

経営者の持株と配当政策そして イデオシНКラティツク・リスク

鄭 義 哲

1. はじめに

経営者の自社株式保有は経営者と株主の利害を一致させエージェンシーコストを削減するガバナンスの役割をする。一方、配当にもエージェンシー問題を緩和するメカニズムが存在する。配当を通じて企業の余剰資金（フリーキャッシュフロー）を株主へ還元することによって経営者自身の便益のために使われる可能性のある現金を減らせることができるからである（フリーキャッシュフロー仮説：Jensen(1986)）。このようにエージェンシー理論の枠組みで経営者の自社株式保有と配当は類似したガバナンスのメカニズムを有している。その故先行研究で報告されている、ガバナンスと配当の関係は、La Porta et al.(2000)（詳しくは後述する）が提示したように二つの仮説Outcome modelとSubstitute modelで説明されるケースが多い。類似した二つの仕組みが共存することによって片方の仕組みがもう一方を補完・強化（complement）するというcomplement(Outcome¹⁾ modelと、逆に代替するというSubstitute modelである。従って両者の関係において、もしOutcome modelが成立しているとしたら正の関係が、Substitute modelが成立しているとしたら負の関係が想定されることになる。どの仮説がより適切であるかは実証的な問題であるが、先行研究の結果は混在しているように見受けられる。

Bhattacharya, Li and Rhee(2016)はこのような先行研究の結果を受けてイ

1) 一方のガバナンスのメカニズムが働いた結果（outcome）、もう一方のガバナンスのメカニズムといえる配当が増えたとしたら、両者の関係は complement であるともいえる。

ディオシンクラティック・リスクという新しい変数を分析モデルに取り入れ、両者の関係で提示されている上記の二つの仮説は当該企業のイディオシンクラティック・リスクの水準に依存しているという分析結果を報告している。彼らはイディオシンクラティックリスクと企業の投資活動の関係について理論的モデルを構築し実証分析を行ったPanousi and Papanikolaou(2012)²⁾、DeMarzo,Fishman,He,and Wang(2012)の分析結果を参考とし次のような仮説を設定し分析を行った。仮説は、過剰投資(overinvestment)のコストが高い時(イディオシンクラティック・リスクが低い時)、いいガバナンスは配当を奨励し、企業価値の棄損をもたらす投資に経営者が自由に使える現金を減ら方向に働くというものである。すなわちガバナンスが配当を促すというcomplement modelを検証する仮説となっている。一方、過少投資(underinvestment)のコストが高まる時(イディオシンクラティック・リスクが増加する時)は、いいガバナンスは外部への現金流出(配当)を抑え将来の投資案に備える方向に働くというものである。すなわち、いいガバナンスは配当政策を代替するというSubstitute modelを検証する仮説となっている。検証の結果は、仮説を支持するもので、ガバナンスと配当の関係はイディオシンクラティック・リスクのレベルにも依存していることを主張した。

本稿ではBhattacharya,Li and Rhee(2016)を参考にし、日本の上場企業を対象にガバナンス変数の一つとして経営者の持株を用いて配当との関係をイディオシンクラティックリスクとの関連性から考察する。経営者の持株と配当の関係については多くの先行研究がなされているが、イディオシンクラティックリスクとの関係から調べているのは、筆者の知る限り、存在しない。参考にしているBhattacharya,Li and Rhee(2016)でもガバナンス変数として経営者の持株は用いていないので、この点は本研究が追加的に貢

2) Panousi and Papanikolaou(2012) は会社の個別リスク(idiosyncratic risk)が高くなると、(リスク回避的)経営者の投資意思決定は、十分に分散投資をしている外部株主の観点からすると(最適投資には満たない)過少投資になる可能性があるという仮説の下で検証を行った。その結果、イディオリスクが増加すると会社の投資は減少し、その度合いは経営者の持株が増えるほど、強いという。

献できる部分だろう。

そして、上述したように経営者の自社株式保有には経営者の利害を外部株主のそれに合わせる役割をする（アラインメント効果）「いいガバナンス」のメカニズムがある。一方、経営者の自社株式保有には「いいガバナンス」のみではなく、エージェンシー問題を悪化させる「悪いガバナンス」の側面も存在する。経営者の自社株の持株比率がある範囲を超えて経営者のコントロール力が外部からの圧力を遮断できるほど大きくなった時は、アラインメント効果とは逆のエントレンチメント効果（悪いガバナンスの側面）が生じうることが知られている（代表的な先行研究としてはMorck et al(1988)、McConnell and Servaes(1990)などがある）。このように経営者の自社株式保有がガバナンスの役割を果たし、またアメリカの企業を対象とし行ったPanousi and Papanikolaou(2012)の分析結果のように、日本企業においてもイディオシンクラティック・リスクによって企業の投資活動が影響を受けているとすれば、経営者の自社株式保有と配当政策との関係にもBhattacharya, Li and Rhee(2016)の結果が示唆するのと同様にイディオシンクラティック・リスクの影響が観察される可能性は十分に考えられる。そこで、本稿ではまず経営者の持株比率と配当の関係を確認し、両者におけるイディオシンクラティック・リスク（以下、イディオリスクとする）の影響を明らかにすることを目的とする。

本稿の構成は次の通りである。第2章では先行研究を概観した後、本研究で検証する仮説を提示する。第3章では、使用データ及び分析で用いたデータの基本統計量を報告し、第4章では分析結果を示し、第5章では全体のまとめを行う。

2. 先行研究と仮説設定

2. 1 先行研究

本節では本稿の研究テーマと関連している先行研究を概観する。まず、コーポレートガバナンス関連変数と配当の関係について分析を行った先行

研究をレビューし、次に両者の関係におけるイデオリスクの影響について分析を行ったBhattacharya et al(2016)を見てみる。その後、2. 2で本稿の検証仮説を提示する。

コーポレートガバナンスと配当の関係について行われた先行研究の中、代表的なものとしてはLa Porta et al.(2000)がある。彼らはコーポレートガバナンスと配当政策との関係において二つの説明仮説（Outcome model & Substitute model）を提示している。彼らはコーポレートファイナンスにおけるエージェンシー問題を投資家保護という法制度の側面から考察している。投資家（株主）保護をエージェンシー問題の代理変数とし、33か国のクロスカントリーデータ（4000社以上）を対象に、投資家保護がきちんと守られている国（common law countries）と不十分である国(civil law countries)間における配当の違いについて実証分析を行っている。Outcome modelは、コーポレートガバナンスがしっかり機能している結果（Outcome）として配当がなされるというものである。したがってこの仮説が成立していればコーポレートガバナンスと配当は正の関係が予想される。一方Substitute modelは、配当がガバナンス機能を代替（Substitute）するというもので投資家保護が不十分であるほど、エージェンシー問題を緩和するため配当を代替的に用いる結果、配当水準は高くなる。よってこの仮説が成立していれば、コーポレートガバナンスと配当は負の関係が予想される。La Porta et al.(2000)は分析結果から企業の配当政策の説明にはOutcome modelがより適切であると結論付けている³⁾。La Porta et al.(2000)と同様に、クロスカントリーデータを対象として分析を行い、Outcome modelを支持する結果を報告している他の先行研究にはFaccio et al(2001), Mitton(2004) ,Bae et al.(2012), Bartram et al.(2012)) などがある。

日本企業を対象とした関連先行研究に目を向けると、例えばAoki(2014)は2004年から2011年までの期間で東京証券取引所上場企業を対象とし、上述の二つの仮説のうち、どちらが妥当であるかを、株式所有集中(ownership concentration)⁴⁾と配当政策の関係から検証している⁵⁾。日本の会社法で、経営者の信託義務(fiduciary duties)に関しては規定がなされ

ているのに対して外部の支配株主のそれに関しては触れられていない法制度に注目し、分析対象を支配構造の違う二つのタイプの企業（MO企業 & CO企業）に分けて仮説の検証を行っている（最大株主が内部経営者である企業をMO企業、最大株主が外部の法人である企業をCO企業と定義）。信任義務が課され、かつ経営者自身が最大株主であるMO企業がCO企業より、コーポレートガバナンスの面でより優れているだろうという前提が暗黙に置かれている。分析の結果は、Outcome modelを示唆するもの—MO企業の方が統計的に有意に多くの配当を支払う—である。さらに、最大株主のタイプ（MOかCO）によって最大株主の持株比率の配当へ影響のパターンは著しく異なっており、MO企業において両者の関係は逆U字型であることを報告している。すなわち、経営者の持株が少ない時にはアラインメント効果によって経営者の持株と配当間には正の関係が見られるが、持株が十分

-
- 3) Jiraporn and Ning(2006) は米国企業のみを対象とし、株主権利 (shareholder rights) と配当の関係について分析を行い、クロスカントリーデータを用いた La Porta et al(2000) の結論とは異なる Substitution 仮説を支持する結果（株主権利が弱い企業であるほど、高い配当）を報告している。ガバナンス変数と配当の関係についてではないが、クロスカントリーデータを用いた研究として Substitution 仮説を示唆するような結果を報告している他の先行研究には He,Ng,Zaiats,and Zhang(2017) がある。彼らは、配当政策と利益操作 (earnings management) の関係について、29 カ国 23429 社を対象とし、実証分析を行っている。結果は、配当を実施している企業はそうでない企業より利益操作の度合い（異常会計発生高）が低く、その傾向は投資家保護の弱いまたは不透明な国の企業であるほど強いという。さらに、配当を実施した後株式発行を行う企業において利益操作の傾向はより小さいことも報告している。彼らはこれらの結果は、エージェンシー問題の緩和とともに資本市場において良好な評判を形成し、その結果外部資金へのアクセスをよりよくするため、企業が配当を用いていることを示唆しているという。
 - 4) 株式所有集中の度合いは最大株主 (largest shareholder) の持株比率ではかっている。
 - 5) 株式所有集中と配当の関係について日本企業を対象とした研究には、他に Harada and Nguyen(2011) がある。上位 5 位までの大株主のそれぞれの持株比率 (%) の二乗の合計で算出した Herfindahl index を株式所有集中度の代理変数として用いている。彼らは 1995 年から 2007 年までの期間で東京証券取引所上場企業を対象とし、配当に対する株式保有の集中度 (ownership concentration) の影響についてエージェンシー・ベースの二つの仮説（モニタリング仮説 & レント・エクストラクション (rent extraction) 仮説）を検証している。分析結果は、株式保有集中度が高くなるほど配当は統計的に有意に下がると報告し、レント・エクストラクション仮説を支持する結果を報告している。

多い時は経営者のエントレンチメントによって両者の関係は負に転換する結果、逆U字型を見せていると解釈している。一方、CO企業に関してはU字型で、これは大株主の法人株主の持株が少ない時にはトンネリングが発生し両者には負の関係に、持株が増えていくと当該株主のモニタリングが活発になり、より多くの配当を促すことを示唆しているという。

分析対象が日本企業ではない点、そして経営者の定義が異なり、単純に比較することはできないが、経営者の持株と配当の関係について行った実証分析の中に、Aoki(2014)でのMO企業における分析結果（逆U字型）とは反対の結果を報告している先行研究も存在する（Schooley and Barney(1994), Farinha(2003)）。Schooley and Barney(1994)・Farinha(2003)⁶⁾はそれぞれアメリカとUKの企業を分析対象とし実証を行い、経営者の持株と配当の間にU字型の関係があることを報告し、その解釈は次のとおりである。経営者の自社株式保有によってエージェンシー問題が緩和されるのであれば、アラインメント効果が存在する範囲においてはモニタリングの役割としての配当の必要性は弱まる（経営者の持株比率と配当は「負」の関係）が、経営者の持株が大きくなりある水準を超えると経営者のエントレンチメントによるエージェンシー問題の解決策として配当の必要性は高まる（経営者の持株比率と配当は「正」の関係）結果、U字型の関係を見せているという。他にChen and Steiner(1999)があるが、彼らは、経営者の持株比率、リスク、負債そして配当を内生変数とした非線形同時方程式を用いた推定を行い、経営者の持株比率変数とその他変数間との関係を調べた。その結果、本稿の関心事である経営者の持株比率と配当に関しては負の関係があることを報告し、これはエージェンシー問題緩和において両変数は互いに代替の関係（substitution-monitoring effect）にあることを示唆するという

久保・齊藤（2009）は1990年末に東京・大阪・名古屋証券取引所に上場

6) Schooley and Barney(1994) では経営者の持株比率として CEO の持株比率を用いているのに対して Farinha(2003) では内部経営者の持株比率（insider ownership）を用いている。

していた1818社（金融・電気ガス除く）についての1990年から1996年までの延べ12606社を対象に、上述の先行研究とは異なって経営者の持株比率と配当の関係から、エントレンチメント仮説を検証している。ここでエントレンチメント仮説とは、経営者の持株比率が高い場合、経営者は配当の支払いが株主価値最大化という目的達成のためには、最適ではない時でも（経営者自身の現金収入の確保のために）配当を支払う傾向が強くなるというものである。分析結果はエントレンチメント仮説に整合するもので、配当として現金を流出することが望ましくない可能性が高いと考えられる、（純利益が）赤字でかつ投資機会⁷⁾が多いサンプルにおいて経営者の持株比率と配当の間に統計的に有意な正の関係があることを報告している。

以上、ガバナンス関連変数と配当政策の関係に関する先行研究をみてみた。先行研究の結果からわかるように、コーポレートガバナンスと配当の間にはエージェンシー理論の枠組みで用いられる代表的な説明仮説としてはOutcome & Substitution仮説の二つが提示されているがどの仮説がより適切であるかについては支配的な見解はなく先行研究によって支持される仮説は混在していることが分かる。

Bhattacharya, Li and Rhee(2016)は、コーポレートガバナンスと配当の関係において提示されている上記の二つの対立している仮説を、企業のイディオリスク変数を分析モデルに取り入れることによってより適切に説明できるとし実証分析を行った。彼らは、イディオリスクが経営者の意思決定（投資活動）に与える影響を分析したPanousi and Papanikolaou(2012)の研究結果をベースに、コーポレートガバナンス（ガバナンス・インデックス）と配当の関係におけるイディオリスクの影響について以下のような仮説を設定し分析を行っている。コーポレートガバナンスが十分に機能していれば、①過剰投資のコスト⁸⁾が高い時は、企業価値の棄損につながる過剰投資の実行を防ぐため、配当を実施する傾向が高くなるのでコーポレー

7) トービンのQを代理変数として用いており、トービンのQが1より大きい場合を投資機会が多いと定義している。

8) 企業価値最大化を達成できる最適な投資水準を超える（下回る）過剰投資（過少投資）が実施された時に考えられる企業価値への負の効果を指す。

トガバナンスと配当は正の関係を、②過少投資のコストが高い時には、配当支払いより将来の有望な投資チャンスに備え現金を内部留保に回すメカニズムが働くのでコーポレートガバナンスと配当は負の関係を見せるというものである。ここで、過剰（過少）投資のコストはイディオリスクの値で代理しているが、それはイディオリスクが低い（高い）時に投資が拡大（委縮）するというPanousi and Papanikolaou(2012)の研究結果に起因している。

彼らは2003年から2009年までを分析期間とし、コーポレートガバナンスのランキングメジャーなど分析に必要なデータが取れる（電気ガスや金融業を除く）米国上場企業18037社（firm-year）を対象に分析を行った結果、コーポレートガバナンスはイディオリスクが低くなるほど（すなわち、過剰投資のコストが高くなる時）、配当を実施する傾向を高める一方、イディオリスクが高くなるほど（すなわち、過少投資のコストが高くなる時）配当実施を弱める傾向があるという。

2. 2 仮説の設定

本節では、上述した先行研究の結果を踏まえて、本研究の検証仮説を設定する。まずは経営者の自社株式保有と配当の両者における基本的な関係から確認することにする。

上述したように、エージェンシー理論の枠組みの中で、配当の支払いと経営者の自社株式保有は類似したガバナンス・メカニズムを有している。もしそうだとしたら、両者の関係については、先行研究の結果から二つの仮説（①Outcome modelと②Substitute model）が考えられる。両者の関係においてOutcome modelが成立しているとすれば、経営者の持株と配当間には正の関係が予想される。逆にSubstitute modelが成立しているとすれば、両者は負の関係が想定される。

したがって、両者の関係における仮説は先行研究の示唆から次のように設定できる。

仮説1a (Outcome model) : 経営者の持株比率と配当は正の関係にある。

仮説1b (Substitute model) : 経営者の持株比率と配当は負の関係にある。

次に、経営者の自社株式保有には外部の株主との利害を一致させ、エージェンシーコストを下げる働きがある一方、経営者の持株比率が高まるにつれ、起きうるエントレンチメントによって逆にエージェンシー問題が深刻になるケースも考えられる。もし、経営者の持株比率が高まりエントレンチメントが起きているとしたら、経営者の持株比率と配当の関係については次のように仮説が設定できる。

仮説2a (Outcome model) : 経営者の持株比率と配当の関係は逆U字型である。

仮説2b (Substitute model) : 経営者の持株比率と配当の関係はU字型である。

最後に、経営者の持株と配当の関係にイディオリスク変数を考慮した場合である。過少投資のコストがイディオリスクの増加に伴って上昇するのであれば、経営者の持株がアラインメント効果をもたらすいいガバナンスの役割をして領域においては、経営者の持株は投資に備え配当を減らす方向に働くと考えられる。一方、経営者の持株がエントレンチメントにつながる悪いガバナンスの役割をしている領域においては、経営者の持株比率は配当を増やす方向で働くかもしれない⁹⁾。そこで次のような仮説を設定する。

仮説3 : イディオリスクが高い時（過少投資のコストが高い時）、経営者の持株がアラインメント効果をもたらす領域においては、経営者の持株比

9) 経営者自身の金融資産の多くが自社の株式に集中しているケースにおいてイディオリスクの増加は、経営者自身の現金確保のために配当を実施する要因が働く可能性が考えられる。

率と配当は負の関係である。一方、経営者の持株がエントレンチメントにつながる領域においては、両者の関係は正である。反対に、イデオリスクが低い時（過剰投資のコストが高い時）は、経営者の持株がアラインメント効果をもたらす領域においては、経営者の持株比率と配当は正の関係である。一方、経営者の持株がエントレンチメントにつながる領域においては、経営者の持株と配当の正の関係は弱まるか負の関係に転じるかもしれない¹⁰⁾。

3. 使用データ及び記述統計量

3. 1 使用データと変数の定義

本稿では東京証券取引所第1・2部そしてマザーズに上場している3月決算企業（金融業を除く¹¹⁾）を分析対象としている。2005年3月期から2017年3月期まで、分析に必要な関連データが継続して入手できる企業で分析期間中、決算期を変更した企業は分析対象からは除外し、最終的なサンプル数は延べ13143社（1011社×13年）である。

なお、本稿で用いるデータ（財務・株価・持株数）はすべて、日経NEEDS—Financial QUESTよりダウンロードし入手している。また配当を算出するために必要となるデータ以外の財務データに関しては連結決算値を使用している。

分析で用いる主要変数の定義は次の通りである。

* 配当政策： 配当政策の指標としては、自己資本配当比率¹²⁾を用いる。
利益変数を分母にするペイアウト指標に関しては利益が赤字の場合、利用

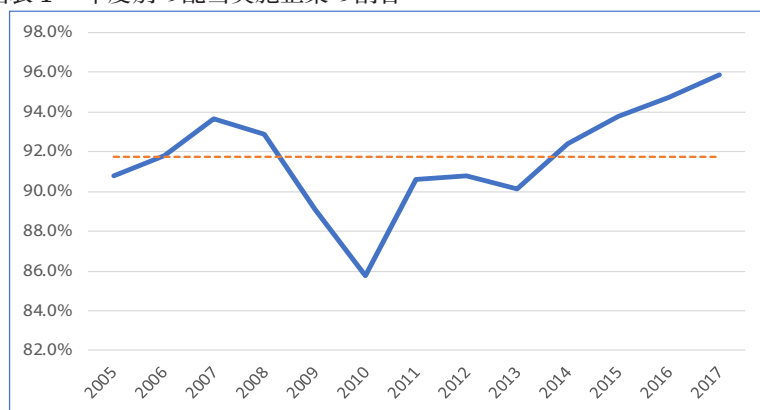
10) 過剰投資のコストが高い時の場合は、経営者のエントレンチメントが生じうる領域において外部の株主の利害に反し、経営者自身の私的利益や名誉のための過剰投資があるとすれば、経営者の持株と配当の間には負の関係が予想される。しかしエントレンチメントが生じうる領域においても、過剰投資のコストが高い時に、配当を増やす経営者の行動を否定できる理論的根拠はない。

11) 電気・ガス業もサンプルに入っているが、除いて行った結果も分析結果を変えるような変化は見られなかった。

12) 日経NEEDS—FinancialQUESTのデータアイテムのFINFSTA'I_A01145である

できないので本研究では配当額を自己資本で割った数値を用いる。なお、本研究では被説明変数として配当実施企業を1とするダミー変数を用いている先行研究とは異なって配当比率変数を使用する。その理由は本研究で用いているサンプルの分析期間における配当実施率は平均値で約92%（図表1を参照）を見せており、企業の属性の違いで配当政策の違いを考察するには望ましくないと判断した¹³⁾。

図表1 年度別の配当実施企業の割合



注) 日経 NEEDS Financial Quest より筆者作成（以下、すべての図表も同様）。
点線は配当実施企業割合の平均値を表している。

* 経営者の持株比率 (MO) : 経営者の持株数を発行済株式数で割って算出しているが、ここで経営者は取締役と監査役を指している。データの入手先として用いている日経NEEDS—Financial QUESTにある役員数の持株数が取締役と監査役の持株数の合計として定義されているので本研究では役員持株数を経営者の持株数としている。

13) He et al.(2017) は、時系列による配当実施企業数のトレンドをみるために、サンプル期間を1990年から1999年、そして2000年から2010年までの二つの期間に分けて各国の配当実施企業の割合を調べている。その結果をみると、日本は配当実施企業の割合が一番高いことが分かる（全期間で88.6%）。分析期間の後半は、他の国においては配当実施企業の割合が減少している中で日本だけはほぼ変わらず（88.5%から88.6%）、高い傾向を維持している。

* イディオリスク_{it} (Idio_risk) : 企業_iの_t時点におけるイディオリスクは、_t時点から1年遡って52週分の（権利落調整済）週次リターン（ $r_{i,t}$ ）¹⁴⁾と同期間におけるマーケット（TOPIX）の週次リターン（ $r_{m,t}$ ）そして当該企業が属している業種¹⁵⁾の週次リターン（ $r_{ind,t}$ ）を用いて以下の式(1)の回帰分析を行って得られる残差(ε)の標準偏差（式2）である。つまり株式リターンの変動中、マーケット全体の変動及び同業種の変動で説明できない部分を企業_iのイディオリスクとしている。なお、本研究では3月決算期の企業が分析対象となっているので、_t年の3月末から_t-1年の4月までの1年が推定期間となっている。

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma_i r_{ind,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{イディオリスク}_{it} = \sqrt{\frac{\varepsilon_{i,t}^2}{(t-1)}} \quad (2)$$

* システムティックリスク (Sys_risk) : 企業_iの株式リターンの分散 $\sigma_i^2 = \left[\frac{\sum (r_{it} - \bar{r}_i)^2}{(t-1)} \right]$ から、式(1)の回帰分析で得られる残差(ε)の分散 ($\sigma_{\varepsilon_i}^2$) を引いた次式(3)で算出する。

$$\text{システムティックリスク} = \sqrt{(\sigma_i^2 - \sigma_{\varepsilon_i}^2)} \quad (3)$$

他に、分析モデルで用いるコントロール変数については先行研究を参考に、収益性（ROA＝営業利益／総資産）、PBR（株価／一株当たり自己資本）、規模（株式時価総額の対数値）、負債比率（負債／資産）、Liquidity（（現預金＋短期有価証券）／資産）を使用する。他には経営者の持株以外のガバナンス変数として外国人投資家の持株比率（FO）を説明変数として使用する。

14) 分析サンプル数を最大限に確保するため、リターンデータに関しては回帰分析の推定期間である1年間の52週分のうち、40週以上のリターンデータが算出できたら、分析対象に含めている。なお、基準としての40週は先行研究 Panousi and Papanikolaou(2012) によるものである。

15) 業種別東証株価指数

4. 分析結果

4. 1 記述統計量と変数間の相関係数

図表2に本研究で用いているサンプルの記述統計量を示している。本研究では経営者の持株比率と配当政策の関係におけるイディオリスクの影響について注目しているので、後の回帰分析のために、記述統計量はサンプルを毎年のイディオリスクの中央値で二つのグループに分けて算出している。中央値より高い企業群をIdio_risk(高)、低い企業群をIdio_risk(低)としている。なお、分析結果への異常値の影響の可能性を考慮し、経営者持株比率(MO)や外国人投資家持株比率(FO)を除くすべての変数は上下0.5%でウィンソライズ(winsorize)している¹⁶⁾。

図表2 記述統計量

		N	mean	sd	p25	p50	p75	min	max
Total	配当比率	13143	2.084	1.406	1.240	1.870	2.670	0.000	10.710
	MO	13143	2.009	5.517	0.018	0.196	1.001	0.000	59.504
	FO	13143	12.656	11.583	3.135	9.295	19.449	0.000	74.222
	ROA	13143	4.900	4.067	2.460	4.390	7.090	-10.220	23.410
	PBR	13143	1.259	1.061	0.674	0.979	1.495	0.146	17.984
	Liquidity	13143	15.021	10.663	7.331	12.664	19.983	0.594	62.578
	Idio_risk	13143	0.036	0.017	0.025	0.033	0.044	0.006	0.146
	Sys_risk	13143	0.027	0.014	0.017	0.025	0.034	0.001	0.097
	負債比率	13143	50.494	19.278	36.043	51.171	65.533	6.999	94.010
	規模	13143	24.454	1.589	23.298	24.266	25.472	20.638	29.360
0	配当比率	6562	2.284	1.351	1.440	2.020	2.790	0.000	10.710
	MO	6562	1.784	4.743	0.014	0.164	0.929	0.000	55.876
	FO	6562	13.717	12.405	3.451	10.036	21.259	0.000	74.222
	ROA	6562	4.971	3.615	2.670	4.365	6.790	-10.220	23.410
	PBR	6562	1.168	0.776	0.664	0.956	1.417	0.146	13.314
	Liquidity	6562	14.520	10.873	6.664	11.968	19.508	0.594	62.578
	Idio_risk	6562	0.025	0.007	0.020	0.025	0.029	0.006	0.050
	Sys_risk	6562	0.023	0.012	0.014	0.022	0.030	0.001	0.088
	負債比率	6562	48.300	19.085	33.815	48.581	63.145	6.999	94.010
	規模	6562	24.814	1.708	23.496	24.554	26.020	20.777	29.360
1	配当比率	6581	1.884	1.430	1.020	1.700	2.510	0.000	10.710
	MO	6581	2.233	6.186	0.027	0.233	1.068	0.000	59.504
	FO	6581	11.598	10.597	2.834	8.715	17.661	0.000	63.927
	ROA	6581	4.829	4.472	2.210	4.430	7.330	-10.220	23.410
	PBR	6581	1.350	1.278	0.685	1.003	1.591	0.146	17.984
	Liquidity	6581	15.520	10.426	7.949	13.426	20.402	0.594	62.578
	Idio_risk	6581	0.048	0.017	0.036	0.043	0.054	0.028	0.146
	Sys_risk	6581	0.030	0.014	0.021	0.028	0.038	0.002	0.097
	負債比率	6581	52.681	19.222	38.333	53.797	67.577	6.999	94.010
	規模	6581	24.094	1.370	23.109	24.060	25.009	20.638	29.169

注) 規模、Idio_risk、Sys_risk以外の表内のすべての変数の値は%値である。MO(経営者の持株比率)とFO(外国人投資家持株比率)を除くすべての変数は上下0.5%の値でwinsorizedしている。表内(1列目)の1はIdio_risk(高)を、0はIdio_risk(低)を表している。

記述統計量からみえる二つのグループの特徴をまとめると、次のとおりである。まず、後の回帰分析で被説明変数として用いている配当比率に関してはイディオリスク（低）グループの平均値は2.284%でイディオリスク（高）グループの平均値の1.884%を上回っている。両グループの配当比率の平均値の差はt検定の結果でも統計的に有意に認められる（図表3を参照）。次に、説明変数についてみると、イディオリスク（低）グループはイディオリスク（高）グループに比べ、平均的に規模が大きく収益性（ROA）及び安全性（負債比率）は相対的に良好な傾向をみせている。また、規模の大きい企業を選好するといわれる外国人投資家の銘柄選択行動に整合する形で規模の大きい企業が多いイディオリスク（低）グループの外国人投資家の持株比率（13.72%）はイディオリスク（高）グループのそれ（11.60%）より高い傾向をみせている。次に、成長機会（または投資機会）の代理変数としてよく用いられるPBRは、イディオ（低）グループ（1.168）はイディオ（高）グループ（1.350）より低く、規模変数の結果と照らし合わせてみると、イディオリスク（低）グループは規模が大きく成長機会（投資チャンス）は相対的に乏しいことが分かる。一方、フリーキャッシュフローの代理変数としてのLiquidityはIdio_risk（低）グループの方が小さい。Idio_risk（低）グループの低いLiquidityは、ガバナンス変数としても使用しているFO（外国人投資家の持株比率）と配当比率変数の結果と合わせてみると、ガバナンスが働いた結果として余裕資金の株主への還元として配当が増えたことが背景にあるかもしれない。なお、両グループのこれらのすべての財務変数の属性の差は図表3の結果から分かるように、統計的にも有意に認められる¹⁷⁾。

Bhattacharya, Li and Rhee(2016)研究の前提のようにイディオリスクの減少が過剰投資のコストの上昇につながるのであれば、他の条件が同一の時、イディオリスクの高いグループよりイディオリスクが低いグループの配当比率が高くなることが予想される。図表2と3の結果はその予想に整合し

16) 上・下1%でウィンソライズしても回帰分析の結果に影響はない。

17) 図表3には掲載していないが、中央値の差の検定においてはROA変数のみ、両グループの差は認められない結果である。

ているものとなっている。もっとも過剰投資の抑制に働くメカニズムとしてのガバナンス要因や配当政策に影響を及ぼす他の要因を考慮する分析が必要であるが、その回帰分析の結果は次節で報告する。

図表3 二つのグループにおける各変数の平均値の差の (Welch) t検定

	Idio_risk(低)	Idio_risk(高)	t値	p値
配当比率	2.284	1.884	16.507	0.000
M O	1.784	2.233	-4.670	0.000
F O	13.717	11.598	2.514	0.000
R O A	4.971	4.829	1.996	0.046
L i q u i d i t y	14.520	15.520	-5.382	0.000
P B R	1.168	1.350	-9.885	0.000
S y s _ r i s k	0.023	0.030	-29.936	0.000
負債比率	48.300	52.681	-13.110	0.000
規模	24.814	24.094	26.645	0.000

図表4には上記で定義した各変数間の (ピアソン) 相関係数を示している。全サンプルの相関と分析対象別の結果をそれぞれ示しているが、多重共線性を疑うような高い相関は見られない。

図表4 相関係数

a) Total

	配当比率	M O	F O	R O A	L i q u i d i t y	P B R	I d i o _ r i s k	S y s _ r i s k	負債比率	規模
配当比率	1									
M O	-0.0111	1								
F O	0.3238*	-0.1125*	1							
R O A	0.5474*	0.0049	0.3244*	1						
L i q u i d i t y	0.1356*	0.2814*	0.1794*	0.2105*	1					
P B R	0.3179*	-0.0348*	0.1830*	0.3947*	0.0744*	1				
I d i o _ r i s k	-0.2174*	0.1028*	-0.1652*	-0.1150*	0.0476*	0.0868*	1			
S y s _ r i s k	-0.0184*	-0.0818*	0.2031*	-0.0793*	-0.0623*	0.0148	0.4055*	1		
負債比率	-0.0927*	-0.1308*	-0.2153*	-0.2790*	-0.5122*	0.1251*	0.1431*	0.1839*	1	
規模	0.3893*	-0.1907*	0.7120*	0.3284*	-0.0044	0.3401*	-0.3115*	0.1815*	-0.0729*	1

b) idio_risk(低)

	配当比率	M O	F O	R O A	L i q u i d i t y	P B R	I d i o _ r i s k	S y s _ r i s k	負債比率	規模
配当比率	1									
M O	-0.0207	1								
F O	0.3246*	-0.1486*	1							
R O A	0.5296*	0.016	0.3674*	1						
L i q u i d i t y	0.1645*	0.2209*	0.1980*	0.3134*	1					
P B R	0.4340*	-0.0629*	0.3374*	0.4886*	0.1033*	1				
I d i o _ r i s k	-0.0770*	0.0279*	0.0125	-0.0064	0.0669*	-0.1408*	1			
S y s _ r i s k	0.1167*	-0.1557*	0.3681*	0.0037	-0.0920*	0.0313*	0.3992*	1		
負債比率	0.0082	-0.0820*	-0.1090*	-0.2482*	-0.4023*	0.2192*	-0.1295*	0.1349*	1	
規模	0.3526*	-0.2463*	0.7269*	0.3147*	-0.0219	0.5094*	-0.1644*	0.3848*	0.1343*	1

c) Idio_risk(高)

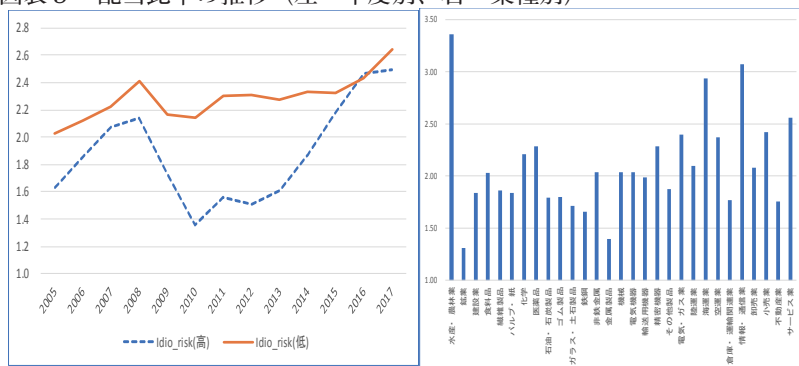
	配当比率	M O	F O	R O A	L i q u i d i t y	P B R	I d i o _ r i s k	S y s _ r i s k	負債比率	規模
配当比率	1									
M O	0.0057	1								
F O	0.3089*	-0.0788*	1							
R O A	0.5695*	-0.0009	0.2943*	1						
L i q u i d i t y	0.1240*	0.3331*	0.1691*	0.1290*	1					
P B R	0.2900*	-0.0274*	0.1070*	0.3586*	0.0542*	1				
I d i o _ r i s k	-0.2171*	0.1290*	-0.2412*	-0.1895*	0.005	0.0897*	1			
S y s _ r i s k	-0.0656*	-0.0538*	0.0977*	-0.1369*	-0.0626*	-0.0285*	0.3248*	1		
負債比率	-0.1817*	-0.0478*	-0.1976*	-0.2531*	-0.2874*	0.1320*	0.1985*	0.1764*	1	
規模	0.3988*	-0.1403*	0.6930*	0.3674*	0.0431*	0.3074*	-0.2971*	0.1118*	-0.1491*	1

注) *は5%水準で有意であることを表す。

4. 2 分析結果

本節では3. 2で設定した仮説を検証するために、次の回帰モデル(4)を用いて行った分析の結果を示す。分析には前述した説明変数以外に業種ダミーと年度ダミーも追加で導入している。図表5から分かるように配当比率の傾向は年度や業種によってトレンドがあるようにみられるので、年度(マーケット全体)及び業種の影響をダミー変数でコントロールする。

$$\text{配当比率}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{MO}_i + \Sigma \beta_i \text{コントロール変数}_i + \varepsilon_i \quad (4)$$



注) 配当比率は年度別や業種別の平均値 (%) である

まず、経営者の持株と配当比率における両者の基本的な関係についての結果である。仮説1で想定しているように、経営者の持株がガバナンスの役割を果たしているとすれば両者の関係は、Outcome modelが成立している時はプラスの符号が、Substitute modelが成立している時はマイナスの符号が期待できる。図表6にその結果を示しているが、経営者の持株比率(MO)にかかる係数の統計的有意性(1) Total)は年度ダミーや業種ダミーを説明変数に導入するとその統計的有意性はなくなってしまう(2) Total)。

表内の3列目と4列目にはサンプルをイディオリスクの水準で分けて行った分析の結果を示している。前述したように二つのグループ（Idio_risk（低）& Idio_risk（高））に属しているそれぞれの企業の（財務的及び株主保有構造）属性は統計的に有意な差が認められる。これらの属性の違いが企業の配当政策に異なる影響を与えている可能性を考え、グループ別に再度分析を行った。また分けることによって、イディオリスクの違いによって経営者の持株が配当への影響がどのように違うのかが分かるからである。

結果は、(2) Totalのケースと異なって、イディオリスクの低いグループのみではあるが、経営者の持株が配当比率に有意な影響を与えており、

符号はSubstitute modelで想定されるマイナスであることが分かる。

コントロール変数として用いた変数にかかる係数の符号としては、概ね期待通りの結果である。収益性（ROA）がよい・規模が大きい・余裕資金が多いほど（自己資本に対して）配当を多く支払っている結果を見せている。一方、成長機会（PBR）や負債比率に関しては事前の期待（つまり成長機会が多いほどまたは負債比率が高いほど資金の流出を伴う現在の配当を抑制する）に反して配当に正の影響を及ぼしているという結果である。その理由のヒントは、本研究で用いたサンプルから算出した、PBRとROAの相関係数の結果（図表4を参照：Totalの場合は約0.4、Idio_risk（低）は0.49、Idio_risk（高）は0.36）にあるかもしれない。全体的に成長機会の高い企業が収益性も高い傾向をみせており、高いPBR企業の高い収益性（ROA）が配当比率に正の影響を及ぼしている結果につながっていると考えられる。

図表 6 回帰分析結果1

VARIABLES	(1) Total 配当比率	(2) Total 配当比率	(3) Idio_risk (低) 配当比率	(4) Idio_risk (高) 配当比率
MO	0.00608*** (0.00218)	-0.00346 (0.00224)	-0.00872*** (0.00326)	-0.00118 (0.00293)
FO	0.00200 (0.00156)	0.00113 (0.00164)	0.00495** (0.00244)	0.000149 (0.00225)
ROA	0.160*** (0.00356)	0.156*** (0.00353)	0.159*** (0.00698)	0.147*** (0.00430)
PBR	0.0529*** (0.0175)	0.109*** (0.0198)	0.323*** (0.0563)	0.0916*** (0.0212)
Liquidity	0.00972*** (0.00136)	0.00671*** (0.00140)	0.00906*** (0.00200)	0.00502*** (0.00190)
負債比率	0.00673*** (0.000724)	0.00649*** (0.000764)	0.0134*** (0.00120)	0.00249** (0.00101)
規模	0.198*** (0.0109)	0.203*** (0.0118)	0.0928*** (0.0190)	0.217*** (0.0176)
Constant	-4.125*** (0.253)	-3.317*** (0.397)	-1.478*** (0.518)	-4.065*** (0.807)
業種ダミー	No	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	No	Yes	Yes	Yes
Observations	13,143	13,143	6,562	6,581
R-squared	0.360	0.415	0.428	0.430

注) カッコの中の数値はRobust standard errorsを表している。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

次に、経営者の持株比率と配当の関係で考えられる非線形関係の可能性を考慮して経営者の持株比率(%)を二乗した変数(MO²)を新たな説明変数として導入した回帰モデルの式(5)で行った分析結果を図表7に示しておく。

$$\text{配当比率}_{it} = \alpha_{it} + \beta_0 \text{MO}_{it} + \beta_1 \text{MO}_{it}^2 + \Sigma \beta_i \text{コントロール変数}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

図表 7 回帰分析結果 2

VARIABLES	(1) Total 配当比率	(2) Idio_risk (低) 配当比率	(3) Idio_risk (高) 配当比率
MO	0.0261*** (0.00465)	0.00956 (0.00686)	0.0360*** (0.00647)
MO ²	-0.000899*** (0.000119)	-0.000662*** (0.000203)	-0.00105*** (0.000152)
FO	0.00130 (0.00164)	0.00501** (0.00244)	0.000392 (0.00225)
ROA	0.154*** (0.00354)	0.159*** (0.00696)	0.145*** (0.00433)
PBR	0.110*** (0.0197)	0.321*** (0.0561)	0.0922*** (0.0211)
Liquidity	0.00646*** (0.00140)	0.00891*** (0.00200)	0.00459** (0.00190)
負債比率	0.00650*** (0.000762)	0.0135*** (0.00120)	0.00240** (0.00101)
規模	0.209*** (0.0118)	0.0964*** (0.0191)	0.225*** (0.0177)
Constant	-3.433*** (0.398)	-1.559*** (0.520)	-4.200*** (0.811)
業種ダミー	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes
Observations	13,143	6,562	6,581
R-squared	0.417	0.429	0.434

注) カッコの中の数値はRobust standard errorsを表している。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

検証するのは仮説2と3である。まず仮説2に関しては、前述したように経営者の持株が多くなるにつれ、経営者のエントレンチメントが起きているとしたら、Outcome modelが成立している場合は経営者の持株比率と配当の関係は逆U字型（正から負に）を、Substitute modelが成立している場

合はU字型（負から正に）の結果が予想できる。

まず、グループ分けをする前の全体のサンプル（Total）で行った場合の分析結果である。MO係数の符号は正でMO2係数はマイナスで、Outcome modelを示唆する逆U字型の結果である。

次にグループ別の結果をもって仮説3の検証を行う。もし、イディオリスクの低さが過剰投資のコストを増大させ、逆にイディオリスクの高さが過少投資のコストを増大させ、かつ、それらのコストを下げるようなガバナンス・メカニズムが経営者の持株にあるとしたら、経営者の持株にかかる係数の符号はグループによって異なってくることが期待できる。たとえば、経営者の持株がアラインメント効果をもたらす領域においても、過剰投資のコストが高いグループでは配当を増やす方向に（つまり正の符号）、また過少投資のコストが高いグループにおいては配当を減らす方向（つまり負の符号）に働くと予想される。エントレンチメントが起きる領域においては、各符号は反対を想定する。

分析結果は仮説で想定していた通りではなく、グループによる分析結果に大きな違いは見られない。Idio_risk（低）の場合は、MO係数は正であるが有意ではなくMO²係数は1%の水準で有意な負の影響がみられる。一方Idio_risk（高）の場合は、経営者の持株比率の二乗変数（MO²）を説明変数に取り入れることによってMOとMO²ともに1%の水準で有意な影響をもたらしているが、符号の観点からすると両グループの違いはないようである。

図表8は、経営者の自社株式保有と配当の関係を調べる回帰モデル式（5）にイディオリスク変数を説明変数として直接導入して行った分析結果である。企業の配当政策に影響を与える要因としてリスクは無視できない属性である。図表8では、企業の配当政策に直接影響を与えるリスク要因としてイディオリスク変数をコントロールした結果を示している。

分析結果は、両グループともに配当へのイディオリスクの影響は1%の水準で統計的に有意に認められる結果で、イディオリスク変数をコントロールした後でも経営者の持株にかかる回帰係数の符号や有意性はイディオリ

スク変数を導入する前の図表7の結果と変わらないものとなっている¹⁸⁾。コントロール変数として用いた他の結果で興味深い点は、経営者以外のガバナンスの主体として用いている外国人投資家の持株比率の結果である。すべての結果において、Idio_risk（低）では外国人の株式保有が企業の配当政策に正の影響をもたらしているのに対して、Idio_risk（高）では配当政策への外国人の持株の影響力はなく経営者の持株にのみ配当政策との有意な関連性が認められる。相対的に規模の大きいIdio_risk（低）グループのガバナンスの主体が外国人投資家主導型だとすれば、規模の小さいIdio_risk（高）グループは内部経営者主導型ともいえそうな結果となっている。

18) 本稿の分析モデルではそれぞれのグループにおいて、イディオリスクの変化によって配当に及ぼす経営者の持株の作用の差を直接測ることはできないため、MO と MO^2 それぞれの変数とイディオリスクのレベル変数をかけた交差項 ($MO \times Idio_risk$ 、 $MO^2 \times Idio_risk$) 変数を回帰式 (5) に新たに加えて分析を試みたが、変数間の相関関係による深刻な多重共線性の問題が生じ、交差項を用いた分析はあきらめることにした。多重共線性の問題をチェックする VIF の数値が当該変数において一般的に基準値とされる 10 を超える 40 に近い値をみせている。

図表 8 回帰分析結果 3

VARIABLES	(1) Idio_risk (低)	(2) Idio_risk (高)
	配当比率	配当比率
MO	0.00719 (0.00693)	0.0319*** (0.00643)
MO^2	-0.000592*** (0.000204)	-0.000889*** (0.000151)
Idio_risk	-19.37*** (2.564)	-9.035*** (1.005)
Sys_risk	0.565 (1.786)	-5.739*** (1.351)
FO	0.00736*** (0.00246)	4.99e-05 (0.00222)
ROA	0.161*** (0.00697)	0.139*** (0.00440)
PBR	0.320*** (0.0561)	0.130*** (0.0231)
Liquidity	0.00891*** (0.00198)	0.00555*** (0.00188)
負債比率	0.0140*** (0.00121)	0.00386*** (0.00102)
規模	0.0712*** (0.0199)	0.210*** (0.0186)
Constant	-0.636 (0.541)	-3.473*** (0.786)
業種ダミー	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes
Observations	6,562	6,581
R-squared	0.435	0.446

注) カッコの中の数値はRobust standard errorsを表している。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

5. おわりに

本稿では、経営者の自社株式保有と配当政策の関係について企業のイデオリスクとの関連性から実証分析を行った。コーポレートガバナンス変数と配当政策の関係については多くの先行研究がなされてきたが、両者の関係についての説明仮説として統一した見解はなく分析対象によってまちまちで、代表的な説明仮説としてはOutcome modelとSubstitute modelがある。Bhattacharya, Li and Rhee(2016)はこのような先行研究の結果を受けてイデオリスクという新しい変数を分析モデルに取り入れ、ガバナンス指標と配当の関係で提示されている二つの仮説は当該企業のイデオリスクの水準に依存しているという分析結果を報告している。

本稿ではBhattacharya, Li and Rhee(2016)の問題意識を参考に、ガバナンス変数として経営者の持株に注目し、当該変数と配当の関係におけるイデオリスクの影響について調査した。これは、ガバナンスインデクスを用いた先行研究とは異なる点であり、本研究が追加で貢献できる点であろう。経営者の自社株保有には、経営者自身の利害を株主の利害に一致させ、株主の目線で事業を運営するインセンティブを持たせるという意味でいいガバナンスの役割がある一方、持株の増加によるエンtrenチメントの可能性も現れてくる悪いガバナンスの側面もあるとされている。そこで、本稿ではガバナンスにおいて二つの側面を持つ経営者の持株と配当比率との関係についてまず調査をし、次に両者の関係におけるイデオリスクの影響について検証を行った。検証の結果から、分かったことをまとめて書いておく。まず一つ目に、経営者の持株比率と配当比率間に統計的に有意な関連性は全体的に弱い結果である。しかし、経営者の持株比率の非線形関係の可能性を考慮し、経営者の持株比率の二乗変数を追加で用いた分析では分析対象全体及び、分析のためイデオリスクの水準（高-低）で分けた二つのグループすべてにおいて、両者の関係にはOutcome modelを示唆する逆U字型の有意な結果が得られた。経営者の持株と企業価値の関係を分析する研究と同様に、企業の配当政策との関係においても非線形の可能

性を考慮する必要性があることを示唆する結果である。二つ目に、本稿の問題意識でもある、経営者の持株比率と企業の配当政策におけるイディオリスクの影響については、設定仮説を支持するような結果は得られず、経営者の持株と配当の関係はイディオリスクの水準とは独立していることがわかった。イディオリスクの水準の違いによる、企業の配当政策に及ぼす経営者の持株の効果の差は見られないものの、配当政策そのものへのイディオリスクの水準は強く関係していることは分かった。

最後に、本稿はイディオリスクの水準によって過剰投資または過少投資のコストが高まるという海外の先行研究の結果を研究の前提とし、イディオリスクの水準で分けたグループを対象とし、経営者の持株比率と配当比率の关系到及ぼすイディオリスクの影響について考察した。しかし、日本企業のサンプルにおいてイディオリスクの水準が過剰投資または過少投資コストをとらえる適切な代理変数となっているかどうかについては追加の分析が必要となるかもしれない。今後の研究課題としたい。

参考文献

- Aoki,Y.(2014)”How Does the Largest Shareholder Affect Dividends?”,
International Review of Finance, 14, 613-645
- Bae, S. C., Chang, K., and Kang, E. (2012)“ Culture, corporate governance,
and dividend policy”,International evidence. Journal of Financial
Research, 35(2), 289-316
- Bhattacharya,Li and Rhee(2016)”Does Better Corporate Governance
Encourage Higher Payout? Risk, Agency Cost, and Dividend Policy“一橋
大学機関リポジトリ
- Chen, C.R. and Steiner, T.(1999) “Managerial Ownership and Agency
Conflicts: A Nonlinear simultaneous Equation analysis of Managerial
Ownership, Risk taking, Debt Policy, and Dividend Policy”,The Financial
Review 34,119-136
- Faccio, M., Lang, L. H. R., and Young, L. (2001) “Dividends and

- expropriation”, *American Economic Review*, 91(1), 54–78
- Farinha, J. (2003) “Dividend Policy, Corporate Governance And The Managerial Entrenchment Hypothesis: An Empirical Analysis”, *Journal of Business, Finance & Accounting*, vol. 30, No. 9&10, 1173–1209.
- Jensen, M. (1986) “Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers” *American Economic Review*, 76, 323–329.
- Jiraporn, P., and Ning, Y. (2006) “Dividend policy, shareholder rights, and corporate governance”, *Journal of Applied Finance*, 16(2), 24–36.
- Harada, K., and P. Nguyen (2011) “Ownership concentration and dividend policy in Japan”, *Managerial Finance* 362–379
- He, Ng, Zaiats, and Zhang (2017) “Dividend Policy and earnings management across countries”, *Journal of Corporate Finance*, 42 pp267–286.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. W. (2000) “Agency problems and dividend policies around the world”, *Journal of Finance*, 55(1), 1–33
- McConnell, J. J. and H. Servaes (1990) “Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value”, *Journal of Financial Economics*, 27, 595–621.
- Mitton, T. (2004) “Corporate governance and dividend policy in emerging markets”, *Emerging Markets Review*, 5(4), 409–426
- Morck, R., A. shleifer, and R. W. Vishy (1988) “Management Ownership and Market Valuation ; An Empirical Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 20, 293–315.
- Schooley, D. K. and L. D. Barney Jr (1994) “Using dividend policy and managerial ownership to reduce agency costs”, *The Journal of Financial Research*
- 久保克行・齋藤卓爾 (2009) 「配当政策と経営者持株—エントレンチメントの観点から—」 『経済研究』 Vol.60, No.1, pp.47-59.