

# 外国人投資家の株式保有と現金の価値

鄭 義 哲

## 1. はじめに

金融危機やコロナ禍など、企業の資金繰りを悪化させる事態が発生すると、リスクを緩和できる企業の手元資金に注目が集まる。有事の際には、現金を積んでおいたことが危機打開の原動力となりうる。たとえば、Chang and Yang (2022) では現金保有高の多い企業であるほど、金融危機後の業績パフォーマンスの改善スピードが速い傾向があることが示されている。現金保有高のポジティブな側面は株価パフォーマンスからも見られる。富田・池田 (2014) は東日本大震災とリーマンブラザーズ証券の破綻に端を発した金融危機の2つの事象を用いて分析を行い、現金保有はショック時の株価の下落を和らげる働きをすると報告している。

しかし、有事の時とは違って平時における企業の保有現金については、資本効率という側面から市場で見られ、多く保有すればいいという単純なものではない。余裕資金は企業経営に自由度を与える反面、無駄に使われる余地を与えるという諸刃の剣のようなものである。資本市場へのアクセスが容易でない企業や成長機会が豊富で資金需要が旺盛な企業にとって現金保有はベネフィットをもたらす半面、余分に持つことで資本効率の低下につながる場合においては<sup>1</sup>、市場は株価の下落というペナルティを与える。

完全市場においては、現金そのものは企業価値に影響を与えない。しかし、現実の世界は完全市場ではなく、現金保有に起因するエージェンシー問題を

---

1 余剰資金の多くは利子率がゼロに近い預金で保有されているケースがほとんどで、日本企業の ROE の低迷の原因ともなっている指摘がある (福田, 2017)。

反映し現金は割引評価される形で、企業価値にマイナスの影響をもたらすという分析結果を報告している（後述する）先行研究が多く存在する。エージェンシー理論は、経営者の裁量下にある現金が潤沢な企業であるほど無駄遣いされる可能性が高まり、フリーキャッシュフロー問題（Jensen, 1986）が深刻になると予測する。すなわち、余剰資金が多くなるほど、企業価値への負の影響は強まるというのが同理論の示唆する点である。

一方、現金保有に係るエージェンシー問題は経営の規律付けの役割をするコーポレート・ガバナンスによって緩和されるというのも多くの先行研究で報告されている。コーポレート・ガバナンスがきちんと機能している場合においては、経営の規律が維持され、その結果現金に対する市場の割引評価は改善されるというものである。これらは企業の保有現金の使い方に対する市場の不安を減少させる役割としてのコーポレート・ガバナンスの意義を示唆するものであろう。

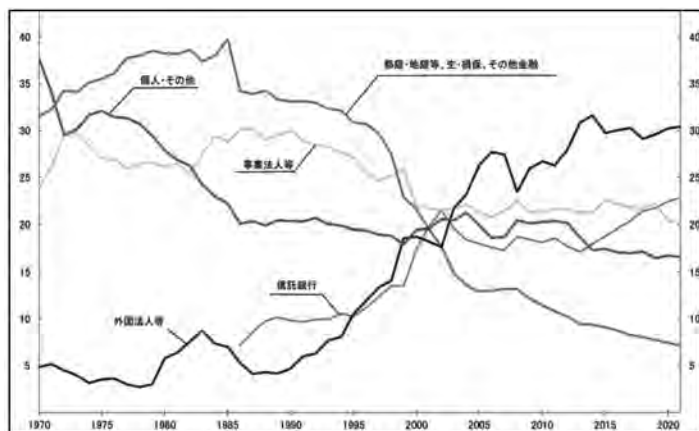
本稿では、コーポレート・ガバナンスの代理指標の一つである株式所有構造の側面から、外国人投資家の株式保有比率に注目し、企業の保有現金に対する市場の評価についての当該変数の影響についてみる。図表1は投資部門別の株式保有比率の推移を表したものであるが、図からわかるように、日本の株式市場においての外国人投資家のプレゼンスは90年代以降高まってきている。インサイダー保有の中心である株式の持ち合いの解消とともに<sup>2</sup>、次第に日本企業の株主名簿に多くの割合を外国人投資家が占めるようになっており、直近の2021年度の外国人の株式保有比率は30.4%<sup>3</sup>となっている。90年代の10%台に比べると日本の株式市場における株式所有構造の変遷がよくわかる。このような株主構成の変化は企業経営の意思決定にも影響を与えるとされる。取引関係の強化や安定的な株主としての性格が強かった国内の機関投資家に比べ、「外国人投資家の場合、業務提

2 1990年から2017年3月までの持ち合い解消のため、株式売却額は137円に達し、その受け皿となったのは外国人だ（日本経済新聞2017年10月12日）。さらに、同新聞の2019年5月31日付の記事によると、日本株の時価総額に占める持ち合い比率は2017年度末で9%台に下落し、集計を始めた90年度以降で初めて1桁になったという。

3 <https://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/examination/nlsgeu000006i70f-att/j-bunpu2021.pdf> より

携や合弁などのために日本企業の株式を保有することもあるが、大部分は機関投資家による純粋な投資である（川北、2004）」。投資対象の企業との取引関係のしがらみがないがゆえに外国人投資家は、議決権の行使を通じた反対意見の表示など、「物言う株主」として企業経営に緊張感を与え、経営の規律をつける働きをしているとされる<sup>4</sup>。このような見方は外国人投資家<sup>5</sup>の株式保有が企業価値に正の影響を与えうるとする主張の根拠でもあり、それを裏付けるように、多くの実証分析の研究（光定・蜂谷（2009）、岩壺・外木（2007）、宮島・新田（2011）、宮島・保田・小川（2016））では外国人投資家の株式保有とパフォーマンスの正の関係を示す分析結果が報告されている。

図表 1 主要投資部門別株式保有比率の推移



出所：2021年度株式分布状況調査結果（<https://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/examination/01.html>）

- 4 経営の規律をつけるというポジティブな役割とは反対に、海外機関投資家は短期主義的であるため、経営陣の決定に対して近視眼的な圧力を加えるという批判的な意見も存在する（宮島・保田・小川（2016））
- 5 外国人投資家といってもその行動パターンはいくつかに分けられる。円谷（2014）は文献サーベイから次の4つのパターンに大別している。Ⅰ型は現経営陣に敵対する各種行動を実施することに積極的な投資家、Ⅱ型は投資リターンを純粋に追及する投資家、Ⅲ型は株主総会で議決権を積極的に行使する投資家、Ⅳ型は株主総会で議案に反対票を投じる投資家。

そこで本稿では、コーポレート・ガバナンスの指標として外国人投資家の株式保有比率を用いて、企業の現金保有高の市場評価に及ぼす外国人投資家の株式保有の効果について分析を行う。前述のように外国人投資家の株式保有が、経営の規律をつけ、その結果、保有現金にかかわるエージェンシー問題の緩和につながるのであれば、保有現金に対する市場の評価においても、外国人の株式保有が多い企業とそうでない企業との間には差が検出されると考えられる。さらに、本稿では余剰現金を推定し、それを分析モデルに追加導入し分析を行う。エージェンシー問題の悪化に直接かわるのは保有現金の水準そのものより、通常のビジネス活動に必要な水準を上回る余剰の現金額がどれだけあるかに関係しているからである。

本稿の構成は次のとおりである。第2章では、企業の保有現金と市場評価の関係そしてその関係に対する外国人投資家の株式保有の影響についての先行研究を概観し、第3章では、本稿で用いているデータと分析で用いている変数の定義について説明をする。第4章では、本稿の仮説の導入と仮説検証のための分析結果について報告し、第5章では全体のまとめを行う。

## 2. 先行研究

中岡（2019）は企業の現金保有の動機については主なものとして、取引の動機、予備的動機、エージェンシー動機、そして節税動機があるが、予備的動機と整合的な結果を報告している先行研究が多いという。一方、多くの（後述する）先行研究から見える、企業の現金保有高に対する投資家サイドの評価は、現金の額面金額を下回る結果が多い。有事に備えて保有する企業側の予備的動機による現金の確保は、投資需要を満たすだけの資金が確保できない結果、最適な投資が実施できないという過少投資の問題の解決につながるという側面からも、経営者側だけではなく株主にとってもベネフィットをもたらす。その半面、備えすぎると投資家の視線も厳しくなる。とりわけ、現金保有高が多く使い道もない企業においてはフリーキャッシュフロー問題が懸念される（Jensen, 1986）。経営者の裁量下の現

金が多いほど、無駄遣いにつながる可能性が高く、市場がそのように判断すれば、企業価値の減少の要因となる。Harford (1999) は、キャッシュリッチな企業は他の企業より買収を実施する可能性が高く、投資としての買収は、実施企業の株式リターンや営業パフォーマンスを見る限り、企業価値を棄損する結果をもたらしており、これらの結果はフリーキャッシュフローに係るエージェンシーコストを示唆するものと指摘している。

Pinkowitz, Stultz, and Williamson (2006) は、Fama and French (1998) の価値評価回帰モデルを用いた実証分析から、投資家保護の弱い国の企業はそうでない国の企業より、企業の現金保有高と企業価値の関係が弱いことを示している。他に Dittmar, Mahrt-Smith (2003)、Kalcheva and Lins (2007) でも国際レベルのデータを用いて分析を行い、同様の結果を報告している。

Dittmar and Mahrt-Smith (2007) は、企業価値に及ぼすコーポレート・ガバナンスの影響を、Faulkender and Wang (2006) のモデルを用いて企業価値と現金の関連性からアプローチし、分析を行った。その結果、コーポレート・ガバナンスが貧弱な企業の現金の価値（1ドルの額面を0.42ドルに評価）はコーポレート・ガバナンスが確立している企業のそれの約半分の価値でしか評価されないことを示し、コーポレート・ガバナンスは現金の使い方に影響を及ぼすことによって企業価値の増大に寄与しているという。

Lee and Lee (2009) は東南アジア（5か国）の企業を対象に、現金保有高と取締役会関連のコーポレート・ガバナンス変数との関係や、そして企業価値との関係について分析を行っている。その結果、経営者のエンブレチメントの度合いが高い企業であるほど、現金保有高は高くなる傾向があるが、ガバナンスが強い企業においてその傾向は低くなると報告している。また、企業価値と現金保有高は負の関係を見せているが、その傾向はコーポレート・ガバナンスが弱く経営者のエンブレチメントの度合いが高いほど、より堅調で当該企業に対する市場の割引評価の傾向は強いという。

山口・馬場 (2012) は、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 Faulkender and Wang (2006) の手法を用いて分析を行い、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円で評価し

ていることを報告している。またその割引評価の理由は、富の移転仮説（株主から債権者への富の移転）で説明できるという。さらに、フリーキャッシュフロー仮説を支持するものとして、エージェンシーコストと取引コストが顕著な企業の保有現金に対する割引評価が確認できると報告している。

山口（2016）では、Dittmar and Mahrt-Smith（2007）に依拠して余剰現金額を推定し、それをPinkowitz, Stultz, and Williamson（2006）の現金評価モデルに説明変数として導入し、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、余剰現金は企業価値と負の関係があることを示し、余剰資金にかかわるエージェンシー問題を明らかにした。

鄭（2019）は、東証1部上場企業を対象に、コーポレート・ガバナンスの指標として資本の効率性<sup>6</sup>を用いて、現金に対する市場の評価にコーポレート・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分析を行った。その結果、コーポレート・ガバナンスが機能している企業の保有現金は、機能していない企業のそれより、市場の評価は統計的に有意に高くなることを報告している。

次に、本稿のキーワードである外国人投資家と現金の市場評価に関連した先行研究としては諏訪部（2006）、柳・上崎（2017）がある。

諏訪部（2006）は増配が株主価値を向上させる理由について、その理論的背景として考えられる二つの理論、シグナリング理論とフリーキャッシュフロー理論を用いて実証を行い、おおむね両方を支持する結果を報告している。本稿のテーマである外国人投資家の持株比率と現金に関連した分析結果を紹介すると、次の通りである。①外国人投資家の持株比率が高いほど、現金の市場価値は高まる。②増配発表後のCAR（累積異常リターン）を、①の分析で用いた現金の市場価値評価推定モデル<sup>7</sup>で導入した銘柄属性（外国人持ち株比率は属性の一つ）で単回帰を行い、外国人持ち株比

6 企業*i*のROEが株主資本コストを上回る場合、当該企業はコーポレート・ガバナンスが機能していると判断している。

7 企業価値（株式時価総額＋有利子負債額）は、現金等価物と現金以外の資産に一定の倍率を掛け合わせたものの和で表されると仮定し、回帰分析を行っている。

率が低いほど（つまり現金の価値が低いと予想されるほど）、CARは高くなる結果を得ている。彼はこれらの結果から、コーポレート・ガバナンスを重視する外国人投資家に株式を保有されているほど、経営者に対するモニタリングが働いて、それによってエージェンシーコストが低下した結果、株主価値の向上につながったと結論付けた。

柳・上崎（2017）はコーポレート・ガバナンスの尺度<sup>8</sup>の一つとして外国人持株比率を用いて、2005年から2016年の各6月末時点の東証1部企業（金融を除く）を対象に、保有現金の価値とコーポレート・ガバナンスの関係について分析を行っている。分析モデルはDittmar and Mahrt-Smith（2007）をベースにガバナンス変数を現金保有高の変化との交差項として導入し、分析を行った。分析の結果は企業の保有する現金の評価はガバナンスの良し悪しに左右される可能性を示唆するもので、例えば100円の限界的価値は、外国人持ち株比率が平均的な企業では約48円で評価されるのに対し、外国人持ち株比率が平均+2標準偏差（平均-2標準偏差）の場合は約86円（9.5円）で評価されるという。

以上、現金の市場評価に関する先行研究を概観したが、本稿では現金の価値評価と外国人投資家の株式保有の関連性についてPinkowitz, Stultz, and Williamson（2006）のモデルを使って分析を行う。そして先行研究との違いは分析モデルに余剰現金を直接導入し、企業価値と当該変数との関係に対する外国人投資家の株式保有の効果について実証を行っている点である。余剰現金の推定方法については山口（2016）に倣っている。

### 3. データと導入変数の定義

#### 3. 1 データ

本稿では、2000年1月から2020年<sup>9</sup>3月までの期間で存在していた東京証

8 もう一つの尺度として、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、「CGに関連する情報の開示」の項目の評価を使用している。また現金に関しても現預金だけの変数と、現預金に短期有価証券を加えた変数も用いている。

9 コロナ禍による企業への流動性供給など、事業活動と関係ない特殊要因が分析結果へ影響を及ぼす可能性を考慮した。



券取引所の1部上場企業（電力・ガス、そして金融業を除く。分析期間中、同一年度に決算期の変更のあった企業はその年のデータは除外する）のうち、分析に必要な関連データが入手できるサンプルを対象に分析を行っている。分析によって用いる変数が異なるので分析に用いたサンプル数は各分析の結果を紹介する際に示すことにする。なお、本稿で用いているすべてのデータは日経NEEDS—Financial QUEST から取得した。

### 3. 2 導入変数の定義

本稿では Pinkowitz, Stultz, and Williamson (2006) の以下の式 (1) を分析のベースモデルとして用いているが、モデルで使われている各変数の作成や分析方法に関しては、同モデルを用いて日本企業を対象に分析を行っている山口 (2017) と山口 (2016) に倣っている。

$$\begin{aligned}
 V_{i,t} = & \alpha + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 dE_{i,t} + \beta_3 dE_{i,t+1} + \beta_4 dNA_{i,t} + \beta_5 dNA_{i,t+1} + \beta_6 RD_{i,t} + \beta_7 dRD_{i,t} \\
 & + \beta_8 dRD_{i,t+1} + \beta_9 I_{i,t} + \beta_{10} dI_{i,t} + \beta_{11} dI_{i,t+1} + \beta_{12} DIV_{i,t} + \beta_{13} dDIV_{i,t} + \beta_{14} dDIV_{i,t+1} \\
 & + \beta_{15} dV_{i,t+1} + \beta_{16} dCash_{i,t} + \beta_{17} dCash_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

分析に用いる各変数の定義は次のとおりである。Eは営業利益＋減価償却費、NAは総資産から現金及び現金同等を引いた金額、RDは研究開発費、INTは支払利息・割引料、DIVは配当金の支給額＋非支配株主への配当金支給額、Vは決算期 t 時点の時価総額＋負債合計、CASHは現預金の金額である。説明変数についている d は差分を表しており、 $dX_{i,t}$  と  $dX_{i,t+1}$  はそれぞれ  $(X_{i,t} - X_{i,t-1})$ 、 $(X_{i,t+1} - X_{i,t})$  を意味している。次に式 (1) のベースモデルに追加で導入する、後の分析で出てくる変数 For\_own は外国人投資家の株式保有比率を表すが、実際の分析では、毎年 For\_own の大きさをサンプルを2つのグループに分けて得られる上位と下位の2グループを示すダミー変数 For\_dum（上位が1，下位が0をとる）を使用する。

なお、各変数は t 期の総資産で規模を調整している。また、分析結果に及ぼす異常値の可能性を考慮し、研究開発費と配当金を除く、以下の分析に用いたすべての変数は当該変数の上下0.5%の値でトリムしている。研究開



発費と配当金に関しては上限のみの99.5%の値でトリムしている。

図表2に本稿で用いているサンプルの主な変数についての記述統計量を示している。研究開発費と配当金<sup>10</sup>はデータベースに記載がない場合は0としている。

図表2 記述統計量

	N	mean	p50	p25	p75	sd	max
V	25664	1.1332	0.9911	0.8552	1.2116	0.5724	13.8413
E	25664	0.0870	0.0802	0.0531	0.1131	0.0502	0.3994
CASH	25590	0.1435	0.1186	0.0695	0.1913	0.1014	0.7739
dCash	25664	0.0080	0.0042	-0.0119	0.0252	0.0445	0.4346
INT	25664	0.0036	0.0025	0.0010	0.0051	0.0036	0.0283
dINT	25664	-0.0002	-0.0001	-0.0005	0.0001	0.0010	0.0091
RD	25664	0.0135	0.0053	0.0000	0.0199	0.0190	0.1408
dRD	25664	0.0003	0.0000	-0.0001	0.0007	0.0037	0.0351
DIV	25664	0.0092	0.0075	0.0046	0.0117	0.0075	0.0857
dDIV	25664	0.0008	0.0001	-0.0001	0.0017	0.0037	0.0326
for_own	25664	0.1174	0.0842	0.0267	0.1794	0.1120	0.8298

注) For\_ownを除く各変数は総資産額で割っている。

## 4. 分析結果

### 4. 1 現金の価値と外国人投資家の株式保有の関係についての分析結果

3. で定義した変数を用いて本節では企業保有の現金の価値と外国人投資家の株式保有との関係について分析を行い、その結果を報告する。

「国内投資家に比べて株主意識の高い外国人投資家が増加するに伴い、経営に対する監視の目が一層厳しくなり、経営者は外国人投資家を意識した経営を迫られているとの指摘は多い（日本経済新聞、2006年5月9日付け<sup>11</sup>）。外国人投資家の株式保有がコーポレート・ガバナンスの役割を果たし、経営に規律を加えているとたら、現金に対する市場の評価は、外国

10 配当金に記載されていないデータを除外するとサンプル数が半分以上に減ってしまうので、記載されていない場合は研究開発費と同様に0とした。

11 岩壺・外木（2007）のp48で引用されている。

人投資家の株式保有が多い企業の方が高くなることが予想される。そこで、次の仮説1が設定される。

仮説1：現金に対する市場の評価は、外国人投資家の株式保有が多いほど高くなる。

仮説1の検証は式(1)のベースモデルに、For\_dum変数、そしてFor\_dum変数とdCashやdCash1との交差項( $F\_dCash$ と $F\_dCash1$ )を導入した以下のモデル(2)で回帰を行い、回帰係数 $\beta_{19}$ の符号(正)と統計的有意性で判断する。

$$V = \alpha + \dots + \beta_{16}dCash + \beta_{17}dCash1 + \beta_{18}For\_dum + \beta_{19}F\_dCash + \beta_{20}F\_dCash1 + e \quad (2)$$

仮説1の検証に入る前に、まず外国人投資家の株式保有に見える特徴をみてみよう。図表3には、本稿のサンプルをFor\_dum(1と0)で分けて得られるそれぞれのグループの特徴を、式(2)で用いている主要変数と、ROE・PBR(時価総額/自己資本)・lnAsset(総資産の自然対数)といった、企業の収益性・成長性・規模などを表す主な指標を追加してそれらの基本統計量を示してある。

規模(V、lnAsset)や収益性(E、ROE)、成長性(RD、PBR)や株主還元(DIV)などすべての指標において、外国人投資家の株式保有の多い(For\_dum=1)のグループの方が高い数値を見せている。大型で、収益性も成長性もよく株主への利益還元も積極的に行う企業を選好する傾向があることがみてとれる。企業規模が大きく、海外依存度が高く、業績がよく、負債比率が低いといった特徴を持った企業を選好する傾向が外国人投資家にあるという宮島・新田(2011)の結果に整合するものである。なお、表内には記載していないが、各変数の平均値や中央値の差のtテストや中央値テストにおいても両グループの差は統計的に認められる結果である。

図表3 For\_dumで分けた2グループの属性についての記述統計量

For_dum=0							
	N	mean	Median	p25	p75	sd	max
V	13119	1.06	.947	.826	1.123	.511	10.235
E	13119	.077	.071	.047	.1	.047	.37
CASH	13088	.141	.117	.07	.186	.1	.774
INT	13119	.004	.003	.001	.006	.004	.026
DIV	13119	.008	.006	.004	.01	.007	.086
RD	13119	.01	.003	0	.014	.016	.136
lnAsset	13119	10.657	10.645	10.005	11.293	1.065	16.123
PBR	13019	1.238	.885	.624	1.391	1.214	20.254
ROE	12946	5.166	5.33	2.22	9.38	10.938	73.28
for own	13119	.037	.028	.011	.057	.031	.138
For_dum =1							
V	12545	1.21	1.045	.896	1.304	.621	13.841
E	12545	.097	.092	.062	.125	.052	.399
CASH	12502	.146	.121	.069	.197	.103	.73
INT	12545	.003	.002	.001	.005	.003	.028
DIV	12545	.011	.009	.006	.013	.008	.074
RD	12545	.017	.009	0	.026	.021	.141
lnAsset	12545	12.021	11.967	11.097	12.858	1.355	16.87
PBR	12512	1.467	1.149	.808	1.721	1.147	16.001
ROE	12433	7.354	7.03	3.86	11.15	8.664	80.35
for own	12545	.202	.182	.128	.256	.104	.83

注) V,E,CASH,INT,DIV,RDは全部資産合計で割っている。

では、上記の式(1)と、現金の市場評価に対する外国人投資家の株式保有変数を導入した式(2)のモデルの分析の結果をみてみよう。式(1)は分析のベースモデルとして使うが、参考になっている山口(2017)に倣って説明変数には年度ダミーと業種ダミーを加えている。さらに、式(2)に年度効果と個別企業効果を考慮する固定効果モデル(FE)を追加したパネル分析を行う。企業価値に影響を与えうる時間不変の企業個別の異質性をコントロールするためである。ハウスマン検定の結果でも、固定効果モデルが採択され、F検定の結果ではプーリング回帰モデルより固定効果モデルが支持される結果であるので、仮説検証のモデルとしては固定効果モデルで

判断し、年度と業種ダミーを導入してOLSを実施したベースモデルの結果は参考までに掲載する。

図表4 推定結果

VARIABLES	(1) OLS	(2) OLS	(3) FE	(4) FE
	V	V	V	V
E	3.619*** (0.1426)	3.531*** (0.1448)	3.994*** (0.2694)	3.933*** (0.2671)
dE	0.543*** (0.1620)	0.592*** (0.1630)	0.208 (0.1301)	0.244* (0.1305)
dE1	2.773*** (0.2014)	2.778*** (0.2012)	2.912*** (0.2056)	2.907*** (0.2024)
dNA	0.485*** (0.0490)	0.495*** (0.0495)	0.216*** (0.0375)	0.227*** (0.0380)
dNA1	0.574*** (0.0744)	0.583*** (0.0746)	0.585*** (0.0563)	0.597*** (0.0561)
RD	2.098*** (0.2648)	2.002*** (0.2670)	0.192 (1.2329)	0.121 (1.2323)
dRD	1.220 (1.1371)	1.148 (1.1401)	0.296 (0.8189)	0.385 (0.8274)
dRD1	0.257 (1.1105)	0.024 (1.1070)	-0.393 (0.8488)	-0.516 (0.8485)
INT	16.755*** (0.9733)	17.321*** (0.9762)	10.387*** (2.4225)	10.961*** (2.4380)
dINT	-15.312*** (3.1500)	-16.186*** (3.1675)	-7.357*** (2.4507)	-7.901*** (2.4583)
dINT1	-2.708 (4.4627)	-3.055 (4.4766)	2.189 (3.4073)	2.067 (3.4256)
DIV	14.441*** (1.1476)	14.242*** (1.1502)	10.874*** (2.2662)	10.868*** (2.2631)
dDIV	5.262*** (1.3350)	5.649*** (1.3527)	1.625 (1.0339)	1.676 (1.0374)
dDIV1	17.316*** (1.6611)	17.484*** (1.6784)	11.513*** (1.6061)	11.500*** (1.6011)
dV1	-0.193*** (0.0458)	-0.193*** (0.0461)	-0.374*** (0.0246)	-0.375*** (0.0246)
dCash	1.161*** (0.1210)	0.922*** (0.1642)	0.545*** (0.0801)	0.353*** (0.1126)
dCash1	0.898*** (0.1418)	0.662*** (0.1799)	0.668*** (0.0975)	0.454*** (0.1257)
For_dum		0.030*** (0.0053)		0.020** (0.0096)
F_dCash		0.547** (0.2339)		0.427** (0.1659)
F_dCash1		0.551** (0.2258)		0.487*** (0.1773)
Constant	0.661*** (0.0337)	0.655*** (0.0338)	0.699*** (0.0328)	0.691*** (0.0332)
Observations	25,949	25,664	25,949	25,664
R-squared	0.439	0.442	0.416	0.418

注) Robust standard errors in parentheses,\*\*\* p<0.01,\*\* p<0.05,\* p<0.1

(1)と(2)では年度ダミーと業種ダミーを用いているがその係数の記載は省略している。

まず、OLS推定（年度ダミーと業種ダミーの結果は掲載していない）の結果（（1）と（2））では、現金保有高の1円の増額に対して約1.16円（dCashの係数）の企業価値の増加につながっている。サンプルを外国人投資家の株式保有比率で分けてみると、For\_dum=0のグループにおいては0.922円であるのに対して1のグループはそれより0.547円高い1.469円で評価されており、その差も統計的に5%水準で有意である。一方、個別企業の効果をコントロールした固定効果モデル（3）と（4）の結果ではその値は半分以上減少している。For\_dum=0のグループのそれは1円の約65%割引の評価であるのに対して、For\_dum=1のグループの場合においては、割引の度合いは緩和され0.78円で評価されており、仮説1を支持する結果である。

#### 4. 2 余剰現金と外国人投資家の株式保有の関係についての分析結果

本節では、現金保有高のうち、モデルで説明される金額を超える部分、すなわち余剰な現金に注目する。エージェンシー問題を悪化させるのは、現金保有額の水準そのものより、使い道がないのに手元にため込んでいる余剰な現金である。そこで本節では、余剰現金を推定し、当該変数と企業価値との関係、そしてその関係に及ぼす外国人投資家の株式保有比率の効果について考察する。

余剰現金（Ex\_Cash）の推定<sup>12</sup>は山口（2016）に倣っているが、異なる点は、本稿では各企業*i*の余剰現金を推定する際に、個別効果を考慮した固定効果モデルを用いた<sup>13</sup>。企業価値評価モデルにおいて個別企業の異質性をコントロールする必要性を示唆している4. 1の結果のように、余剰現金額を推定する際にも個別企業の効果を考慮した。また、現金保有政策の戦略的役割のため、企業の現金保有高は同業種のピア企業の高に

12 用いる変数には違いはあるが、余剰現金を、現金保有高を説明する回帰式の残差を用いて算出している研究としては他に、Harford(1999), Opler et al.(1999), Dennis and Steven(2008), Bates et al.(2009) などがある。

13 山口（2016）では、Dittmar and Mahrt-Smith（2007）に依拠しているが、個別企業効果ではなく業種ダミーを入れ、OLSを行っている。比較のため、山口（2016）と同じ方法で推定してみたが、分析結果に大きな差はなかった。

直接影響を受ける (Chen, Chan, and Chang, 2019) ので、業種間の違いも考慮する必要があるということから、業種別に固定効果モデルを実施した。

$$\text{LnCash}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnNA}_{it} + \beta_2 \text{FCF}_{it} + \beta_3 \text{NWC}_{it} + \beta_4 \sigma_{it} + \beta_5 \text{MV}_{it} + \beta_6 \text{R\&D}_{it} + \text{YearDummies} + \text{FirmFixed Effects} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

LnNA：NA（資産合計－現預金）の自然対数

LnCash：（現預金／NA）の自然対数

FCF：（営業利益－支払利息・割引料）／NA

NWC：（流動資産－流動負債－現預金）／NA

$\sigma$ ：企業  $i$  の過去10年間のFCFで算出する標準偏差であるが、 $t$  期からさかのぼって過去10年間で5年分以上FCFのデータが取れば分析対象に算入した。

MV： $t$  期の株式時価総額／NA

R&D：研究開発費／NA（データベースで空欄の場合は0とした）

各企業  $i$  の余剰現金は、式 (3) で推定された企業  $i$  の残差として定義する。したがって残差の符号が正である場合は、モデルで導入している変数で正当化される現金保有額より多い水準の現金を企業が保有していることになる。よって他の条件が同じであれば、同額の現金の積み増しに対する評価は、企業の Ex\_Cash の水準が大きいほど、エージェンシー問題は大きくなり、企業価値に及ぼす負の影響を強めることが予想される。一方、外国人投資家の株式保有がコーポレート・ガバナンスの役割を果たしていると考えれば、Ex\_Cash に内在する企業価値への負の影響は緩和されると考えられる。そこで次の仮説2～4が設定される。

仮説2：余剰現金 (Ex\_Cash) は企業価値に負の影響をもたらす。

仮説3：余剰現金の水準が大きくなるほど、1円の現金保有の増加は企業価値に負の影響を強める。

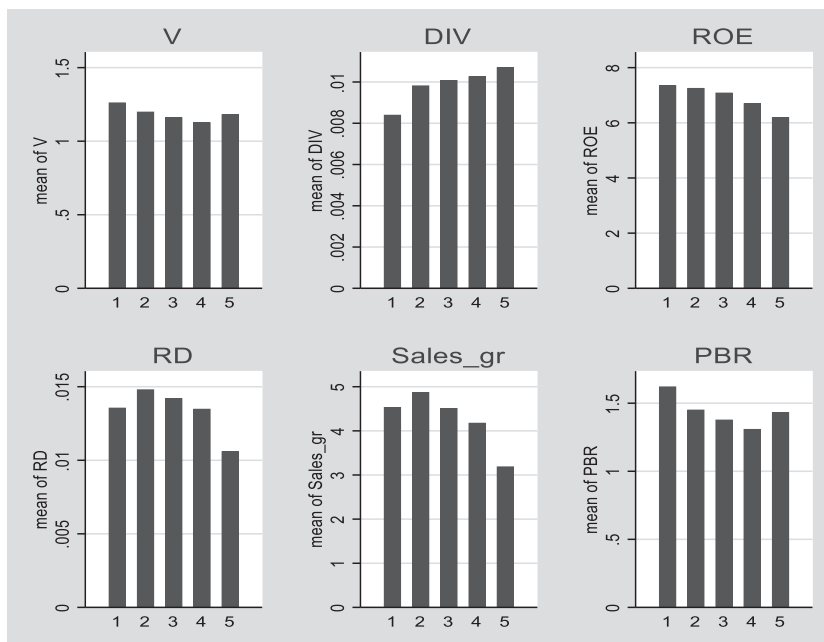
仮説4：余剰現金の水準が大きくなるほど、1円の現金保有の増加は企業

価値に負の影響を強めるが、外国人投資家の株式保有はその度合いを弱める。

仮説2・3・4の検証のための分析の前に、まず推定した余剰現金から見える企業の特徴について整理しておく。サンプルを年度別に余剰現金 (Ex\_Cash) の大きさに5分割し、一番大きい(小さい)グループを5(1)とし、それぞれのグループの特徴を企業価値 (V) ・配当金 (DIV) ・研究開発費 (RD) そして式 (1) では用いていないが、ROE ・PBR (株式時価総額/自己資本) ・Sales\_gr (売上高成長率: 対前年) の6つの変数で算出し、図表5に各変数の平均値をグラフに示している (x軸は分割された余剰現金のグループ分位である)。実証研究で成長機会 (成長性) の代理変数としてよく用いられる研究開発費や売上高成長率そしてPBRは、余剰現金が多いグループであるほど、それぞれの値は小さくなる傾向がみとれる。資本の効率性 (または収益性) を反映するROEは余剰現金が大きくなるほど単調に減少している。配当に関しては反対に余剰現金が多くなるほど単調に大きくなっている。企業価値 (V) のグラフと合わせてみると、余剰現金が多くなるほど、株主への還元である配当は増えてはいるが、企業の保有している成長機会や資本の収益性とのバランスから見たら、還元額は十分とはいえず、その結果企業価値とは負の相関をみせている可能性が考えられる。図表6には、各変数のグループ間の平均値や中央値の差の検定の結果を示しているが、研究開発費を除くすべての変数で、余剰現金最大のグループ (Ex\_Cash5=5) と最小のグループ (Ex\_Cash=1) の間の差は統計的にも有意である。



図表5 Ex\_Cashの違いによる各変数の平均値



注) x軸の1～5は、Ex\_Cashの推定値を年度別に5分割し得られるグループのことで、Ex\_Cashの値が一番高い(低い)グループが5(1)である。

図表6 余剰現金(Ex\_Cash)で分けた2グループ間の属性に対する平均値(中央値)の差の検定の結果

	Ex_cash=5 (top)			Ex_Cash=1 (bottom)			Difference			
	Mean	Median	#N	Mean	Median	#N	Mean	P value	Median	P value
V	1.181	1.024	5004	1.261	1.039	5046	-0.080	0.000	-0.015	0.001
Cash	0.222	0.205	5045	0.078	0.055	5060	0.144	0.000	0.150	0.000
DIV	0.011	0.009	5032	0.008	0.007	5047	0.003	0.000	0.002	0.000
ROE	6.190	6.230	4948	7.350	7.090	4955	-1.160	0.000	-0.860	0.000
RD	0.011	0.004	5045	0.014	0.004	5040	-0.003	0.000	0.000	0.149
Sales_gr	3.188	2.900	4931	4.534	2.860	4966	-1.346	0.000	0.040	0.003
PBR	1.433	1.093	5016	1.621	1.126	5012	-0.188	0.000	-0.033	0.030

注) Ex\_Cash\_5(1)はEx\_Cashの大きさでサンプルを年度別に5分割した際、Ex\_Cashが一番大きい(小さい)分位であることを表す。

次に、余剰現金変数を価値評価モデルに追加導入した以下の式 (4) を用いて、余剰現金と企業価値との関係、そして余剰現金が存在するとき、さらなる現金高の増額に対する市場の評価、またその関係に対する外国人投資家の株式保有の影響について行った分析結果をみてみよう。追加している余剰現金関連変数の定義は次のとおりである。Fo\_ExCash は For\_dum×Ex\_Cash、Ex\_dCash は dCash×Ex\_Cash、Fo\_Ex\_dCash は For\_dum×Ex\_dCash、Ex\_dCash1 は dCash1×Ex\_Cash、Fo\_Ex\_dCash1 は For\_dum×Ex\_dCash1 である。

$$V = \alpha + \beta_1 E + \dots + \beta_{16} dCash + \beta_{17} dCash1 + \beta_{18} For\_dum + \beta_{19} Ex\_Cash + \beta_{20} Fo\_Ex\_Cash + \beta_{21} Ex\_dCash + \beta_{22} Fo\_Ex\_dCash + \beta_{23} Ex\_dCash1 + \beta_{22} Fo\_Ex\_dCash1 + \varepsilon \quad (4)$$

なお、仮説 2・3・4 を支持するための条件となる係数の符号を次のように整理しておく。

仮説 2 :  $\beta_{19} < 0$

仮説 3 :  $\beta_{21} < 0$

仮説 4 :  $\beta_{22} > 0$

推定結果は図表 7 に示しているが、紙面の都合上、現金関連変数の結果だけ掲載している。表内のモデル (5) の余剰現金 (Ex\_Cash) は、式 (3) から得られる推定値ではなく、当該変数の大きさを年度別に 5 分割した際に得られる (前述の) 各分位の値 (1~5) である。余剰現金の分位数と企業価値、そして企業価値へ影響を与える他の変数との 2 変数間の関係を確認できた図表 5 と 6 の結果の追加検証の意味もかねて、モデル (5) では分位数を価値評価モデルに導入し、他の変数をコントロールした上で企業価値との関係性を確認する。またその関係に対して外国人投資家の株式保有がもつ効果を検証する。分位数を使うことで用いる情報の量が大幅に減少するなどデメリットはあるものの、余剰現金の規模と企業価値の関係、そしてその関係に対する外国人投資家の持ち株比率の影響についての全体的な傾向をとらえることができるため、仮説 4 の検証の追加判断

材料とする。

上記のような変数 Ex\_Cash の定義で、モデル (5) の係数  $\beta_{21}$  は、符号が予想通りの負であれば企業  $i$  の余剰現金の分位が 1 上がると現金 1 円の増額に対して  $\beta_{21}$  円の企業価値の減少につながることを意味することになる。また係数  $\beta_{22}$  は、符号が予想通りの正であれば余剰現金額が同じ分位に属していても外国人投資家の株式保有が多いグループ (For\_dum=1) はそうでないグループより、 $\beta_{22}$  円の企業価値上昇（または下落を緩和すること）につながることを表している。

図表 7 余剰現金を説明変数に導入した場合の分析結果

VARIABLES	(1) OLS	(2) OLS	(3) FE	(4) FE	(5) FE
dCash	1.141*** (0.1469)	1.148*** (0.1556)	0.661*** (0.1107)	0.654*** (0.1119)	1.299*** (0.3068)
dCash1	0.752*** (0.1654)	0.688*** (0.1735)	0.572*** (0.1132)	0.581*** (0.1123)	0.998*** (0.2532)
For_dum		0.049*** (0.0069)		0.026** (0.0116)	0.060** (0.0283)
Ex_Cash ( $\beta_{10}$ )	-0.011*** (0.0043)	-0.028*** (0.0058)	-0.029** (0.0135)	-0.021 (0.0151)	-0.005 (0.0068)
Fo_Ex_Cash( $\beta_{20}$ )		0.012 (0.0090)		-0.020 (0.0137)	-0.014* (0.0077)
Ex_dcash ( $\beta_{21}$ )	-0.555*** (0.1777)	-0.788*** (0.2527)	-0.331*** (0.1237)	-0.372** (0.1814)	-0.274*** (0.0818)
Fo_Ex_dcash ( $\beta_{22}$ )		0.381 (0.3276)		0.097 (0.2066)	0.112*** (0.0406)
Ex_dcash1	-0.510*** (0.1598)	-0.748*** (0.2243)	-0.169 (0.1098)	-0.162 (0.1663)	-0.201*** (0.0683)
Fo_Ex_dcash1		0.501 (0.3192)		-0.044 (0.2221)	0.127*** (0.047)
Constant	0.592*** (0.0268)	0.585*** (0.0278)	0.690*** (0.0417)	0.682*** (0.0425)	0.697*** (0.0503)
Observations	21,358	21,197	21,358	21,197	21,197
R-squared	0.447	0.450	0.430	0.431	0.431

注) Robust standard errors in parentheses, \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

モデル(1)と(2)では、年度ダミーと業種ダミーを説明変数に導入しているが、表には掲載していない。現金関連変数以外の結果は省略してある。モデル (7) における変数 Ex\_Cash は、当該変数を大ききで年度別に 5 分割した際に得られる各分位の値 (1~5) を表している。

まず、仮説2の結果である。予想どおり余剰現金の係数( $\beta_{19}$ )は企業価値に負の影響を与えていることが確認できるが、固定効果モデル(4)では符号条件である負を満たしてはいるが統計的な有意性はきえていない。

次に仮説3に関しては、検証対象の係数 $\beta_{21}$ の符号はすべてのモデルにおいて事前の予想どおり負であり、現金の増額に対する評価は現有の余剰現金が多くなるほど下がる結果である。モデル(4)の結果でいうと、平均的な余剰現金(-0.00057、図表8を参照)を保有している企業の場合、1円の現金額の増加に対して0.654円( $0.654 - 0.372 \times -0.00057$ )の企業価値の増加につながる。それに対して、余剰現金額が平均額より1標準偏差(0.7916、図表8を参照)多い企業は、平均的な余剰現金保有企業の約55%の水準である0.36円の評価になっていることがわかる。

図表8 記述統計量 (Ex\_Cash)

variable	N	mean	p25	p50	p75	stdev	min	max
Ex_Cash	21197	-0.00057	-0.4840	0.0202	0.5235	0.7916	-4.1941	4.1040

最後に仮説4である。注目する係数 $\beta_{22}$ は設定した仮説を支持するための符号条件である正を満たしているが、その統計的有意性が認められるのは、余剰現金の推定値ではなくその分位数を用いたモデル(5)である。余剰現金の規模を表す分位が1上がると、現金保有高の1円の増額に対し0.274円の企業価値の減少につながるものの、外国人投資家の株式保有が多いグループ(For\_dum=1)の場合はそうでないグループ(For\_dum=0)より、減少幅は0.112円分だけ縮小される結果で、その変化は有意水準1%で統計的に0と異なる。モデル(4)と(5)で、導入する変数によって異なる結果ではあるが、モデル(5)の結果は外国人投資家の株式保有がガバナンスを機能させている可能性を示唆するものとなっている。

## 5. おわりに

本稿では2000年1月から2020年3月までを分析期間とし、東証1部上場企業（電力・ガス、金融業を除く）を対象に、企業保有現金に対する市場の評価に及ぼすコーポレート・ガバナンスの効果について分析を行った。コーポレート・ガバナンスの指標としては外国人投資家の株式保有比率を用いている。外国人投資家は、前述したように持ち株比率においては3割、株式売買においては取引の6割を占めるほど、日本の株式市場における影響力は大きい。モノ言う株主の代名詞ともされる外国人投資家による株式保有が企業経営に規律を加える役割をしているとすれば、企業が保有している現金に対する市場の評価は、外国人投資家の株式保有比率の違いによって、異なることが推測される。本稿では、このような問題意識に基づき、企業の現金保有高と企業価値の関連性そしてその関連性に及ぼす外国人投資家の株式保有の影響について実証分析を行った。分析結果をまとめると次の通りである。

一つ目には、外国人投資家の株式保有が多い企業においては、そうでない企業より、企業保有の現金に対する市場の評価は高い。現金の使い方に対する投資家の懸念が外国人投資家の株式保有比率が高い企業においては緩和されている可能性を示唆する結果である。二つ目に、余剰現金を用いた分析結果である。まず、余剰現金を多く保有している企業群は余剰現金が少ない企業群より、成長機会や資本の効率性の数値が低い。これらは一般にエージェンシー問題が懸念される企業の特徴でもある。次に、価値評価モデルに余剰現金を説明変数に導入した多変量分析の結果である。現金の積み増しに対する市場の評価は、余剰現金の規模が大きいほど、企業価値への負の影響が強まる。そして外国人投資家の株式保有が多い企業においてはその負の影響は逆に弱まる傾向が確認できる。これらの結果は、余剰現金に起因するエージェンシー問題が外国人投資家の株式保有によって緩和される可能性を示唆するものであり、本稿の仮説をおおむね支持する結果であろう。

**参考文献**

- Chang, C.C., and Yang, H. (2022). The role of cash holdings during financial crises. *Pacific-Basin Finance Journal*, 72, 1-23.
- Chen, Y.W., Chan, K., and Chang, Y. (2019). Peer effects on corporate cash holdings. *International Review of Economics & Finance*, 61, 213-227.
- Dittmar, A., and Mahrt-Smith, J. (2007). Corporate governance and the value of cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 83, 599-634.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith, and Servaes, H. (2003). International corporate governance and corporate cash holdings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 111-133.
- Fahlenbrach, R., Rageth, K., and Stulz, R.M. (2021). How valuable is financial flexibility when revenue stops? Evidence from the COVID-19 crisis. *Review of Financial Studies*, 34 (11), 5474-5521. (<https://academic.oup.com/rfs/article/34/11/5474/6046943>)
- Harford, J. (1999). Corporate Cash Reserves and Acquisitions. *The Journal of Finance*, 54, 1969-1997.
- Jensen, M. C. (1986). Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. Corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76, 323-329.
- Fama, E., and French, K. (1998). Taxes, Financing Decisions, and Firm Value. *Journal of Finance*, 53, 819-843.
- Faulkender, M., and Wang, R. (2006). Corporate financial policy and the value of cash. *The Journal of Finance*, 61, 1957-1990.
- Kalcheva, I., and Lins, K. V. (2007). International evidence on cash holdings and expected managerial agency problems. *Review of Financial Studies*, 20, 1087-1112.
- Lee, K.W and Lee, C.F. (2009). Corporate Governance Structure and Firm Valuation. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 12(03), 475-508.

- Lee, B.S., and Suh, J. (2011). Cash holdings and share repurchases: international evidence. *Journal of Corporate Finance*, 17, 1306-1329.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., and Williamson, R. (1999), The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics* 52, 3-46.
- 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. *The Journal of Finance* 61(6), 2725-2751.
- 岩壺健太良・外木好美 (2007) 「外国人投資家の株式所有と企業価値の因果関係－分散不均一性による同時方程式の識別－」 『経済研究』 vol.58, No.1, 47-60.
- 円谷昭一 (2014) 「外国人投資家の実像とディスクロージャー・IR」 『プロネクサス総合研究所レポート』 第8号  
([http://tsumuraya.hub.hit-u.ac.jp/data/pronexus\\_no08\\_201401.pdf](http://tsumuraya.hub.hit-u.ac.jp/data/pronexus_no08_201401.pdf) より入手)
- 川北英隆 (2004) 「株式市場における投資家の行動－1990年代以降に関する一考察」 『ニッセイ基礎研究報』 vol32, 31-47.
- 諏訪部貴詞 (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.
- 富田信太郎・池田直史 (2014) 「外生ショックにおける株価反応と現金保有－コミットメントラインとの比較－」 三田商学研究第57巻第5号, 29-45.
- 鄭義哲 (2019) 「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」 『西南学院大学商学論集』
- 中岡孝剛 (2019) 「企業の現金保有行動に関する考察：理論と実証研究のサーベイ」 『商経学叢』 65, 177-227.
- 福田慎一 (2017) 「企業の資金余剰と現預金の保有行動」, 財務総合政策研



- 究所『フィナンシャル・レビュー』第132号,3-26.
- 光定洋介・蜂谷豊彦（2009）「株主構成と株式超過収益率の検証－市場志向的ガバナンスのわが国における有効性－」『証券アナリストジャーナル』Vol.47, No.1, 51-65.
- 宮島英昭・新田敬祐（2011）「企株式所有構造の多様化とその帰結：株式持ちあいの解消・「復活」と海外投資家の役割」RIETI Discussion Paper Series 11-J-011  
(<https://www.rieti.go.jp/publications/dp/11j011.pdf> より入手)
- 宮島英昭・保田隆明・小川亮（2017）「海外機関投資家の企業統治における役割とその帰結」宮島英昭 編著『企業統治と成長戦略』東洋経済新報社, 97-131.
- 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（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.
- 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.