

連結決算中心主義への移行が配当と利益の関係に与えた影響

青木 康晴

1. はじめに

本稿では、企業が配当を決定する際に重視する利益が、連結決算中心主義への移行によって、どのように変化したかを検証する。わが国では2000年3月期より、有価証券報告書の記載順序に関して、連結財務諸表が個別財務諸表に優先するようになった。しかし、こうした連結決算中心主義に移行後も、配当（分配）可能額は依然として個別財務諸表に基づいて算定されている¹⁾。そして、その重要な構成要素となるのが、企業が毎期生み出す利益である。

ここで、投資家が連結財務諸表に基づいて意思決定を行っているとすれば、企業が支払う配当も、連結ベースで評価されている可能性がある。石川（2007）は、1984年から2002年までを分析期間として、資本市場が単体利益よりも連結利益と関連付けて配当を評価している、という証拠を提示している。石川（2007）の分析は連結決算中心主義に移行前の期間も含んでいるが、こうした傾向は、連結決算中心主義に移行後、より顕著になっていると予想される。だとすれば、それが企業の配当政策、すなわち単体と連結、どちらの利益に基づいて配当を決定するか、にも影響を及ぼす可能性は十分にある²⁾。

1) ただし、連結配当規制適用会社においては、連結財務諸表の数値が配当可能額に影響を及ぼすことがある。

2) 配当可能額の範囲内であれば、企業が連結利益に基づいた配当政策を探ることは可能である。花枝・芹田（2008）が2006年に実施したサーベイ調査では、

加賀谷(2004)や石川(2007)では、連結決算中心主義に移行後、連結利益に基づいて配当を支払う日本企業の存在が確認されている。しかし、日本企業全体の傾向として連結利益重視の配当政策が採られているのかについては、必ずしも明らかにされていない。また、佐々木・花枝(2010)は、本稿と同じく Lintner(1956)のモデルを用いた分析を実施しているが、連結決算中心主義に移行後、日本企業が連結利益に基づいて配当を決定するようになったという明確な証拠は得られていない。そこで本稿では、先行研究に比べて連結決算中心主義移行後の期間を長く分析期間に含めて、配当と利益の関係を分析する。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、分析に用いるリントナーモデルとサンプルについて説明する。第3節では、実証分析の結果を示す。第4節では、結論と今後の研究課題について述べる。

2. リサーチデザイン

(1) リントナーモデル

本稿では、Lintner(1956)が提唱した部分調整モデル(partial adjustment model)に基づいて、配当と利益の関係を分析する。Lintner(1956)によれば、企業*i*における当期の目標配当額($D_{i,t}^*$)は、当期の利益($E_{i,t}$)に目標配当性向(r_i)を掛けることによって求められる。

$$D_{i,t}^* = r_i E_{i,t} \quad (1)$$

ここで、企業は配当を保守的に決定するため、当期の目標配当額($D_{i,t}^*$)と前期の配当額($D_{i,t-1}$)の差額のすべてではなく、一部分だけ配当を変化させる。すなわち、

連結決算開示企業518社のうち、配当の決定にあたって個別財務諸表を重視するという企業は229社(44.2%)、連結財務諸表を重視するという企業は236社(45.6%)であった。

$$D_{i,t} - D_{i,t-1} = c_i (D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) \quad (2)$$

となり、 c_i は調整スピード (speed of adjustment) と呼ばれる。そして、当期の配当変化額 ($D_{i,t} - D_{i,t-1}$) を $\Delta D_{i,t}$ と表現し、(2) 式に (1) 式を代入すると、以下のようになる。

$$\Delta D_{i,t} = c_i r_i E_{i,t} - c_i D_{i,t-1} \quad (3)$$

このように、当期の配当変化額 ($\Delta D_{i,t}$) は、当期の利益 ($E_{i,t}$) と前期の配当額 ($D_{i,t-1}$) の関数として表現することができる。本稿では、(3) 式に基づいて以下の重回帰モデルを設定し、これをリントナーモデルと呼ぶことにする³⁾。

$$\Delta D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (4)$$

リントナーモデルを用いて配当行動を分析する方法は、大きく分けて二つある (Correia da Silva et al. 2004)。一つは、長期間の時系列データを用いて企業ごとにモデルを推定するという方法であり、もう一つは、クロスセクションデータを用いて推定する方法である。本稿では、両方のアプローチを用いて、日本企業が配当を決定する際、連結利益と単体利益のどちらを重視しているかを分析する。

通常、リントナーモデルを推定する際の利益 ($E_{i,t}$) には、純利益が用いられる。しかし、純利益は臨時的、偶発的な損益項目である特別利益と特別損失を加減した後の利益であるため、通常の企業活動による成果を表していない可能性がある。そこで本稿では、純利益に加え、本業の利益といわれる営業利益と、営業利益に金融活動による損益（営業外損益）を加減した経常利益を用いる。すなわち、連単それぞれの営業利益、同経常利益、

3) (4) 式において、配当の調整スピード (c_i) は $-\alpha_2$ によって、目標配当性向 (r_i) は $-\alpha_1/\alpha_2$ によって、それぞれ求められる。

同純利益という、計6種類の利益を用いてリントナーモデルを推定する。そして、推定から得られる（修正済み）決定係数が高い利益ほど、配当と密接に関連していると判断する⁴⁾。

（2）サンプルの抽出

本稿で使用するデータは日経 NEEDS-Financial QUEST より入手し、分析期間は1990年から2011年までとする。わが国では、1978年3月期から連結財務諸表の開示が義務付けられており、2000年3月期から、連結財務諸表を主、個別財務諸表を従とする、いわゆる連結決算中心主義に移行した。そこで本稿では、分析期間を1990年1月期から2000年2月期までの連結決算中心主義移行前（以下、移行前）と2000年3月期から2011年12月期までの連結決算中心主義移行後（以下、移行後）の二つに分けて分析を進める。

まず、わが国の株式市場に上場する一般事業会社（金融、証券、保険業を除く）のうち、同決算期に個別財務諸表と連結財務諸表を両方とも作成しており、決算月数が12カ月で、検証に必要な財務データがすべて入手可能なものの、として51,674サンプルが抽出された⁵⁾。このうち、 $D_{i,t}$ と $D_{i,t-l}$ がともに正、すなわち前期から2期連続で配当を実施している41,378サンプルを「有配サンプル」と名付け、クロスセクションおよびプールデータを用いてリントナーモデルを推定する。

一方、前述した51,674サンプルのうち、1990年から2011年までの22期分のデータが連続して入手可能な企業は688社あった。本稿では、このうち、15期以上にわたって配当を実施し、リントナーモデルの推定が可

4) 米国では、リントナーモデルの説明力が低下傾向にあるという実証結果が報告されている（Brav et al. 2005, Skinner 2008）。一方、日本においては、そうした顕著な説明力の低下は確認されていない（佐々木・花枝 2010）。

5) 本稿では、各変数の上下1%（配当額については上位1%のみ）を外れ値とみなし、それぞれ99パーセンタイル値、1パーセンタイル値で置換している。

能な 562 社を「上場維持サンプル」と呼ぶことにする。当該サンプルについては、企業ごとに時系列データを用いて推定し、562 社分の決定係数を平均した値に基づいて解釈を行う。

3. 実証結果

(1) 有配サンプルの分析結果

表 1 のパネル A には、有配サンプルを対象として、年次ごとにリントナー モデルをクロスセクションで推定して得られた修正済み決定係数が示されている。利益には、連単それぞれの営業利益、同経常利益、同純利益を用いている。これをみると、どの利益を用いた場合でも、年次ごとの決定係数に大きなバラつきがあることがわかる。たとえば、単体営業利益を用いた場合、最大値と最小値の差は 0.46 (最大値は 0.53、最小値は 0.07) であり、他の利益を用いた場合でも、両者の間に 0.4 から 0.5 近い差を確認することができる。こうした検証結果は、配当と利益の関係が、企業や年によって大きく異なることを示唆している。

表 1 のパネル B は、有配サンプルのデータをプールし、全期間 (連結決算中心主義への) 移行前、移行後のそれぞれの期間でリントナー モデルを推定して得られた決定係数を示している。Skinner (2008) に従い、One-way Clustering (clustered by firm) の手法を用いて OLS を推定している。また、パネル A と同様、利益には、連単それぞれの営業利益、同経常利益、同純利益を用いている。

全期間の分析結果から、次の二点を指摘することができる。一つは、リントナー モデルの決定係数は、単体利益を用いた場合よりも、連結利益を用いた場合の方が大きいということである。営業利益を用いた場合の決定係数は、単体で 0.20、連結で 0.29 であり、経常利益では単体で 0.26、連結で 0.33、そして純利益では単体で 0.28、連結で 0.33 である。ここから、本稿の分析期間においては、企業は単体利益よりも連結利益を重視して配

表1 有配サンプルを用いた
パネルA 決定係数の年次別推移

| 年 | サンプル数 | 推定 | |
|------|-------|--------|--------|
| | | 単体営業利益 | 単体経常利益 |
| 1990 | 980 | 0.53 | 0.54 |
| 1991 | 1,139 | 0.24 | 0.22 |
| 1992 | 1,215 | 0.11 | 0.15 |
| 1993 | 1,221 | 0.13 | 0.16 |
| 1994 | 1,235 | 0.07 | 0.14 |
| 1995 | 1,297 | 0.12 | 0.15 |
| 1996 | 1,590 | 0.25 | 0.32 |
| 1997 | 1,748 | 0.28 | 0.29 |
| 1998 | 1,805 | 0.19 | 0.24 |
| 1999 | 1,785 | 0.21 | 0.26 |
| 2000 | 1,879 | 0.16 | 0.19 |
| 2001 | 2,100 | 0.31 | 0.29 |
| 2002 | 2,078 | 0.14 | 0.21 |
| 2003 | 2,124 | 0.19 | 0.23 |
| 2004 | 2,264 | 0.25 | 0.29 |
| 2005 | 2,448 | 0.42 | 0.49 |
| 2006 | 2,540 | 0.47 | 0.53 |
| 2007 | 2,569 | 0.45 | 0.50 |
| 2008 | 2,523 | 0.35 | 0.43 |
| 2009 | 2,359 | 0.22 | 0.17 |
| 2010 | 2,242 | 0.27 | 0.22 |
| 2011 | 2,237 | 0.10 | 0.17 |
| 平均値 | | 0.25 | 0.28 |
| 中央値 | | 0.23 | 0.23 |
| 最大値 | | 0.53 | 0.54 |
| 最小値 | | 0.07 | 0.14 |

パネルB 連結決算中心主義移行前後の決定係数比較

| 期間 | サンプル数 | 推定 | |
|----------------------------|--------|--------|--------|
| | | 単体営業利益 | 単体経常利益 |
| 全期間： 1990年～2011年 | 41,378 | 0.20 | 0.26 |
| 移行前： 1990年 ～2000年2月期 | 14,126 | 0.19 | 0.23 |
| 移行後： 2000年3月期 ～2011年 | 27,252 | 0.24 | 0.29 |
| 決定係数の増減 | | 0.05 | 0.06 |

(注) 前期から2期連続で配当を実施しているサンプルのデータを用いて、リントナ変化額、 $E_{i,t}$ は当期の利益、 $D_{i,t-1}$ は前期の配当額である。 $E_{i,t}$ には、連単それぞれAは、年次ごとにクロスセクションで推定して得られた修正済み決定係数を示し法を用いて、全期間(連結決算中心主義への)移行前、移行後のそれぞれの期間

連結決算中心主義への移行が配当と利益の関係に与えた影響

リントナーモデルの推定結果

に用いた利益

| 単体純利益 | 連結営業利益 | 連結経常利益 | 連結純利益 |
|-------|--------|--------|-------|
| 0 .52 | 0 .54 | 0 .53 | 0 .54 |
| 0 .21 | 0 .26 | 0 .26 | 0 .25 |
| 0 .19 | 0 .13 | 0 .20 | 0 .21 |
| 0 .19 | 0 .14 | 0 .15 | 0 .13 |
| 0 .26 | 0 .11 | 0 .14 | 0 .14 |
| 0 .11 | 0 .11 | 0 .13 | 0 .11 |
| 0 .33 | 0 .24 | 0 .31 | 0 .27 |
| 0 .33 | 0 .29 | 0 .29 | 0 .28 |
| 0 .23 | 0 .15 | 0 .19 | 0 .18 |
| 0 .32 | 0 .24 | 0 .30 | 0 .22 |
| 0 .21 | 0 .17 | 0 .20 | 0 .24 |
| 0 .30 | 0 .31 | 0 .28 | 0 .31 |
| 0 .16 | 0 .16 | 0 .22 | 0 .20 |
| 0 .20 | 0 .21 | 0 .25 | 0 .21 |
| 0 .28 | 0 .29 | 0 .30 | 0 .28 |
| 0 .46 | 0 .53 | 0 .57 | 0 .58 |
| 0 .51 | 0 .55 | 0 .59 | 0 .59 |
| 0 .51 | 0 .54 | 0 .55 | 0 .58 |
| 0 .44 | 0 .44 | 0 .47 | 0 .48 |
| 0 .19 | 0 .16 | 0 .17 | 0 .17 |
| 0 .26 | 0 .22 | 0 .24 | 0 .25 |
| 0 .21 | 0 .36 | 0 .39 | 0 .40 |
| 0 .29 | 0 .28 | 0 .31 | 0 .30 |
| 0 .26 | 0 .24 | 0 .27 | 0 .25 |
| 0 .52 | 0 .55 | 0 .59 | 0 .59 |
| 0 .11 | 0 .11 | 0 .13 | 0 .11 |

に用いた利益

| 単体純利益 | 連結営業利益 | 連結経常利益 | 連結純利益 |
|-------|--------|--------|-------|
| 0 .28 | 0 .29 | 0 .33 | 0 .33 |
| 0 .26 | 0 .20 | 0 .24 | 0 .22 |
| 0 .30 | 0 .33 | 0 .36 | 0 .37 |
| 0 .04 | 0 .14 | 0 .13 | 0 .15 |

– モデル ($\Delta D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t-1} + u_{i,t}$) を推定している。 $\Delta D_{i,t}$ は当期の配当の営業利益、同経常利益、同純利益という、計 6 種類の利益を用いている。パネル A は、データをブール化し、One-way Clustering (clustered by firm) の手で推定して得られた決定係数を示している。

当を決定している可能性を指摘することができる。

もう一つは、リントナーモデルの決定係数は、連単に関わらず、営業利益を用いた場合よりも、経常利益や純利益を用いた場合の方が大きいということである。繰り返しになるが、単体利益を用いた場合の決定係数は、営業利益で0.20、経常利益で0.26、純利益で0.28となっている。一方、連結利益を用いた場合には、営業利益で0.29、経常利益と純利益で0.33である。ここから、企業は、本業だけでなく金融活動の成果も踏まえた利益に基づいて配当を決定していることが示唆される。

では、これらの発見事項は、連結決算中心主義への移行前後でどのように変化する、あるいは変化しないのか。表1のパネルBに示された、移行前と移行後の決定係数を比較する。まず、連単の決定係数を比較すると、すべての種類の利益（営業利益、経常利益、純利益）において、移行後に連結利益重視の傾向が強まっていることがわかる。営業利益については、移行前は単体で0.19、連結で0.20に対し、移行後は単体で0.24、連結で0.33と両者の差が拡大している。経常利益についても、移行前は単体で0.23、連結で0.24、移行後は単体で0.29、連結で0.36と、営業利益を用いた場合とほぼ同様の結果が得られている。純利益については、移行前は単体で0.26、連結で0.22と、単体利益を用いた場合の方が決定係数が高い。しかし、移行後には単体で0.30、連結で0.37と逆転している。以上から、とりわけ純利益において、連結決算中心主義に移行後、単体利益よりも連結利益を重視して配当を決定する傾向が強くなっていることが示唆される。表1のパネルBの最下段には、移行前後の決定係数の変化量が示されている。これを見ると、連単ともに決定係数は上昇しており、単体利益よりも連結利益において上昇幅が大きいことがわかる。

つづいて、三つの利益（営業利益、経常利益、純利益）間の決定係数を比較する。表1のパネルBから、移行前後、および連単を問わず、営業利益を用いた場合よりも、経常利益や純利益を用いた場合の方がリントナーモ

連結決算中心主義への移行が配当と利益の関係に与えた影響

デルの決定係数が高いことがわかる。繰り返しになるが、単体利益を用いた場合の決定係数は、移行前では営業利益で0.19、経常利益で0.23、純利益で0.26であり、移行後では営業利益で0.24、経常利益で0.29、純利益で0.30である。一方、連結利益を用いた場合には、移行前では営業利益で0.20、経常利益で0.24、純利益で0.22であり、移行後では営業利益で0.33、経常利益で0.36、純利益で0.37である。こうした傾向は、表1のパネルAや、パネルBにおける全期間の分析で得られた結果とも整合的である。

(2) 上場維持サンプルの分析結果

有配サンプルを用いた分析の問題点は、サンプルに含まれる企業が年次ごとに一部異なるということである。したがって、配当決定において連結利益重視の傾向が強まっているという前項の分析結果は、必ずしも連結決算中心主義への移行によるものではなく、2000年以降のサンプルに含まれる企業がそれ以前と大きく異なるためかも知れない。そこで本稿では、分析期間（1990年～2011年）のうち15期以上にわたって配当を実施し、かつ時系列でリントナーモデルの推定が可能な上場維持サンプル（562社）のみを分析することによって、有配サンプルの分析で得られた発見事項の頑健性をテストする。

表2は、上場維持サンプルを対象として、リントナーモデルを時系列で推定した結果である。パネルAは連単それぞれの営業利益、パネルBは同経常利益、パネルCは同純利益を用いて、企業ごとに期間を（連結決算中心主義への）移行前と移行後に分けて推定し、562社分の修正済み決定係数の平均値と、それをt検定によって移行前後および連単で比較した結果が示されている。

まず、パネルAをみると、単体営業利益を用いた場合、移行前は0.42であった決定係数が移行後には0.37まで低下しており、その差は1%水

表2 上場維持サンプルを用いたリントナーモデルの推定結果

パネルA：営業利益を用いた場合の決定係数

| | 推定に用いた利益 | | 差の p 値(連単比較) |
|------------------------|----------|--------|--------------|
| | 単体営業利益 | 連結営業利益 | |
| 移行前： 1990年～2000年2月期 | 0.42 | 0.42 | 0.74 |
| 移行後： 2000年3月期～2011年 | 0.37 | 0.44 | <0.01*** |
| 差の p 値(期間比較) | <0.01*** | 0.35 | |

パネルB：経常利益を用いた場合の決定係数

| | 推定に用いた利益 | | 差の p 値(連単比較) |
|------------------------|----------|--------|--------------|
| | 単体経常利益 | 連結経常利益 | |
| 移行前： 1990年～2000年2月期 | 0.44 | 0.43 | 0.01** |
| 移行後： 2000年3月期～2011年 | 0.40 | 0.45 | <0.01*** |
| 差の p 値(期間比較) | 0.01** | 0.17 | |

パネルC：純利益を用いた場合の決定係数

| | 推定に用いた利益 | | 差の p 値(連単比較) |
|------------------------|----------|-------|--------------|
| | 単体純利益 | 連結純利益 | |
| 移行前： 1990年～2000年2月期 | 0.45 | 0.42 | <0.01*** |
| 移行後： 2000年3月期～2011年 | 0.40 | 0.44 | <0.01*** |
| 差の p 値(期間比較) | 0.01** | 0.12 | |

連結決算中心主義への移行が配当と利益の関係に与えた影響

パネル D：利益間の決定係数の差の p 値

| | 移行前： | | 移行後： | |
|-------------|----------------|------|----------------|-----------|
| | 1990年～2000年2月期 | 連結利益 | 2000年3月期～2011年 | 連結利益 |
| | 単体利益 | 連結利益 | 単体利益 | 連結利益 |
| 営業利益 対 経常利益 | < 0.01*** | 0.40 | < 0.01*** | < 0.01*** |
| 営業利益 対 純利益 | < 0.01*** | 0.62 | < 0.01*** | 0.39 |
| 経常利益 対 純利益 | 0.17 | 0.29 | 0.33 | 0.56 |

(注) 1990 年から 2011 年までの 22 期分のデータが連続して入手可能であり、かつ 15 期以上にわたって配当を実施している 562 社を対象として、企業ごとに時系列でリントナー モデル ($\Delta D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t-1} + u_{i,t}$) を推定している。 $\Delta D_{i,t}$ は当期の配当変化額、 $E_{i,t}$ は当期の利益、 $D_{i,t-1}$ は前期の配当額である。パネル A は連単それぞれの営業利益、パネル B は同経常利益、パネル C は同純利益を用いて、企業ごとに期間を(連結決算中心主義への)移行前と移行後に分けて推定し、562 社分の修正済み決定係数の平均値と、それを t 検定によって移行前後および連単で比較した結果が示されている。パネル D には、パネル A からパネル C に示された修正済み決定係数の平均値が 3 つの利益(営業利益、経常利益、純利益)間で異なるかを、t 検定によって検証した結果が示されている。*** : 1% 水準で有意、** : 5% 水準で有意。

準で有意である。これは、有配サンプルの分析とは正反対の結果である。一方、連結営業利益を用いた場合、移行前の決定係数は 0.42 であったが、移行後は 0.44 まで上昇している。両者の差は統計的には有意ではないものの、有配サンプルの分析と整合的な結果が得られている。その結果、移行前には連単で決定係数の有意な差は確認されないものの、移行後には連結営業利益を用いた場合の方が単体営業利益を用いた場合よりも決定係数が 1% 水準で有意に高くなっている。

表 2 のパネル B には、同様の分析を経常利益を用いて行った結果が示されている。これをみると、単体経常利益を用いた場合、移行前は 0.44 であった決定係数が移行後には 0.40 まで低下しており、その差は 5% 水準で有意である。一方、連結経常利益を用いた場合、決定係数は移行前で 0.43、移行後で 0.45 と上昇しているが、両者の差は統計的に有意ではない。連単比較の結果をみると、決定係数の平均値の差は、移行前には 1% 水準で、移行後では 5% 水準でそれぞれ有意である。すなわち、移行前に

は連結利益よりも単体利益を用いた方がリントナーモデルの当てはまりは良かったが、移行後にはその関係が逆転している。

こうした連単の逆転は、純利益に関する分析結果でも確認することができる。表2のパネルCをみると、単体純利益を用いた場合、移行前は0.45であった決定係数が移行後には0.40まで低下しており、その差は5%水準で有意である。一方、連結純利益を用いた場合、決定係数は移行前で0.42、移行後で0.44と上昇しているが、両者の差は統計的に有意ではない。そして、連単比較の結果をみると、決定係数の平均値の差は、移行前、移行後ともに1%水準で有意である。

以上の分析結果を総合的に判断すると、上場維持サンプルに含まれる企業は、連結決算中心主義への移行前は主として単体利益に基づいて配当を決定していたものの、移行後は単体利益の重要性が低下し、連結利益をより重視する姿勢へと変化したと考えられる。これは、有配サンプルの分析で得られた証拠とも整合的である。

表2のパネルDには、パネルAからパネルCに示された決定係数の平均値が三つの利益（営業利益、経常利益、純利益）間で異なるかを、t検定によって検証した結果が示されている。繰り返しになるが、単体利益を用いた場合の決定係数は、営業利益で0.42、経常利益で0.44、純利益で0.45である。ここで、営業利益と経常利益の差、および営業利益と純利益の差は1%水準で有意であるが、経常利益と純利益の差は統計的に有意ではない。こうした傾向は、移行後においても同様である。一方、連結利益を用いた場合、移行前の決定係数は、営業利益で0.42、経常利益で0.43、純利益で0.42である。しかし、いずれの利益間の差も統計的に有意ではない。移行後においては、営業利益と経常利益の差は1%水準で有意であるが、それ以外の差は統計的に有意ではない。

有配サンプルの分析では、連単に関わらず、営業利益を用いた場合よりも、経常利益や純利益を用いた場合の方が決定係数が大きいという結果が

連結決算中心主義への移行が配当と利益の関係に与えた影響

得られた。上場維持サンプルの分析においては、単体利益に関しては同様の結果が得られたものの、連結利益については、一貫した結果は得られなかつた。したがつて、本稿の分析結果から、営業利益、経常利益、純利益のうち、配当と最も密接に関連するのはどの利益ということに関して、明確な結論を述べることはできない。

4. 結論と今後の展望

本稿では、1990年から2011年までの日本企業のデータを用いて、連結決算中心主義への移行が配当と利益の関係に与えた影響について実証的に検証した。分析はLintner(1956)のモデルに基づいており、前期から2期連続で配当を実施しているサンプルのクロスセクションおよびプールデータを用いた推定と、分析期間にわたつて上場を維持しているサンプルの時系列データを用いた推定、の両方を実施した。

分析の結果、連結決算中心主義への移行後、単体利益の相対的重要性が低下し、連結利益の方がより配当と密接に関連している、という証拠が得られた。これは、投資家が連結財務諸表を用いて意思決定を行つてゐる以上、配当(分配)可能額が個別財務諸表に基づいて算定されていたとしても、企業は可能な範囲内で連結利益に基づいて配当を決定していることを示唆している。つまり、連結決算中心主義への移行は、日本企業の配当政策に少なからぬ影響を与えたと考えられる。

こうした発見事項は、あくまでも日本企業全体の傾向に関するものである。しかし、本稿で用いたサンプルの中には、連結決算中心主義への移行前から連結利益に基づいて配当を決定していた企業もあれば、移行後も引き続き単体利益を重視した配当政策を探つてゐる企業も存在すると考えられる。そのような企業はどのくらいの割合で存在し、またどのような特徴を有しているのだろうか⁶⁾。今後の研究を通じて明らかにする必要がある

6) 花枝・芹田(2008)のサーベイ調査では、配当の決定にあたつて連結財務諸

だろう。

参考文献

- Brav, A., J. Graham, C. Harvey, and R. Michaely (2005), "Payout policy in the 21st century." *Journal of Financial Economics*, 77 (3), 483-527.
- Correia Da Silva, L., M. Goergen, and L. Renneboog (2004), *Dividend Policy and Corporate Governance*, Oxford University Press.
- Lintner, J. (1956), "Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes," *American Economic Review*, 46 (2), 97-113.
- Skinner, D. J. (2008) "The evolving relation between earnings, dividends, and stock repurchases." *Journal of Financial Economics*. 87 (3). 582-609.
- 石川博行 (2007),『配当政策の実証分析』中央経済社。
- 加賀谷哲之 (2004),「連結決算中心主義と配当政策」『企業会計』第56巻第4号, 593 - 601 頁。
- 佐々木寿記・花枝英樹 (2010),「わが国企業の配当行動のマクロ分析」『経営財務研究』第29巻第1 - 2号, 2 - 31 頁。
- 花枝英樹・芹田敏夫 (2008),「日本企業の配当政策・自社株買い - サーベイ・データによる検証」『現代ファイナンス』第24巻, 129 - 160 頁。

付記

本稿は、平成24年度成城大学特別研究助成による研究成果の一部である。

表を重視すると回答した企業は、個別財務諸表を重視すると回答した企業に比べて、売上高連単倍率が高く、連結子会社数が多く、企業規模が大きいという証拠が提示されている。