経済研究
Vol. 60, No. 1, Jan. 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――

久保克行・齋藤卓爾

本論文では，経営者の持株と配当政策の関係を分析した．多数の株式を持つ経営者は，自ら望む行動を取ることができるようになるため，自分の収入を増加させるために配当政策を決定するという可能性がある．本論文では，この仮説を検証するための実証研究を行った．実証分析の結果，赤字企業でも，赤字かつ投資機会が多い企業でも，経営者の持株が大きいほど配当を支払う傾向にあり，多額の配当を支払っている．一方，黒字企業を対象に行ったトービット分析の結果によると，経営者の持株と配当の間には有意な関係が見られなかった．すなわち，経営者の持株比率が高い企業では，配当を支払うべきではない状況でも配当を支払っていると解釈することができる．これらの結果は本論文の仮説と整合的である．
JEL classification: G30, J33, M52

1. はじめに

本論文では，経営者の持株が，企業の配当政策に与える影響を実証的に分析する．株主と経営者の間に利害対立があることはよく知られている．この利害対立を解消する一つの方法は，経営者が株主利益を最大化するような報酬体系の導入であり，もう一つは経営者による持株である[1]．

経営者の持株が配当に与える影響としては，二つの対立するメカニズムを考えることができる．一つは，配当による現金の減少は，経営者が無駄な投資をすることを妨げ，経営者を規律付ける効果があるという考え方である．経営者持株と配当に関する先行研究はこのような考え方によるものである．もう一つの考え方は，多数の株式を持つ経営者は，自ら望む行動を取ることができるようになるため，自分の現金収入を増加させるために配当政策を決定するという考え方である．

本研究では，このような観点から経営者の持株比率と配当行動の関係を分析した．使用したサンプルは，1990年末に東京・大阪・名古屋の証券取引所に上場していた1818社についての1990年から1996年のデータであり[2]，サンプルサイズは12606である．

本論文の主な結果は，以下のとおりである．経営者の持株比率の高い企業ほど，配当を支払っている可能性が高く，配当を増加する可能性も高い．経営者の持株比率が高い企業ほど配当をやめる可能性が低い．これらのことは，経営者の株式保有が配当政策に影響を与えていることを示している．

さらに，赤字企業，赤字企業でかつ投資機会が豊富な企業にのみサンプルをしぼった分析をも行った．これらの企業では，資金制約がある一方で，資金需要があるため，配当を行うことは望ましくないと考えられる．その結果，こういった企業の中でも，経営者の持株比率の高い企業ほど配当を支払う確率が高く，配当額が高い傾向にあることが示された．すなわち，配当を行うことが適当とは思われない状況であっても，経営者の持株比率が高い企業では，配当を支払う傾向が強い．このことは，持株比率の高い経営者が現金収入を得るために，赤字であっても配当を行っていることを示唆している．この結果によると，一部の企業では株主のためではなく，経営者の個人的な利害のために配当が

行われているのではないかということを意味している．

本論文の貢献は主に二点である．第一に，経営者の持株比率が企業の行動に与える影響を実証的に分析したことである．過去の研究は，持株比率が企業の業績に与える影響に注目している．しかし，持株比率は，企業の行動に影響を与え，その結果，業績を変化させるはずである．その意味で，業績ではなく，行動に着目することに意味があると思われる．

第二に，経営者のインセンティブを考える際に，配当が重要であるということを示したことである．日本では，経営者報酬がアメリカと比較してかなり低い．その意味で，経営者にとって金銭的なインセンティブが重要ではないと思われてきた．しかし，本論文では，日本の経営者が高い収入を得るメカニズムが明らかになっている．日本でも，経営者は配当を通じて巨額の収入を得る可能性があることが明らかになった．

本論文の構成は以下のとおりである．次節では仮説を提示し，第3節でデータを示す．4節では実証分析の方法を提示し，5,6節で実証分析の結果を紹介する．第7節でまとめる．

2. 仮説

経営者の持株が企業の業績に与える影響に関しては，いくつかの先行研究がある[3]．単純に考えた場合，経営者の株式保有比率が高くなるほど，経営者と株主の利害対立が緩和されるはずである．言い換えると，株主による経営者に対する規律付けメカニズムとして機能しうる．しかし，経営者の持株が一定の水準を超える場合，経営者がその投票力を自己の利害を最大化するために用いる可能性がある．例えば，経営者の持株が全体の過半を占める場合には，経営者は解雇される危険が小さくなる．そのため，親族企業に有利な取引を行うなど，少数株主の犠牲において自己の利害を最大化することが可能となる．Morck *et al.*(1988)はこのことをエントレンチメントと呼んでいる．このとき，経営者と株主の利害対立を深刻にする効果がある．すなわち，経営者の持株は，利害対立を緩和する効果と，逆に深刻にする効果(エントレンチメント効果)がある．

配当については，数多くの研究がなされてきている[4]．その中の一つの焦点は，エージェンシー問題が企業の配当行動とどのような関係にあるのかということであった．ここで，過去の研究では，持株の規律付け効果に焦点が当てられている．

株主が配当支払いを希望するという考え方によると，経営者の持株比率が高いほど，配当を支払うであろう(White, 1996, La Porta *et al.*, 2000, Fenn and Liang, 2001)．Fenn and Liang (2001)は，このような観点から経営者の金銭的インセンティブと配当政策の関係を実証的に分析している．1993年から1997年の1108社のデータを用いた分析によると，エージェンシー問題が深刻である企業，すなわち経営者の持株が少なく，投資機会が小さく，かつフリーキャッシュフローが多い企業では，経営者の持株と配当には正の関係がある．ただし，経営者の持株が多い企業ではこのような関係は観察されない．Fenn and Liangによると，この結果は，経営者の持株が株主と経営者の利害対立を緩和させるという考え方を示しているとしている．White(1996)によると，役員報酬に配当に関する項目が含まれている企業では配当が高くなる傾向にある．

また，経営者に対する監視メカニズムが強化されるならば，余剰資金が配当を増加させる傾向が強いであろう．(La Porta *et al.*, 2000)．La Porta *et al.* は，投資家保護と企業の配当性向について，実証的に分析している．33カ国の約4000社を対象にした分析によると，少数株主に対する保護が強い国ほど，配当性向が高い．これは，エージェンシー問題を緩和するようなメカニズムが存在すると，配当性向が高くなるという考え方と整合的である．

以上のような研究では，株主は経営者に配当を支払うことを求める一方，経営者は現金を支払うことを望まないということが暗黙の前提となっている．この考え方をまとめると，次のよ

うになる．すなわち，経営者の持株比率が高い場合，経営者と株主の間の利害対立は緩和されることになり，株主からみて配当を支払うことが望ましい場合には，配当を支払う傾向が強くなる．

このように先行研究では，経営者の持株は株主と経営者の利害対立を緩和させる効果があるという考え方に基づいていた．しかし，上にもみたように，経営者の持株比率が高い場合には，エントレンチメントが起こる可能性がある．特に，創業者や創業者一族の持株比率が高い企業において，このような可能性は高くなる．具体的には，経営者自身の現金収入を増加させるために，適正水準の配当以上に配当性向を高める可能性がある．すなわち，経営者の持株が多いということは，配当性向の増加に伴う収入増も大きいことを意味している．また，持株が多いということは，それだけ他の株主からの圧力が弱く，自己の利益を最大化するように行動できる可能性が高い．よって，経営者は自己の効用を満たすように配当政策を決定する可能性がある．このような配当行動は少数株主からの富の移転である可能性がある．

経営者が自らの所得を増大させるためには，本来，配当ではなく役員報酬を変化させるのではないか，と考えることもできる．しかし，日本では，役員報酬を著しく増加することが非常に難しい．そのため，配当を通じて収入を増大させようとする可能性がある．

経営者が最適でない配当を行う場合，株価の下落を通じて経営者の個人的な資産が減少する可能性がある．しかし，それでも経営者が配当を行う理由がある．まず，経営者の株式保有がキャピタルゲインを得るためではなく，支配権を維持するためのものである可能性があるためである．このことは，特にファミリー企業で顕著である．近年の研究で，日本の上場企業でもファミリー企業が多くみられることが知られるようになっている(齋藤 2008, Saito 2008)．これらのファミリー企業の多くは，配権を維持するために株式を保有する必要があると思われる．この場合，株価にマイナスの影響を与えたとしても，配当で現金を得ることを望むかもしれない．

この考え方から次のような仮説を得ることができる．この仮説をエントレンチメント仮説と呼ぶ．

エントレンチメント仮説：経営者の持株比率が高い場合，経営者と株主の利害対立は深刻となり，株主から見て配当を支払うことが望ましくない場合に，配当を支払う傾向が強くなる．

以下では，この仮説を検証するための分析を行う．

3. データ

本研究では1990年度末に東証一部・二部，大証一部・二部，名証に上場している企業1818社(金融業・電気ガスなどの公的産業を除く)をサンプル企業とし，サンプル期間を1990年から1996年とした[5]．

社長，会長の自社株保有比率は社長，会長本人の株式保有比率と社長・会長の親族，資産管理会社の株式保有比率を足し合わせたものである．社長，会長本人の株式保有高は有価証券報告書より収集した．社長，会長の親族，資産管理会社の株式保有高は企業系列総覧より収集した[6]．株価に関するデータは東洋経済新報社の株価CDROMより収集した．配当額などその他の財務データは日本政策投資銀行の上場企業財務データを用いた．なお，すべての金額は消費者物価指数を用いて2000年3月期の貨幣価値に調整してある．

表1は我々が分析に用いるサンプル企業の基礎統計量を示している．配当／利益は税引き後純利益に占める配当総額[7]の比率，すなわち配当性向を示している．平均は54.3%，中央値は32.1%であった[8]．社長持株比率は社長及び社長の親族が何パーセントの株式を保有していたのかを示している．平均は4.36%，中央値は0.08%であった．また，75パーセンタイルの数値は2.9%であった．また，全体の10%の社長は16.5%以上の持ち株を持っている．このことから，一部の社長は，ある程度の持株を持っていることがわかる．

表 1. 基礎統計量

変数名	平均	標準偏差	パーセンタイル				
			10th	25th	50th	75th	90th
1. 配当データ							
配当額(1,000 円)	1063205	3454646	0	91702.21	265567.9	754274.3	2185879
配当 / 利益(%)	54.30	245.73	0	15.30	32.07	60.28	92.96
配当 / 売上高(%)	0.75	0.72	0	0.28	0.61	1.02	1.52
配当 / 純資産(%)	1.59	1.06	0	0.82	1.57	2.12	2.81
2. 経営者データ							
社長持株比率(%)	4.36	9.41	0.01	0.02	0.08	2.90	16.50
社長持株額(1,000 円)	3055237	12900000	4445	11100	34937	887952	5951428
社長・会長持株比率(%)	5.09	9.83	0.01	0.04	0.19	5.28	18.12
社長・会長持株額(1,000 円)	4191269	23100000	6449	20066	88847	1586060	7775779
社長受取配当額(1,000 円)	21638.8	100177.4	0	55.9	240.7	5341.6	45217.3
社長・会長受取配当額(1,000 円)	27525.8	113427.2	0	87.8	557.1	10241.9	58171.9
社長受取ボーナス額(1,000 円)	5278.6	5051.2	0	0	4737.1	8090.8	11677.6
社長・会長受取ボーナス額(1,000 円)	7786.7	8208.2	0	0	6105.8	11675.2	18522.8
創業者社長	0.06	0.23	0	0	0	0	0
子孫社長	0.24	0.43	0	0	0	0	1
創業者会長	0.06	0.24	0	0	0	0	0
子孫会長	0.08	0.27	0	0	0	0	0
社長もしくは会長が最大株主ダミー	0.22	0.42	0	0	0	0	1
3. 財務データ							
キャッシュフロー / 総資産(%)	3.43	4.34	0.40	1.83	3.38	5.08	7.04
純利益 / 総資産(%)	1.18	3.54	−0.78	0.44	1.18	2.33	3.80
利子・税支払前利益 / 総資産(ROA)(%)	4.67	3.59	1.30	2.82	4.34	6.34	8.76
トービンの q	1.04	0.50	0.61	0.75	0.92	1.18	1.57
ROA の分散(%)	1.69	1.39	0.48	0.78	1.30	2.15	3.33
総資産(1,000,000 円)	211000	637000	13700	27200	59700	154000	420000
売上高(1,000,000 円)	203000	930000	9796	20300	49600	127000	321000
負債比率(%)	24.33	16.35	3.32	11.96	22.81	34.71	46.05
配当可能額 / 総資産(%)	14.88	14.39	2.20	6.62	13.30	21.58	31.82
(配当可能額−税引後利益)/ 総資産(%)	13.79	12.91	2.22	6.04	12.02	19.72	29.32
最大株主持株比率(%)	16.63	15.77	4.53	5	8.33	24.71	44.304
保険会社最大株主ダミー	0.17	0.38	0	0	0	0	1
創業からの企業年齢	65.82	38.18	36	45	59	77	98

社長が受け取った配当金の平均は 2163.9 万円である．これに対して，中央値は 24 万円であり，多額の配当金を得ているのは一部の社長であると考えることができる．90 パーセンタイルの額は 4521.7 万円であった．これに対して社長の受け取ったボーナスの平均は 527.8 万円であり，中央値は 473.7 万円であった．ゆえに，一部の社長はボーナスよりも多くの額を配当金として得ていると推測することができる．ROA は経常利益に営業外費用を加えたものを総資産で割ったものである．トービンの q は株式時価総額に簿価の負債を加えたものを資産の再取得額で割ったものである．配当可能額は資本(純資産)から資本金と資本準備金を引いた額である．保険会社最大株主ダミーは最大株主が保険会社である場合に 1 をとるダミー変数である．

4. 分析方法

本論文では，以下の式を推定する．

$$\Pr(Div_Policy) = f(Inside_Ownership,\ Z)$$

被説明変数の配当政策(Dividend Policy)としては，配当を行うかどうか(ロジット分析)，配当額(トービット分析)を行っている．また，1 年前に配当を行った企業を対象に，配当額を据え置いたか，増額したか，減額して支払ったか，

支払わなかったかを多項ロジット分析で分析した．さらに，1年前に配当を行っていない企業を対象に，配当を支払い始めたかどうかのロジット分析を行った．

説明変数は経営者の持株および，その他の変数である．コントール変数としてROA，総資産の対数，負債比率，トービンのq，配当可能額比率，過去五年間の利益率の変動率，企業年齢，最大株主保険会社ダミー，関連会社ダミー，子会社ダミーを用いた．また，年ダミー，産業ダミーも含まれている．

ROAは企業の利益率を示しており，業績の良い企業ほど配当余力があるので，配当の支払いに対して正に有意な効果を持っていると推測される．同様に，配当可能額比率も正の効果を持っていると予想できる．負債比率が高いほど負債・利子の返済額が増えるため配当を行う可能性は低くなると考えられる．また，利益率の変動が激しい企業ではリスクが高いので，配当を行わずに内部留保しておくインセンティブが働くと考えられる．このため，配当支払いに対してネガティブな効果を持っていると推測される．企業年齢の低い，若い企業では投資機会が豊富にあると考えられるので，配当よりも内部留保を選択する可能性が高いと考えられ，配当支払いに対してネガティブな効果を持っているだろう．子会社や関連会社では，配当政策が親会社の意思によって変化する可能性がある．また，保険会社が大株主である場合，配当政策に影響があるかもしれない．

ここで，最も重要なのは持株比率の係数[9]である．エントレンチメント仮説では，経営者の持株比率と配当に正の関係を想定している．しかし，その関係は先行研究でも示されている．エントレンチメント仮説が先行研究と異なるのは，配当を支払うべきではないときに，持株比率が高いほど配当を支払う傾向にある，ということである．先行研究では，配当を支払うべき時には，持株比率と配当に正の関係があるが，支払うべき時ではないときには，負の関係がある，と暗黙に仮定している．

そこで，本研究では，配当を支払うべきではない状況にある企業を特定し，分析を行う．ただし，先行研究との比較のためにもすべてのサンプルを対象とした分析も必要である．まず，すべてのサンプルについて計測し，先行研究と同様の結果が得られるかどうかを検証する．ここでは，持株比率の係数は正になると予想される．ただし，上にも述べているように，この結果だけではエントレンチメント仮説が示されていると考えることはできない．そこで，エントレンチメント仮説を先行研究と比較するために，配当を支払うべきではない企業にサンプルを絞って分析を行う．

どのような企業が配当を支払うべきではないか，ということを正確に見極めることは難しい．ここでは，まず，赤字企業を対象とする．赤字企業であっても配当を行うことが合理的である場合は確かにありうるが，黒字企業と比較すると，配当を行う必要性は小さいであろう[10]．次に，赤字でかつ，投資機会が豊富な企業を対象にする．赤字によってキャッシュフローが少なく，しかも投資機会が豊富な企業にとっては，配当を行う余力があるならば，投資を行うべきであろう．このような観点から，赤字で，かつトービンのqが1よりも大きい企業を対象とした分析も行う．ここではトービンのqが企業の投資機会を表していると仮定している．これらの企業では配当を行う必要性は小さいと考えられる．このとき，株主利益を最大化するインセンティブを持つ経営者は配当を増加させるとは思えない．一方，エントレンチメント仮説によると，このような状況でも経営者は配当を増額させるインセンティブをもつ．このようなサンプルで，持株比率の係数に着目することでエントレンチメント仮説を検証することが可能となる．

5. 配当支払い決定要因(全企業)

ここではまず，全企業を対象に，配当を支払うかどうか，配当額をいくらにするかの決定に経営者の持株比率が与える影響について分析する．また，1年前に配当を支払った企業と配当を支払っていなかった企業にサンプルを分割し，

表 2. 配当政策の決定要因　ロジット分析

	サンプル：全企業	
	従属変数：0：配当支払わず 1：配当支払い	
	(1)	(2)
切片	−12.118***	−11.605***
	(1.161)	(1.609)
Log(社長持株比率)	0.197***	
	(0.037)	
Log(社長・会長持株比率)		0.190***
	(0.037)	
ROA(%)	0.656***	0.648***
	(0.038)	(0.038)
Log(総資産)	0.621***	0.590***
	(0.076)	(0.074)
負債比率(%)	−0.041***	−0.039***
	(0.007)	(0.007)
トービンの q	0.468**	0.423*
	(0.223)	(0.230)
配当可能額／総資産(%)	0.195***	0.196***
	(0.017)	(0.017)
過去 5 年間の ROA の分散	−0.363***	−0.373***
	(0.055)	(0.055)
Log(創業からの企業年齢)	0.162	0.140
	(0.184)	(0.185)
保険会社最大株主ダミー	−0.149	−0.133
	(0.190)	(0.189)
関連会社ダミー(15%−33.3%)	0.298	0.296
	(0.185)	(0.183)
関連会社ダミー(33.3%−50%)	0.340	0.360
	(0.225)	(0.222)
子会社ダミー(50% 以上)	0.207	0.290
	(0.330)	(0.359)
年度ダミー	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes
Log likelihood	−2103.418	−2134.890
サンプルサイズ	11911	11994

表 3. 配当政策の決定要因　トービットモデル

	サンプル：全企業	
	従属変数：配当／純資産	
	(1)	(2)
切片	−4.189***	−4.218***
	(0.448)	(0.378)
Log(社長持株比率)	0.009	
	(0.006)	
Log(社長・会長持株比率)		0.021***
		(0.007)
ROA(%)	0.098***	0.097***
	(0.003)	(0.003)
Log(総資産)	0.187***	0.197***
	(0.025)	(0.020)
負債比率(%)	−0.003*	−0.003***
	(0.001)	(0.001)
トービンの q	−0.012	−0.005
	(0.025)	(0.025)
配当可能額／総資産(%)	0.024***	0.024***
	(0.002)	(0.002)
過去 5 年間の ROA の分散	−0.099***	−0.102***
	(0.007)	(0.007)
Log(創業からの企業年齢)	0.397***	0.387***
	(0.051)	(0.049)
保険会社最大株主ダミー	0.051	0.061
	(0.041)	(0.041)
関連会社ダミー(15%−33.3%)	0.068	0.050
	(0.065)	(0.055)
関連会社ダミー(33.3%−50%)	0.127	0.096
	(0.089)	(0.060)
子会社ダミー(50% 以上)	0.057	0.040
	(0.099)	(0.086)
年度ダミー	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes
Log likelihood	−13121.364	−13190.866
サンプルサイズ	12122	12205

それぞれ配当政策をどのように変更したかの分析を行っている．

表 2 は全企業を対象に配当を支払うかどうかのロジット分析の結果を示している．社長持株比率(対数値)と社長・会長持株比率(対数値)は正に有意であった．この結果は経営者の持株比率が高い企業では配当金が支払われている可能性が高いということを示している．その他の説明変数はおおむね予測どおりなものであった．特に ROA，配当可能額は強い効果を示している．また，負債比率，利益率の分散，資産規模の係数も有意である．最大株主保険会社ダミー，企業年齢の効果は有意なものではなかった．また，配当額をトービットモデルで分析した結果が表 3 に示されている．結果は，社長持株比率は有意ではないが，社長・会長の持株比率が有意に正であった．

次に，配当政策の変更に経営者の持株比率が与える効果について分析を行った結果が表 4 および表 5 に示されている．前年度に配当を行った企業と行わなかった企業とでは意志決定が異なるため両者を区別した分析をここでは行う．まず前年度に配当金を支払った企業をサンプルとした分析を行う．被説明変数は今年度の一株あたり配当額[11] を増額，据え置き，減額，配当を行わない，のうちどれを選択したか，ということである．この意志決定に経営者の持株比

表 4. 配当政策変更の決定要因　多項ロジットモデル

	サンプル：前年度に配当を支払っていた企業					
	従属変数：　配当据え置き　配当増額　配当減額　配当取りやめ					
	増額	減額	取りやめ	増額	減額	取りやめ
切片	−2.882***	−2.332***	4.798***	−2.887***	−2.410***	4.788***
	(0.703)	(0.698)	(1.420)	(0.694)	(0.687)	(1.420)
Log(社長持株比率)	0.042***	0.014	−0.129***			
	(0.015)	(0.015)	(0.032)			
Log(社長・会長持株比率)				0.048***	0.019	−0.137***
				(0.016)	(0.016)	(0.034)
ROA の変化(今年度 ROA − 昨年度 ROA)	0.292***	−0.306***	−0.535***	0.290***	−0.303***	−0.531***
	(0.023)	(0.022)	(0.039)	(0.022)	(0.022)	(0.038)
ラグ ROA の変化(昨年度 ROA − 一昨年度の ROA)	0.235***	−0.170***	−0.382***	0.232***	−0.173***	−0.385***
	(0.021)	(0.020)	(0.042)	(0.021)	(0.020)	(0.041)
Log(総資産)	0.188***	0.031	−0.399***	0.185*	0.035	−0.397***
	(0.032)	(0.032)	(0.068)	(0.032)	(0.031)	(0.069)
負債比率(%)	−0.019***	0.007**	0.058***	−0.019***	0.007**	0.057***
	(0.003)	(0.003)	(0.008)	(0.003)	(0.003)	(0.008)
トービンの q	0.497***	−0.466***	−2.587***	0.493***	−0.486***	−2.604***
	(0.084)	(0.140)	(0.462)	(0.084)	(0.140)	(0.459)
配当可能額 / 総資産(%)	−0.010**	0.001	−0.077***	−0.010**	0.002	−0.076***
	(0.005)	(0.004)	(0.014)	(0.005)	(0.004)	(0.014)
過去 5 年間の ROA の分散	−0.001	0.031	0.224***	−0.001	0.033	0.231***
	(0.032)	(0.035)	(0.071)	(0.032)	(0.035)	(0.072)
Log(創業からの企業年齢)	−0.425***	−0.050	0.037	−0.417***	−0.051	0.051
	(0.088)	(0.084)	(0.166)	(0.087)	(0.084)	(0.166)
保険会社最大株主ダミー	−0.125	−0.100	0.030	−0.117	−0.093	0.019
	(0.093)	(0.093)	(0.188)	(0.092)	(0.093)	(0.188)
関連会社ダミー(15% − 33.3%)	−0.222**	−0.040	−0.178	−0.212**	−0.038	−0.198
	(0.101)	(0.102)	(0.178)	(0.101)	(0.102)	(0.177)
関連会社ダミー(33.3% − 50%)	−0.053	−0.196	−0.275	−0.047	−0.191	−0.306
	(0.133)	(0.138)	(0.223)	(0.133)	(0.138)	(0.218)
子会社ダミー(50% 以上)	−0.119	−0.249	−0.368	−0.105	−0.220	−0.479
	(0.146)	(0.159)	(0.377)	(0.146)	(0.160)	(0.404)
年度ダミー		Yes			Yes	
産業ダミー		Yes			Yes	
Log likelihood		−8736.987			−8784.684	
サンプル数		10534			10592	

率が与える効果について分析を行う．経営者の持株比率が高い企業では配当金が増額される可能性が高く，配当金が減額もしくは支払われない可能性は低いと推測される．分析には多項ロジットモデルを用いた．表 4 は据え置きをベースとした分析結果を示している．社長持株比率と社長・会長持株比率は一株あたり配当金の増額に対しては正に，配当金を支払わないという決定に対しては負にそれぞれ有意な効果を持っていた．この結果は，同等の業績を達成したとしても経営者の持株比率が高い企業ほど，配当金が引き上げられる可能性が高い，もしくは配当金が支払われない可能性が低いということを意味している．その他のコントール変数の効果はおおむね予測どおりなものであった．特に ROA の変化は強い効果を示している．また，負債比率，トービンの q，資産規模，企業年齢も有意であった．最大株主保険会社ダミー，子会社ダミーの効果は有意なものではなかった．

次に，表 5 では前年度に配当金の支払いがなかった企業をサンプルとして今年度配当金の支払いを開始もしくは再開する，または引き続き配当金を支払わないという意志決定に経営者の持株が与える影響を分析した．分析にはロジッ

表5. 配当政策の決定要因 ロジットモデル

	サンプル：前年度に配当を支払わなかった企業	
	従属変数：0：配当支払わず 1：配当開始(再開)	
	(1)	(2)
切片	−6.896***	−6.043***
	(1.802)	(1.957)
Log(社長持株比率)	0.151***	
	(0.040)	
Log(社長・会長持株比率)		0.109***
		(0.040)
ROA の変化(今年度 ROA − 昨年度 ROA)	0.265***	0.256***
	(0.065)	(0.061)
ラグ ROA の変化(昨年度 ROA − 一昨年度 ROA)	0.265***	0.258***
	(0.065)	(0.034)
Log(総資産)	0.264***	0.373***
	(0.035)	(0.091)
負債比率(%)	−0.041***	−0.039***
	(0.007)	(0.007)
トービンの q	0.798***	0.742***
	(0.227)	(0.232)
配当可能額 / 総資産(%)	0.071***	0.074***
	(0.015)	(0.015)
過去5年間の ROA の分散	−0.367***	−0.362***
	(0.084)	(0.083)
Log(創業からの企業年齢)	−0.344	−0.372
	(0.236)	(0.239)
保険会社最大株主ダミー	−0.053	−0.018
	(0.255)	(0.251)
関連会社ダミー(15%−33.3%)	−0.110	−0.167
	(0.259)	(0.261)
関連会社ダミー(33.3%−50%)	0.294	0.201
	(0.252)	(0.262)
子会社ダミー(50% 以上)	−0.534	−0.643
	(0.387)	(0.399)
年度ダミー	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes
Log likelihood	−456.028	−462.746
サンプルサイズ	1526	1550

トモデルを用いている．被説明変数は配当を開始もしくは再開した企業を1，前年度に引き続き配当を支払わない企業を0とするダミー変数である．経営者の持株比率が高い企業では配当が開始される可能性が高い，すなわち持株比率の効果は配当金の開始という決定に対して正の効果を持つと推測される．コントール変数は上と同様である．表5は分析結果を示している．社長の持株比率と社長・会長持株比率は配当の再開に対しては正に有意な効果を持っていた．この結果は，同等の業績を達成したとしても経営者の持株比率が高い企業ほど，配当金が再開もしくは開始される可能性が高いということを意味している．その他のコントール変数の効果もおおむね予想どおりであった．

6. 配当支払い決定要因の分析（赤字企業を中心にした分析）

前節の分析によって，経営者の持株と配当の間に正の関係が確認された．この結果は，アメリカなどの先行研究と整合的である．しかしながら，これらの結果だけでは，エントレンチメント仮説が検証されたかどうかを判断することはできない．そこで，本節では，配当を支払うことが適切でないと考えられる企業に焦点を絞って分析を行う．たとえば，純利益が赤字で，かつ投資機会が多い企業にとって配当を支払うことは，株主にとって望ましくない可能性がある．社長の持株は経営者と株主の利害対立を緩和させるという考え方によると，経営者は配当を増やすことはないであろう．一方，エントレンチメント仮説によると，大量の株式保有によって交渉力が強くなっている経営者は自己の現金収入の確保を優先するため，このような状況でも配当を減額せず，支払い続けるか，もしくは増額をする．すなわち，エントレンチメント仮説によると，このような状況でも経営者の持株と配当には正の関係がある．

表6-9が分析の結果を示している．表6,7は配当を支払うかどうかのロジット分析の結果を報告しており，表8,9では配当額を被説明変数とするトービット分析の結果を示している．

表6はサンプルを赤字企業と黒字企業に分割し，それぞれにロジット分析を行ったものである．ここで特に着目するのは，赤字企業を対象として分析を行った左側の表である．赤字であるために，通常であれば配当を行うことが望ましくない可能性があるにもかかわらず，社長持株比率および社長・会長持株比率の係数は正で有意となっている．すなわち，赤字企業においても社長の持株が多いほど配当支払いが大きい．

表7は，赤字企業で，かつトービンの q が1よりも大きい，すなわち投資機会が大きいと考

表6. 配当政策の決定要因　ロジットモデル　赤字企業と黒字企業

	サンプル：純利益が赤字の企業		サンプル：純利益が黒字の企業	
	従属変数：0：配当支払わず 1：配当支払い			
	(1)	(2)	(3)	(4)
切片	−10.618***	−10.783***	−12.690***	−12.131***
	(1.999)	(2.027)	(1.959)	(1.989)
Log(社長持株比率)	0.192***		0.195***	
	(0.039)		(0.052)	
Log(社長・会長持株比率)		0.210***		0.192***
		(0.042)		(0.052)
ROA(%)	0.349***	0.345***	0.435***	0.419***
	(0.040)	(0.039)	(0.061)	(0.060)
Log(総資産)	0.420***	0.426***	0.729***	0.698***
	(0.090)	(0.092)	(0.097)	(0.096)
負債比率(%)	−0.038***	−0.037***	−0.021***	−0.019**
	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.009)
トービンの q	0.854***	0.803***	0.245	0.189
	(0.335)	(0.349)	(0.215)	(0.220)
配当可能額／総資産(%)	0.128***	0.129***	0.308***	0.309***
	(0.017)	(0.017)	(0.030)	(0.030)
過去5年間の ROA の分散	−0.112*	−0.121*	−0.394***	−0.408***
	(0.067)	(0.066)	(0.078)	(0.078)
Log(創業からの企業年齢)	0.389	0.381	−0.231	−0.254
	(0.243)	(0.249)	(0.227)	(0.229)
保険会社最大株主ダミー	−0.300	−0.325	−0.082	−0.042
	(0.262)	(0.263)	(0.250)	(0.248)
関連会社ダミー(15%−33.3%)	0.084	0.096	0.463*	0.471**
	(0.238)	(0.238)	(0.238)	(0.237)
関連会社ダミー(33.3%−50%)	0.188	0.262	0.224	0.254
	(0.309)	(0.311)	(0.278)	(0.280)
子会社ダミー(50% 以上)	−0.414	−0.339	0.352	0.473
	(0.529)	(0.524)	(0.388)	(0.428)
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
Log likelihood	−591.646	−593.798	−1159.698	−1177.308
サンプルサイズ	1509	1534	10300	10358

えられる企業を対象に同様の分析を行っている．赤字であり，投資機会が大きいのであれば，企業は内部資金を投資することが望ましく，配当は望ましくないであろう．しかしながら，表6と同様，ここでも社長持株比率，社長・会長持株比率の係数は正で有意となっている．特に注目すべき点は，経営者持株比率の係数が表6の係数よりも大きくなっていることである．すなわち，投資機会が多く，配当支払いが望ましくない企業では，経営者の持株と配当可能性の正の関係が強くなっている．表6,7の，これらの結果は，エントレンチメント仮説を支持していると考えられる．

表8,9は同様の分析をトービットモデルで行っている．すなわち，被説明変数が配当支払額である．表8はサンプルを赤字企業と黒字企業に分割して行った分析である．この表から読み取ることのできる重要な結果は，赤字企業では社長持株比率および社長・会長持株比率の係数が正に有意であるのに対して，黒字企業では係数が有意ではない．このことは，エントレンチメント仮説を支持している．すなわち，企業が利益を上げ，配当を支払うことが適当であると考えられる場合には，経営者の持株は配当を増加させる効果がない．一方で，企業が赤字で配当を支払うことが適当ではない場合には，経営者の持株は配当を増加させる効果がある．すなわち，経営者の持株は一般株主の希望と異なる

表7. 配当政策の決定要因 ロジットモデル
赤字かつ投資機会

	サンプル：純利益赤字かつトービンの q が1以上の企業	
	従属変数：0：配当支払わず 1：配当支払い	
	(1)	(2)
切片	−15.304***	−17.246***
	(5.777)	(6.049)
Log(社長持株比率)	0.338***	
	(0.118)	
Log(社長・会長持株比率)		0.468***
		(0.110)
ROA(%)	0.405***	0.454***
	(0.108)	(0.090)
Log(総資産)	0.425***	0.874***
	(0.087)	(0.273)
負債比率(%)	−0.075***	−0.071***
	(0.016)	(0.015)
トービンの q	−0.531	−0.599
	(0.460)	(0.485)
配当可能額／総資産(%)	0.141***	0.154***
	(0.052)	(0.051)
過去5年間のROAの分散	−0.398**	−0.431***
	(0.165)	(0.164)
Log(創業からの企業年齢)	0.659	0.716
	(0.537)	(0.542)
保険会社最大株主ダミー	−0.882	−0.742
	(0.554)	(0.567)
関連会社ダミー(15%−33.3%)	1.061*	0.856
	(0.627)	(0.614)
関連会社ダミー(33.3%−50%)	−0.224	−0.004
	(0.798)	(0.821)
子会社ダミー(50%以上)	1.152	1.474
	(1.040)	(1.150)
年度ダミー	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes
Log likelihood	−102.499	−100.343
サンプルサイズ	392	398

方向に配当を導いている可能性がある．

表9はサンプルをさらに細かく分けたものであり，赤字でかつ，トービンの q が1よりも大きい企業を対象としている．赤字である一方で投資機会が比較的多い企業であるため，現金は投資されることが望ましく，配当として支払われることは望ましくない．ここでは，社長持株比率の係数も社長・会長持株比率の係数も正で有意である．すなわち，ここまでの結果と同様に，エントレンチメント仮説を支持していると考えることができる．

7. まとめ

本論文では，経営者の持株と配当性向の関係を分析した．具体的には，どのような企業が配当を支払っているのか，どのような企業が配当を増加させ，減少しているのか，ということを実証的に分析した．経営者の持株が配当に与える影響としては，2つの対立するメカニズムを考えることができる．一つは，配当による現金の減少は，経営者が無駄な投資をすることを妨げ，経営者を規律付ける効果があるという考え方である．経営者持株と配当に関する先行研究では，このような考え方に基づいて分析が行われてきた．これに対して，もう一つの考え方は，多数の株式を持つ経営者は，自ら望む行動を取ることができるようになるため，自分の現金収入を増加させるために配当政策を決定するという考え方である．本論文では，このエントレンチメント仮説を検証するための実証研究を行った．

本論文では，経営者は，自己の現金収入を確保するために配当政策をコントロールしているという仮説を支持する結果を得た．このような考え方に対する潜在的な反論の一つは，税制などを考慮すると配当収入は現金を得るための手段として最適なものではないということである．確かに，投資によるキャピタルゲインなどのほうが税制上望ましい可能性はある．しかしながら，日本では多額の役員報酬を得ることは非常に難しいため(Kubo and Saito, 2008)配当収入が多額の現金を得るための唯一のメカニズムになっている[12]．このような状況では，多少不利な点があっても，配当を増加させる可能性があろう．また，配当収入が高額所得者の重要な収入源になっているという事実はアメリカでも観察されていることからも，それほど特異な現象ではないのかもしれない(Black, 1976, Peterson *et al.*, 1985)．

(早稲田大学商学研究科・京都産業大学経済学部)

表 8. 配当政策の決定要因　トービットモデル　赤字企業と黒字企業

	サンプル：純利益が赤字の企業		サンプル：純利益が黒字の企業	
	従属変数：配当／純資産			
	(1)	(2)	(3)	(4)
切片	−6.572***	−7.000***	−3.040***	−3.572***
	(1.308)	(1.303)	(0.328)	(0.342)
Log(社長持株比率)	0.107***		−0.006	
	(0.026)		(0.005)	
Log(社長・会長持株比率)		0.135***		0.002
		(0.028)		(0.006)
ROA(%)	0.203***	0.202***	0.061***	0.060***
	(0.023)	(0.021)	(0.003)	(0.003)
Log(総資産)	0.227***	0.249***	0.139***	0.146***
	(0.061)	(0.060)	(0.017)	(0.017)
負債比率(%)	−0.021***	−0.021***	0.005***	0.005***
	(0.005)	(0.005)	(0.001)	(0.001)
トービンの q	0.710***	0.702***	0.022	0.023
	(0.193)	(0.191)	(0.022)	(0.022)
配当可能額／総資産(%)	0.072***	0.070***	0.025***	0.025***
	(0.007)	(0.007)	(0.002)	(0.002)
過去5年間の ROA の分散	−0.163***	−0.165***	−0.079***	−0.079***
	(0.038)	(0.038)	(0.007)	(0.007)
Log(創業からの企業年齢)	0.456***	0.464***	0.422***	0.434***
	(0.161)	(0.160)	(0.056)	(0.055)
保険会社最大株主ダミー	0.070	0.061	0.071*	0.077**
	(0.181)	(0.179)	(0.036)	(0.037)
関連会社ダミー(15%−33.3%)	0.115	0.154	−0.033	0.002
	(0.178)	(0.177)	(0.041)	(0.042)
関連会社ダミー(33.3%−50%)	−0.291	−0.217	0.144**	0.211***
	(0.237)	(0.238)	(0.067)	(0.071)
子会社ダミー(50%以上)	−0.220	−0.116	−0.015	0.021
	(0.295)	(0.296)	(0.072)	(0.077)
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
Log likelihood	−1290.534	−1295.548	−10329.289	−10375.543
サンプルサイズ	1527	1552	10595	10653

注

＊　この論文の以前のバージョンに対して加藤英明・牛島辰男および一橋大学経済研究所定例研究会の討論者であった神林龍の各氏より大変貴重なコメントをいただいた．この論文の作成の一部には，科学研究費補助金(久保：研究課題番号 19530292，齋藤：19830093)を使用している．本研究は，平成19年度一橋大学経済研究所国内客員研究部門における共同研究「企業システム・経済システムにおける効率性と衡平性」の研究成果の一部である

1)　経営者の金銭的インセンティブに関するサーベイとしては Murphy(1999)を参照のこと．日本の実証研究としては，Kaplan(1994)，Kato(1997)，Xu(1997)，Abe *et al.*(2005)，Kato and Kubo(2006)，Kubo and Saito(2008)を参照のこと．

2)　金融と電気，ガスは除いている．

3)　経営者の金銭的なインセンティブとしては，持株だけではなく直接報酬も含まれる．しかし，直接報酬が企業の業績に与える影響を分析することは容易ではない．例としては，Abowd(1990)を参照．

4)　企業の配当に関する研究のサーベイとしては，Allen and Michaely(2003)を参照のこと．また，日本企業の配当行動に関しては，例えば，Kato and Loewenstein(1995) および Dewenter and Warther (1998)，Kato and Tsay(2002)，Kato *et al.*(1997)を参照．

5)　本研究のサンプルでは，株主への利益還元策としての自社株買いは解禁されていなかった．日本でも，1994年の商法改正，95年の租税特別措置法改正によって，企業が自社株式を買い入れることが可能となった．しかし1997年6月の株式消却手続特例法の施行までは，株式償却を行う企業がほとんどなかった．この施行により，定款に定めをもうければ取締役会の決議だけで機動的に株式消却を実施できるようになった．また，2001年の商法改正により，いわゆる金庫株が解禁されて自社株買いが一般に行われるようになっている．これらに関しては広瀬など(2003)，上野・馬場

表 9. 配当政策の決定要因 トービットモデル
赤字かつ投資機会がある企業

	サンプル：純利益赤字かつトービンの q が 1 以上の企業	
	従属変数：配当 / 純資産	
	(1)	(2)
切片	−5.982**	−5.254**
	(2.463)	(2.450)
Log(社長持株比率)	0.133***	
	(0.049)	
Log(社長・会長持株比率)		0.145***
		(0.053)
ROA(%)	0.214***	0.218***
	(0.043)	(0.043)
Log(総資産)	0.229**	0.221**
	(0.109)	(0.108)
負債比率(%)	−0.025***	−0.024***
	(0.008)	(0.008)
トービンの q	0.091	0.074
	(0.310)	(0.307)
配当可能額 / 総資産(%)	0.072***	0.073***
	(0.013)	(0.012)
過去 5 年間の ROA の分散	−0.297***	−0.304***
	(0.077)	(0.077)
Log(創業からの企業年齢)	0.395	0.412
	(0.273)	(0.275)
保険会社最大株主ダミー	0.336	0.375
	(0.342)	(0.344)
関連会社ダミー(15%−33.3%)	0.399	0.363
	(0.313)	(0.311)
関連会社ダミー(33.3%−50%)	−0.824*	−0.755
	(0.477)	(0.485)
子会社ダミー(50% 以上)	0.631	0.665
	(0.547)	(0.555)
年度ダミー	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes
Log likelihood	−317.140	−317.176
サンプル数	412	418

(2005)などを参照.

6) 企業系列総覧には持株数上位 20 位までしか記載されていない. そのため, 21 位以下の親族, 資産管理会社の株式数は社長, 会長の自社株保有比率に含まれていない.

7) 以下, 全ての配当額は期末配当に中間配当を加えたものである.

8) ちなみに, 税引き後純利益が赤字にもかかわらず配当を支払っている企業は 12606 社中 507 社あった.

9) 経営者のインセンティブを考える場合, 経営者の持株比率ではなく, 経営者の全資産に占める持株の価値の比率を取った方が望ましいという考え方もある. しかし, データの制約上, そのような変数を作成することは不可能である.

10) たとえ赤字であったとしても, 現在の赤字が一時的なものであり, 来季以降黒字に戻るということを経営者が確信している場合, その情報を伝達するために配当を維持する, という行動もありうる. 配当がシグナルであるという考え方を検証した研究としては Benartzi *et al.*(1997), Grullon *et al.*(2005)を参照.

11) 年度内に株式分割などが行われた場合は前年度の一株あたりの今期の配当額を用いている.

12) ファーストリテーリングの会長兼社長のある年における役員報酬は 3062 万円, 役員賞与が 3500 万円であったのに対して受取配当は 15 億 5633 万円となっている. このことからも, 配当収入が一部の経営者にとって重要な所得であると考えることができる.

参 考 文 献

広瀬純夫・柳川範之・齊藤誠(2005)「企業内キャッシュフローと企業価値 ── 日本の株式消却に関する実証分析を通じての考察 ──」『経済研究』第 57 巻第 1 号, pp. 30-41.

齋藤卓爾(2008)「日本のファミリー企業」宮島英昭編『企業統治分析のフロンティア』叢書 企業社会の変容と法創造 8.

上野陽一・馬場直彦(2005)「わが国企業による株主還元策の決定要因：配当・自社株償却のインセンティブを巡る実証分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ.

Abe, N., N. Gaston and K. Kubo (2005) "Executive Pay in Japan: The Role of Bank-Appointed Monitors and the Main Bank Relationship," *Japan and the World Economy*, Vol. 17, Issue 3, pp. 371-394.

Abowd, J. (1990) "Does Performance-Based Managerial Compensation Affect Corporate Performance ?" *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 43, Issue 3, pp. 52-73.

Allen, F. and R. Michaely (2003) "Chapter 7 Payout Policy," in Constantinides, G., M. Harris and R. Stulz, eds, *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier, Vol. 1A, 砂川信幸訳,「第 7 章ペイアウト政策」加藤英明監訳(2006)金融経済学ハンドブック, コーポレートファイナンス, 丸善.

Benartzi, S., R. Michaely and R. Thaler (1997) "Do Changes Dividends Signal the Future or the Past," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 3, pp. 1007-1034.

Black, F. (1976) "The Dividend Puzzle," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 2, pp. 5-8.

Dewenter, K. and V. Warther (1998) "Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U.S. Firms," *Journal of Finance*, Vol. 53, Issue 3, pp. 879-904.

Fenn, G. and N. Liang (2001) "Corporate Payout Policy and Managerial Stock Incentives," *Journal of Financial Economics*, Vol. 60, Issue 1, pp. 45-72.

Grullon,G., R. Michaely, S. Benartzi and R. H. Thaler (2005) "Dividends Changes Do Not Signal Changes in Future Profitability," *Journal of Business*, Vol. 78, Issue 5, pp. 1659-1682.

Kaplan, S. (1994) "Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the U.S.,"

Journal of Political Economy, Vol. 102, No. 3, pp. 510-546.

Kato, K. and U. Loewenstein (1995) "The Ex-dividend-Day Behavior of Stock Prices: the case of Japan," *Review of Financial Studies*, Vol. 8, Issue 3, pp. 817-847.

Kato, H. and W. Tsay (2002) "Dividend Policy, Cash flows and Investment in Japan," *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 10, Issue 4, pp. 443-474.

Kato, H., U. Loewenstein and W. Tsay (1997) "Voluntary Dividend Announcements in Japan, "*Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 5, No. 2, pp. 167-193.

Kato, T. (1997) "Chief Executive Compensation and Corporate Groups in Japan: New Evidence from Micro Data," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 15, No. 4, pp. 455-467.

Kato, T. and K. Kubo (2006) "CEO Compensation and Firm Performance in Japan: Evidence from New Panel Data on Individual CEO Pay," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 20, Issue 1, pp. 1-19.

Kubo, K. and T. Saito (2008) "The Relationship between Financial Incentives for Company Presidents and Firm Performance in Japan," *Japanese Economic Review*, Vol. 59, No. 4, pp. 401-418.

La Porta, R, Lopez-de-Silanes, F., Shleifer A. and Vishny, R. (2000) "Agency Problems and Dividend Policies around the World," *Journal of Finance*, Vol. 55, Issue 1, pp. 1-33.

Morck, R., A. Shleifer and R. Vishny (1988) "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 293-315.

Murphy (1999) "Executive compensation," in Ashenfelter, O. and Card, D., eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North Holland.

Peterson, P., D. Peterson and J. Ang (1985) "Direct Evidence on the Marginal Rate of Taxation on Dividend Income," *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, Issue 2, pp. 267-282.

Saito, T. (2008) "Family Firms and Firm Performance: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 22, No. 4, pp. 620-646.

White, L. (1996) "Executive Compensation and Dividend Policy," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 2, Issue 4, pp. 335-358.

Xu, P. (1997) "Executive Salaries as Tournament Prizes and Executive Bonuses as Managerial Incentive in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, Issue 3, pp. 319-346.

農業経済研究 第80巻第3号 (発売中)

《報 告》
畑地の貸借契約の選択と土地改良投資……中嶋晋作
リスクシェアリングへの参加決定要因……三輪加奈
——カンボジア農村を事例として——

《談話室》
並木正吉先生を偲んで……紙谷 貢

《書 評》
友部謙一著『前工業化期日本の農家経済：主体均衡と市場経済』……伊藤 繁
野島直人著『食品製造業の経営展開と構造変化：食品市場の競争構造化と経営行動』……下渡敏治
小泉達治著『バイオエタノールと世界の食料需給』……服部信司
アルブレヒト・テーア著(相川哲夫訳)『合理的農業の原理』……金沢夏樹

《会 報》
編集委員会だより

B5判・42頁・定価1280円(本体価格1219円) 日本農業経済学会編集・発行/岩波書店発売