

企業保有の現金の価値と コーポレート・ガバナンスの関係について

鄭 義 哲

1. はじめに

本稿は、日本企業の保有現金に対する市場の評価においてコーポレート・ガバナンスがどのような影響を及ぼしているかを検証することを目的とする。

企業の保有現金に対する市場の評価については Pinkowitz and Williamson (2004) を始めに、多くの先行研究 (Faulken and Wang (2006)、Pinkowitz, Stultz, and Williamson (2006)、Dittmar and Mahrt-Smith (2007)、諏訪部 (2006)、福田 (2011)、山口・馬場 (2012)、中井・神山 (2013)、山口 (2016、2017) がなされてきた。詳しくは後述するが、これらの先行研究の結果は、次の3点にまとめることができよう。①企業の保有する1ドル(円)に対する市場の評価は額面通りではなく割引いて評価していること、②海外の企業より日本の企業の保有現金に対する割引の度合いが大きいこと、③現金に対する市場の評価は評価対象企業の実業特性(成長機会や財務政策、コーポレート・ガバナンスなど)によって差がでること。

本稿では、山口・馬場(2012)の分析期間を直近までに拡大し、先行研究の結果①を再検証する。また③に関しては、企業の実業特性のうち、コーポレート・ガバナンスに注目し、当該特性との関連性から、現金の市場評価を検証する。

コーポレート・ガバナンスをとらえる指標に関しては統一したものではなく、先行研究によってまちまちであるが、主な変数としては取締役会の構成、株主保有構造、株主の権利の保護、役員報酬の形態などがある。本稿

では、コーポレート・ガバナンスの評価指標として資本の効率性（ROE）に注目する。具体的には企業に対する投資家の期待収益率（株主資本コスト）とのギャップ（エクイティ・スプレッド）で企業のコーポレート・ガバナンスの良し悪しを判断することにする。ROEが高い企業でも、その水準が企業に資本を提供している投資家の期待レベルを下回る場合においては、コーポレート・ガバナンスがしっかり機能しているとはいえないだろう。逆に低いROEだとしても、それが当該企業の低リスクに見合うリターンだとするならば、低ROEは必ずしも企業価値へのマイナスの要因とはならない。そこで本稿ではROE数値単独ではなく資本コストとの比較を通して企業のコーポレート・ガバナンスの充実度を測定することにする。筆者の知る限り、コーポレート・ガバナンス変数としてエクイティ・スプレッドを用い、現金の市場評価との関連性を調べた先行研究はなく、この点は本稿が差別化できる部分であろう。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では、関連先行研究を概観し、第3章では、分析に用いるデータや変数の定義を行い、第4章では分析結果を報告する。最後に第5章では全体のまとめを行う。

2. 先行研究

まず、現金の市場評価について実証を行った先行研究を紹介し、次に本稿のメインテーマであるコーポレート・ガバナンスとの関連性で現金の市場評価を分析した先行研究をみとめる。

2. 1 現金の市場評価

企業の保有現金の価値を評価するモデルには、株式リターン（超過リターン）との関連から推定するFaulkender and Wang(2006)と、企業価値（株式時価総額）との関連より推定するPinkowitz and Williamson(2004)がある。前者の分析モデルは以下の式 (1) に、後者は式 (2) に示している¹。

1 Faulkender and Wang(2006) は、現金の価値は企業の保有現金のレベルやレバレッジにも影響を受けるだろうという仮説を検証するため、式 (1) に ΔC と保有現金のレベル (C) の交差項そして ΔC とレバレッジ (L) の交差項を入れた分析も行っている。

各変数の定義は後述するが、現金1ドルに対する市場の評価はそれぞれのモデルにおいて回帰係数 β_1 と β_{16} で測定している。以下、これらのモデルを用いて行った国内の先行研究をみてみよう。

$$r_{i,t} - r_{i,t}^b = \alpha + \beta_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta RD_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} \\ + \beta_7 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_8 L_{i,t} + \beta_9 \frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$M_{i,t} = \alpha + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 dE_{i,t} + \beta_3 dE_{i,t+2} + \beta_4 dNA_{i,t} + \beta_5 dNA_{i,t+2} + \beta_6 RD_{i,t} + \beta_7 dRD_{i,t} \\ + \beta_8 dRD_{i,t+2} + \beta_9 I_{i,t} + \beta_{10} dI_{i,t} + \beta_{11} dI_{i,t+2} + \beta_{12} D_{i,t} + \beta_{13} dD_{i,t} + \beta_{14} dD_{i,t+2} \\ + \beta_{15} dM_{i,t+2} + \beta_{16} C_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

山口・馬場(2012)は、2001年1月から2009年2月までの期間で日本の東証1部上場企業(電気・ガス、金融業を除く)を対象に式(1)を用いて分析を行い、日本企業の保有現金(現預金)の1円の増加に対して市場は0.55円から0.74円にしか評価していないことを報告している(米国企業を分析対象としたFaulkender and Wang(2006)では1ドルに対して0.97ドルの評価をしていると報告している)。またその原因は、株主から債権者への富の移転にあるという。現金にかかわる他の検証仮説であるフリーキャッシュフロー仮説や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、成立していることを明らかにした。

現金の市場価値におけるエージェンシー問題の影響については山口(2016)で検証している。彼は2001年1月から2013年12月までを分析期間とし、東証1部企業(電気・ガス、金融業を除く)を対象にDittmar and Mahrt-Smith(2007)に依拠して企業の保有すべき現金額を超える余剰現金額

またPinkowitz and Williamson(2004)は、式(2)に現金(C)の変化($dC_{i,t}$, $dC_{i,t+2}$)も導入した分析も行っている。

を推定し、それをPinkowitz, Stultz, and Willionson (2006) の現金評価モデルに導入し、現金と余剰現金の価値を測定した。その結果、現金の水準自体は企業価値に影響しないが、余剰現金に関しては企業価値との負の関係を得ており、余剰資金にかかわるエージェンシー問題を報告した。さらに、山口 (2017) は Faulkender and Wang (2006) の現金評価モデルを用いて現金の価値が低いグループと高いグループに分けて、Pinkowitz and Williamson (2004) の評価モデルにおけるペイアウト変数 (配当支払いや自社株買い) に係る係数 (式 (2) の β_{12}) の差の検定を行った。その結果、現金の価値が低いグループのペイアウトに対して市場はより高い評価をしていることを明らかにした。

奥・高橋・渡部 (2018) は、積みあがる日本企業の現預金に対する市場の割引評価の背景にはROEが低いまま現預金を積み上げていることから、保有する現預金を有効に活用できていないと市場がみなしているからだと指摘し、「資本効率に改善の余地がある企業」と「それ以外の企業」に分けて、他企業の株式取得や自社株買いを行った際の両グループの株価上昇率の差を調べた。その結果、「資本効率に改善の余地がある企業」は「それ以外の企業」に比べて株価上昇率が高い傾向があることを報告している²。

中井・神山 (2013) は、Pinkowitz and Williamson(2007)や福田 (2011) を参考にし³、2002年から2012年までの分析期間で日米欧の主要企業⁴ (延べ12372社:社・年度)を対象に、企業の保有現金 (現預金) についての市場の評価を比較している。その結果、現金1円当たりの評価は米国・欧州・

2 ただし、分析対象のサンプル数がすくないため、統計的有意性は確認できなかったという。分析対象はTOPIX500から金融機関を除いた437社のうち、2016年に他企業の株式取得などを行った実績がある160社(そのうち、資本効率に改善の余地がある企業は34社)と、同年に自社株買いを行った実績がある126社(そのうち資本効率に改善の余地がある企業は24社)である。

3 Pinkowitz and Williamson(2004,2007)では、式(2)に現金(C)の変化額($dC_{i,t}$, $dC_{i,t+2}$)を導入した分析も行っている。福田(2011)ではサンプル数の確保という観点からリードをもつ現金の変化額変数は導入していない。中井・神山(2013)でも当該変数は式に用いていない。

4 日本についてはTOPIX500、米国についてはS&P500、欧州についてはFactsetでWest Europeと分類される企業の時価総額上位400社のうち、Financeセクターを除いた銘柄が対象。

日本の順に高く⁵（それぞれ2.8・2.4・1.5）、1円を超える評価は現金が営業資産になるとの投資家の期待を示唆しているという。また、現金の市場価値は企業特性（収益性、成長性、財務困難度）によって異なるが、リーマンショック後は投資家の情報の非対称性が高まり、どの地域においても現金の市場価値は下落していると報告している。

福田（2011）は、1997年から2007年までの期間で東証1部上場企業を対象にPinkowitz and Williamson(2005、2007)のモデルで分析を行い、現金保有（有価証券込み）に対する市場価値は平均的に2.21(分析モデルにラグの現金変数がない場合で、ある場合は1.98)であることを報告している。企業特性との関連で行った分析では、現金保有に対する市場価値は、成長機会（配当支払いや設備投資額）が高いほど、また資金市場へのアクセス（KZ index）が困難であるほど、高く評価され、財務困難度（レバレッジ）は高いほど保有現金は低く評価されるという結果を得ている。

以上、日本企業の保有現金に対する市場の評価に関する実証研究の結果を概観した。分析期間など条件の異なる分析結果から統一した結論を導くのはできないが、企業保有の現金に対する割引評価そして市場の割引評価の度合いは他の国より相対的に強い傾向があるように見受けられる。柳（2015）はこのような先行研究の結果を強化する興味深い結果を紹介している。

柳（2015）はグローバルの大手機関投資家（国内42社、海外40社）を対象に、日本企業の保有する現金について行ったアンケートの結果を報告している。その結果によると、国内投資家では55%が額面通りの評価で、45%は割引評価、一方外国人投資家では35%が額面評価で、65%が割引評価をしているという⁶。さらに、割引評価の要因についての質問項目の答えに関しては、（本研究の問題意識でもある）次の2点が上位ランクインしているという。一つ目には日本企業のコーポレート・ガバナンスに対する懸念

5 米・欧・日の順になっていることは、これらの国間の株主ガバナンスの格差を表している可能性を補強する結果であるという。

6 現金に持ち合い株式を含めた広義の現金では、投資家の視線はより厳しく、国内投資家の65%が、外国人投資家では85%がディスカウント評価をしているという。

(エージェンシーコスト)、二つ目には価値破壊的な(資本コストを下回るリターンの)投資を行うことへの懸念である。

以上、データを用いた実証研究の分析結果や企業の価値評価を行う投資家へのアンケート調査の結果から、日本企業の保有現金に対する市場の割引評価の傾向が確認できた。また、現金の価値評価には企業の特長も関連していることも分かった。次節では、企業の特長中、コーポレート・ガバナンスに注目し、現金の価値とコーポレート・ガバナンスの関係について行った実証研究をみとみる。

2. 2 現金の価値とコーポレート・ガバナンス

Pinkowitz, Stultz, and Willionson (2006)はFama and French(1998)のモデルを参考にし、1988年から1998年までの期間で35か国75887社(firm year)を対象に、コーポレート・ガバナンス変数としては投資家保護の度合いを用いてクロスカントリー分析を行っている。その結果、投資家保護の度合いが弱い国においてはその他の国に比べ、現金の市場価値はより小さく、一方配当と企業価値の関係はより強まることを発見し、現金保有に係るエージェンシー問題の緩和にコーポレート・ガバナンスが貢献しているという。

Dittmar and Mahrt-Smith (2007)は、1990年から2003年までを分析期間に米国上場企業を対象に、Faulkender and Wang(2006)のモデルを用いて現金の価値や現金の価値に対するコーポレート・ガバナンス(Gompers, Ishii and Metrick(2003)のコーポレート・ガバナンス・インデックスや5%以上を保有する機関投資家持株比率の合計などを使用)の影響について分析を行っている⁷。その結果、悪いガバナンスの企業の保有現金1ドルに対して市場は0.42ドル~0.88ドルに割引評価しているのに対して、いいガバナンスの企業に対しては1.62ドル~1.27ドルに評価しているという。

Lee and Lee(2009)は、2001年から2005年までの期間で東南アジアの5ヶ

7 現金の変化分ではなく、超過現金(excess cash)の水準を用いた分析も行っている。その際は、Pinkowitz and Williamson(2004, 2006)のモデルにガバナンス変数を加えて分析を行い、同様の結果を得ている。

国⁸の上場企業4206社（firm year、金融を除く）を対象に、企業価値（トービンのQ： $(\text{時価総額} + \text{負債総額}) / \text{総資産}$ ）を被説明変数とし、コーポレート・ガバナンス変数としてボードストラクチャー（社外取締役の割合や取締役会の規模）、経営者のオーナーシップ・ストラクチャー（経営者のエントレンチメント⁹）を用いて、現金（現金＋短期有価証券）の価値評価への影響を分析している¹⁰。結果は、企業価値は保有する現金の水準とは負の関係があるが、その負の関連性はコーポレート・ガバナンスが弱いほどより堅調であるという。

中嶋（2013）は1999年から2011年までの分析期間で東証1部上場企業（除く、金融・公益）を対象に、企業の保有現金とコーポレート・ガバナンス（株式所有構造¹¹）の関係について分析を行っている。分析の結果は、①保有現金の水準については、経営者への規律付けが働くと考えられると想定した株式所有構造（年金＋外国人持株比率や役員持株比率、10大株主持株比率が高いグループ）であるほど、（Dittmar and Mahrt-Smith(2007)の結果とは異なって）現金保有が多い傾向があること、②Dittmar and Mahrt-Smith(2007)に依拠して行った回帰分析の結果では、現金が企業価値（ROA）を高めるように活用される傾向はみられず、むしろ、役員持株比率が高く、成長機会（時価簿価比率）が低い企業においては、現金が非効率的に活用される結果、企業価値が棄損される可能性を示唆する結果を得ている。

柳・上崎（2017）はDittmar and Mahrt-Smith (2007)の分析モデルを用いて、2005年から2016年までの期間で東証1部上場企業（金融を除く）を対象に実証を行い、広義の現預金（現預金＋短期有価証券＋投資有価証券）

8 東南アジアの5つの国（マレーシア、フィリピン、インドネシア、シンガポール、タイランド）。

9 Morck et al.(1988)と McConnell and Servaes(1990)の分析結果に倣って経営者の持株比率が高い場合、経営者のエントレンチメントが強まると想定している。

10 新興国の場合、外部のコーポレートガバナンス・メカニズムは有効に働いていないので、内部のコーポレートガバナンスにフォーカスを当てているという。

11 年金＋外国人持株比率、役員持株比率、10大株主持株比率を用いている。当該主体による持株は、その比率が高くなるほど経営者への規律効果が働くと想定されている。

については1円当たり約0.36円の評価をしていること¹²、また、日本証券アナリスト協会が公表する優良ディスクロージャー企業選定における、「コーポレート・ガバナンスに関連する情報の開示」の項目の評価をコーポレート・ガバナンスの代理変数¹³として用いて、当該変数が現金の評価にどのような影響を与えるかを調べ、コーポレート・ガバナンスの良い企業が保有する現金に対しては現金の価値は相対的に高く、0.67円から0.78円にまで評価をしていることを報告している。

3. データ及び資本コストの推定

3. 1 データ

本稿では、東証1部上場企業（東証33業種分類による電気・ガス、金融業を除く）を分析対象とする。分析期間¹⁴は2006年3月から2018年12月までとし、同期間中、決算期を変更したサンプルや自己資本が負の場合は分析対象から削除する。

分析で用いる変数は山口・馬場（2012）に倣って以下のように定義する。なお、本研究の分析で用いる財務データ（日本基準：連結優先）及び株価（権利落ち調整後）データはすべて日経NEEDS-Financial Quest から入手している。

*C：現預金

*E：営業利益＋減価償却費

*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

12 狭義の現金（現預金のみ）の場合は、コーポレート・ガバナンスとの統計的に有意な関連性は見られないが、もう一つのコーポレート・ガバナンスの代理変数として用いた外国人持株比率とは統計的に有意な正の関係があるという。

13 他には、外国人持株比率も用いている。

14 資本コストの計算の際に過去5年間の月次リターンを使用しているため、データは2001年1月から入手している。

*NF：株式発行による収入＋自己株式の取得による支出＋事故が部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

* $r_{i,t}$ ：企業 i の年次リターン（（今期末の株価－前期末の株価）／前期末の株価）

* $r_{i,t}^b$ ：規模（株式時価総額）とB/M（簿価・時価比率）で構築した25分位ポートフォリオ¹⁵の中で、企業 i が属している分位ポートフォリオのリターンを表す。

また、以下の分析では異常値の処理のため、山口・馬場（2012）に依拠して上記のすべての変数において、毎年上下1%に該当するサンプルは削除する。また回帰分析で使用する変数の作成のために必要となるデータがとれないサンプルも削除し、最終的に延べ16081社（firm year）が本研究の分析の対象となっている。図表1に本研究で用いる変数の基本統計量を示している。△が付いている変数は（ t 時点の変数－ $t-1$ 時点の変数）を意味している。

図表1 記述統計量

	$r_t - r_b$	ΔC	ΔE	ΔRD	ΔNA	ΔI	ΔD	C_{t-1}	L	NF
Mean	-0.0218	0.0168	0.0076	0.0001	0.045	-0.0004	0.0008	0.2866	0.4829	-0.0042
Median	-0.0581	0.0096	0.0073	0.0000	0.0397	-0.0001	0.0004	0.2225	0.4856	-0.0039
p25	-0.2053	-0.0204	-0.0122	-0.0002	-0.0311	-0.0008	-0.0001	0.1207	0.352	-0.0399
p75	0.1125	0.0482	0.0279	0.0013	0.1303	0.0003	0.0032	0.3846	0.615	0.0216
SD	0.2837	0.083	0.0627	0.0078	0.2163	0.0024	0.007	0.2344	0.1742	0.1068

注) N=16081社。Lを除くすべての変数は前期末の株式時価総額で除している。Lに関しては資産合計で除している。以下同様。

図表2には、後の回帰分析で用いるすべての説明変数間の相関係数を示している。Faulken and Wang (2006) では現金保有高や負債の水準によって、

15 詳しい構築方法に関しては山口・馬場（2012）を参照されたい。

現金保有高の変化分に対する市場の評価は異なってくるだろうという仮説の検証のため、現金保有高の変化分 (ΔC) と、現金保有高のラグ変数 (C_{t-1}) や負債比率変数 (L) との交差項 ($C_{t-1} \times \Delta C$, $L \times \Delta C$) を回帰モデルに導入し分析を行っている。国内企業を対象とした山口・馬場 (2012) でも同様の分析を実施しているので本研究でも、交差項を用いることにする。

図表2 相関係数

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) ΔC	1										
(2) ΔE	0.152	1									
(3) ΔNA	-0.118	0.279	1								
(4) ΔRD	-0.024	0.016	0.121	1							
(5) ΔI	0.013	0.022	0.174	0.022	1						
(6) ΔD	-0.030	0.039	0.130	0.246	0.017	1					
(7) C_{t-1}	-0.014	0.067	-0.013	-0.080	-0.150	-0.118	1				
(8) L	-0.007	0.055	0.053	-0.035	-0.112	-0.013	0.067	1			
(9) NF	0.144	-0.128	0.353	0.032	0.319	0.070	-0.139	0.026	1		
(10) $C_{t-1} \times \Delta C$	0.833	0.137	-0.102	-0.036	-0.003	-0.037	0.040	-0.003	0.087	1	
(11) $L \times \Delta C$	0.951	0.144	-0.099	-0.030	0.008	-0.029	-0.012	0.051	0.150	0.819	1

注) N=16081社。

相関係数の結果から、全体的に変数間の相関は高くなく、多重共線性の問題はないように見える。しかし、現金保有高の変化分 (ΔC) と、現金保有高のラグ変数 (C_{t-1}) や負債比率変数 (L) との交差項 ($C_{t-1} \times \Delta C$, $L \times \Delta C$) との相関はそれぞれ、0.833そして0.951という高い数値をみせており、多重共線性の問題が生じている可能性がある。そこで分析結果は当該変数を外した場合とそのまま用いた場合の両方を報告する。

3. 2 資本コストの推定

本稿では前述したように、コーポレート・ガバナンスの指標としてエクイティ・スプレッドを用いる。資本の効率性としてのROE (自己資本利益

率) に対応する株主資本コストの推定はCAPMモデル (式3) を使用することにする。

$$E[r_i] = r_f + \beta_i(E[r_m] - r_f) \quad (3)$$

ただし、マーケット・リスクプレミアムを、t時点ごとにその時点で得られる過去の株式リターンのデータで推定する場合、サンプルの約84%の企業のROEが自社の株主資本コストを上回ることになり¹⁶、本稿ではマーケット・リスクプレミアムは簡便的に全期間にわたって一定の (先行研究の結果を参考とし¹⁷) 5%と仮定する。そして無リスク資産の収益率 (r_f) としては10年国債応募者利回を、 β 値は過去の5年間の60か月の月次リターンデータを用いてマーケットモデルで推定する¹⁸。

4. 回帰分析の結果

4. 1 現金の市場評価

本稿では、山口・馬場 (2012) と同様に、Faulkender and Wang(2006)の以下の現金価値評価モデル式 (4) を用いて企業の保有現金に対する市場の評価を確認する。その後、本稿の主な関心事である、現金の市場評価におけるコーポレート・ガバナンスの効果については、式 (4) にコーポレート・ガバナンス変数ダミー (G_dummy : ROEが資本コストを上回れば (下回れば)、1 (0) をとる) と現金保有の変化分との交差項を導入した式 (5) を用いて分析を行う。

16 当該方法 (市場ポートフォリオは TOPIX で、無リスク資産は 10 年国債応募者利回りで代理) で推定した場合の全サンプルの株主資本コストの平均 (中央値) は 1.6% (1.32%) である。

17 山口 (2016) では 1952 年 1 月から 2013 年 12 月までの 744 か月の月次リターンデータより計算した結果、幾何平均で 5.06% (算術平均では 6.84%) を得ている。菅原 (2013, p44 より) では幾何平均で 4.39% (算術平均では 6.15%)。

18 24 か月以上の月次リターンデータが取れる企業のみ、分析対象にいられている。

$$r_{i,t} - r_{i,t}^b = \alpha + \beta_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta RD_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} \\ + \beta_7 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_8 L_{i,t} + \beta_9 \frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_{10} \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_{11} L_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$r_{i,t} - r_{i,t}^b = \alpha + \beta_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_2 G_dummy_{it} + \beta_3 G_dummy_{it} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \sum_{i=4}^{13} \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

分析の際は先行研究と同様に、負債変数（L）を除くすべての説明変数は前期末の株式時価総額（ M_{t-1} ）で除している。負債変数に関しては資産合計で基準化している¹⁹。なお、分析は前述したように、変数 ΔC と交差項との高い相関による多重共線性の可能性を考慮し、交差項を導入する場合としない場合の両方の結果を示している。

まず、式（4）を用いた分析の結果（図表3）からみてみよう。まず、交差項を除いたモデル（1）の結果をみると、 ΔC に係る係数は0.3529で1円の現金の増加分に対して市場の評価は約65%も割り引いた結果となっている。分析期間が違うので単純に比較はできないが、山口・馬場（2012）の0.684よりも低い数値を見せている。モデル（2）と（3）は交差項を導入した場合の結果であるが、 ΔC に係る係数は0.7389で山口・馬場（2012、p117の表3のモデル1）の1.106より小さい。 ΔC に対する市場の評価を、現金保有高（ C_{t-1} ）や負債（L）の水準が平均的な企業でみると、山口・馬場（2012、p116）の0.729に対して本研究の結果はそれより小さい0.4144（0.7389-0.1697×0.2866-0.5712×0.4829）となっている。モデル（4）は山口（2017）に倣い、説明変数に年度や業種ダミーを含めて行った分析の結果である。同様の計算をすると 山口（2017）の0.4876²⁰に対して本研究の結果は

19 負債変数に関しては時価総額と負債の合計で割っている文献（山口・馬場（2012）もあれば、資産合計で割って計算する文献（山口（2017））もある。いずれの方法でも分析結果に影響を与えるような違いはない。

20 山口（2017）の p68 の図表 1 と図表 2 の結果から算出

0.5183(0.8878-0.1998×0.1697-0.6949×0.4829)をみせており、現金保有高や負債の水準が平均的な企業においての現金の市場評価は似たような結果が得られた。分析期間を拡大した本稿の分析結果においても、現金の価値評価に関しては厳しく、1円の現金の増加に対する市場の評価は額面の約半分まで評価していることが分かる。

図表3 現金の市場価値評価に対する回帰分析結果

VARIABLES	(1) Ri-Rb	(2) Ri-Rb	(3) Ri-Rb	(4) Ri-Rb
ΔC	0.3529*** (0.034)	0.4619*** (0.069)	0.7389*** (0.111)	0.8878*** (0.110)
ΔE	1.1212*** (0.057)	1.1212*** (0.057)	1.1188*** (0.057)	1.1969*** (0.061)
ΔNA	0.1641*** (0.015)	0.1646*** (0.015)	0.1658*** (0.015)	0.2405*** (0.017)
ΔRD	-1.0024*** (0.358)	-1.0190*** (0.357)	-1.0403*** (0.356)	-1.1152*** (0.359)
ΔI	-2.8607** (1.255)	-2.8543** (1.242)	-2.8837** (1.238)	-5.3683*** (1.267)
ΔD	-0.9582** (0.449)	-0.9623** (0.449)	-0.9598** (0.449)	-1.2352*** (0.465)
Ct-1	-0.0108 (0.011)	-0.0086 (0.011)	-0.0093 (0.011)	0.0293** (0.012)
L	-0.0456*** (0.012)	-0.0457*** (0.012)	-0.0371*** (0.012)	-0.0484*** (0.013)
NF	-0.2106*** (0.029)	-0.2137*** (0.029)	-0.2112*** (0.029)	-0.2843*** (0.030)
Ct-1×ΔC		-0.2170* (0.131)	-0.1697 (0.131)	-0.1998 (0.128)
L×ΔC			-0.5712*** (0.183)	-0.6949*** (0.181)
Constant	-0.0196*** (0.007)	-0.0211*** (0.007)	-0.0254*** (0.007)	-0.0018 (0.020)
Year dummy				Yes
Industry dummy				Yes
Observations	16,081	16,081	16,081	16,081
R-squared	0.111	0.112	0.112	0.139

注) カッコ内の数値は Robust standard errors を表している。***は p<0.01,**は p<0.05,*は p<0.1 を意味している。

4. 2 現金の市場評価とコーポレート・ガバナンス

本節では、本稿の主な目的でもある、現金の市場評価において評価対象企業のコーポレート・ガバナンスの影響について行った分析結果を報告する。企業のコーポレート・ガバナンスの度合いを測る変数は前述したように、ダミー変数 (G-dummy) を用いる。ROEが株主資本コストを上回れば1を、そうでない場合は0をとるダミー変数である。

回帰分析の前に、ダミー変数で分けた両グループの特徴について、被説明変数である株式リターン・パフォーマンスや現金保有高 (C_{t-1}) そして現金の変化分 (ΔC) からみてみよう。結果は図表4に示している。

図表4 コーポレート・ガバナンスのいいグループと悪いグループの特性の違い

	G-dummy=0					G-dummy=1				
	Ri	Ri-Rb	Ri-TOPIX	C _{t-1}	ΔC	Ri	Ri-Rb	Ri-TOPIX	C _{t-1}	ΔC
n	5884	5884	5884	5884	5884	10051	10051	10051	10051	10051
Mean	-0.0098	-0.0865	-0.0275	0.3352	0.0077	0.1409	0.0163	0.0714	0.2593	0.0222
Median	-0.0452	-0.1179	-0.0613	0.2648	0.0025	0.0860	-0.0165	0.0338	0.1993	0.0128
P25	-0.2234	-0.2535	-0.1995	0.1509	-0.0354	-0.0765	-0.1680	-0.1193	0.1085	-0.0129
P75	0.1441	0.0349	0.0982	0.4420	0.0450	0.3029	0.1502	0.2059	0.3469	0.0498

	Total				
	Ri	Ri-Rb	Ri-TOPIX	C _{t-1}	ΔC
n	15935	15935	15935	15935	15935
Mean	0.0853	-0.0217	0.0349	0.2873	0.0168
Median	0.0396	-0.0575	-0.0039	0.2234	0.0095
P25	-0.1356	-0.2041	-0.1542	0.1210	-0.0204
P75	0.2500	0.1122	0.1687	0.3853	0.0482

注) Ri・Rt は企業 i の年次リターン (Ri) から TOPIX の年次リターンを、Ri-Rb は 25 分位ポートフォリオ中、企業 i が属している分位ポートフォリオの年次リターンを引いたものである。

まず、株式リターン・パフォーマンスをみると、「G-dummy=1」グループの年次リターン (Ri) の平均 (中央値) は約14% (8.6%) で市場全体 (TOPIX) よりは7% (3.4%) を、規模やB/Mで構築した分位ポートフォリオよりは約1.6% (中央値では1.65%下回っている) アウトパフォーマンスしている。これに対して「G-dummy=0」グループのリターン・パフォーマンスは対照的な様子を見せていることが分かる。ローリターン (Ri) もベンチマークリターンで調整した場合もすべてにおいてアンダーパフォー

マンスしていることが分かる。株主の要求水準（資本コスト）にも満たない収益率しか得られていないグループであることを考えると当然といえば当然の結果だろう。次に、現金の保有高（ C_{t-1} ）に関しては、逆に「G-dummy=0」グループ、つまりコーポレート・ガバナンスが機能していないグループの方が保有する現金が（時価総額に対して）多い。

「G-dummy=1」グループの平均値（中央値）が0.259(0.199)であるのに対して「G-dummy=0」グループは0.335(0.265)であり、その差は（表内には掲載していないが）平均値（中央値）の差の検定において1%の水準で有意である。一方、現金額の変化分（ ΔC ）は「G-dummy=1」グループの方が高く、平均値（中央値）でいうとG-dummy=0」グループのそれより約2.9倍（約5.2倍）も高い（差の検定においても1%の水準で有意である）。

以上のことから、本研究で「いいガバナンス」の企業として定義している「G-dummy=1」グループは、「G-dummy=0」グループに比べて、現金保有額はすくない反面、現金額の変化分はより増えている傾向をみせていることが分かる。「G-dummy=1」グループに対する高い市場の評価の結果に照らし合わせてみると、コーポレート・ガバナンスが機能している企業の現金額の増加分に関してはポジティブな評価を示唆するような結果であろう。

以下では、コーポレート・ガバナンス変数として定義したG-dummyを導入した式（5）を用いて、他の要因を考慮した上で、現金の市場評価に対するコーポレート・ガバナンスの影響について見てみる。分析結果は図表5に示している。多重共線性の可能性を考慮し、 ΔC と相関係数の高い $C_{t-1} \times \Delta C$ や $L \times \Delta C$ に関しては分析モデルに導入する場合としない場合両方のケースを示している。

分析結果から分かるようにG-dummy係数はどのモデルにおいても統計的に（1%水準で）有意な正の符号を見せており、コーポレート・ガバナンスが機能している企業への評価は高いことが分かる。また、現金の価値評価におけるコーポレート・ガバナンスの影響をみるため、導入した交差項

変数 (G-dummy $\times\Delta C$) にかかる係数の符号はすべて (モデル (1) から (4) まで) 正で統計的にも有意である。コーポレート・ガバナンスがよい企業の現金に対する市場の評価はそうでない企業のそれより (1円に当たり) 約0.11円高いという結果である。

図表5 現金の価値評価に対するコーポレート・ガバナンスの影響についての回帰分析結果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ri-Rb	Ri-Rb	Ri-Rb	Ri-Rb	Ri-Rb
ΔC	0.2397*** (0.043)	0.3444*** (0.079)	0.5970*** (0.120)	0.7448*** (0.118)	0.7277*** (0.114)
G-dummy	0.0595*** (0.005)	0.0597*** (0.005)	0.0591*** (0.005)	0.0700*** (0.005)	
G-dummy $\times\Delta C$	0.1232** (0.060)	0.1026* (0.061)	0.1080* (0.061)	0.1078* (0.060)	
ROE					0.0068*** (0.000)
ROE $\times\Delta C$					0.0064 (0.005)
ΔE	1.0608*** (0.057)	1.0614*** (0.057)	1.0594*** (0.057)	1.1311*** (0.061)	1.0411*** (0.061)
ΔNA	0.1289*** (0.015)	0.1295*** (0.015)	0.1308*** (0.015)	0.2083*** (0.017)	0.1677*** (0.017)
ΔRD	-1.1273*** (0.352)	-1.1375*** (0.352)	-1.1562*** (0.351)	-1.2430*** (0.355)	-1.4782*** (0.362)
ΔI	-2.3839* (1.269)	-2.3806* (1.256)	-2.4127* (1.253)	-4.9233*** (1.272)	-4.2177*** (1.269)
ΔD	-1.8038*** (0.453)	-1.8004*** (0.453)	-1.7928*** (0.453)	-2.0260*** (0.466)	-2.6059*** (0.474)
Ct-1	0.0071 (0.011)	0.0092 (0.011)	0.0084 (0.011)	0.0489*** (0.012)	0.0698*** (0.012)
L	-0.0344*** (0.012)	-0.0344*** (0.012)	-0.0266** (0.012)	-0.0375*** (0.013)	-0.0433*** (0.012)
NF	-0.1682*** (0.029)	-0.1709*** (0.029)	-0.1689*** (0.029)	-0.2384*** (0.030)	-0.1790*** (0.030)
Ct-1 $\times\Delta C$		-0.1859 (0.130)	-0.1388 (0.130)	-0.1650 (0.126)	-0.1575 (0.124)
L $\times\Delta C$			-0.5314*** (0.180)	-0.6570*** (0.178)	-0.6674*** (0.179)
Year dummy				Yes	Yes
Industry dummy				Yes	Yes
Observations	15,935	15,935	15,935	15,935	15,935
R-squared	0.120	0.120	0.121	0.150	0.160

注) カッコ内の数値は Robust standard errors を表している。***は $p<0.01$, **は $p<0.05$, *は $p<0.1$ を意味している。

最後に、モデル (5) はコーポレート・ガバナンス変数であるG-dummyと、 ΔC との交差項の代わりにROEと、ROEと ΔC の交差項を導入した場合の結果を示している。コーポレート・ガバナンスの評価指標として用いている本稿のG-dummyの有効性を確認するために、資本コストを考慮しないROE単独変数を用いた場合の分析結果も示している。

ROE単独変数の係数は1%の水準で統計的に有意であるが、 ΔC との交差項の統計的有意性は消えている。すなわち、ROEが高いほど平均的に市場の評価は高まるが、現金に対する市場の評価にROEの水準による差はないことを示している。G-dummyを用いた分析結果(モデル(1)～(4))と合わせてみると、現金の市場評価において市場が注目しているのは、評価対象企業のROEの水準そのものではなく、ROEの値が資本コスト(投資家の期待収益率)を上回っているかどうかであることがみてとれる。

5. おわりに

日本企業に対する市場の評価の低さ(低PBR問題)は長年指摘されており、その原因の一つとして企業の保有現金への市場の割引評価を指摘する先行研究が散見される。現金は流動性の高い資産であるがゆえに、将来の万が一に迅速な対応を可能にさせるプラスの面がある反面、無駄使い²¹に使われるかもしれないというマイナスの側面も持っている。光と影という両面のうち、影の方に市場の懸念が強まるほど、企業価値への負の効果が想定できる。

本稿では、日本企業の保有現金に対する市場の割引評価に対して当該企業のコーポレート・ガバナンスとはどのような関係があるのかについて、東証1部上場企業を対象に実証分析を行った。現金の価値評価におけるコーポレート・ガバナンスの効果は先行研究からも確認できるが、本稿の特徴はコーポレート・ガバナンスの指標として資本の収益性(効率性)を考慮している点である。具体的には株主資本コストとの差をもってコーポレー

21 使途がなく企業内に放置されている場合も、株主に還元されれば株主自身の運用によって得られたであろう収益率が失われる(機会損失)という面では無駄使いともいえる。

ト・ガバナンスの良し悪しを判断した。投資家の期待収益率（株主資本コスト）を上回る資本の収益率（ROE）であれば、当該企業のコーポレート・ガバナンスは株主にフレンドリーないいコーポレート・ガバナンスと定義した。分析結果をまとめると次の通りである。

現金に対する市場の割引評価は本稿の分析期間においても確認され、先行研究と整合する結果が得られた。さらに、両者の関係において評価対象企業のコーポレート・ガバナンスがどのような影響を及ぼしているかについて行った分析では、コーポレート・ガバナンスが機能している企業はそうでない企業より、その保有現金に対する市場の評価は統計的に有意に高く、市場の割引評価の度合いは緩和されることが確認できた。

現金の評価や企業価値におけるコーポレート・ガバナンスの役割についての新たなエビデンスを提供できた点、そして、企業価値の最大化において資本コストを意識する経営がどれだけ重要であるかを再確認できた点は、本稿の貢献できるところであろう。

参考文献

- 奥愛・高橋秀行・渡部恵吾（2018）「日本企業の現預金保有動向とその合理性の検証」, 財務省財務総合政策研究所総務研究部『PRI Discussion Paper Series』
- 菅原周一（2013）『日本株式市場のリスクプレミアムと資本コスト』株式会社きんざい
- 鈴木一功（2004）『企業価値評価－実践編－』ダイヤモンド社.
- 諏訪部貴嗣（2006）「株主価値を向上させる配当政策」『証券アナリストジャーナル』44(7),34-47.
- 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』第24巻第1号,21-41.
- 中井誠司・神山直樹（2013）「保有現金の価値評価：リーマンショック前後と日米欧比較」『証券アナリストジャーナル』第51巻第6号,17-25.
- 中嶋幹（2013）「コーポレート・ガバナンスと企業の現金保有」『証券ア

ナリストジャーナル』51(6).36-46.

中野誠・高須悠介 (2013) 「日本企業の現金保有決定要因分析—所有構造と取締役会 特性の視点から」一橋大学期間レポジットリ.

柳良平 (2015) 『ROE革命の財務戦略』中央経済社.

柳良平・上崎勲 (2017) 「日本企業におけるコーポレート・ガバナンスと保有現金価値の関連性—平均的な企業の保有する現金の限界的価値の検証—」、『インベスター・リレーションズ』第11号, 22-40.

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』第32巻、第1・2号、108-122.

山口聖 (2016) 「現金保有についての考察」『甲南経営研究』第57巻第3号, 159-177.

山口聖 (2017) 「現金の価値とペイアウト」『甲南経営研究』第58巻第2号, 63-80.

Dittmar, A., J. Mahrt-Smith, and H. Servaes (2003), “International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38, 111-133.

Fama, E., and K. French (1998), “Taxes, Financing Decisions, and Firm Value”, *Journal of Finance*, 53, 819-843.

Faulkender, M., and R. Wang (2006) “Corporate Financial Policy and the Value of Cash” *Journal of Finance* 61, 1957-1990.

Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick (2003), “Corporate Governance and Equity Prices”, *Quarterly Journal of Economics* 118, 107-155.

Kin-Wai Lee and Cheng-Few Lee (2009), “Cash Holdings, Corporate Governance Structure and Firm Valuation”, *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* VOL. 12, NO. 03, 475-508.

Pinkowitz, L. and R. Williamson (2004), “What is a dollar worth? The market value of Cash Holdings”, Georgetown University working paper.

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, 2725-2751.