

リスク・シェアリングとメインバンク

リ ケン ベイ
李 建 平

1 はじめに

暗黙的契約理論によると、銀行と企業は、金利変動などの将来の不確実性に対して、暗黙のリスク・シェアリング契約を結ぶと考えることができる (Fried and Howitt (1980), 筒井 (1988)). そして企業と銀行の間の長期・継続的取引関係が、暗黙のリスク・シェアリング契約を守るインセンティブを双方に与えるとも考えることもできる。なぜなら金融取引のどちらか一方が暗黙的契約を破るなら、その経済主体は金融市場での「評判」を失い、市場において他の取引相手を見つけることが難しくなるからである (Allen and Gale (2000)). さらに、企業・銀行間のリスク・シェアリングは、企業の収益を安定化させ、企業経営者のリスク回避に役立つだけでなく、貸出先企業の収益安定を通じて銀行自身の経営の安定化に貢献すると考えることができる (Nakatani (1984)).

企業の経常利益は企業の営業と財務活動の総合的成果であり、それは企業の収益性を比較的正確に示すものとして重視されている¹⁾。一般に日本の大企業は、これまで都市銀行および長期信用銀行をメインバンクとしてきた。このようなメインバンクは顧客企業との融資関係のみならず、株式持ち合い関係も長期にわたって維持してきた。したがって、メインバンク関係によって支えられたリスク・シェアリングが存在するとすれば、企業の経常利益の安定化のために、企業の営業収益の変動を相殺する方向に金融費用の調整や、あるいは配当の調整が行われると考えることができる。

金融費用調整によるリスク・シェアリング仮説に関しては、堀内・福田

(1987)による否定的な実証結果と、広田(1990)による肯定的な実証結果が存在し、いまだに統一的な見解は形成されていない。これらの先行研究にはサンプル選択や実証方法の点で再検討する余地がある。他方、配当調整によるリスク・シェアリング仮説に関しては、Khanna and Yafeh (2002)による、日本の大企業を対象とした肯定的な実証結果が存在する。ただし、彼らが使用した企業の受取配当金のデータには子会社からの受取配当金が含まれている点で疑問が残されている。

さらに重要な問題としては、近年、金融市場の自由化の進展にともない、日本のメインバンクが顧客企業から得たレントが減少しつつあること(Weinstein and Yafeh (1998))、特に1990年代以降、メインバンクがそのレントを完全に取れなくなったこと(Okamuro and Li (2002))の指摘がある。すると、レントを取得できないメインバンクは、顧客企業に対して保険を提供するインセンティブを失うことが予想できる。もしそうであれば、リスク・シェアリングとしてのメインバンク関係は終焉することになる。

本稿は、これらの既存研究を踏まえ、企業の資金調達手段が制約された時期(1975~85年)、および企業の資金調達手段が多様化した時期(1987~96年)の日本の大企業のデータを用いて、企業の収益安定化における金融費用調整および配当調整に対するメインバンク関係の影響を考察する。その上で現在の変化についても明らかにしたい。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、本稿と密接に関連している既存研究を整理し、本稿の実証研究の意義を明らかにする。第3節では、データの出所、メインバンク関係の密接度を測定する尺度、そしてサンプル期間およびサンプル企業の特徴について説明し、続いて第4節で実証分析の方法や結果を説明する。第5節はまとめと展望である。

2 既存研究の整理と本稿の研究の意義

企業の収益安定化におけるメインバンク関係の効果に関してはすでに多数の実証研究が存在する。以下では本稿と直接関連する研究に限定して整理する。

堀内・福田(1987)はメインバンク関係が企業の収益安定化に与える影響を先駆的に考察した。彼らは化学産業の有力企業63社の1965～84年の時系列データを用いて63社それぞれについて次の回帰式を推定した。

$$FC_t = \alpha_0 + \alpha_1 OP_t + \alpha_2 FC_{t-1} + \alpha_3 ACIL_t + \sigma_t \quad (1)$$

ここで、 α_0 は定数項、 σ_t は攪乱項である。 FC_t 、 OP_t はそれぞれ t 年度の金融費用と営業利益である。さらに、借入残高の変動および金融市場の金利の一般的変動の効果を考慮して、 t 年度の全国銀行約定平均金利と期末の借入残高との積($ACIL_t$)が説明変数に加えられた。また、 FC_{t-1} が説明変数に加えられたのは、金融費用の調整に遅れがある可能性を考慮したためである。ただし、タイム・トレンドを除去するため、すべての変数は $t-1$ 年度末の総資産残高で割ってある。

メインバンク関係を通じたリスク・シェアリングが、金融費用の調整によって経常利益の変動を小さくするという形で働いているなら、 t 期の金融費用はその期の営業利益と有意に正の相関を示すと想定することができる。この意味で、 α_1 は有意に正となると期待され、その傾向はメインバンク依存度が高いほど強くなると考えられる。

上記の式を推定した結果、メインバンク依存度が20%以上である46社のうち α_1 が有意に正となっている企業は15社(33%)のみであり、さらに依存度にかかわらずメインバンクを持つ企業(54社)のうち α_1 が有意に正となっている企業は19社(35%)しかないことから、彼らはメインバンクによる金融費用調整によって企業の経常利益が安定化されるという現象は一般的でない結論付けた。しかし、広田(1990)は基本的に堀内・福田(1987)と同じ回帰式で、化学産業の124社企業の5年間(1984～88年)のデータを用いてクロス・セクション分析した結果、彼らと逆の結論を得た。

上記の実証研究に関して、まず堀内・福田(1987)には、そのサンプル企業がいずれも化学産業の有力企業であり、そもそも銀行とのリスク・シェアリングをあまり必要としないかもしれないという疑問点が指摘できる。また、彼らは企業

の金融費用の調整を分析した際に、企業の借入構成の変動の要因を考慮しなかった。他方、広田(1990)には、次の二つの疑問点がある。一つは定数項を含めてすべてのパラメータが同じであるという仮定が強すぎるという点である。というのは定数項には個別企業特性(例えば、企業のデフォルト確率)が含まれているからである(Tsuji(1993))。もう一つはサンプル期間選択の問題である。1986年に適債基準の緩和に伴って社債発行が急増したことや、1986年が日本の銀行が企業の発行済み株式を10%まで保有できる最後の一年であることなど、広田(1990)のサンプル期間(1984~88年)は、金融・資本市場の構造変化の問題を抱えているという疑問点がある。また、両者とも、その考察対象はともに化学産業の企業である。製造業の全体から見ると、金融機関借入依存度においては化学産業の方が比較的高かったが、有形固定資産などの成長率においてはむしろ電気機械および一般機械の両産業の方が高かった。銀行からみれば融資先企業が大きく成長すれば将来の預金と資金需要の双方が増えるので、そのような企業との関係を強め(岡室(2001))、またその関係にある融資先の収益を安定化させるインセンティブを持つと考えられる。

堀内・福田(1987)や広田(1990)による金融費用調整の分析に対して、Khanna and Yafeh(2002)は、6大企業系列(社長会)の所属企業をメインバンク関係が強い企業、独立企業をメインバンク関係が弱い企業とみなし、1977~92年の日本の製造業大企業を対象に考察して配当調整によるリスク・シェアリングの仮説を支持する結果を示した。しかし、彼らが使用した企業の受取配当金のデータには子会社・関連会社からの受取配当金が含まれている。子会社・関連会社からの受取配当金の変動は、6大企業系列内での銀行を中心とする株式持合い関係には影響されないと考えられる。また子会社・関連会社からの受取配当金は、日本企業の分社化・国際化の進展に伴って増大していると考えられる(表1を参照)。よって、それを考慮して受取配当調整によるリスク・シェアリングの仮説が成立するかどうかを検証する必要がある。

こうした研究状況を踏まえて、本稿では、化学産業の企業のみならず、電機産業および一般機械産業の企業のデータを用いて、1975~85年と1987~96年の両期

表1 関係会社受取配当比率の基本統計量

産業名	第1期(1977—1985)					第2期(1987—1996)				
	平均値	標準 偏差	最小値	最大値	N	平均値	標準 偏差	最小値	最大値	N
化学	0.195	0.308	0.000	0.966	909	0.243	0.316	0.000	1.000	1010
電気機械	0.293	0.365	0.000	1.000	819	0.342	0.395	0.000	1.000	910
一般機械	0.109	0.254	0.000	1.000	837	0.135	0.265	0.000	0.975	930

注：関係会社は関連会社と子会社からなる。関係会社受取配当比率：関係会社からの受け配当金÷受取配当金。

間における企業収益安定化のための金融費用調整および配当調整におけるメインバンク関係の効果を比較しつつ検証する。

3 データおよびサンプル期間・サンプル企業の特徴

メインバンク関係の密接度の尺度

日本の企業はその大小にかかわらず、一般にある銀行とメインバンク関係を結んでいることが多いが、企業によってメインバンク関係の密接度は異なる。また研究者によって、使用するメインバンク関係の密接度の尺度は違っている。上述の既存研究のうち、堀内・福田(1987)および広田(1990)は経済調査会『金融機関の投融资』に基づいてある金融系列の所属企業をメインバンク関係の強い企業、それ以外の企業をメインバンク関係の弱い企業と定義した。Khanna and Yafeh(2002)は6大企業系列の社長会のメンバーか否かによって企業のメインバンク関係の強弱を測った。しかし、日本におけるメインバンク関係は非常に広範囲のものであり、いかなる系列に属していない企業の中にも、銀行と密接なメインバンク関係を結んでいる企業がある一方、ある系列に属している企業の中にも銀行とのメインバンク関係が弱い企業もある(岡崎・堀内(1992))。したがって、それらの既存研究の使用したメインバンク関係の密接度の尺度にはかなり曖昧さが残っている。

本稿ではその曖昧さを避けるために、直接に企業に対する銀行の融資と株式保

有の大きさや安定性という量的な尺度で企業のメインバンク関係の密接度を測る。対象期間（1975～1985, 1987～1996）内に最大の貸手であり、かつ上位10位以内の株主の地位を維持した銀行を有する企業をメインバンク関係が強い企業、それ以外の企業をメインバンク関係が弱い企業と定義する。

データの出所

企業の財務データの出所は、1998年に日本開発銀行・（財）日本経済研究所が編集した「開銀企業財務データ」である。東洋経済新報社の『企業系列総覧』に掲載されているサンプル企業の銀行の融資残高・持株順位の指標に基づいて各サンプル企業のメインバンク関係の密接度を測っている。また1974～1996年に、「開銀企業財務データ」から連続的に統計データが取れる企業（285社）の主要な財務データを抽出してデータセットを作った。

サンプル期間

本稿では1975～85年、1987～96年を二つのサンプル期間とする。日本の社債発行規制の緩和は1979年から徐々に行われてきたが、適債基準、財務制限条項を導入して無担保債の発行が行われた1979年の時点では、適格企業はトヨタ自動車と松下電器産業の2社のみであった。その後、1983～88年の間での5回適債基準の緩和によって、社債発行適格企業は1985年に142社までに増加した。また、1985年の初の格付機関設立など社債市場の整備の進展に伴って1986年以降国内市場における社債発行額が急増し、1996年に適債規準及び財務制限条項が撤廃され、社債発行が原則自由化された（久武・大岩（1997））。また銀行の株式保有に関しては、日本政府の規制により、1986年までは、非金融法人企業の発行済み株式に対する銀行保有の上限は10%であったが、1987年以降5%まで引下げられた。こうした社債市場の自由化および政府規制の変化を踏まえて、本稿は1975～85年を相対的に企業の資金調達手段が制約されたサンプル期間、1987～96年を企業の銀行離れのサンプル期間とする。

サンプル企業

本稿の考察対象は化学・電機・一般機械の3産業の東証一部上場企業である。化学産業の企業を考察対象の一つとしているのは本稿のパネル分析を堀内・福田(1987)の時系列分析および広田1990)のクロス・セクション分析と対比するためである。また、本稿の化学産業の企業に対する実証分析の結果を確かめるために、化学産業の性質と異なる電機産業・一般機械産業の企業を考察対象として選んだ。製造業の全体から見ると、第1期(1975~85年)では、金融機関借入依存度においては、化学産業の企業の方が高かったが、有形固定資産成長率においては、むしろ電機産業と一般機械産業の方が高かった。他方、第2期(1987~96年)では、金融機関借入依存度においては、化学産業の企業の方が依然として高かった。有形固定資産成長率においては、一般機械産業の方がやや高く、電機産業の方が低かったが、第1期と比べて、一般機械産業と電機産業はともに低下し、化学産業の方が上昇した(表2を参照)。

表2 化学・電気機械・一般機械の3産業の概況

	第1期(1975-85年)		第2期(1987-96年)	
	金融機関借入 依存度	有形固定資産 成長率	金融機関借入 依存度	有形固定資産 成長率
製造業全体	0.363	0.052	0.226	0.056
化学	0.405	0.030	0.257	0.051
電気機械	0.267	0.115	0.147	0.023
一般機械	0.315	0.072	0.195	0.057

注：金融機関借入依存度：[(期首の金融機関借入 / 総資産) - (期末の金融機関借入 / 総資産)] / 2。

有形固定資産成長率： $\sqrt[11]{\frac{\text{期末}x}{\text{期首}x}} - 1$ ， x ：有形固定資産。

データの出所：大蔵省財政金融研究所『法人企業統計年報』。

4 実証分析

企業の収益性の重要な指標としての経常利益を安定化するためには、金融費用の調整と配当調整の二つのアプローチがあると考えられる。銀行・企業

間での資金の貸借という相対取引においては、企業の収益性などの経営状況を考慮して金利などの融資条件が決められるのは普通である。また、日本では、銀行・企業間のメインバンク関係の密接度もその融資条件の重要な決定要因である²⁾。特に、一時的に経営不振に陥った企業に対しては、メインバンクが主導する債務の再交渉が見られる³⁾。このような観点から、密接なメインバンク関係には、企業の収益を安定化するための金利調整が存在するという見解が成立する。しかし、これまでに見たように、その見解について代表的な実証研究は対立した結果を示している。そして、それらの実証研究にはそれぞれサンプル選択や実証方法での問題もある。

他方、日本の企業には一株あたり配当金を収益にあわせて変動させず、安定的に維持するとか⁴⁾、同業他社の配当とのバランスを重視して配当を決める傾向が強いといわれる⁵⁾。また、現実には企業が頻繁に配当率を高めない理由の一つとして、将来の配当率の低減が株価にマイナスのインパクトを与えるおそれがあることが取り上げられる (Benartzi et al (1997))。したがって、メインバンクは顧客企業の配当政策に関与しにくいかもしれない。これに対して、Khanna and Yafeh (2002) は、銀行を中心とする金融系列内において株式持ち合いシェアが比較的高い企業においては、収益を安定化するように配当調整が行われる可能性があると考えている。そして彼らは日本の製造業の大企業を対象として、配当調整の仮説を支持する実証結果を出した。ただし、その実証に使用された受取配当金のデータには子会社・関連会社からのものが含まれたという問題が残っている。

以下では、先行研究の問題点を考慮して金融費用調整および配当調整の両者に対する数量分析モデルを再定式化して、別々に推定する。

4.1 金融費用調整の分析

計量分析モデル

金融費用調整に関する分析モデルは堀内・福田 (1987) の (1) 式を参考にし、以下のように設定する。

$$I_{it} = \alpha + \varphi_1 MBOP_{it} + \varphi_2 OP_{it} + \varphi_3 LL_{it} + \varphi_4 ACIL_{it} + \varphi_5 LOGA_{it} + \varphi_6 I_{i,t-1} + \nu_{it} \quad (2)$$

ただし、 $\nu_{it} = \lambda_i + \mu_{it}$, $i = 1, \dots, n_1$, $t = 1, \dots, T_1$

t : 年度

i : 企業

α : 定数項

μ_{it} : 誤差項

λ_i : 企業の特性

I_{it} : 企業の年度での支払利息・割引料(社債利息を除く)⁶⁾

OP_{it} : 企業の年度での営業利益

MB : メインバンク関係ダミー, メインバンク関係が強い企業の場合は1, メインバンク関係が弱い企業の場合は0とする

$MBOP_{it}$: MB と OP_{it} との積

LL_{it} : i 企業の t 年度での長期借入残高

$ACIL_{it}$: i 企業の t 年度での期末の借入残高と全国銀行約定平均金利との積

$LOGA_{it}$: i 企業の t 年度での総資産の対数値

上の(1)式と同様に、 $LOGA_{it}$ 以外の変数についてはタイム・トレンドを除くために第($t-1$)年度の総資産で割ってある。また、実際に(2)式を推定する際にマクロ経済変動のショックを除くために年次ダミー変数も使用する。

仮説

(2)式の基本的考え方は堀内・福田(1987)によるものである。会計式

$$\text{営業利益} + \text{営業外収益} - \text{営業外費用} = \text{経常利益}$$

に即して考える。そこでは、営業外費用の8割強は金融費用で占められており、金融費用のほとんどすべてが支払利息・割引料で占められている。企業の目的が経常利益を安定化させることにあれば、営業利益の変動が経常利益の変動に結びつかないように、金融費用が相殺的に調整される必要がある⁷⁾。したがって、安定的かつ密接なメインバンク関係の下で銀行と企業の間で現実リスク・シェア

リングが行われているなら、パラメータ φ_1 は有意に正となることが予想される。ただし、メインバンク関係が強い企業と弱い企業のそれぞれの OP_{it} が I_{it} に異なる影響を与える可能性があることから、パラメータ φ_2 の推定値については予め予測することができない。

$ACIL_{it}$ を説明変数に加えた理由は (1) 式と同様である。つまり、この項は金融費用の変動のうち、借入残高の変動や金融市場における金利の一般的な変動の効果をコントロールしたものであり、パラメータ φ_4 は正で有意であることが期待される。 $I_{i,t-1}$ を説明変数に加えた理由も (1) 式と同様であり、金融費用の調整に遅れがある可能性を考慮するためである。

しかし、 $ACIL_{it}$ などを一定として、銀行借入構成の変化も I_{it} の変動の一因になると考えられるので、 LL_{it} を (2) 式の説明変数に加える。パラメータ φ_3 についても有意に正となると予想される。また、 I_{it} の変動の一因として企業の規模も考慮することから、 $LOGA_{it}$ を (2) 式の説明変数に加えた。規模の大きい企業ほど営業活動の多様化などにより事業リスクを分散する能力が強く、メインバンク関係によるリスク・シェアリングに対するニーズが低いと考えられるので、パラメータ φ_5 が有意に負となることが予想される。

推定方法

(2) 式のようなダイナミック・パネル・データ・モデルについて、固定効果モデルか、または変量効果モデルによる推定には、 ν_{it} 自体に自己相関がなくともラグ付内生変数と誤差項 μ_{it} が相関を持つ問題が存在する。最近、Greene (2000)⁸⁾ は (2) 式のようなモデルに対して、Ahn and Schmidt (1995) による GMM (*Generalized Method of Moments*) で推定することを提唱している。というのは GMM には説明変数間の相関およびラグ付内生変数と誤差項との相関の問題を適切に処理し、変数の水準の間の関係だけでなく水準と 1 階階差の間の関係からも大量の情報を利用できるというメリットがあり、GMM による推定結果が効率的であると考えられるからである。したがって、本稿の (2) 式を GMM で推定する。

推定結果

(2) 式の推定結果が表4に示してある。第1期での化学産業および電機産業におけるパラメータ φ_1 の推定値は予想通り有意に正となっているが、第2期になると、その両産業におけるパラメータ φ_1 の推定値がともに有意でなくなった。これに対して、両期での一般機械産業におけるパラメータ φ_1 の推定値が有意でない。総じて、第1期ではリスク・シェアリングとしての金融費用調整におけるメインバンク関係の効果があったが、第2期になると、その効果がなくなったといえる。

コントロール説明変数については、両期の3産業におけるパラメータ φ_4 の推定値はいずれも予想通り有意に正となっている。パラメータ φ_3 に関して、第1期に化学産業と一般機械産業において予想通り有意に正となっているが、電機産

表3 金融費用調整分析データの基本統計量

産業名	変数名	第1期(1977-1985)					第2期(1988-1996)				
		平均値	標準偏差	最小値	最大値	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値	N
化学	I	0.034	0.019	0.000	0.078	1005	0.011	0.010	0.000	0.047	991
	MBOP	0.060	0.047	-0.060	0.280	1005	0.038	0.038	0.050	0.196	991
	OP	0.078	0.050	-0.084	0.295	1005	0.052	0.038	-0.050	0.197	991
	LL	0.172	0.150	0.000	0.601	1005	0.070	0.087	0.000	0.389	991
	ACIL	0.028	0.017	0.000	0.077	1005	0.010	0.009	0.000	0.044	991
	LOGA	7.756	0.475	6.646	8.908	1005	8.053	0.470	7.047	9.145	991
電機機械	I	0.024	0.015	0.000	0.067	886	0.009	0.008	0.000	0.040	875
	MBOP	0.055	0.051	-0.068	0.260	886	0.025	0.035	-0.092	0.166	875
	OP	0.084	0.058	-0.101	0.295	886	0.037	0.038	-0.094	0.166	875
	LL	0.070	0.077	0.000	0.353	886	0.042	0.058	0.000	0.263	875
	ACIL	0.019	0.014	0.000	0.058	886	0.007	0.008	0.000	0.038	875
	LOGA	7.694	0.570	6.712	9.415	886	8.097	0.570	7.157	9.650	875
一般機械	I	0.023	0.015	0.000	0.070	919	0.009	0.008	0.000	0.039	911
	MBOP	0.042	0.049	-0.101	0.304	919	0.018	0.036	-0.148	0.169	911
	OP	0.070	0.057	-0.101	0.304	919	0.034	0.047	-0.148	0.192	911
	LL	0.084	0.090	0.000	0.382	919	0.051	0.064	0.000	0.302	911
	ACIL	0.020	0.013	0.000	0.060	919	0.009	0.008	0.000	0.037	911
	LOGA	7.637	0.535	6.534	9.484	919	7.914	0.501	6.681	9.573	911

表4 産業別金融費用調整分析結果(GMM)

期間 被説明変数	第1期(1977—1985)			第2期(1989—1996)		
	I					
パラメータ(説明変数)	化学	電気機械	一般機械	化学	電気機械	一般機械
$\varphi_1(MBOP)$	0.034*** (2.980)	0.020** (2.230)	0.004 (0.410)	-0.006 (-0.570)	0.015 (1.570)	0.009 (0.930)
$\varphi_2(OP)$	-0.015 (-1.590)	0.000 (0.010)	-0.008 (-0.810)	0.000 (-0.030)	0.000 (-0.020)	0.002 (0.270)
$\varphi_3(LL)$	0.031*** (3.730)	0.013 (1.600)	0.019** (2.490)	0.000 (0.000)	0.000 (-0.030)	-0.001 (-0.170)
$\varphi_4(ACIL)$	0.516*** (10.550)	0.717*** (17.500)	0.597*** (9.790)	0.675*** (10.700)	0.577*** (7.630)	0.661*** (12.730)
$\varphi_5(LOGA)$	0.003 (1.040)	0.000 (-0.090)	0.000 (0.130)	0.005 (1.480)	0.001 (0.130)	-0.002 (-0.710)
Wald 検定値	1231.81	1674.54	1039.35	1444.56	897.97	1782.63
N(社数)	797(101)	688(90)	729(92)	774(101)	676(90)	716(93)

注：1. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準を示す。()内はz値である。2. 変数変換および1期ラグをとったため、第1期は1977—1985、第2期は1989—1996となる。3. 年次ダミーを使用した。

業において正であるが有意でない。また、第2期になると、3産業におけるパラメータ φ_3 の推定値はともに有意でない。これは第2期での3産業のサンプル企業における借入構成の変動が小さくなったことに関連していると考えられる(表3を参照)。最後に両期の3産業におけるパラメータ φ_5 の推定値はともに有意でない。これはサンプル企業間の規模の差異が小さいことによるものと考えられる。

4.2 配当調整の分析

計量分析モデル

配当調整の計量分析モデルを以下のように設定する。

$$PRD_{it} = \omega + \gamma_1 MBOP_{it} + \gamma_2 OP_{it} + \gamma_3 LOGA_{it} + \gamma_4 PRD_{i,t-1} + \eta_{it} \quad (3)$$

ただし、 $\eta_{it} = \theta_i + \varepsilon_{it}$, $i = 1, \dots, n_2$, $t = 1, \dots, T_2$

t : 年度

i : 企業

ω : 定数項

ε_{it} : 誤差項

θ_i : 企業の特性

PRD_{it} : i 企業の t 年度での受取配当金 (関係会社からの受取配当金⁹⁾を除いた)

その他の変数の定義は上の(2)式と同じである。また、上の(2)式と同様に、 $LOGA_{it}$ 以外の変数について第 $(t-1)$ 年度の総資産で割っており、マクロ経済変動のショックを除くために年次ダミー変数も使用する。(3)式の推定方法は(2)式のそれと同様である。

仮説

上の会計上の経常利益の式においては、営業外収益の中に受取配当金が含まれる。密接なメインバンク関係によって企業の営業収益の変動が相殺される方向に配当調整が行われるなら、パラメータ γ_1 が有意に負となることが予想される。ただし、銀行と密接なメインバンク関係を結んだ企業においても収益の増減にかかわらず一株あたり配当金を安定的に維持する傾向が強ければ、パラメータ γ_1 , γ_2 がともに有意にならないと予想される。規模が大きい企業ほど、保有した他社の株式が多くなることから、 $LOGA_{it}$ のパラメータ γ_2 の推定値が有意に正となろうと予想される。

推定結果

表6に(3)式の推定結果が示してある。第1期での3産業および第2期での化学・電気機械の2産業のサンプル企業においてパラメータ γ_1 , γ_2 の推定値は予想通りともに有意でない。この結果は、企業の配当政策におけるメインバンク関係の効果がなく、また企業の配当政策と営業利益の如何と無関係であることを示唆している。

表5 配当調整分析のデータの基本統計量

産業名	変数名	第1期(1977—1985)					第2期(1987—1996)				
		平均値	標準偏差	最小値	最大値	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値	N
化学	PRD	0.002	0.001	0.000	0.010	892	0.002	0.001	0.000	0.009	995
	MBOP	0.061	0.047	-0.033	0.280	892	0.039	0.038	-0.050	0.207	995
	OP	0.077	0.050	-0.111	0.287	892	0.053	0.039	-0.050	0.213	995
	LOGA	7.777	0.470	6.733	8.908	892	8.054	0.469	7.047	9.145	995
電気機械	PRD	0.002	0.001	0.000	0.009	807	0.002	0.002	0.000	0.009	888
	MBOP	0.055	0.052	-0.068	0.322	807	0.025	0.036	-0.104	0.180	888
	OP	0.085	0.061	-0.101	0.338	807	0.037	0.038	-0.104	0.180	888
	LOGA	7.718	0.565	6.744	9.415	807	8.093	0.566	7.247	9.650	888
一般機械	PRD	0.002	0.001	0.000	0.008	823	0.002	0.002	0.000	0.010	919
	MBOP	0.042	0.049	-0.079	0.256	823	0.018	0.036	-0.137	0.169	919
	OP	0.069	0.054	-0.079	0.256	823	0.035	0.047	-0.137	0.207	919
	LOGA	7.652	0.533	6.534	9.484	823	7.910	0.501	6.681	9.573	919

注：「開銀企業財務データ」では1975—1976年に受取配当データが欠損しているため、第1期が1977—1985年となる。

表6 産業別配当調整分析結果(GMM)

期間 被説明変数	第1期(1979—1985)			第2期(1989—1996)		
	PRD					
パラメータ(説明変数)	化学	電気機械	一般機械	化学	電気機械	一般機械
γ_1 (MBOP)	0.002 (0.700)	-0.001 (-0.430)	-0.001 (-0.860)	0.004 (0.860)	0.002 (0.620)	0.005** (2.220)
γ_2 (OP)	-0.001 (-0.620)	0.001 (0.570)	0.000 (-0.020)	-0.003 (-0.730)	-0.002 (-0.590)	-0.004** (-2.160)
γ_3 (LOGA)	0.002*** (2.890)	0.000 (0.670)	0.000 (0.500)	0.001 (0.980)	0.000 (-0.110)	0.002* (1.820)
Wald 検定値	71.12	6.05	26.70	159.00	64.59	97.72
N(社数)	685(100)	619(90)	632(92)	787(100)	702(90)	723(93)

注：1. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準を示す。()内はz値である。2. 変数変換および1期ラグをとったため、第1期は1979—1985、第2期は1989—1996となる。3. 年次ダミーを使用した。

ただし、第2期での一般機械産業のサンプル企業においてパラメータ γ_1 の推定値が有意に正となっている。つまり、メインバンク関係が強い一般機械産業の大企業においては、リスク・シェアリングとは異なる効果が生み出されていることを

意味している。ちなみに、そのサンプル企業のうち、総資産営業利益率における上位5社までの企業は、印刷機械トップの東京機械、立旋盤の最大手のオーエム製作所、超硬工具専門の準大手のダイジェット工業、ホチキス、エアネイラの最大手のマックス、工作機械専門の大手の日立精機からなり、いずれもそれぞれの市場の一位か二位のシェアを占めている。またそれらの企業の営業利益率はほとんどの場合に受取配当金と正の相関関係を示している。一つの解釈としては、これらの企業は高業績を通じて比較的多く株式投資を行ったと考えることができるが、詳しい検討は今後の課題としたい。

他方、第2期での一般機械産業のサンプル企業におけるパラメータ γ_2 は有意に負となっている。これは一見すればリスク・シェアリングの効果を意味しているが、しかしこれらの企業は弱いメインバンク関係によって特徴づけられる。この点の解釈も今後の課題としたい。

これに対して、第1期の化学産業および第2期の一般機械産業におけるパラメータ γ_3 の推定値は予想通り有意に正となっている。その以外のケースにおけるパラメータ γ_3 の推定値が有意でないのはサンプル企業間の規模の差異が小さいことによるものと考えられる。

5 むすび

本稿では第1期(1975~85年)と第2期(1987~96年)の日本の化学・電機・一般機械の三つの産業の企業データを用いて金融費用調整と配当調整という二つのアプローチに対して実証分析した。総じて、本稿の金融費用調整に関する実証分析の結果では、第1期に化学・電機の二つの産業においてメインバンク関係が金融費用調整によるリスク・シェアリングを促進する効果が確認されたが、第2期になると、化学・電機・一般機械の三つの産業においてもその効果が有意でなくなった。これは金融市場の自由化の進展に伴って日本のメインバンクが顧客企業から得たレントが少なくなり、顧客企業に保険を提供するインセンティブが低下したことに関連していると考えられる。

他方、配当調整に関する実証分析の結果より、企業の配当政策におけるメイン

バンク関係の効果がないことが確認された。したがって、メインバンク関係によるリスク・シェアリングは、配当調整よりも金融費用調整によって行われていたといえる。

また、本稿の配当調整に関する実証分析の結果は関係会社からの受取配当を考慮しない Khanna and Yafeh (2002) の分析結果に疑問を投げかけている。つまり、関係会社からの受取配当を除外すると、配当調整における金融系列関係の効果は有意でなくなる可能性がある。今後、本稿の分析のアプローチを用いて企業の配当調整における金融系列関係の効果を再検討することにしたい。

* 本誌レフェリーの貴重なコメントにより本稿は大幅に改定されたことを、深く感謝したい。いうまでもなく、本稿における誤りはすべて筆者の責任にある。

- 1) 山口孝等 (2001) p.73を参照。
- 2) 野間・花枝・米澤 (1992) pp.109-110を参照。
- 3) Sheard (1994) を参照。
- 4) 野間・花枝・米澤 (1992) pp.115-116を参照。
- 5) 平澤 (1996) p.180を参照。
- 6) ここでは社債利息の変動は直接メインバンク関係の影響を受けないと考えてそれを含まない支払利息・割引料を用いることにした。そこには企業間信用による金融費用も含まれる可能性があるが、そのデータが公開されていないので、それを確認することができない。
- 7) 堀内・福田 (1987) p.17を参照。
- 8) 詳細は Greene (2000) pp.582-584および Ahn and Schmidt (1995) を参照。
- 9) 関係会社は子会社と関連会社からなる。ここでは出資比率が50%を超える会社を子会社、出資比率が20%以上50%以下であった会社を関連会社という。1985年、1996年の2時点の化学・電機・一般機械の3産業における三菱・三井・住友の三大旧財閥系の企業(3社ずつ、計9社)の保有株式について調べた結果、2時点にも全保有株式に占める企業集団所属企業の株式の比率が10%台であるものは多く(5社)、それに対して全保有株式に占める関係会社の株式の比率が50%以上のものが多い(5社)。(対象企業は三菱化成、三井東圧、住友化学、三菱電機、東芝、NEC、三菱化工機、東洋エンジニアリング、ダイキン工業であり、詳細は経済調査協会の『年報 系列の研究』を参照。)

参考文献

- Ahn, S.C., and P., Schmidt, (1995), "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data," *Journal of Econometrics*, No.68, pp.5-27.
- Allen, F. and D., Gale, (2000), *Comparing Financial Systems*, MIT Press. pp.476-495.
- Benartzi, S., R., Michaely and R., Thaler, (1997), "Do Changes in Dividends Signal the Future Or the past?" *Journal of Finance*, Vol.52, No.3, pp.1007-1034.
- Fried. J. and P., Howitt, (1980), "Credit Relationship and Implicit Contract Theory." *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol.12, No.3, pp 471-487.
- Greene, W., H., (2000), *Econometric Analysis* 4 th ed Prentice Hall.
- Khanna, T. and Y., Yafeh, (2002), "Business Groups and Risk Sharing around the World," <http://atar.mscc.huji.ac.il/~economics/faculty/yafeh/>.
- Lincoln, J., R., Gerlach, M. and Ahmadjian, C., L., (1994), "Keiretsu Networks and Corporate Performance in Japan," Working Paper, University of California, Berkeley, CA.
- Nakatani, I., (1984), "The Economic Role of Financial Corporate Grouping," in M. Aoki ed., *The economic Analysis of the Japanese Firm* (New York, North-land), pp.227-258.
- Okamuro, H. and J., P., Li, (2002) "Long-Term Effects of the Bank-Firm Relationship on Firm Performance: Comparing the Influence of the Main Bank and the other Banks," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol.43, No.1, pp.41-54.
- Sheard, P., (1989), "The Main Bank System and Corporate Monitoring and Control in Japan," *Journal of Economic Behavior and Organization*, No.11, pp.399-422.
- Sheard, P., (1994), "Main Banks and the Governance of Financial Distress," in Masahiko Aoki and Hugh Patrick eds, *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, Oxford University Press, pp.188-230
- Tsuji, K., (1993), "Risk Sharing between a Main Bank and Borrowing Companies under Indexed Contracts," *The Economic Quarterly*, Vol 44, No.4, pp.361-373.

- Weinstein, D., E. and Yafeh, Y., (1998) "On the Costs of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan," *The Journal of Finance*, Vol.53, No.2, pp.635-672.
- 岡室博之 (2001) 「中堅企業の成長率・収益率とガバナンス構造」『一橋論叢』第125巻第6号, pp.51-68.
- 岡崎竜子・堀内昭義 (1992) 「設備投資とメインバンク」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版会, pp.97-122.
- シェアード・ポール (1997) 『メインバンク資本主義の危機』東洋経済新報社.
- 筒井義郎 (1988) 『金融市場と銀行業』東洋経済新報社
- 中谷 巖 (1983) 「企業集団の経済的意味と銀行の役割」『金融経済』, 第202号, pp.51-75.
- 野間敏克・花枝英樹・米澤康博 (1992) 『企業金融』東洋経済新報社
- 広田真一 (1990) 「日本におけるメインバンクの保険機能について——実証的分析——」『経済学論叢』第41巻第3号, pp.155-178.
- 平澤英夫 (1996) 『新訂 財務諸表分析』日本経済評論社
- 久武昌人・大岩保宏 (1997) 「資本市場の自由化とメインバンクの機能の低下」『通産研究レビュー』第11号, pp.100-121.
- 堀内昭義・福田慎一 (1987) 「日本のメインバンクはどのような役割を果たしたか？」『金融研究』第6巻第3号, pp.1-28.
- 山口 孝・山口不二夫・山口由二 (2001) 『企業分析 (増補版)』白桃書房

[2001年12月17日受稿
2002年8月29日レフェリーの審査をへて掲載決定]

(一橋大学大学院博士課程)