

投資に及ぼすイディオシンクラティック・リスクの影響について

鄭 義 哲

1. はじめに

分散可能なリスク（企業固有のリスクまたはidiosyncratic risk）を気にすることはない。株式価値評価において大事なのは分散不可能なリスク（システムティック・リスク）のみである。標準的なファイナンスのテキストはそう言っている。合理的な投資家なら、分散投資を通してポートフォリオの中の一企業の個別リスクは除去することができるので、分散可能な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）は評価しない（割引率へ反映しない）はずである。その結果として、個別の株式のもつイディオ・リスクと当該株式の期待リターンとの間にシステムティックな関連性はないことが予想される¹⁾。

しかし、近年上記の主張に反する結果がいくつかの実証分析で紹介されている。例えば、その代表的なものとしてAng, Hodrick, Xing, Zhang(2006, 2009)がある。彼らは、(Fama and French(1993)の3ファクターモデルから得られる残差の標準偏差で定義される)イディオ・リスクが高い株式であるほど、異常に低い将来のリターンを見せていると報告している²⁾。この結果はすなわち、イディオ・リスクとリターンの関連性を意味し

1) Merton(1987)は、情報の非対称性を考慮した拡張したCAPMのモデルにおいてはイディオリスクの重要性を主張した。また、均衡においてクロスセクションのリターンとイディオリスク間には正の関係が見出されるとしている。Malkiel, Xu(2006)はAng, Hodrick, Xing, Zhang(2006)の結果とは異なり、正の関係があることを報告している。

2) イディオリスクでグループ分けした五つのポートフォリオで高イディオグループと低イディオグループ間のリターンの違いがAng, Hodrick, Xing, Zhang(2006)では、月次で-1.06%の有意な差があることを報告している。

ており、完全に分散投資を行っていない投資家にとっては、株式の価値評価の一つのファクターとしてのイデオ・リスクの重要性を物語っている。これらの分析結果の示唆から、イデオ・リスクが企業の投資にもたらす影響について実証分析を行ったのがPanousi and Papanikolaou(2012)である。彼らの研究の問題意識は経営者自身がリスク回避的で十分に分散投資を行っていない場合、自社のイデオ・リスクは経営者の投資意思決定に影響を与えるかもしれないということである。投資に伴うリスクを考えると、イデオ・リスクが高い企業の経営者はそのリスクを増幅させる新たな投資の実施に消極的になるかもしれない。特に自社株式のリターン下落に伴う富の減少の影響をストレートに受ける、経営者自身の株式保有比率が高いケースにおいては投資決定に及ぼすイデオ・リスクの影響はより大きいと考えられる³⁾。

そこで本稿は日本の上場企業のデータを用いてPanousi and Papanikolaou(2012)の方法に倣って、日本企業の投資意思決定に対するイデオ・リスクの影響について調べることを目的とする。ただし、データ入手の制約によって先行研究の結果を完全にレプリケートすることはできず、厳密な検証は次の課題とし、本稿では現段階で分かったことを報告することにとどめたい。

本稿の構成は次の通りである。第2章では、本研究が参考としている先行研究の紹介を行い、第3章では分析で用いているデータや分析方法について述べ、第4章では分析結果の紹介とその解釈を、最後に第5章では全体のまとめを行う。

2. 先行研究

本章では、本稿が参考にしている先行研究Panousi and Papanikolaou(2012)について簡単に紹介する。彼らは、シンプルな2期間モ

3) 例えば、市場のデータから求めたWACC(加重平均資本コスト)が5%の時、イデオリスクを気にする企業は5%より高い $5\% + \alpha$ の割引率を用いて投資評価を行うことがある。その分、投資のハードルは高くなり、その結果当該企業の投資は投資家の観点からすると過少気味になる(砂川・北川・杉浦・佐藤(2013)のp108より)

デルを構築し、イデオ・リスクが資本投資 (capital investment) にどう
いう影響を及ぼしているかを金融・utility業を除く、1970年から2005年ま
で存在していた米国の全上場企業を対象として検証を行っている。以下、
そのモデルについて概観する。

モデル

企業は0期に現金Cでスタートし、1期にアウトプットyを生産すると仮定
する。なおアウトプットyは、次の式 (1) のように、企業が投下した資本
(K)、企業自身のみが発生するショックX (平均が μ 分散が σ^2) そして経営
者の努力(e)によってもたらされる。

$$y = X\sqrt{K} + e \quad (e: \text{経営者の努力}, K: \text{投下資本}, X: \text{企業iのみへのショック}) \quad (1)$$

ここで、 λ (経営者の持株比率) の自社の株式を保有している経営者の最
適化行動を考えてみよう。経営者は次の式(3)の予算制約に直面している中
で、式(2)で表される現在の効用(U_0)を最大化することを目標とする。式
(2)は最大化すべき現時点の経営者自身の効用を表しており、それは右辺の
ファクターである現在の消費 (C_0) と1期後の消費 (C_1) そして経営者の
努力(e)によってもたらされる効用で決まるということを意味している。

$$U_0 = u(c_0) - v(e) + \beta E_0 u(c_1) \quad (2)$$

$$C_0 = \lambda(C - K) - B + T, \quad C_1 = \lambda(X\sqrt{K} + e) + RB \quad (R: \text{利子率}, B: \text{無リスク資産}) \quad (3)$$

上記の効用最大化の問題を解いて得られる企業の投資Kの最適な水準(K^*)
が下の式(4)で示される⁴⁾。

4) K の最適な水準は1 階の最大化の必要条件によって求まる。効用関数 (u) は、
 $u(c) = -e^{-\alpha c}$ と仮定している。

$$K^* = \left(\frac{\mu}{2R + \lambda A \sigma^2} \right)^2 \quad (\text{A: 絶対リスク回避係数、} \mu : \text{企業i固有のショックの平均}) \quad (4)$$

式(4)から、 λ が0より大きい（経営者が自社の株式を保有している）時は、イディオ・リスク（ σ^2 ）が大きくなるほど、左辺の企業の投下資本（K）は小さくなるのが分かる。イディオ・リスクと投資の間にマイナスの関係が存在しているのである。しかし、この結果は、経営者がプリンシパルである株主の代理人として要求される「株主価値の最大化」を前提とした場合、実施すべき企業投資の最適水準（ $K^* = \left(\frac{\mu}{2R} \right)^2$ ）を下回ることを意味する⁵⁾。

以上のモデルから導かれる結果は、イディオ・リスクの水準は（分散投資を行っていない）経営者の投資意思決定に影響を及ぼしていることを示唆している。そこでPanousi and Papanikolaou(2012)は、モデルから導かれる上記の結果を踏まえて以下の二つの仮説を提示し検証を行い、両仮説を支持する分析結果を示している。

仮説1) 企業レベルの投資とイディオ・リスクとの間にはマイナスの関係がある。

仮説2) 両者におけるマイナスの関係は経営者の（自社）株式保有比率が高いほど、より強い。

また追加的に検証を行った仮説である、経営者にストックオプションがあった場合、そして機関投資家が存在する場合には、それらの仕組みがコーポレート・ガバナンスとして働き、経営者のリスク回避の度合いが緩和されることも報告している。

次章では、Panousi and Papanikolaou(2012)に倣って行った本研究で用い

5) 分散投資を行っている株主からすれば、企業固有のリスクであるイディオ・リスクの水準は企業投資評価には影響を及ぼさないはずであるから、分母のイディオ・リスクを0と置き換えても構わないことになる。その場合、最適投資Kの水準は上昇する。

るデータおよび分析方法についてみる。

3. データおよび分析方法

3. 1 データ

本研究では、分析期間である2003年⁶⁾10月から2009年3月まで東京・大阪・名古屋のそれぞれの証券取引所に上場していた各1部2部上場企業（生存者バイアスを考慮し上場廃止された企業も入れている）全体を分析対象としてする（金融・保険業を除いた一般事業会社のみ）。本研究で用いるすべての個別企業の財務データは日経NEEDS-FinancialQUESTからダウンロードし入手している。財務データ（連結決算の数値）に欠損値がある場合や自己資本が負の企業はサンプルから削除した。その結果、最終サンプル数は延べ8767社となった。以下、分析で用いる変数の作成方法に関して説明する。

3. 2 説明変数の定義

分析は、標準的な設備投資関数の説明変数でよく用いられるトービンのQとCF（キャッシュフロー）にイデオ・リスク変数を導入し、当該変数にかかる回帰係数の符号とその統計的有意性にフォーカスを当てる。その際に投資とイデオ・リスクの両者に影響を与えうる以下の変数を先行研究と同様にコントロール変数として付け加える。ただし、本稿ではデータの制約上、変数作成において先行研究のそれとは異なって以下のような簡便な方法で変数を作成する。

・投資（Inv）：先行研究ではt期の設備投資額を恒久棚卸法により算出される実質資本ストックで割った投資比率を用いているが、本稿ではt期の（名目）設備投資額をt期の有形固定資産の合計で除して計算する。

6) サンプル収集期間は、日経ニーズからストック・オプションデータが入手できる期間に合わせ、2003年10月からしている。

・ $\log Q^7$: 将来の投資機会（成長機会）の代理変数としてトービンのQを使う。本稿では（株式時価総額＋負債額）を総資産合計で割って算出する。成長機会が豊富であるほど企業の投資需要は高くなることが予想される。一方、現有資産より成長オプション（投資チャンス）による企業価値への貢献が多い企業の場合⁸⁾、そうでない企業より、情報の非対称性は高いと言われている（Myers and Majluf, 1984）。また情報の非対称性が高いほど、株式のリスクも高まる⁹⁾。

・CF：営業キャッシュフロー。流動性の代理変数として用いる。流動性は設備投資の主な決定要因の一つである（Fazzari, Hubbard and Peterson (1988)、Lamont (1997)）。流動性が豊富であるほど、リスクは低くまた企業の投資意思決定における自由度は高い。特に情報の非対称性が存在する時には、投資に対する企業の流動性はさらに重要な役割を果たす（Kaplan and Zingales (1997)）。なぜなら、情報の非対称性の下では適切な価格での資金調達が困難であるため、内部資金が十分でない時は収益が見込まれる投資案であっても実施されないこともありうるからである。

・ $\log(\text{Idios})$ ：イデオ・リスクは、各企業の株式の週次リターンをマーケット（TOPIX）の週次リターンそして当該企業が属している業種の週次リターンで以下の式(5)の回帰分析を行って得られる残差(ε)のボラティリティのログを取ったものである。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全体の変動で説明できない部分をその企業のイデオ・リスクとしているのである¹⁰⁾。

$$R_{i,\tau} = \alpha_{1,i} + \alpha_{2,i} R_{m,\tau} + \alpha_{3,i} R_{ind,\tau} + \varepsilon_{i,\tau}$$

($R_{m,\tau}$ は市場、 $R_{ind,\tau}$ は同業種の週次リターン) (5)

$$\log(\text{Idio}) = \log \sqrt{\sum \varepsilon_{i,t}^2}$$

・ $\log(\text{Sys})$ ：システムティック・リスク(Sys)は株式リターンの（総）分散から、式(5)から得られる残差(ε)の分散を引いて計算される。投資の変化

7) 以下出てくるLogはすべて自然対数のことである。

8) 企業の価値は現有資産に起因する将来のCFの現在価値と、成長オプションから発生する将来のCFの現在価値の合計と定義できる。

がイデオ・リスクではなく当該企業のシステムティックリスクの変化に起因している可能性をコントロールする。

$$\log(\sqrt{\sigma_{i,t}^{2(total)} - \sum \varepsilon_{i,t}^2})$$

・log(規模)：規模は総資産合計を用いる。規模が小さい企業であるほど、大きい企業に比べて資本市場へのアクセスが難しいので、企業のリスクは高くなると考えられる。一方成熟した規模の大きい企業より規模の小さい企業の方が、成長機会が多く、その結果投資に積極的である可能性も否定できない。

・Log(Lev)：レバレッジは自己資本を総資産合計で割って算出する。レバレッジ変数が小さくなるほど（負債が多くなるほど）、エクティのリスクは高まる（財務レバレッジ効果）。一方、負債が多いがゆえに（過剰債務）、投資機会が存在しても新規の設備投資が実行されない傾向があるとされている（デット・オーバーハング）。

・Ret：各企業の決算日から過去1年間の年間リターンである。

・Inv(-1)：被説明変数の1期ラグ変数である。先行研究のPanousi and Papanikolaou(2012)では導入されていないが、事後的に行った相関係数の結果から本研究では被説明変数の1期ラグ変数を説明変数として用いることにする。両者は約70%の高い相関を見せている（図表2を参照）。

以上の変数を用いて以下の式(6)のモデルで分析を行う。その際に、すべての変数に関しては異常値の可能性を考慮し、先行研究と同様に年度ごとに上下0.5%水準でwinsorizationを行った後、固定効果や年度効果を考慮した¹¹⁾ 固定効果モデル分析を行う。予想される回帰係数の符号を図表1に示

- 9) 音川 (2000) は、アナリストによるIR活動の評価が高い企業であるほど、株主資本コストが小さくなることを報告している。
- 10) 先行研究と同様に、40週以上リターンデータが取れるサンプルに限って回帰を行っている。
- 11) 年度効果はマクロの状況をコントロールしている。先行研究と同様に、業種ごとに年度効果が異なる場合を想定して、年度ダミー×業種ダミーの交差項も入れて分析したが、結果はほとんど変わらなかった。採択モデルに関しては、ハウスマン検定で固定効果モデルが支持された。年度効果はマクロの状況をコントロールしている。先行研究と同様に、業種ごとに年度効果が異なる場合を想定して、年度ダミー×業種ダミーの交差項も入れて分析したが、結果はほとんど変わらなかった。

している。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \beta_1 \times \log(Idios) + \beta_2 \log(Sys) + \beta_3 \times \log(Q_{i,t-1}) + \frac{\beta_4 CF_{t-1}}{K_{t-1}} + \beta_5 \times R_{i,t-1} + \beta_5 \times \log(E_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \theta_t + v_{i,t} \quad (6)$$

図表1 各説明変数回帰係数の予想符号

	予想符号		予想符号
log(Idios)	—	Log(規模)	—
logQ	+	Log(Lev)	+
Cf	+	Ret	?
log(Sys)	—	Inv(-1)	?

4. 分析結果

4. 1 分析結果 1 (相関係数と基本統計量)

図表2は変数間の(単)相関係数を示したものである。回帰モデルでの被説明変数である今期の投資比率(Inv)と説明変数との相関からみると、標準的な設備投資関数の説明ファクターとしてよく用いられるlogQとCFは両方も投資比率(Inv)とは正の相関(それぞれ0.363、0.403)を見せている。成長機会が豊富でキャッシュフローが多い企業は投資に積極的であることを示している。そして被説明変数と一番相関が高い説明変数は1期前の投資(Inv_(-1))で0.70の相関係数を見せている。本研究で注目しているイデオ・リスク変数は予想とは反して大きくはないものの、0.095の正の相関であるという結果となっている。しかし当該説明変数以外の要因をコントロールしていない単相関の結果からは説明変数の効果を抽出することができない。より詳しくは各変数をコントロールした、後術する回帰モデルでの結果をみることにしよう。

次に説明変数間の相関はlogQとlog(Eq/As)の相関が0.5235で一番高く他の変数に関しては多重共線性が疑われるような高い相関は見られない。説明変数の記述統計量は図表3にまとめている。

図表2 変数間の相関係数

	Inv	log(<i>Idios</i>)	log(<i>Sys</i>)	log <i>Q</i>	CF	log <i>Asset</i>	Ret	log(<i>Eq/As</i>)	Inv(-1)
Inv	1								
log(<i>Idios</i>)	0.0955	1							
log(<i>Sys</i>)	0.1071	0.3457	1						
log <i>Q</i>	0.3627	-0.0322	0.0734	1					
CF	0.4027	0.0412	0.0508	0.3050	1				
log <i>Asset</i>	-0.0318	-0.3661	0.3043	0.0034	-0.0383	1			
Ret	-0.0003	0.2864	0.0501	0.1683	0.0144	-0.0195	1		
log(<i>Eq/As</i>)	0.1314	-0.1471	-0.1376	0.5235	0.1510	-0.1853	-0.0873	1	
Inv(-1)	0.7011	0.0862	0.1097	0.3569	0.4069	-0.0135	-0.0855	0.1354	1

注) Inv、CF、Inv_adjは1期前の有形固定資産で割って標準化している。

#N=8767社。

図表3 記述統計量

Variable	平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値	p25	p75
log(<i>Idios</i>)	-3.350	-3.358	0.450	-1.926	-5.064	-3.636	-3.069
log(<i>Sys</i>)	-4.041	-3.922	0.674	-2.692	-7.148	-4.379	-3.574
log <i>Q</i>	13.179	13.150	0.706	15.650	11.121	12.705	13.623
CF	0.266	0.176	0.676	7.963	-4.041	0.087	0.304
log <i>Asset</i>	11.159	10.956	1.454	15.753	8.199	10.124	11.993
Ret	0.166	0.068	0.519	3.741	-0.675	-0.168	0.377
log(<i>Eq/As</i>)	-0.868	-0.783	0.516	-0.111	-3.315	-1.143	-0.481
Inv(-1)	0.158	0.118	0.158	1.497	0.004	0.063	0.201

注) Inv、CF、Inv_adjは1期前の有形固定資産で割って標準化している。

#N=8767社。

4. 2 分析結果2

図表4に3章の式(6)のモデルを用いて行った分析結果を示している。業種の違いによる投資行動の差をコントロールするため、被説明変数である各企業の投資比率を当該企業が属している業種の中央値¹²⁾で調整して行った分析(図表4のb)の結果も合わせて示す。

図表4の業種調整前の(a)の結果からみてみよう。1列目はLog*Q*とキャッシュフロー(CF)のみを説明変数として用いた場合の結果である。両方ともに統計的に有意な正の関係がみられる。成長機会が高い、また

12) 年度ごとにすべてのサンプル企業を業種別に分類して各業種の中央値を計算し、それを当該企業の投資比率から引いて計算する。

キャッシュフローが多い、相対的に流動性の制約のない企業であるほど、投資に積極的であることが分かる。次に2列目には、本研究の主な検証対象であるイディオ・リスク変数を、トービンのQとCF変数と一緒に説明変数として付け加えた場合の結果が示されている。イディオ・リスクにかかる係数は1%の水準で統計的に有意な負（-0.0191）の符号を見せており、単相関とは異なる結果となっている。Panousi and Papanikolaou(2012)のモデルで示唆されるように、企業固有のリスクが高まるほど当該企業の投資は縮小されるということを意味している。また両者における統計的に有意な負の関係は他のコントロール変数をすべて考慮した場合（3列）でも維持されていることが分かる。

図表4の(b)は被説明変数を業種調整後の投資変数を用いて分析した結果を示したものである。分析結果は業種調整前のそれとほとんど変わらず、イディオ・リスクと投資間の統計的に有意な負の関係は認められる。よって両方の結果から、仮説1は支持されることになる。他にコントロール変数にかかる係数の符号に関しては事前の予想通り（図表1）となっている。

図表4 回帰分析結果（固定効果モデル）

(a) 業種調整前

	Coef	t-value	Coef	t-value	Coef	t-value
logQ	0.0719	12.17	0.0754	12.57	0.0599	8.540
CF	0.0273	7.48	0.0271	7.43	0.0267	7.360
log(<i>Idios</i>)			-0.0191	-3.23	-0.0167	-2.540
log(<i>Sys</i>)					0.0059	1.510
log <i>Asset</i>					-0.0478	-3.630
Return					0.0012	0.260
log(<i>Eq/As</i>)					0.0502	4.150
Inv_(-1)					0.0980	5.090

(b) 業種調整後

	Coef	t-value	Coef	t-value	Coef	t-value
logQ	0.0698	11.66	0.0730	11.99	0.0584	8.210
CF	0.0272	7.36	0.0270	7.31	0.0268	7.280
log(<i>Idios</i>)			-0.0170	-2.84	-0.0157	-2.350
log(<i>Sys</i>)					0.0074	1.860
log <i>Asset</i>					-0.0527	-3.940
Return					0.0009	0.190
log(<i>Eq/As</i>)					0.0440	3.580
Inv(-1)					0.0899	4.610

注) Inv、CF、Inv_adjは1期前の有形固定資産で割って標準化している。
#N=8767社。(a),(b)とも年度ダミーを用いている。

4.3 分析結果3

4-2の分析結果から投資に対するイデオ・リスクの負の効果が確認された。本節ではその結果を踏まえて、経営者の自社株への持ち株比率の違いがイデオ・リスクの投資意思決定にどのような影響を及ぼしているかについて考察する。先行研究であるPanousi and Papanikolaou(2012)のモデルから示唆されるように、経営者自身の富が自社の株式に集中している場合、分散投資を実施している外部の投資家と違って自社のイデオ・リスクは無視できないファクターとなりうる。その結果、自社のイデオ・リスクを高めるような投資には消極的になることが想定される。

そこで本節では、分析対象のサンプルを経営者の持株比率でグループに分け、投資に対するイデオ・リスクの効果をみってみる。グループ分けの方法は以下のとおりである。企業ごとに決算期が異なるために、グループ分けを行う基準となる経営者持ち株比率は、大多数の日本企業が採択している3月決算期企業のデータで毎年5つのグループ（グループ1＝比率が一番低いグループ、中央値が0.07%、図表5を参照）に分ける。決算期が3月でない企業に関しては3月決算期の各グループの分岐点の経営者の持株比率と比較し、各グループに割り当てる。図表5は、経営者の持ち株比率で分けた各グループにおける各変数の中央値を示したものである。

図表5 経営者の持株比率で分けた各グループの特徴（中央値）

rank	Inv	Idio	logQ	CF	Return	Eq/As	logAsset	Inv_adj	経営者持株比率
1	0.140	0.222	13.218	0.190	0.121	0.393	12.512	0.0218	0.0007
2	0.114	0.251	13.051	0.165	0.064	0.416	11.451	0.0055	0.0022
3	0.111	0.258	13.066	0.164	0.080	0.453	10.739	0.0043	0.0062
4	0.124	0.257	13.103	0.172	0.058	0.491	10.675	0.0116	0.0287
5	0.131	0.267	13.282	0.190	0.012	0.527	10.279	0.0044	0.1506

注) Inv、CF、Inv_adjは1期前の有形固定資産で割って標準化している。
#N=8767社。表内のIdioは、 $\log(\text{Idios})$ では値がマイナスの符号となり分かりづらいので、定数に戻し年率で換算した数値である。なお、Inv_adjは業種調整後の投資比率のことである。

グループの特徴を各変数別にみてみよう。経営者の持ち株比率が高い企業であるほど、イディオ・リスク (Idio) は高く成長機会 (logQ) も高くなっている。株式リターン (Return) に関してはグループ1が一番高く (年率12.1%)、経営者の持株比率の一番高いグループ5が一番低い年率1.2%となっている。規模 (またはレバレッジ) に関しても同様のことが言えるが、他の変数とは違って経営者持ち株比率の増加とともに両変数は単調に減少 (増加) している。リターンの結果と合わせてみると、本研究のサンプル期間においては規模 (総資産) が大きいグループであるほど株式リターンのパフォーマンスがよく、イディオ・リスクは小さくなる傾向がみてとれる。単変量分析の結果をもって正確な比較はできないが、イディオ・リスクの低ポートフォリオの (対イディオ・リスクの高ポートフォリオ) 正の異常リターンを報告しているAng,Hodrick,Xing,Zhang(2006,2009)の結果に整合している形である。次に、回帰分析で被説明変数として使う投資比率 (Inv) については、経営者の持ち株比率の違うグループ間における投資比率 (Inv) の単調な下落は見当たらない。ただし、グループ1とグループ5が異なる母集団から抽出されたかどうかを問うマン・ホイットニー検定 (本結果は表には掲載していない) では業種調整前の場合が $Z=2.184$ 、 p 値 $=0.0290$ 、業種調整後の場合が $Z=4.190$ 、 p 値 0.000 で両グループの違いは有

意に認められるという結果を見せている。

図表6は上記で定義した各グループダミーを、イデオ・リスク変数（QUOTE）にかけた新たな変数（idioL：グループ1ダミー×イデオ・リスク、idioH：グループ5ダミー×イデオ・リスク）を導入して、次の式（7）の分析を行った結果を示したものである。

$$\begin{aligned} \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1,i,t}} = & \beta_1 \text{inside own}_L \times \log(\sigma_{i,t-1}) + \beta_2 \text{inside own}_2 \times \log(\sigma_{i,t-1}) + \beta_3 \text{inside own}_3 \\ & \times \log(\sigma_{i,t-1}) + \beta_4 \text{inside own}_4 \times \log(\sigma_{i,t-1}) + \beta_H \text{inside own}_H \times \log(\sigma_{i,t-1}) \\ & + \text{control} + \delta_i + \theta_t + v_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

「経営者の持株比率のダミー×イデオ・リスク」にかかる係数はどのグループにおいても負の符号を見せており、図表4の結果を強化するものとなっている。しかし、（業種調整前の）グループ間（グループ1と5）の係数の差（0.0171-0.0169）の検定の結果（表には記載していない）からは、両者において統計的に有意な差は見られない（p値は0.984）。業種調整後のケースの場合も、両者の係数の絶対値の差（0.0164-0.0140）は業種調整前のそれより約12倍で大きくなってはいるが、統計的に有意な差は認められない結果となっている（p値は0.458）。単純に経営者の持株比率の単変更で分けて考察してみた図表5からの結果（グループ1と5の投資比率は有意に違う）と異なって、他の変数をすべてコントロールした図表6の結果からは、経営者の持株比率の違いによって企業の投資が影響を受けるという解釈は成立しない。よって仮説2を支持する結果は得られない。

図表6 経営者の持ち株比率で分けた場合の回帰分析結果

	業種調整前		業種調整後	
	Coef	p-value	Coef	p-value
<i>idioL</i>	-0.0169	0.013	-0.0140	0.042
<i>idio2</i>	-0.0185	0.007	-0.0174	0.013
<i>idio3</i>	-0.0149	0.030	-0.0146	0.035
<i>idio4</i>	-0.0171	0.013	-0.0166	0.017
<i>idioH</i>	-0.0171	0.014	-0.0164	0.020
<i>log(Sys)</i>	0.0060	0.129	0.0076	0.055
<i>logQ</i>	0.0599	0.000	0.0587	0.000
CF	0.0266	0.000	0.0267	0.000
<i>logAsset</i>	-0.0481	0.000	-0.0530	0.000
Return	0.0013	0.780	0.0007	0.875
<i>log(Eq/As)</i>	0.0500	0.000	0.0442	0.000
<i>Inv(-1)</i>	0.0979	0.000	0.0899	0.000
<i>AdjR²</i>	0.047		0.0400	

注) *Inv*、*CF*、*Inv_adj*は1期前の有形固定資産で割って標準化している。
#N=8767社。年度ダミーを用いている。

5. おわりに

本稿では、Panousi and Papanikolaou(2012)に倣い、2003年から2009年3月までの分析期間における日本企業の投資意思決定に及ぼすイディオ・リスクの影響について考察してみた。

投資家の分散投資を前提とする標準的なファイナンス理論においてイディオ・リスクは価値評価においては無視すべきファクターとされる。従ってイディオ・リスクを除去できる株主の価値を最大化することが求められる立場にある経営者に、自社のイディオ・リスクによって投資の意思決定が左右されるようなことは理論の上では想定されていない。これが本稿の議論のスタートであった。

分析の主な結果は、Panousi and Papanikolaou(2012)のモデルで示唆されるように、イディオ・リスクが高くなるほど企業の投資行動は消極的になっているということ。しかし、そのマイナスの関係は役員株式保有比率が高いほど、強い傾向をみせるという先行研究の結果とは異なって、企業投資に与えるイディオ・リスクの影響が経営者の株式保有比率の大きさに比例するという結果は見られなかった。

最後に、本研究の問題点を指摘しておこう。まず一つ目は分析対象とな

るサンプル数である。分析を予定していたストック・オプションのデータ¹³⁾が取れる期間に限定したため、サンプル期間が短くなったのが原因である。35年間のデータで分析を行っているPanousi and Papanikolaou(2012)の研究と違って本稿では5年間という短いサンプル期間で固定効果モデルを推計している。そのため、推定結果の信頼度は落ちると言わざるをえない。二つ目には、各変数の作成において先行研究のそれとは異なって、簡便な方法で作成を行ったため、先行研究との正確な比較は難しい。三つ目は、内生性の問題に対処していない点である。Panousi and Papanikolaou(2012)でも指摘されているように、企業の成長機会 (growth opportunities) がイデオ・リスクに影響を与えているとすれば、成長機会を正確にとらえていない変数を回帰モデルの説明変数として用いた場合にomitted variable biasが発生する。また経営者の持ち株比率変数に関しても内生性問題の可能性がある。経営者の持ち株比率そのものが、投資とイデオ・リスクの両変数に影響を与える、当該企業のある属性によって決まる内生変数の時である。

内生性問題は、先行研究と比較可能な正確な変数の作成とともに、本研究で残された課題である。以下は、本課題のヒントとして最後に行った追加の検証の結果を提示し、本稿の終わりとしたい。内生性の問題として経営者の持株比率をあげてみよう。図表5の結果から、経営者の持ち株比率の大きさによるグループ分けは企業の規模 (総資産) の大きさと相互に関連していることが分かる。規模が小さくなるほど、イデオ・リスクは大きくなっている。同時に投資比率も (特に業種調整後の場合) 小さくなる傾向が見える。投資とイデオ・リスクの両方に影響を与える企業の属性の存在が見え隠れているように見える。そこで、規模の影響を考慮した後、経営者の持ち株比率の違いの影響を追加的に調べてみた¹⁴⁾。その結果を図表7に示している。イデオ・リスクと投資比率のみに注目すると、同規模

13) 経営者にストックオプションがある場合も分析を予定していたが、経営者の持株比率の違いによるイデオリスクの効果の違いがみられなかったので分析を取りやめた。

の中で経営者の持ち株比率で分けられた各グループの特徴は、規模の一番小さいグループ1を除いてはイディオ・リスクが高まるほど、投資は減るマイナスの傾向をみせているように見える。

図表7 規模（株式時価総額）と経営者の持ち株比率で5×3分割して得られる各ポートフォリオの特徴（中央値）

規模・持株比率	Inv	Inv_adj	Idio	Sys	logQ	CF	logAsset	Return	Eq/As
1規・1I	0.074	-0.021	0.32	0.13	12.63	0.11	9.80	0.00	0.36
1規・2I	0.078	-0.021	0.31	0.11	12.71	0.11	9.56	0.03	0.41
1規・3I	0.087	-0.028	0.27	0.08	12.78	0.13	9.47	0.06	0.44
2規・1I	0.091	-0.014	0.29	0.15	12.81	0.12	10.39	0.02	0.38
2規・2I	0.107	0.000	0.25	0.12	12.90	0.15	10.31	0.06	0.47
2規・3I	0.121	0.004	0.26	0.10	13.12	0.17	10.08	0.02	0.51
3規・1I	0.105	-0.010	0.27	0.16	12.93	0.14	11.04	0.03	0.38
3規・2I	0.121	0.007	0.24	0.13	13.06	0.16	10.92	0.10	0.47
3規・3I	0.143	0.015	0.26	0.12	13.42	0.19	10.56	0.05	0.56
4規・1I	0.120	0.008	0.24	0.17	13.11	0.17	11.90	0.07	0.42
4規・2I	0.126	0.020	0.24	0.15	13.37	0.19	11.47	0.12	0.51
4規・3I	0.175	0.039	0.27	0.13	13.66	0.24	11.17	0.05	0.56
5規・1I	0.163	0.036	0.18	0.19	13.24	0.21	14.01	0.12	0.35
5規・2I	0.163	0.045	0.21	0.18	13.51	0.22	12.93	0.13	0.45
5規・3I	0.186	0.052	0.23	0.16	13.81	0.29	12.41	0.09	0.57

注) 「1規・1I」の最初の1は、規模（時価総額）で5分割した際の一番規模の小さいグループを、2番目の1は経営者の持株比率で3分割した際の一番低いグループを表している。

参考文献

Ang,A.,Hodrick,R.J.,Xing,Y.,Zhang,X.,(2006) “ The cross-section of volatility and expected returns”, Journal of Finance 51,pp.259-299

Ang,A.,Hodrick,R.J.,Xing,Y.,Zhang,X.,(2009)“ High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence”, Journal of Financial

- 14) 具体的には規模で全ユニバースを毎年5つに分けた後、それぞれのグループを経営者の持ち株比率でさらに3分割して得られる3×5の15個のポートフォリオを構築する。その後、各ポートフォリオの中央値を変数別に計算する。ここでの規模は時価総額を用いている。リターンで計算されるイディオ・リスクとの関連性を考慮し、株式時価総額を使った。

Economics 91, pp.1-23

Bulan, L. T., (2005), "Real Options, Irreversible Investment and Firm Uncertainty: New Evidence from U.S. firms," Review of Financial Economics, Vol 14, pp.255-279.

Chung, K. H., Charoenwong, C., (1991), "Investment Options, Assets in Place, and the risk of stocks," Financial Management, pp.21-33.

Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. Peterson (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp.141-195.

Lamont, O. (1997), "Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets," Journal of Finance, 52, pp.83-109.

Malkiel, B. G., Xu, Y., (2006), "Idiosyncratic Risk and Security Returns", Working paper, University of Texas at Dallas, pp.1-57.

Merton, R., (1987), "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", Journal of Finance 42, pp.483-510.

Panousi, V., Papanikolaou, D., (2012) "Investment, Idiosyncratic Risk, and Ownership", Journal of Finance 67, pp.1113-1148.

音川和久(2000)、「IR活動の資本コスト低減効果」『会計』第158巻第4号 73-85項

砂川伸幸・川北英隆・杉浦秀徳・佐藤淑子(2013)、『経営戦略とコーポレートファイナンス』日本経済新聞出版社