

バブル崩壊後のわが国中小法人における 役員報酬決定要因

櫻 田 讓

- I. 本研究における基本的認識
 - I-1. 研究の目的と動機
 - I-2. これまでの研究成果
- II. 役員報酬の支給水準解明に関する新たな論点
 - II-1. 中小閉鎖法人における財務内容開示の議論
 - II-2. 統治構造と役員報酬支給の関係
 - II-3. 使用人兼務役員に支給される従業員賞与と役員賞与
- III. 本研究において採用する分析方法・データ・変数について
 - III-1. 拙稿・櫻田 [2003b] における分析方法に関する若干の修正
 - III-2. 分析対象となるデータについて
 - III-3. 本研究において用いられる説明変数
- IV. 平成不況下における中小閉鎖法人の役員報酬
 - IV-1. 代表権者の役員報酬
 - IV-2. 非代表非兼務役員 of 役員報酬
 - IV-3. 使用人兼務役員 of 役員報酬
- V. 本研究を振り返って
 - V-1. 本研究の貢献
 - V-2. 本研究の限界と残された問題

I. 本研究における基本的認識

拙稿（櫻田 [2003b]）では、バブル経済崩壊前の経済状況下における中小閉鎖法人の役員報酬決定要因を探求したが、本研究においてはデータを刷新し、バブル崩壊後のデータとして日本実業出版社が平成14年3月に収集したデータ¹⁾（以下、単に「最新支給データ」と略称する）を用いて再び分析を試みることにする。バブル崩壊前に収集された「共栄会データ」に関する分析結果は拙稿（櫻田 [2003b]）において示した通りである。当該データは、中小閉鎖法人の役員給与の支給水準について調査している。そのデータを利用して、拙稿では中小閉鎖法人における役員報酬の決定要因を統計的分析視角から明らかにした。そこで本章では、以下において本研究における問題意識と研究動機、これまでの研究成果と研究の継続性について概観しておくことにする。

I-1. 研究の目的と動機

中小閉鎖法人においては所有と経営が融合しているために、経営者の行動をモニタリングする株主が機能不全を起し、ややもすると中小閉鎖法人ではその経営の全般に渡って経営者の独善的経営行動が看過される傾向にあると考えられる。このことから中小閉鎖法人に agency 関係が成立する余地など無いと考える傾向が従来からあったといえる。したがってそのような中小閉鎖法人における役員報酬額の決定などは、お手盛りが横行しているというイメージが漠然と定着しているように見受けられる。

これと明確なコントラストを以て説明されるのが、大会社における役員報酬額の決定プロセスである。大会社においては株主が企業経営者の経営行動をモニタリングし、万一、企業経営者が株主価値を低下させる経営行動を実践するならば、証券市場を通じて株主から制裁を受けるという仕組みが働くとする。このような仕組みがモラルハザードを抑止させてきた、と一応テキス

1) 「最新支給データ」の本研究へのデータ使用については、データを収集した主体である実業出版社から、当該データの使用に関して許可を得ていることを付言しておく。

トでは説明される²⁾。さらにはストックオプションは、証券価額の上昇によって株主の利益と経営者の利益を一致させるインセンティブデバイスとして説明されている。このため大会社の経営者は株主価値の向上に傾注する結果、株主と経営者は利害を共有することが可能であると考えられているようである。

法人の株主価値を低下させる経営行動に対し、株主が証券市場を通じて制裁を与えるという説明は空虚な議論であるとは思わないが、ことさらに証券市場の働きを過信するところにこの手の議論の弱さがある。証券市場の働きを盲信することで次のような思い違いをしてしまう可能性を排除できない。それは証券市場要因を有しない中小閉鎖法人について、これらの会社では放漫経営者によるお手盛りが横行しており、企業行動は理論も法則性も何もなく、会社経営者への牽制が機能しないとの思い違いである。

他方で近年、エンロンやワールドコムなどの巨大企業の破綻に代表されるように、ややもすると大会社においてさえも株主のモニタリングが機能していないと考えられる事件が頻発した。これら巨大企業の破綻の背景には会計操作、いわゆる粉飾会計が存在したとされている。これらの破綻は、agentのモラルハザードをモニタリングし損ねた事例であり、agency理論の成立が危ぶまれる事例の一つに挙げられる。

話を本題に戻すと、中小閉鎖法人において経営者がお手盛りを許されるとすれば、中小閉鎖法人の役員報酬決定のプロセスも滅茶苦茶なはずである。したがって中小閉鎖法人の役員報酬は、会社の資本金額・売上高・役員の在任年数・役員の持株比率などとは一切関係が無く決定されるであろう。中小閉鎖法人には経営者の行動を監視する株主が存在しないのであるから、何によっても制限されずに自由に自らの役員報酬を決定することが可能である。と、万一このように考えるのであれば、それは法人課税理論が経営者行動に与える影響を度外視した的はずれな議論と指摘せざるを得ない。実際、

2) 本研究においては agency 理論の概要を Naser [1993] に求めており、同理論ならびに同理論に基づく研究成果に対する批判を櫻田 [2003a] において展開した。

櫻田 [2003b] では中小閉鎖法人において支給される役員報酬について、お手盛りが横行していると言い切る根拠は発見されなかった。

筆者は、中小閉鎖法人における役員報酬の決定要因について、上述したとおり agency 理論を盲信する論者を駆逐する動機を有している。つまり会社会計の公正を維持するのは唯一株主の存在であって、これをおいて他に経営行動を公正ならしめる機能は存在しないなどの如き見解を、本研究において検証しようとする。大会社においては株主・投資家による経営者へのモニタリングが機能するために無茶な役員報酬計上は起こらないと考えるのであれば、それは現実の一部を観察領域から意図的に排除していると指摘せざるを得ない。このような agency 理論の熱心な信奉者が見落とした分析視角といえ、法人課税理論が経営者行動へ与える規制を検証する視角である。筆者は agency 理論信奉者の残した研究上の空白領域を、法人課税理論による分析視角によって補填する。

本研究の分析結果に因れば、役員報酬額の水準が法人税法規定により、損金算入限度という枠内で示されることによって、中小閉鎖法人では当該経営者による無茶な役員報酬計上は阻止されているという仮定を支持する。

I-2. これまでの研究成果

従来から公開大会社における役員報酬額の決定要因を探求する研究が展開されてきたが、それらの研究では複数種存在する役位を全て一つにして分析を行う傾向があった。しかし一口に役員といっても代表取締役社長から平取締役・監査役などが存在し、この他中小閉鎖会社においては使用人兼務役員やみなし役員が多く存在する。そこで拙稿・櫻田 [2003b] においては役位別の分析を行うことの意義を強調し、そのような分析を実践した。実際に櫻田 [2003b] においては役員を代表権者・非代表非兼務役員・使用人兼務役員に3分類して、それぞれに役員報酬額の決定要因を探求した。

その結果によると代表権者は年商に依存して役員報酬が決定されるのに比し、使用人兼務役員は在任年数・持株比率に依存するとの結論を得ており、

使用人兼務役員においては年功序列が当該報酬の決定要因となっていることをうかがわせた。このことから中小企業における役員給与の決定要因は、どうやら当初考えられていたお手盛りで算出されているのではなさそうである。また櫻田 [2003b] においては、代表権者と使用人兼務役員について、それぞれの役員報酬額の決定要因が異なることを突き止めたが、このこと自体が新知見でもあった。

上述したように拙稿において代表権者の役員報酬と年商の間に有意な相関関係を発見する結果となったのは、次の様な背景があるからであろう。つまり法人税法施行令第69条の規定によれば、法人の収益（これを本研究では「売上高」と読み替えている）を指標として役員報酬の支給水準を決定する旨を明らかにしており、その基準が法人の役員報酬算定構造に相当の影響を及ぼしていると考えられるのである。結果として中小法人の役員報酬の支給水準決定に重大な影響を与えているのは法人税法の会計規定であり、同法規定が無茶な報酬決定を抑止しているということになる。

Ⅱ. 役員報酬の支給水準解明に関する新たな論点

これまで役員報酬の決定要因を解明する研究分野においては株式公開大企業を観察対象として研究業績が積み重ねられてきたが、本研究における観察対象は中小閉鎖会社である。このため役員報酬の決定要因を明らかにするという研究目的が同一でも、観察対象を公開大法人とするのか、或いは中小閉鎖法人とするのかによって分析視角が異なる。株式公開大法人と中小閉鎖法人の間には、所有と経営の分離の相違や、法人規模の相違が分析結果に反映されることも考えられる。そこで本章では役員報酬の決定要因解明に関して追加されるべき新たな論点を3つとりあげる。

そのうち2つは agency 理論の脆弱性について言及し、残りの1つは使用人兼務役員において支給される賞与の現状を明らかにする。前者のうち1つは近時の商法改正についてである。平成14年改正商法では中小閉鎖法人においても企業内容の開示を重視する傾向を強めた。このことはとりもなおさず

agency 関係が、株式公開大法人においてのみ成立するとの思考を修正させる可能性すら感じさせる。この結果、中小閉鎖法人における agency 関係を検討する必要性が萌芽しているとも考えられる。

agency 理論の脆弱性に言及するもう1つの論点とは、法人の統治構造から役員報酬支給の実態を観察するとき、経営者に株主利益を追求するインセンティブを与える報酬契約を締結するとの一般的解釈についてである。経営者に株主利益を追求するインセンティブを与える報酬契約を締結する場合、発生する契約費用は株主が得るであろう利益をはるかに上回るという指摘が泉田教授によってなされているのである。

最後に使用人兼務役員において支給される賞与の現状についてであるが、従来から同役員に対して支給される従業員賞与は租税回避の一形態としての指摘がなされていた。使用人兼務役員を設置することが租税回避であるのか否かについては本稿において検討課題とはしない。しかし使用人兼務役員に支給される従業員賞与と役員賞与の間に存在する偏りについて、その結果をまとめておくこととする。

II - 1 . 中小閉鎖法人における財務内容開示の議論

拙稿・櫻田 [2003a] では株式公開法人が株主に対して会計情報を公開する意義について agency 理論を概観した。agent と principal の間に情報の非対象性が認められることで、principal による経営行動の監視が行われる。その結果 principal はモニタリングコストを低減するために外部監査を必要とした。agency 理論では経営者が自主的に情報公開を行うケースや、会計規制を廃止すべきとする論者の主張が登場する。これらの見解はいずれも公開大会社を観察対象とした末に得られた考察結果である。

これに対して中小閉鎖会社においては所有と経営が融合しているために、最大のステークホルダーは株主とはならない。中小閉鎖会社には公開大会社と異なる agency 関係が成立している。この様に観てくると中小閉鎖会社にはモニタリングを行う株主が不在となるために、そもそもこれら中小閉鎖法

人への情報開示のニーズが低く、故にディスクロージャーの不徹底を不問とする傾向が従来よりあった³⁾。しかしながら近時の傾向はやや趣を異にしているようである。

平成14年の商法改正では、中小閉鎖会社の財務内容の公告が web サイト上でも行える方途を切り開いた。この様な動きから随伴して発生する問題として、中小閉鎖法人への外部監査制度導入の是非が挙げられる。中小閉鎖会社はその財務内容を外部に公開することで、今後は中小閉鎖会社においても自社の財務情報について、これまで以上に外部情報利用者を意識する必要性が生じてくるであろう。結果として中小閉鎖会社も公開大会社同様に会計情報の質を保証する必要がある、中小閉鎖会社といえども agency 関係を度外視することが出来なくなってきたといえる。この様に観てくると、所有と経営が分離した公開大会社のみならず、所有と経営が融合した中小閉鎖会社においても agency 理論の適用とその妥当性を再検討する必要性が現れてきているのである。

II-2. 統治構造と役員報酬支給の関係

泉田教授 [2003] は株式公開大法人について、「もしもプリンシパル・エージェント理論の主張が正しいものであるならば、経営者の報酬と株主の利益

3) 平成13年に商283③が改正されているが、その改正では「社会の高度情報化に対応するべく、計算書類や取締役会議事録など会社関係書類の電子化を認めた。計算書類についてみると、電子化の許容は、計算書類等が電磁的方法によって作成されることを認めるだけにとどまらず、電磁的方法による計算書類の開示・公告までに及んでいる」のである (川島 [2002, p. 3])。これによって中小企業であっても Web サイトを利用して財務諸表開示が容易に行える方途を切り開くことになった。

これまでは商283③の規定によると、定時総会の承認を得た後、遅滞なく貸借対照表等を公告しなければならない旨を定めていた。さらに商166④によれば、官報または時事に関する事項を掲載する日刊新聞に公告を掲載することを定めていた。しかし実際には現在まで「中小会社の大部分は公告義務を履行していない状態」のまま看過されており、「これに対して行政庁は制裁措置としての過料に処することもなかった」のである。このために「明治32年 (1899年) 以来のこの罰則規定は完全に形骸化し、公告義務違反の違法状態が長期間継続している」のである (右山 [2002, p.11])。

を表す変数（企業価値、株式投資収益率、利益率）との間に正の有意な相関が観察されるはず」と考えた（泉田 [2003, p.96.]）。同教授の実証研究では、データを『NIKKEI-NEEDS 財務データ』と『有価証券報告書総覧』の平成2年度における1,764社分の財務数値に求め（泉田 [2003, pp.95-99.]）、全ての企業をオーナー経営者企業・昇進経営者企業・大株主企業出身経営者企業・金融機関出身経営者企業・政府機関出身経営者企業・その他の企業に6分類し、企業の統治構造と役員報酬の算定構造について検討した⁴⁾。

泉田教授 [2003] の研究視角は次の通りである。当該研究は根本的に agency 理論の検証という視座を有する。上述したとおり多様な統治構造の中で、役員報酬が株主の利益を追求するインセンティブとして機能すると同理論が説明するのであれば、その説明はいかなる統治構造に対して最も説得的であるかについて、泉田教授は分析をすすめた。同教授は、agency 理論が「所有と経営の分離に伴う経営者への動機付けの問題を考えている以上、所有と経営の分離した企業すなわちオーナー経営者企業以外の企業において、プリンシパル・エージェント理論の主張が妥当性をもつのか検討す」べきと考える（泉田 [2003, p.97.]）。

4) これら6分類した企業形態のうち主要なものについて泉田教授 [2003] は、次のように分類し、定義した（泉田 [2003, pp.107-108.]）。オーナー経営者企業（517社、29.31%）…「発行済み株式の過半数は保有していなくても、主要大株主と考えられる個人あるいはその家族が直接企業経営を行っている企業」/昇進経営者企業（718社、40.70%）…「オーナー企業経営者以外の企業の中で、取締役となるまでにその企業で5年以上の連続した勤務経験を持つ、従業員からの昇進経営者によって経営されている企業」/大株主企業出身経営者企業（354社、20.07%）…「株式保有10位以内の大株主のうち、金融機関と非営利団体を除く法人」出身の経営者を擁する企業/金融機関出身経営者企業（77社、4.37%）…「その企業の社長が銀行・証券・保険などの金融機関の従業員出身者である企業」

なお金融機関出身者経営者企業については、概ね「経営危機に陥ってメインバンクから経営者が派遣されて経営再建を行っている企業である」と考えられ、さらに「そのような企業が特定の大企業の子会社である場合には大株主である親会社から、特定の企業グループに属している場合には株式持ち合いをしている系列企業からも役員が派遣されていて、協力して経営再建にあたる事がしばしば観察される」と指摘している（泉田 [2003, p.124.]）。

その結果、「金銭的報酬を通じて、株主の利益を追求するインセンティブが与えられているのは、個人大株主であるオーナーが経営意志決定を行っていると考えられるオーナー経営者企業の役員のみであり、それ以外の、所有と経営が分離した企業では、株主の利益を追求するための金銭的動機付けは行われていない」との結論を得た（泉田 [2003, p.98]）。この結論を読み替えると、典型的な例として所有と経営が分離している昇進経営者企業においては役員の手銭的報酬を通じて株主利益を追求するシステムが成立しえないということを示している。

議論を精緻化するためにここで言及しておくが、昇進経営者企業と同様に所有と経営が分離した企業として、大株主企業出身経営者企業と金融機関出身経営者企業が同じ範疇に置かれる。なぜなら「昇進経営者ばかりでなく、大株主企業出身経営者も金融機関出身経営者もそれぞれの企業における従業員であったと考えられるので、日本の上場企業の社長の65%以上は昇進メカニズムを通じて選抜された従業員が就任したもの」と考えられるからである（泉田 [2003, p.108.]）。故に昇進経営者企業・大株主企業出身経営者・金融機関出身経営者については、「株式持ち合いを通じて取締役会の意志決定に対して外部からの影響を与えることはきわめて困難であり、外部の株主が役員と報酬契約を締結するための契約費用は極めて大きい」ことが指摘できる（泉田 [2003, p.128]）。

さらにここで注目すべきは、「プリンシパル・エージェント理論が、契約費用が0であると言う極めて非現実的な仮定を暗黙のうちにおいている」という矛盾を指摘していることである。これは昇進経営者企業において「経営者に株主の利益を追求するインセンティブを与える報酬契約を締結しようとしても、そのための契約費用は、契約を締結することによって株主が得であろう利益をはるかに上回る」ことを意味する。つまり昇進経営者企業・大株主企業出身経営者・金融機関出身経営者の下にある株主は、我田引水となる「契約を締結することによって得られる利益よりも、契約費用の方が大きい」と考えるために「その契約は締結されない」と予測される（泉田 [2003,

pp.125-128.]。)

泉田教授 [2003] の研究から、agency 理論は昇進経営者企業を中心として、少なくとも全体の65%程度には援用することが不可能であり、他方、全体の29.31%であるオーナー経営者企業にしか同理論が適用されない、という結論を導出した。さらに一般的な傾向としてわが国の株式公開法人は「オーナー経営者によって経営されていないことが暗黙の前提になっているように思われるが、その前提は事実に基づく限り正しくない (泉田 [2003, p.108.])」という指摘も注目に値するであろう。

ややもするとわれわれは、① 株式公開大法人のほとんどが所有と経営の分離を遂げていると考え、② これら所有と経営が分離した法人における株主と経営者の間の利害対立と調和が agency 理論を基底にして説得的に説明されるという、二重の錯覚に陥る傾向にある。

Ⅱ-3. 使用人兼務役員に支給される従業員賞与と役員賞与

中小閉鎖法人においては、使用人兼務役員を経営と労務の両面に従事させることで法人税を軽減させる節税策を講じることが可能であると従来より指摘される。法34③・法35④において定めるように、役員報酬と役員賞与は定期的な支給か臨時的な支給かという外形的基準から分類される。法人税法上、前者が無税、後者が有税の扱いを受けるため、可能な範囲で役員を使用人として兼務させようとする動機が経営者に生じる。

そこで経営者が使用人兼務役員へ賞与を支給する場合、一般的にいかなる行動様式が採用されるのかについて次のような予測が可能となるであろう。つまり節税に努める経営者の行動が一般的に合理的であるとすれば、経営者は使用人兼務役員を増員するであろうし、さらにこれらの役員に対し、使用人部分の賞与を十分に与えてから、その後に有税処理覚悟で役員部分の賞与を与えようとするであろう。この点において上述した順序とは逆に、役員部分の賞与額が使用人部分の賞与額を上回るケースは不合理と予測される (櫻田 [2003b])。この様な仮説が誤りではないことを表すのが (表1) である。

(表1) 使用人兼務役員に支給される賞与の内訳

(単位：万円)

昭 63	役員 賞与	従業員 賞与	平 14	役員 賞与	従業員 賞与	平 14	役員 賞与	従業員 賞与									
1	260	538	46	20	183	91	0	112	136	0	18	1	20	590	46	40	90
2	0	503	47	70	182	92	0	110	137	0	18	2	0	428	47	40	90
3	260	498	48	0	181	93	0	110	138	0	18	3	0	401	48	40	90
4	60	472	49	0	181	94	15	110	139	90	10	4	0	335	49	17	83
5	50	461	50	0	180	95	0	109	140	230	0	5	0	335	50	17	83
6	0	396	51	20	178	96	0	109	141	220	0	6	0	310	51	0	80
7	60	392	52	0	171	97	0	108	142	800	0	7	0	300	52	0	75
8	0	352	53	0	168	98	0	108	143	10	0	8	0	300	53	0	70
9	0	330	54	0	167	99	0	108	144	10	0	9	0	300	54	0	63
10	0	320	55	0	165	100	0	107	145	15	0	10	0	260	55	0	59
11	0	311	56	0	164	101	0	106	146	16	0	11	50	260	56	0	59
12	0	310	57	10	160	102	0	105	147	18	0	12	50	250	57	0	59
13	0	300	58	10	160	103	0	104	148	23	0	13	0	248	58	0	53
14	0	280	59	0	160	104	0	103	149	28	0	14	50	244	59	7	53
15	0	280	60	0	158	105	386	101	150	28	0	15	60	240	60	7	53
16	10	280	61	0	155	106	34	100	151	34	0	16	60	230	61	7	53
17	90	272	62	0	154	107	0	100	152	35	0	17	0	225	62	0	52
18	90	272	63	7	152	108	0	100	153	46	0	18	60	220	63	0	50
19	43	271	64	11	152	109	0	100	154	50	0	19	20	220	64	0	50
20	40	271	65	29	152	110	0	100	155	50	0	20	0	209	65	40	45
21	15	269	66	0	150	111	0	99	156	50	0	21	0	205	66	50	40
22	15	250	67	0	150	112	0	95	157	50	0	22	170	200	67	0	37
23	286	247	68	0	150	113	0	94	158	55	0	23	170	200	68	4	36
24	341	247	69	0	148	114	0	90	159	58	0	24	170	200	69	160	0
25	341	247	70	0	148	115	0	90	160	60	0	25	0	200	70	200	0
26	191	246	71	0	148	116	0	90	161	82	0	26	20	200	71	170	0
27	191	243	72	0	147	117	0	86	162	92	0	27	0	188	72	400	0
28	0	240	73	0	139	118	0	85	163	100	0	28	0	183	73	200	0
29	0	237	74	0	137	119	0	80	164	100	0	29	0	183	74	40	0
30	15	225	75	0	135	120	0	76	165	100	0	30	0	167	75	80	0
31	0	224	76	18	130	121	0	75	166	120	0	31	0	165	76	50	0
32	0	221	77	0	130	122	0	70	167	140	0	32	0	160	77	50	0
33	78	217	78	0	130	123	0	70	168	140	0	33	0	160	78	331	0
34	7	203	79	0	128	124	0	67	169	160	0	34	0	150	79	100	0
35	7	203	80	0	127	125	0	65	170	169	0	35	6	137	80	130	0
36	0	200	81	0	126	126	0	62	171	178	0	36	0	130	81	100	0
37	0	200	82	0	125	127	0	60	172	180	0	37	120	130	82	100	0
38	0	200	83	0	125	128	0	60	173	198	0	38	130	130			
39	30	200	84	0	125	129	0	60	174	200	0	39	150	130			
40	0	200	85	0	123	130	0	52	175	200	0	40	0	120			
41	0	200	86	14	122	131	0	44	176	210	0	41	0	120			
42	15	195	87	0	120	132	0	42	177	235	0	42	0	120			
43	0	193	88	85	118	133	2	38	178	330	0	43	0	103			
44	15	192	89	14	115	134	7	38	179	330	0	44	0	100			
45	15	192	90	0	114	135	0	20	180	400	0	45	0	100			
									181	500	0						
									182	17	0						

(表1)は使用人兼務役員に対して支給された賞与の内訳を表している。同表から役員という立場に対して支給される賞与に比し、従業員という立場に対して支給された賞与が上回る傾向にあることが、昭和63年・平成14年双方のデータから確認することが可能である。この様に中小閉鎖法人における役員給与の支給実態には、公開大法人のそれに比し、特殊な背景が存在することに注目すべきである。

Ⅲ. 本研究において採用する分析方法・データ・変数について

本研究においては中小法人における役員報酬の決定要因について、構造的にいかなる特徴があるのか明らかにする目的がある。尤もこの点に関する結論は先行研究・櫻田 [2003b] において開陳されており、概ね当該研究成果を本稿においても支持することになるであろう。さらに本稿においては分析対象となる財務データを刷新することになるがこれによって、新たな論点の発見に傾注したいと考える。そこで本章では分析を行う前に、分析方法・分析に用いるデータ・回帰分析における独立変数について言及しておくこととする。

Ⅲ-1. 拙稿・櫻田 [2003b] における分析方法に関する若干の修正

先行研究で採択した分析視角は本稿Ⅳ. 以降において展開される研究でも概ね支持される。しかしⅡ-3. で検討した通り、使用人兼務役員に対する役員賞与支給に関して、中小閉鎖法人ならではの特殊性を鑑みると、若干データの取扱を変更せざるを得ない箇所が現れたのも事実である。先行研究では使用人兼務役員の賞与について、役員分・従業員分の合計額として「年間賞与」としてまとめて表記し、その内訳として「従業員分賞与」を表した。そこで本研究ではこの表記を改め、使用人兼務役員に支給された賞与を「役員賞与」と「従業員賞与」に明確に二分することとした。先行研究・櫻田 [2003b] では使用人兼務役員の役員報酬の決定要因を重回帰分析を用いて解析したが、その結果を本研究における新しい基準で整理し直すと次のように

なる⁵⁾。

(表 2-1) 使用人兼務役員の役員報酬を推計する重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定 数	395.840		3.725	***	0.000
資 本 金 額	0.016	0.187	1.124		0.263
従 業 員 数	-0.136	-0.023	-0.219		0.827
年 商	-0.225	-0.023	-0.171		0.865
年 齢	-1.729	-0.060	-0.737		0.462
在 任 年 数	9.089	0.260	3.057	***	0.003
持 株 比 率	6.176	0.158	2.121	**	0.035
役 員 賞 与	0.824	0.295	4.209	***	0.000
従 業 員 賞 与	0.691	0.261	3.554	***	0.000

obs : 182 R² = 0.243 F-statistic = 6.949***

*10%, **5%, ***1%で棄却

この重回帰式の検定を行うと、求めた重回帰式は予測に役立たないとする帰無仮説を有意水準1%で棄却する。また標準化係数を観ると、使用人兼務役員の役員報酬の推計上、回帰式に寄与する変数の順に役員賞与・従業員賞与・在任年数・資本金額・持株比率となるが、資本金額のt値は高いとはいえ統計的に有意ではない。そこで有意確率10%未満の説明変数(役員賞与・従業員賞与・在任年数・持株比率)を用いて新たに重回帰式を定式化する。すると新たに走らせた重回帰式の係数は(表2-2)に表すとおりとなった⁶⁾。

(表 2-2) 4変数に限定した場合の重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定 数	337.961		7.051	***	0.000
在 任 年 数	8.046	0.230	3.264	***	0.001
持 株 比 率	5.734	0.146	1.994	**	0.048
役 員 賞 与	0.853	0.305	4.511	***	0.000
従 業 員 賞 与	0.793	0.299	4.234	***	0.000

obs : 182 R² = 0.222 F-statistic = 12.645***

*10%, **5%, ***1%で棄却

5) 分析方法を変更する前の分析結果は、先行研究・櫻田 [2003b, pp.180-181.] に掲載してあるので比較されたい。

Ⅲ-2. 分析対象となるデータについて

拙稿・櫻田 [2003b] ではバブル崩壊前（昭和63年）の役員報酬額の支給水準について「共栄会データ」を用いて分析結果を得ている。他方、バブル崩壊後（平成14年）の役員報酬支給については「最新支給データ」を用いて本稿第4章において分析を行うこととする。これら二つのデータの間には、10数年の時の隔りがある。さらにこれら2つのデータは、同一会社におけるデータではなく、サンプルサイズも異なることを付言しておく。

本研究では、先行研究・櫻田 [2003b] において「共栄会データ」を基に定式化した重回帰モデルを、「最新支給データ」を用いて再検討してみる。異なる経済状態にある2つのデータ群を、次の回帰モデルにあてはめてみるのである。その結果、役員報酬の決定要因に差異が存在するか否かを観察することとしよう⁷⁾。

$$Y_N = a + b_1 X_{1N} + b_2 X_{2N} + b_3 X_{3N} + b_4 X_{4N} + b_5 X_{5N} + b_6 X_{6N} + b_7 X_{7N} (+ b_8 X_{8N})^8)$$

本研究では役員を代表権者（33名）・非代表非兼務役員（50名）・使用人兼務役員（82名）に3分類し、これら3分類された役位についてそれぞれに役員報酬額の予測値（ y_N ）を求める重回帰式を定式化した。この時パラメーター $b_1 \sim b_7$ (b_8) はそれぞれ資本金額（ x_{1N} ）・従業員数（ x_{2N} ）・年商（ x_{3N} ）・役員の年齢（ x_{4N} ）・役員通算在任年数（ x_{5N} ）・役員持株比率（ x_{6N} ）・役員賞与（ x_{7N} ）〔・従業員分賞与（ x_{8N} ）〕の偏回帰係数となる。

6) 本稿においては有意でない変数の回帰式からの除去に有意確率を用いた。この他、有意な変数を選び出す典型的な方法として Forward selection と Backward selection, Stepwise variable selection が存在するので参照されたい (Norusis [2000, pp.470-471.])。

7) 与式において左辺 Y_N は重回帰式による予測値 $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_N$ と表され、この時 N はサンプル数を表している。役員報酬の実測値を $y_1, y_2, y_3, \dots, y_N$ とし、予測値 Y_N との差 ($y_N - Y_N$) を残差として、当該残差の二乗和を最小とすべく重回帰式が決定される。本研究では、当該重回帰式が役員報酬の予測において役立つかを母偏回帰係数の検定を用いて実証する。このときの帰無仮説 H_0 は、 $b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = b_7 = (b_8 =) 0$ となり、検定される仮説とは「重回帰式が役員報酬の予測に役立たない」ということになる。

8) $b_8 \cdot x_{8N}$ はそれぞれ使用人兼務役員にのみ発生する独立変数・変量である。

さて、本稿において分析対象となる「最新支給データ」についてここで若干言及しておくこととする。最新支給データの観測数は、昭和63年に収集した共栄会データの観測数に比し半数以下に激減している。このサンプル激減の原因は、本研究において役員賞与が支給されている役員のみを分析対象としてとりあげたことによる。つまり観測数の激減は経済不況下で役員賞与を支給しないケースが増加したことで、ゼロ賞与となった役員数が増加し、結果的にサンプル数激減を招来したのである。そのことを表しているのが（表3）である⁹⁾。

（表3） 役位別に観る報酬金額等の平均値

	総サンプル数		有効サンプル数		年 齢		在任年数（年）		持株比率（%）	
	昭和63	平成14	昭和63	平成14	昭和63	平成14	昭和63	平成14	昭和63	平成14
代表権者	217	104	107	33	55.34	59.12	19.99	15.36	35.51	28.89
非代表非兼務	217	148	104	50	51.62	56.18	16.54	12.06	14.77	7.93
使用人兼務役員	556	107	182	82	48.88	52.66	11.76	9.44	6.20	2.94

	年間報酬（万円）		役員賞与（万円）		従業員賞与（万円）	
	昭和63	平成14	昭和63	平成14	昭和63	平成14
代表権者	1,379.19	1,710.18	281.99	306.88	—	—
非代表非兼務	987.86	945.12	152.41	136.22	—	—
使用人兼務役員	613.04	704.78	51.83	53.42	126.98	143.71

（表3）を概観するとバブル崩壊前とその後では、共通の特徴として役員への給与総額が使用人兼務役員・非代表非兼務役員・代表権者の順に増加する傾向がある。その他、役員の年齢・在任年数・持株比率についても使用人兼務役員から代表権者になるにしたがって増加する傾向がある。さらに昭和63年データに比し平成14年データでは役員が全体的に高齢化しているにもかかわらず、在任年数は短縮している。これは平成不況が深刻化する中で、役員のリストラが進行したことを表しているのかもしれない。この他、使用人兼務役員へ支給される賞与について、二時点共に従業員分賞与は役員賞与の2.5倍弱となっていることも注目するべきであろう。

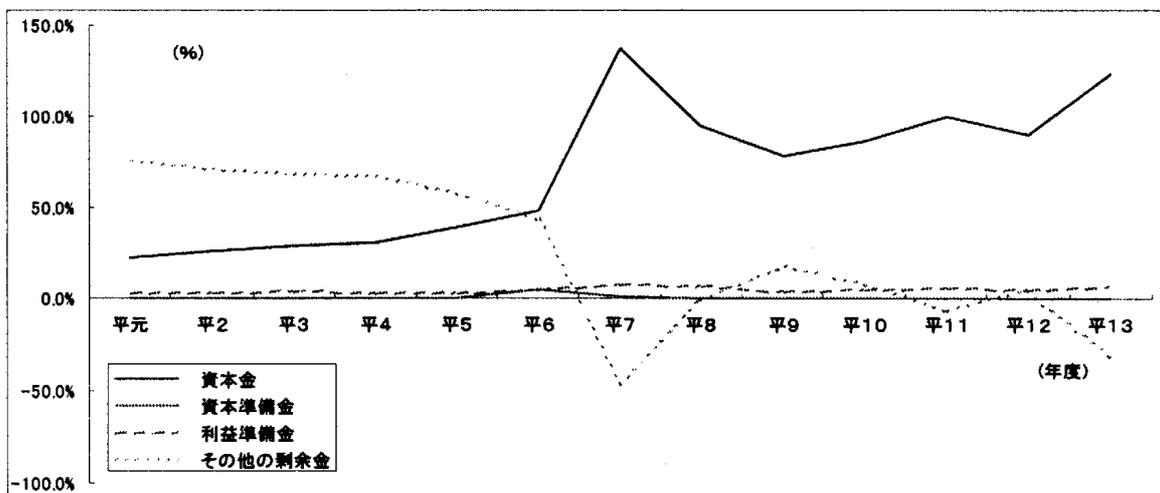
9)（表3）において、総サンプルの中から有効サンプルを決定してゆく過程においては、ゼロ賞与役員やデータの欠損が観られる役員が排除されている。

Ⅲ－3．本研究において用いられる説明変数

重回帰分析に登場する8つの説明変数については、概ね拙稿・櫻田[2003b]において説明したとおりである。そこでは法人の資本金・従業員数・年商が、それぞれ企業規模を表し、役員の年齢・役員としての在任年数・役員の持株比率がそれぞれに法人と役員の関係の親密度を表していると考えた。また役員賞与が役員報酬と相関関係を有するのは、報酬の倍数値として役員賞与が決定されるために当然の帰結となった。このような拙稿における分析結果は本稿においても支持されると考えられる。

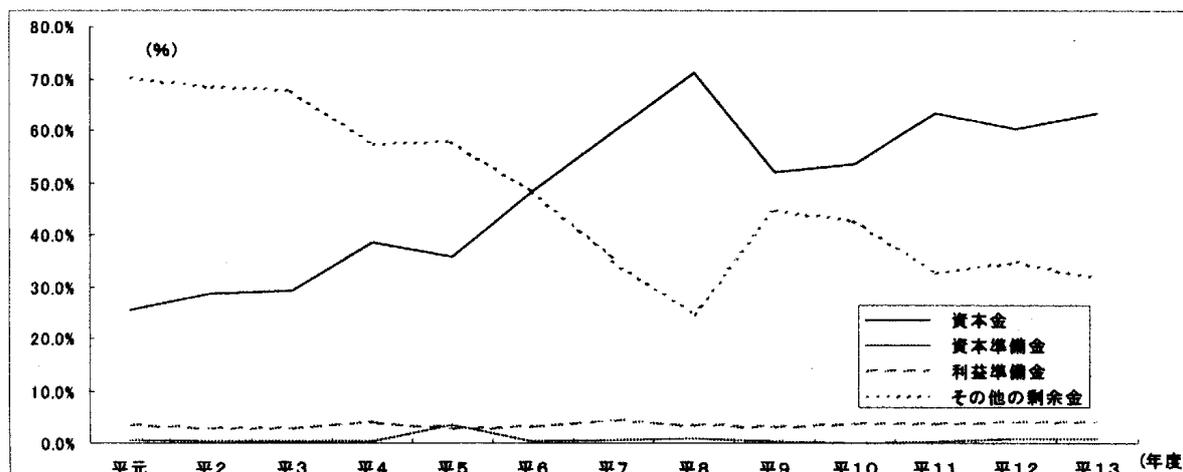
先に分析結果に言及しておくが、説明変数の1つである資本金については、先行研究と本稿の間で、符号がマイナスからプラスに転じる変化が観察された。このことについてはⅣ－1．において実証結果を詳述することとするが、その分析結果の変化は、平成2年に導入された最低資本金制度によって引き起こされたと考えられる。同制度の導入後5年を経過期間として、株式会社ならば1,000万円を、有限会社ならば300万円を、それぞれ最低資本金として強制的に計上しなければならなくなった。無論、同年の商法改正によって株式会社が有限会社・合名会社・合資会社に組織変更するケースも存在したであろうが、筆者はその様な組織変更が平成2年以降、頻発したとは考えていない。あくまでも仮定の域を出ないのであるが、平成元年までに過少資本と判定された多くの法人が増資や積立金の資本金組み入れを行うことで資本増強を行ったと考えている。このように考えられる根拠を(図3－1)並びに(図3－2)によって示すこととしよう。

(図3-1) 資本金200万円以上500万円未満の企業群の資本構成比率の推移



(大蔵省編 平成元～13年度調査 『財政統計金融月報』 から作成 なおデータは全産業を対象としている)

(図3-2) 資本金500万円以上1,000万円未満の企業群の資本構成比率の推移



(大蔵省編 平成元～13年度調査 『財政統計金融月報』 から作成 なおデータは全産業を対象としている)

同図は平成元年度から同13年度までの全ての産業を対象として、資本金200万円以上500万円未満の階層並びに資本金500万円以上1,000万円未満の両階層について資本構成を百分率によって表現している。特筆すべきは、資本金額が最低資本を満たさねばならない平成8年3月31日までに、法人は急激に剰余金の資本組み入れを行った形跡がみられることである。また平成8年4月1日以降、規定の資本金額に満たない法人は商406の規定が適用され、解散したとみなされるものの、その後会社継続が3年間認められており、そ

の間に組織変更をするか資本金増強を試みるかの方途が用意されていた。

このため資本金200万円以上500万円未満の階層に属する会社の資本構成の変化を表した(図3-1)では、平成7年度において資本金額の割合がピークを迎えている。他方、資本金500万円以上1,000万円未満の階層に属する会社の資本構成の変化を表した(図3-2)では、1年遅れて平成8年度に資本金額の割合がピークを迎えている。これは資本金1,000万円未満の法人について、最終的には資本金1,000万円以上を目指して資本金を増額した形跡が、まず(図3-1)において発現し、次いでその後も継続的に資本金の増額を試みながら(図3-2)において平成8年度にピークを示したと予測される。前述したように、平成8年4月1日以降みなし解散とされた法人もその後3年の会社継続が認められていたことを鑑みると、(図3-1)に比し(図3-2)において資本金額の比率に関して、ピークを示す時期が遅れたことは合理的であろう。

さき程述べたように、先行研究による分析結果では、代表権者の役員報酬額と資本金の間に負の相関関係が認められている(櫻田 [2003b])¹⁰⁾。この分析結果は資本金額の少ない法人ほどより多くの役員報酬を支給し、逆に資本金額の多い法人ほど役員報酬を減少させるという奇妙な関連を示している。この様な実証結果から、資本金が財務数値としていかなる意味を有しているのか甚だ疑問が残った。

なぜなら商法上、資本金は会社の配当を規制する役割を担っていることから、資本金の多寡が会社の財政的堅牢性をそのまま表すと理解されるからである。つまり商法においては、資本金の多寡が債権者保護の能力に置き換えられる。したがって櫻田 [2003b] の分析結果から明らかになったような、財政的基盤が脆弱といえる過少資本会社がより多くの役員報酬を支給する傾向は、資本金を会社の債権者保護能力に置き換えようとする商法の主旨に反

10) なお、バブル崩壊前のデータを用いて分析した櫻田 [2003b] の分析結果によると、非代表非兼務役員・使用人兼務役員の役員報酬額決定要因として、資本金額は有意とはいえなかったことを付言しておく。

すると考えられる訳であり、本来容認されるべき事態ではない。

平成2年の商法改正において最低資本金制度が導入されたが、同制度の導入の背景には、脆弱な資本金計上の一方で高額な役員報酬支給を実践する法人について、これを問題無しとはしない思考が存在したのであろう。結果として、脆弱な資本金額に釣り合いな高額の役員報酬が支給されるケースは平成2年の商法改正以後減少したと考えられる。

IV. 平成不況下における中小閉鎖法人の役員報酬

先行研究・櫻田 [2003b] においては、バブル経済崩壊前のデータである「共栄会データ」を用いて、役員報酬がいかなる要因によって決定されるのか、役員を代表権者・非代表非兼務役員・使用人兼務役員に3分類し、実証水準で明らかにした。本章において実践される分析ではバブル崩壊後の「最新支給データ」を用いている。先行研究・櫻田 [2003b] と本章における研究結果の間に比較可能性を保証するためには、本章における研究においても先行研究と同様のデータ分類を行い、同一の説明変数を用いる必要がある。

そこで実際に3つの役位別について、それぞれの役員報酬額が資本金額・従業員数・年商・役員の年齢・役員通算在任年数・役員持株比率・役員賞与(・従業員分賞与)¹¹⁾のいずれの説明変数によって統計的に有意に説明されるのかという、先行研究においても用いた同様の観点から再び分析を行うこととしよう。この際、変量の平均を0とし標準偏差を1とした場合の標準化偏回帰係数をも参考とすることで、データの分散不均一性に配慮することとした¹²⁾。

IV-1. 代表権者の役員報酬

代表権者の役員報酬が、いかなる要因に依存して決定されるかを明らかにするべく、資本金額・従業員数・年商・役員の年齢・役員通算在任年数・役

11) 従業員分賞与については、使用人兼務役員のみが発生する賞与である事を付言する。

12) 本研究における重回帰分析は、SPSS10.0 Base Systemによって行われた。

員持株比率・役員賞与を説明変数とする重回帰分析を行った。重回帰式の係数は（表4-1）に表すとおりであり、分析結果から代表権者の役員報酬額の決定要因を説明した重回帰式は次のように導出された。

（表4-1）代表権者の役員報酬を推計する重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定 数	129.515		1.378		0.18
資 本 金 額	0.003	0.480	2.537	**	0.018
従 業 員 数	0.248	0.190	0.813		0.424
年 商	0.000	-0.131	-0.627		0.536
年 齢	-1.242	-0.122	-0.765		0.451
在 任 年 数	-0.300	-0.046	-0.222		0.826
持 株 比 率	1.098	0.300	1.539		0.136
役 員 賞 与	0.099	0.329	2.175	**	0.039

obs : 33 R² = 0.519 F-statistic = 3.849***

*10%, **5%, ***1%で棄却

$$Y_N = 129.515 + 0.003 x_{1N} + 0.248 x_{2N} + 0.000 x_{3N} - 1.242 x_{4N} - 0.300 x_{5N} + 1.098 x_{6N} + 0.099 x_{7N}$$

標準化係数を観ると、大きく寄与した変数の順に資本金額・役員賞与・持株比率となるが、この逆に在任年数・年齢・年商は寄与していないといえる。通常、役員賞与が報酬月額の数値になる事情を鑑みると、両者の相関はある程度予想することが可能であるが、この他にもどうやら代表権者の役員報酬は資本金にも依存して決定される傾向が観られる。なお代表権者の役員報酬が資本金額に依存して決定されることは、先行研究・櫻田 [2003b] においても指摘されており、そのときの符号は負であった。しかし本節の分析結果は当該先行研究の分析結果に反し、正の相関を有している。

また本節において求められた重回帰式のパラメーターの有意性を観る目的で、有意確率が10%未満の係数を拾い上げると資本金額・役員賞与となる。この2つの独立変数を用いて再び重回帰分析を走らせ、分析を精緻化することとしよう。その結果得られる重回帰式の係数は（表4-2）に表すとおりとなる。

(表4-2) 2変数に限定した場合の重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定数	91.529		5.148	***	0.000
資本金額	0.003	0.554	3.988	***	0.000
役員賞与	0.087	0.288	2.072	**	0.047

obs : 33 R² = 0.430 F-statistic = 11.317 ***

*10%, **5%, ***1%で棄却

$$Y_N = 91.529 + 0.003 X_{1N} + 0.087 X_{7N}$$

IV-2. 非代表非兼務役員 of 役員報酬

非代表非兼務役員 of 役員報酬が、いかなる要因に依存して決定されるかを明らかにするべく、代表権者における分析同様、7つの説明変数を用いて重回帰分析を行った。重回帰式の係数は(表5-1)に表すとおりであり、分析結果から非代表非兼務役員 of 報酬額に関する決定要因を説明した重回帰式は次のように導出された。

(表5-1) 非代表非兼務役員 of 役員報酬を推計する重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定数	51.346		1.436		0.158
資本金額	0.001	0.190	1.163		0.251
従業員数	0.359	0.439	2.251	**	0.030
年商	0.000	-0.201	-1.092		0.281
年齢	-0.815	-0.162	-1.179		0.245
在任年数	0.211	0.045	0.331		0.742
持株比率	1.263	0.235	1.894	*	0.065
役員賞与	0.277	0.611	4.447	***	0.000

obs : 50 R² = 0.469 F-statistic = 5.292 ***

*10%, **5%, ***1%で棄却

$$Y_N = 51.346 + 0.001 X_{1N} + 0.359 X_{2N} + 0.000 X_{3N} - 0.815 X_{4N} + 0.211 X_{5N} + 1.263 X_{6N} + 0.277 X_{7N}$$

標準化係数を観ると、大きく寄与した変数の順に役員賞与・従業員数・持株比率となるが、この逆に在任年数・年齢は寄与していないといえる。どうやら非代表非兼務役員 of 役員報酬は従業員数に依存して決定される傾向があ

るようである。他方、説明変数となる役員賞与の t 値が高いが、これは役員報酬月額の数値が役員賞与となることを考えると当然の結果である。両者の相関は前節の代表権者に関する分析や次節の使用人兼務役員における分析でも観察されている。

ところでバブル崩壊前のデータで分析を行った先行研究・櫻田 [2003b] の結果によれば、非代表非兼務役員の役員報酬は在任年数と役員賞与のそれぞれに弱い相関が認められる程度であった。しかしバブル崩壊後のデータを分析した本章の研究結果によれば、説明変数として有意であるのは従業員数と役員賞与であり、先行研究結果との一貫性を欠く。役員報酬と役員賞与との間に相関が認められるのはある程度当然であるとしても、非代表非兼務役員における報酬額の決定要因を特定することは困難である。

さて、7つの重回帰式のパラメーターのうち有意性の程度は(表5-1)で示すとおりであるが、同表から有意確率10%未満の係数を拾い上げると、従業員数・持株比率・役員賞与となる。この3つの独立変数を用いて再び重回帰分析を走らせ分析を精緻化する。その結果得られる重回帰式の係数は(表5-2)に表すとおりとなる。

(表5-2) 3変数に限定した場合の重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定 数	14.419		1.052		0.298
従業員数	0.349	0.425	3.732	***	0.001
持株比率	1.015	0.189	1.644		0.107
役員賞与	0.218	0.480	4.204	***	0.000

obs : 50 R2 = 0.408 F-statistic = 10.582 ***
 *10%, **5%, ***1%で棄却

$$Y_N = 14.419 + 0.349 x_{2N} + 1.015 x_{6N} + 0.218 x_{7N}$$

IV-3. 使用人兼務役員の役員報酬

使用人兼務役員の役員報酬が、いかなる要因に依存して決定されるのかを明らかにすべく、前節までに用いてきた7つの説明変数に従業員賞与を加えた合計8つの説明変数によって重回帰分析を行った。重回帰式の係数は(表

6-1) に表すとおりであり、分析結果から使用人兼務役員の役員報酬額の決定要因を説明した重回帰式は次のように導出された。

(表6-1) 使用人兼務役員の役員報酬を推計する重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定数	36.871		3.007		0.004
資本金額	0.001	0.401	4.021	***	0.000
従業員数	0.051	0.151	1.445		0.153
年商	0.000	0.198	2.106	**	0.039
年齢	-0.096	-0.035	-0.418		0.677
在任年数	0.142	0.050	0.637		0.526
持株比率	1.455	0.288	3.350	***	0.001
役員賞与	0.074	0.233	2.526	**	0.014
従業員賞与	0.022	0.106	1.219		0.227

obs : 82 R² = 0.574 F-statistic = 12.297 ***

*10%, **5%, ***1%で棄却

$$Y_N = 36.871 + 0.001 x_{1N} + 0.051 x_{2N} + 0.000 x_{3N} - 0.096 x_{4N} + 0.142 x_{5N} + 1.455 x_{6N} + 0.074 x_{7N} + 0.022 x_{8N}$$

標準化係数を観ると、大きく寄与した変数の順に資本金額・持株比率・役員賞与・年商となる。この逆に年齢・在任年数・従業員賞与は寄与していないといえる。先行研究によると在任年数に依拠して使用人兼務役員の報酬額が決定されるとの結論に達したが、今回の分析結果では在任年数の影響は認められない。この他、先行研究・櫻田 [2003b] の研究成果と著しく異なる点は、新たに資本金額・年商のそれぞれが使用人兼務役員の報酬額の決定要因として有意に導出されているということである。

さて、本節において求められた重回帰式のパラメーターの有意性を観るために、有意確率が10%未満の係数を拾い上げると、資本金額・持株比率・役員賞与・年商となる。この4つの独立変数を用いて再び重回帰分析を走らせ、分析を精緻化することとしよう。その結果得られる重回帰式の係数は(表6-2) に表すとおりである。

(表6-2) 4変数に限定した場合の重回帰式の係数

	非標準化係数	標準化係数	t-statistic	有意水準	有意確率
定数	38.715		12.704	***	0.000
資本金額	0.001	0.432	5.064	***	0.000
年商	0.000	0.264	3.034	***	0.003
持株比率	1.504	0.298	3.668	***	0.000
役員賞与	0.064	0.200	2.320		0.023

obs : 82 R² = 0.547 F-statistic = 23.230 ***

* 10%, ** 5%, *** 1%で棄却

$$Y_N = 38.715 + 0.001 x_{1N} + 0.000 x_{3N} + 1.504 x_{6N} + 0.064 x_{7N}$$

V. 本研究を振り返って

これまで中小閉鎖法人における役員報酬の決定要因を明らかにするためには、agency理論を介在させて説明することが困難であるとされていた。これは中小閉鎖法人では多くの場合、経営行動をモニタリングする株主・投資家が存在しないと盲目的に考えられてきたからである。そこで本稿ではこれらの中小法人における役員報酬がいかなる要因で決定されるのかについて、法人税法規定に依存するのではないかと疑った。結果としては令69の規定において確認されるように、役員報酬の損金算入規定が役員報酬を決定する際の指針として強い影響力を有しているとの実証結果を得た。中小閉鎖法人では役員報酬額決定の際、資本金額や年商などの法人の規模を表す数値にある程度依存して決定されるという傾向を否定できなかったのである。

本研究の分析視角は、法人課税理論における役員報酬規定が実際の支給水準にいかなる程度影響を与えるのか、という論点から試論を展開した。この意味で従来この分野で用いられてきたアプローチは公開大法人が観察対象であり、それらの法人の経営者行動を分析することに注力してきた。これに比し本研究では、中小閉鎖法人の役員報酬決定の際、法人税法規定がその適正額に関する指針を提供していることを実証した。

V-1. 本研究の貢献

本研究の独創的な点は、これまで研究の空白領域とされてきた中小閉鎖法人を観測対象とした点である。さらに役員報酬の決定要因を明らかにする上で役位別に分析を試み、議論を精緻化することに成功しており、加えて役員報酬の決定要因がバブル崩壊の前後という経済環境の変化によって、相違が生ずることについても言及した。

先行研究・櫻田 [2003b] において展開された役員給与の支給水準解明の分析結果から、役員給与は単に役員報酬の倍数値になるに過ぎない、という給与体系システムを裏打ちする実証結果を得た。これは(表7)が示すとおり、バブル崩壊の前後に関わらず支持された結論である。この他、使用人兼務役員の報酬についてはその決定要因として、中小閉鎖法人の役員持株比率や年齢等、これまで未知とされた独立変数の説明力にも注目している。

(表7) 役員報酬決定要因の有意性比較

	代表権者		非代表非兼務役員		使用人兼務役員	
	昭和63年	平成14年	昭和63年	平成14年	昭和63年	平成14年
定数			***		***	***
資本金額	**	**				***
従業員数				**		
年商	***					**
年齢						
在任年数			*		***	
持株比率	*			*	**	***
役員給与	***	**	*	***	***	**
従業員給与	—	—	—	—	***	

*10%, **5%, ***1%で棄却

さて、これまでの当該領域における研究結果は agency 理論的な分析視角に傾倒しすぎたために、ややもすると法人課税理論における会計規制の役割、そしてその影響力を度外視する向きがあった。しかし役員給与額の決定は agency 関係によって影響を受ける側面と、他方で法人課税理論によって影響を受ける側面があり、この二つの要素を注意深く区別して観察する必要があるといえる。本研究の結果は、大企業における役員報酬の支給水準を決定

付ける要因として、新たに法人課税理論による分析視角を付け加える可能性を示唆するものである。

V-2. 本研究の限界と残された問題

本研究においては、役員報酬と役員賞与の間に存在する有意な相関関係について、これを当然の帰結とした。しかし役員賞与といえ、厳密にはFRINGE BENEFITやストックオプションなどを包摂して検討されるべきであるが、本稿においてはこの点について考察の対象としなかった。この様に考えたのは、本研究において観察対象とした中小閉鎖会社についてはストックオプション制度が馴染まないと判断したからである。他方、株式公開大法人を観察対象としてより精緻な研究を欲するとすれば、ストックオプションを役員賞与の一部として捕捉した上で分析を展開する必要性が生じてくる。

FRINGE BENEFITについては法人が公開法人か閉鎖法人であるかを問わず、この点を考察の対象に包含することには一定の意義があると考えられる。FRINGE BENEFITを計量的に捕捉することで、今後、当該分野においてさらなる研究の精緻化が試みられるべきであろう。本研究においてはこの分野について特に言及しなかったが、今後、FRINGE BENEFITを含めた包括的役員賞与概念によって、新たな回帰モデルの構築が期待される。

[後記] 本稿は平成14年度山口大学経済学部学術振興基金研究助成による研究成果の一部である。謝してここに記す。

参考文献

- 泉田 [2003] : 泉田 成美稿「日本企業の統治構造・役員構成と、それらが役員報酬に与える影響についての実証分析」『研究年報経済学』Vol.64 No. 3 pp.95-130.
- 川島 [2002] : 川島 いづみ稿「中小会社向け会計基準策定の視点」『税理』Vol.45 No. 5 pp.3-7.
- 右山 [2002] : 右山 昌一郎稿「中小企業における計算書類の公開の意義と課題」『税理』Vol.45 No. 5 pp. 8-14.
- 前田 [1990] : 前田 庸稿「商法等の一部を改正する法律案要綱の概要 [上]」『商事法務』pp.4-9. 平成2年3月25日
- Naser [1993] : Naser K.H.M., *Creative Financial Accounting, Its nature and use*, Prentice Hall, 1993.
- Norusis [2000] : Norusis M.J. *Guide to data analysis*. Prentice Hall.
- 櫻田 [2003a] : 櫻田 譲稿「役員給与の実支給水準解明における研究上の問題点」『山口経済学雑誌』第51巻第1号 pp.53-78.
- 櫻田 [2003b] : 櫻田 譲稿「中小会社における役員報酬支給水準の決定要因について」『山口経済学雑誌』第51巻第2号 pp.115-139.