限界的な現金の価値が低く評価されている企業によるペイアウトを高く評価すると考えられる。本節では、Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2006) と同様の方法に基づき、限界的な現金の価値が低い企業（負債比率が高く、多額の現金を保有する企業）によるペイアウトが、現金の価値が高い企業によるペイアウトよりも高く評価されるのかどうかを検証する。

図表4の配当の列に注目すると、限界的な現金の価値が低いグループの D_i の係数 (β_{12}) は、高いグループのよりも、5%水準で有意に高い値を示している。これは、限界的な現金の価値が低いグループが配当を支払った場合、現金の価値が高いグループによる配当支払いに比べて、企業価値は大きく上昇することを示している。したがってこの結果は、限界的な現金の価値が低い企業の配当支払いに対して、マーケットは高く評価することを明らかにしている。

自社株買いについての結果も、配当と同様、限界的な現金の価値が低いグループの R_i の係数は、現金の価値が高いグループよりも高い値を示しており、その差は1%水準で有意である。マーケットは、限界的な現金の価値が低い企業による自社株買いを、それが高い企業に比べて高く評価するようで

現金の価値とペイアウト（山口聖）

ある。さらに、限界的な現金の価値が低いグループの R_t の係数は有意に正であるが、現金の価値が高いグループの係数は有意ではない。この結果は、限界的な現金の価値が高い企業が自社株買いを実施したとしても、企業価値にプラスの影響を与えることはできないことを示している。

Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2006) は、(2)式の ΔC_t を用いて現金の価値を評価する場合、現金の変化には、企業の将来の成長性に関する情報が含まれるため、現金の価値を適切に評価できていない可能性を考慮している。彼らはこの可能性を考慮するため、現金の変化 (ΔC_t) ではなく、現金の水準 (C_t) を用いた回帰モデルを用いて、同様の結果が得られたことを報告している。したがって、本研究においても、現金の水準を用いて現金の価値を評価した場合に、現金の変化を用いた場合と同様の結果が得られるのかどうかを明らかにする。現金の水準を用いて現金の価値を推定する回帰モデルは次式である。

$$\begin{aligned} V_{i,t} = & \alpha + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 \Delta E_{i,t} + \beta_3 \Delta E_{i,t+1} + \beta_4 \Delta NA_{i,t} + \beta_5 \Delta NA_{i,t+1} \\ & + \beta_6 RD_{i,t} + \beta_7 \Delta RD_{i,t} + \beta_8 \Delta RD_{i,t+1} + \beta_9 I_{i,t} + \beta_{10} \Delta I_{i,t} + \beta_{11} \Delta I_{i,t+1} \\ & + \beta_{12} D_{i,t} + \beta_{13} \Delta D_{i,t} + \beta_{14} \Delta D_{i,t+1} + \beta_{15} \Delta V_{i,t+1} + \beta_{16} C_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (3) \end{aligned}$$

(2)式と同様、年度と業種による影響を調整するため、(3)式に年度ダミーと業種ダミーを加えた回帰モデルを推定する。異常値処理の方法と標準誤差の調整は図表4と同様である。

図表5は、(3)式を推定した結果⁽¹⁸⁾⁽¹⁹⁾である。図表5は図表4と同様、現金の

(18) 図表5の回帰モデルにおいて、VIFが最も高い値を示したのは、1列目（現金の価値が低いグループについて、現金の価値と配当の関係を検証したモデル）の7.01である。したがって、図表5の結果は多重共線性によってもたらされたわけではなさそうである。

(19) Pinkowitz, and Williamson (2004) では、(2)に現金の水準を加えたモデルを推定している。頑健性の検証として、本研究でも同様の回帰モデルを推定した結果、現金の価値が高いグループの C_t の係数は現金の価値が低いグループよりも有意に高く、現金の価値が低いグループのペイアウトは高く評価されるという図表4、5

図表5 (3)式の推定結果

	Dividend		Share Repurchase	
	Low	High	Low	High
E_t	2.1414*** (0.000)	3.9757*** (0.000)	1.3919*** (0.000)	3.1936*** (0.000)
ΔE_t	-0.0745 (0.629)	0.1092 (0.576)	0.4087** (0.012)	-0.2524 (0.233)
ΔE_{t+1}	1.6366*** (0.000)	2.7469*** (0.000)	0.9214*** (0.000)	2.7956*** (0.000)
ΔNA_t	0.2951*** (0.000)	0.4726*** (0.000)	0.2743*** (0.000)	0.3107*** (0.000)
ΔNA_{t+1}	0.4258*** (0.000)	0.6331*** (0.000)	0.2214*** (0.001)	0.6054*** (0.000)
RD_t	0.8952*** (0.010)	1.0272* (0.064)	0.9264** (0.012)	1.1047* (0.063)
ΔRD_t	3.2971** (0.014)	1.9112 (0.174)	1.3128 (0.392)	1.2308 (0.410)
ΔRD_{t+1}	2.3739* (0.051)	2.3953* (0.085)	3.0833** (0.035)	2.5580* (0.080)
I_t	15.9688*** (0.000)	15.1597*** (0.000)	18.2668*** (0.000)	21.1085*** (0.000)
ΔI_t	-10.0868*** (0.000)	-1.5565 (0.783)	-9.0905*** (0.002)	-2.1208 (0.756)
ΔI_{t+1}	2.1163 (0.448)	7.2387 (0.256)	2.4019 (0.423)	10.9748 (0.175)
D_t	12.6301*** (0.000)	8.1056*** (0.000)	11.2167*** (0.000)	7.9324*** (0.000)
p -value of Difference	[0.008]		[0.067]	
ΔD_t	2.1436 (0.385)	3.0427* (0.051)	-0.6619 (0.787)	3.3838* (0.093)
ΔD_{t+1}	-0.0833 (0.138)	-0.1570 (0.231)	-0.0875* (0.064)	-0.2357 (0.264)
R_t			2.3433*** (0.008)	-0.2980 (0.662)
p -value of Difference			[0.008]	
ΔR_t			-2.2089 (0.344)	2.6081 (0.180)
ΔR_{t+1}			1.3987 (0.557)	3.7581 (0.145)
ΔV_{t+1}	-0.3470*** (0.000)	-0.4528*** (0.000)	-0.0735 (0.238)	-0.5431*** (0.000)
C_t	-0.0321 (0.595)	0.1745* (0.073)	-0.1306* (0.066)	0.1063 (0.363)
p -value of Difference	[0.027]		[0.049]	
Intercept	0.6698*** (0.000)	0.7856*** (0.000)	0.5776*** (0.000)	1.0366*** (0.000)
Adj R ²	0.4852	0.5759	0.5046	0.6185
Observations	5,738	6,099	3,643	3,599

(図表注) 丸括弧内は p 値。は***, **, *, はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。角括弧内は, 現金の価値が低いグループと高いグループの係数の差についての p 値である。

と同様の結果が得られた。

現金の価値とペイアウト（山口聖）

変化ではなく現金の水準を用いて現金の価値を評価した場合も、(1)式から限界的な現金の価値が高いと評価されたグループの β_{16} は、現金の価値が低いと評価されたグループの β_{16} よりも有意に高いことを示している。この結果は、マーケットは限界的な現金の価値が低い企業による配当と自社株買いを、それが低い企業によるペイアウトに比べて高く評価することを明らかにしている。

4. ま と め

本稿では、企業がペイアウトを実施する際、マーケットは限界的な現金の価値を考慮しているのかどうかを検証した。ペイアウトが株主への現金の還元であることを考慮すると、マーケットは限界的な現金の価値が低い企業によるペイアウトを高く評価すると推測される。本稿では、Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデル ((1)式) を用いて個別企業の限界的な現金の価値を測定し、現金の価値が低いグループと高いグループにサンプルを分類した。そして、Pinkowitz and Williamson (2004) の現金評価モデル ((2)式) に依拠して、限界的な現金の価値が低い企業によるペイアウトが、マーケットで高く評価されるのかどうかを検証した。

まず、Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルを用いて、限界的な現金の価値が低いと判断された企業（負債比率が高く、多額の現金を保有する企業）は、Pinkowitz and Williamson (2004) の現金評価モデルにおいても、現金の価値が低いと判断されることを明らかにした。この結果は、Faulkender and Wang (2006) のモデルに基づいて、限界的な現金の価値を評価することの妥当性を示している。

次に、限界的な現金の価値が高いグループと低いグループについて、ペイアウトが企業価値に与える影響を分析した結果、まず現金の価値が低いグループの配当 (D_i) の係数は、現金の価値が高いグループを有意に上回ることが

確認された。限界的な現金の価値が低い企業が配当を支払った場合、現金の価値が高い企業による配当支払いに比べて、企業価値は有意に上昇するということである。次に、現金の価値と自社株買いの関係について検証した結果、配当と同様、マーケットは限界的な現金の価値が低い企業の自社株買いを高く評価することが明らかになった。さらに、自社株買いについては、限界的な現金の価値が高い企業がそれを実施しても、企業価値を高めることはできないことも明らかになった。本稿で得られた結果は、マーケットは企業のペイアウトを評価する際、現金の価値を考慮しているという推測と整合するものである。したがって、限界的な現金が低く評価されている企業はペイアウトを実施するべきであり、企業がペイアウトを実施する際、現金の価値を考慮に入れる必要性があることを示している。

参考文献

- 山口聖・馬場大治 [2012] 「日本企業の現金保有に対するマーケットの評価」, 『経営財務研究』 32(1/2).
- Chen, Q., Chen. Xiao, K. Schipper, Y. Xu, and J. Xue, [2013] “The Sensitivity of Corporate Cash Holdings to Corporate Governance,” *Review of Financial Studies* 25, pp. 3610-3644.
- Ditmar, A., and J. Mahrt-Smith, [2007] “Corporate Governance and the Value of Cash Holdings,” *Journal of Financial Economics* 83, pp. 599-634.
- Ditmar, A., J. Mahrt-Smith, and H. Servaes, [2003] “International Corporate Governance and Cash Holdings,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38, pp. 111-133.
- Fama, E. F., and K. R. French, [1998] “Taxes, Financing Decisions, and Firm Value,” *Journal of Finance* 53, pp. 819-843.
- Faulkender, M., and R. Wang, [2006] “Corporate Financial Policy and the Value of Cash,” *Journal of Finance* 61, pp. 1957-1989.
- Harford, J., S. A. Mansi, and W. F. Maxwell, [2008] “Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US,” *Journal of Financial Economics* 87, pp. 271-290.
- Kalcheva, I., and K. V. Lins, [2007] International Evidence on Cash Holdings and Expected Managerial Agency Problems,” *Review of Financial Studies* 20, pp. 1087-1112.
- Kothari, S. P. and J. Shanken, [1992] “Stock Return Variation and Expected Dividends: A Time-Series and Cross-Sectional Analysis,” *Journal of Financial Economics* 31, pp. 177-210.

現金の価値とペイアウト（山口聖）

Pinkowitz, L., and R. Williamson, [2004] “What Is a Dollar Worth? The Market Value of Cash Holdings,” Working Paper, Georgetown University.

Pinkowitz, L., R. Stulz, 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, pp. 2725-2751.