

세무와회계저널

제11권 제4호 2010년 12월 pp.305~322

한국세무학회

경영자교체와 소유구조가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향*

오웅락** · 이용규*** · 공경태****

<요 약>

본 연구는 2005년부터 2009년까지 유가증권시장에 상장되어 있는 기업을 연구대상으로, 경영자 교체와 소유구조가 회계정보의 주가관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다.

본 연구의 구체적인 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 최고경영자가 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성은 최고경영자가 교체되지 않은 기업보다 낮은 것으로 나타나, 경영자가 교체될 때 나타날 수 있는 이익조정유인이 주식시장에 부정적인 영향을 준 것으로 판단된다. 둘째, 소유경영자 체제 기업의 회계정보의 주가관련성은 전문경영자 체제 기업과 차이가 없는 것으로 나타나, 이해일치가설이나 이익침해가설 모두 확인할 수 없었다. 셋째, 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성은 전문경영자로 교체된 기업보다 높은 것으로 나타났는데, 이는 소유경영자의 이익조정유인이 전문경영자보다 작기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 경영자교체와 소유구조가 회계정보의 가치관련성에 영향을 미칠 수 있는 요소가 될 수 있음을 보였다는데 의의가 있다.

<주제어> 경영자교체, 소유구조, 소유경영자, 전문경영자, 가치관련성

* 이 논문은 세 번째 저자의 학위논문을 대폭 수정한 것입니다.

** 숭실대학교 경영학부 조교수, oor@ssu.ac.kr, 02-820-0588, 교신저자

*** 숭실대학교 경영학부 부교수, yklee@ssu.ac.kr, 02-828-7250, 공저자

**** 숭실대학교 대학원 회계학과 석사과정, 공저자

I. 서 론

경영자 교체는 이미 많은 선행연구들을 통해서 이익조정的重要한 요인임을 제시하고 있다. Strong and Meyer(1987)와 같은 초기의 연구에서는 자산 상각을 통해서 경영자의 교체시기에 이익조정이 이루어짐을 간접적으로 보여주었으며, 이후 정규언(1992), Pourciau(1993), 이아영·전성빈·박상수(2007) 등을 통해서 경영자 교체시기에 신임경영자는 미래 경영성과의 기준을 낮추기 위해 교체 연도의 이익을 낮춰 보고하려는 유인이 강함을 보여줌으로써, 'big bath'의 주요 원인이 경영자 교체임을 입증하고 있다.

이러한 경영자 교체와 더불어 이익조정的重要원인으로 지목되는 것은 소유구조이다. 기업의 소유구조와 관련된 연구는 이해일치가설과 이익침해가설로 양분될 수 있다. 이해일치가설(The Convergence of Interest Hypothesis)은 경영자 지분이 증가할수록 주주와 경영자의 이해관계가 일치하기 때문에 대리인 비용의 감소로 기업가치가 증가한다는 것이고(Jensen and Meckling, 1976 ; Zajac and Westphal, 1994 ; 최성규·김경민, 2001), 이익침해가설(The Entrenchment Hypothesis)은 기업의 경영자 지분이 증가할수록 자신의 사적이익을 극대화하기 위하여 외부소액주주들에 대한 이익을 침해함으로써 이해관계자들의 갈등과 대리인 비용이 증가하여 기업가치가 감소한다는 것이다(Fama and Jensen, 1983 ; La Porta et al., 1999 ; 박종일, 2003).

이와 같은 경영자 교체와 소유구조의 차이는 이익조정의 중요한 원인이라는데 이견은 없으나, 이러한 원인이 회계정보의 유용성에 어떠한 영향을 미치는지를 검증한 연구는 미약하다. 유사한 연구로는 경영자 교체와 경영성과의 관련성을 검증한 신현한·장진호(2003, 2005)의 연구와 경영자지분율과 회계정보의 가치관련성을 검증한 김종대·조문기(2007)의 연구가 있다.

따라서 본 연구는 경영자 교체와 소유구조의 차이가 회계정보의 유용성에 미치는 영향을 검증하고자 한다. 회계정보의 유용성을 검증하기 위해서 Ohlson(1995)모형을 사용하여, 경영자 교체 및 소유구조의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증하고자 한다. 본 연구에서 검증하고자 하는 세부적인 내용은 다음과 같다.

첫째, 경영자 교체연도에 'big bath' 등의 이익조정이 나타나므로, 최고경영자를 교체한 기업의 회계정보의 주가관련성은 교체하지 않은 기업보다 낮을 것으로 예상하고 이를 검증할 것이다. 둘째, 소유구조가 집중된 소유경영자 체제와 소유와 경영이 분리된 전문경영자 체제의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성은 다를 것으로 예상하고 이를 입증할 것이다. 셋째, 경영자가 교체될 때 교체되는 신임경영자가 소유경영자라면 전문경영자와 비교하여 이익조정에 대한 동기 부여는 약화될 것이고, 이에 따라서 회계정보의 주가관련성에 차이가 발생할 것으로 예상하고 이를 증명할 것이다.

본 연구는 경영자 교체와 소유구조의 차이가 이익조정의 주요 요인임을 확인했던 기존 연구들을 회계정보의 유용성까지 확대하여, 경영자 교체와 소유구조의 차이가 회계정보의 주가관련

성에 어떠한 영향을 미치는지를 검증한 연구라는 측면에서 의의가 있다.

II. 선행연구 검토

다음은 경영자교체 및 소유구조의 차이와 이익조정의 관련성을 검증한 연구들이다.

Strong and Meyer(1987)는 경영자 교체시기에 자산 상각이 많이 이루어지고, 특히 교체된 신입경영자가 외부에서 영입되었을 때 더 많은 자산 상각이 이루어짐을 보여주고 있으며 Francis et al.(1996)도 경영자 교체시기에 재량적 조정이 가능한 자산의 상각이 많이 발생하며, 자산 상각이 대체로 음(-)의 초과수익률을 나타냄을 보여주고 있다. 이들 두 연구에 의하면 경영자 교체가 자산 상각의 중요한 결정요인임을 알 수 있다.

정규언(1992)은 경영자가 교체되는 연도에 이익을 이연시키려는 조정이 나타나는지 검증하였고, 분석결과 경영자가 교체된 연도의 비기대이익 및 발생액 등이 교체되지 않는 연도보다 감소하는 것으로 나타났다. 또한 경영자가 회계기간 초에 교체된 경우보다 중간에 교체된 경우에 이익과 발생액의 감소가 더욱 크게 나타남을 보여주었다. Pourciau(1993)는 최고경영자 교체에 따른 이익조정을 정상적인 경우와 비정상적인 경우로 구분하여 분석하였고, 비정상적으로 최고경영자가 교체될 때 신입경영자는 더 많은 경영성과를 보여주기 위해 정상적인 교체보다 더 많은 이익조정을 함을 보여주었다. 이아영·전성빈·박상수(2007)는 최고경영자가 교체된 기업을 연구대상으로 하여 최고경영자 교체연도에 나타나는 'big bath'가 나타나는지를 검증하였다. 분석결과 최고경영자 교체연도에 대한 더미변수와 재량적 발생액은 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타나, 신입경영자가 교체연도에 이익을 감소시키는 이익조정을 하고 있음을 보여주었다. 이러한 연구들을 통해서 경영자가 교체되는 기업의 신입경영자는 교체연도에 보고이익을 낮춰 보고하려는 유인이 있음을 알 수 있다.

Jensen and Meckling(1976)과 Zajac and Westphal(1994)은 경영자 지분이 증가할수록 대리인 비용이 감소하고 경영자와 주주의 이해가 일치됨으로써 기업가치가 증가하는 것으로 보고하였고, 최성규·김경민(2001)은 소유와 경영의 분리정도가 심화될수록 경영자의 기회주의적 이익조정이 더 심화되어 회계정보의 유용성이 낮아짐을 보여줌으로써, 이해일치가설을 지지하고 있다.

Fama and Jensen(1983)은 경영자는 자신의 지분이 증가할수록 주주의 압력으로부터 자유롭게 되어 자신의 사적 이익을 증가시키기 위해 노력함을 보여주었다. La Porta et al.(1999)은 많은 국가들이 소유와 경영이 분리되지 않는 경우가 많았고, 기업의 소유지분이 집중될수록 자신의 사적 이익을 극대화하기 위해 경영자와 지배주주는 외부소액주주들의 이익을 침해함을 보여주었다. 박종일(2003)은 최대주주지분율과 재량적발생의 절대값은 음(-)의 관련성을 보이거나 최대주주 지분율이 높은 기업일수록 경영자가 이익을 상향조정할 유인이 높음을 보여줌으로써, 재량

적발생의 방향성을 고려할 경우 이해침해가설이 지지됨을 입증하였다.

다음 연구들은 경영자교체 및 소유구조의 차이에 따라 경영성과 및 가치관련성에 차이가 있는지를 검증하였다.

신현한·장진호(2003)는 최고경영자 교체기업의 경영성과가 비교기업보다 더 향상된 것으로 분석하였는데, 이는 전임 최고경영자의 경영성과가 좋지 않은 것에 기인하였다. 또한 저성과 기업에서 신임경영자의 소유경영자 여부는 교체 후 경영성과의 변화와 관련성이 없는 것으로 분석하고 있다. 신현한·장진호(2005)는 경영성과가 경영자 교체에 미치는 영향을 검증하였고, 분석결과 당기손실 및 연속손실이 발생하는 기업일수록 경영자 교체 확률이 높고 손실이 발생할 경우에 소유경영자보다 전문경영자의 교체확률이 더 높은 것으로 보고하였다. 박정식·배정현(2007)은 최대주주 및 특수관계인의 지분율과 기업가치(토빈 Q)는 비선형관계가 있으며, 지분율이 10%이하일 때는 양(+)의 관계가 성립하고 10%부터 30%까지는 음(-)의 관계가 성립함을 입증하였다. 김종대·조문기(2007)는 경영자지분율과 회계정보의 가치관련성을 검증한 결과 구간별로 관련성에 차이가 있는 것으로 분석되었다. 구체적으로 지분율이 10%~24%일 때 회계정보의 주가설명력이 가장 높은 것으로 조사되었으나, 재벌그룹에 있어서는 구간별 회계정보의 가치관련성에 차이가 없음을 보여주었다.

이러한 선행연구들은 경영자교체 및 소유구조의 차이에 따라 이익조정 및 경영성과에 차이가 있음을 보여주었다는데 의의가 있으나, 이 두 가지 요인이 복합적으로 어떠한 영향을 미치는지는 검증하지 않았다. 따라서 본 연구는 경영자교체 및 소유구조의 차이가 복합적으로 작용하여 회계정보의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하였다는 측면에서 기존 연구와 차별화 된다.

III. 연구설계 및 표본선정

1. 연구가설

첫째, Pourciau(1993)와 이아영·전성빈·박상수(2007) 등에 의하면 신임경영자는 자신의 재임기간 동안 경영성과를 개선하기 위해서 최고경영자가 교체되는 연도에 'big bath'를 하려는 유인이 존재함을 보여주었다. 이와 반대로 교체연도부터 성과평가에 대한 압력이 큰 기업이라면, 신임경영자가 교체연도에 이익을 증가시키려는 유인도 존재할 수 있다. 어떤 경우이든 최고경영자가 교체되는 연도의 회계정보의 신뢰성이 신임경영자의 이익조정으로 낮아질 수 있음을 보여주며, 이는 경영자가 교체되는 기업의 회계정보의 주가관련성은 다른 기업보다 낮아질 수 있음을 시사한다.

따라서 본 연구는 이를 근거로 최고경영자가 교체되는 기업의 회계정보의 주가관련성이 이익 조정으로 인하여 다른 기업과 차이가 있을 수 있음을 입증하고자, 다음과 같은 연구가설 I 을 설정하였다.

연구가설 I : 최고경영자가 교체되는 기업과 그렇지 않은 기업 간의 회계정보의 주가관련성은 차이가 있다.

둘째, 기업의 소유구조의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 알아보하고자 한다. 이해일치가설은 경영자의 지분이 증가할수록 주주와 경영자의 이해관계가 일치하여 기업 가치가 증가한다는 것이므로, 소유경영자 체제에서는 경영자와 외부소액주주의 이익을 함께 증가시키기 위해서 경영자는 회계정보의 유용성이 극대화되도록 노력할 것이다. 따라서 소유경영자 체제일수록 회계정보의 유용성은 증가할 것으로 예측된다.

반대로 이익침해가설은 경영자의 지분이 증가할수록 자신의 사적이익을 증가시키고자 외부소액주주들에 대한 이익을 침해함으로써 기업가치가 감소한다는 것이므로, 소유경영자 체제에서는 경영자의 사적이익의 극대화를 위해 회계정보의 유용성은 제한될 것이다. 따라서 소유경영자 체제일수록 회계정보의 유용성은 감소할 것으로 예측된다.

따라서 본 연구는 이러한 상반된 주장이 회계정보의 주가관련성에 어떠한 영향을 미치는지 검증하고자, 다음과 같은 연구가설 II 를 설정하였다.

연구가설 II : 소유경영자 체제와 전문경영자 체제간의 회계정보의 주가관련성은 차이가 있다.

셋째, 교체되는 최고경영자가 소유경영자라면 미래 또는 당기의 경영성과를 높이기 위한 이익조정의 유인이 전문경영자보다 약할 것이다. 따라서 본 연구에서는 교체되는 최고경영자가 소유경영자일 경우와 전문경영자일 경우의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성은 차이가 있을 것으로 예상하고, 다음과 같은 연구가설 III 을 설정하였다.

연구가설 III : 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업과 전문경영자로 교체된 기업 간의 회계정보의 주가관련성은 차이가 있다.

2. 모형의 설정 및 변수정의

첫째, 연구가설 I 즉, 최고경영자가 교체되는 기업과 그렇지 않은 기업 간의 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증하기 위해서 모형 I 을 설정한다.

모형 I : 최고경영자가 교체 여부에 따른 주가관련성 차이

$$MV_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t \cdot N_t + \beta_3 BV_t + \beta_4 X_t \cdot C_t + \beta_5 BV_t \cdot C_t + \beta_6 N_t + \beta_7 C_t + \sum_{t=2006}^{2009} \omega_t + \epsilon_t$$

MV_t : t+1년의 3월말 주가

X_t : t년의 주당순손익

BV_t : t년의 주당순자산

N_t : t년에 당기순손실 발생 기업이면 1이고, 아니면 0

C_t : t년에 최고경영자가 교체되면 1이고, 아니면 0

$\sum_{t=2006}^{2009} \omega_t$: t년도이면 ω_t 는 1이고, 아니면 0

ϵ_t : 오차항

모형 I에서 최고경영자가 교체되는 기업¹⁾의 회계정보의 주가관련성이 최고경영자가 교체되지 않는 기업보다 더 낮다면, 최고경영자 교체여부에 대한 더미변수와 회계정보의 상호작용항인 β_4 와 β_5 는 유의한 음(-)의 값을 나타낼 것이다. 즉 주당순손익과 주당순자산이 동일할지라도 교체된 신입경영자는 ‘big bath’를 하려는 유인이 강하거나 또는 당기 이익을 높이려는 이익조정을 함으로써, 회계정보의 신뢰성은 하락하여 주가에 미치는 영향력은 낮아지게 된다.

둘째, 연구가설 II 즉, 소유경영자 체제와 전문경영자 체제간의 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증하기 위해서 모형 II를 설정한다.

모형 II : 소유구조의 차이에 따른 주가관련성 차이

$$MV_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t \cdot N_t + \beta_3 BV_t + \beta_4 X_t \cdot M_t + \beta_5 BV_t \cdot M_t + \beta_6 N_t + \beta_7 M_t + \sum_{t=2006}^{2009} \omega_t + \epsilon_t$$

MV_t : t+1년의 3월말 주가

X_t : t년의 주당순손익

BV_t : t년의 주당순자산

N_t : t년에 당기순손실 발생 기업이면 1이고, 아니면 0

M_t : t년에 소유경영자 체제라면 1이고, 전문경영자 체제라면 0

$\sum_{t=2006}^{2009} \omega_t$: t년도이면 ω_t 는 1이고, 아니면 0

ϵ_t : 오차항

모형 II에서 이익침해가설이 지지되어 소유경영자 체제²⁾의 회계정보의 주가관련성이 전문경

-
- 1) 금융감독원 전자공시시스템에서 ‘대표이사변경’으로 조회한 기업을 최고경영자 교체기업으로 정의하였다. 다만, 동일 기업이 동일 연도에 2번 이상 대표이사가 변경된 경우에는 최후에 변경된 것으로 정의하였고, 대표이사가 재선임 또는 복수대표 중 일부가 변경된 경우에는 제외하였다.
 - 2) 대표이사(상임)를 최고경영자로 정의하여 최고경영자와 최대주주가 일치하는 경우를 소유경영자 체제

영자 체제보다 더 낮다면, 소유경영자 체제 여부에 대한 더미변수와 회계정보의 상호작용항의 회귀계수인 β_4 와 β_5 는 유의한 음(-)의 값을 나타낼 것이다. 반대로 이해일치가설이 지지된다면 β_4 와 β_5 는 유의한 양(+)의 값을 나타낼 것이다.

셋째, 연구가설Ⅲ 즉, 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업과 전문경영자로 교체된 기업 간의 회계정보의 추가관련성에 차이가 있는지를 검증하기 위해서 모형Ⅲ를 설정한다.

모형Ⅲ : 교체되는 최고경영자의 소유구조의 차이에 따른 추가관련성 차이

$$MV_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t \cdot N_t + \beta_3 BV_t + \beta_4 X_t \cdot C_t + \beta_5 BV_t \cdot C_t + \beta_6 X_t \cdot C_t \cdot M_t + \beta_7 BV_t \cdot C_t \cdot M_t + \beta_8 N_t + \beta_9 C_t + \beta_{10} M_t + \sum_{t=2006}^{2009} \omega_t + \epsilon_t$$

MV_t : t+1년의 3월말 주가

X_t : t년의 주당순손익

BV_t : t년의 주당순자산

N_t : t년에 당기순손실 발생 기업이면 1이고, 아니면 0

C_t : t년에 최고경영자가 교체되면 1이고, 아니면 0

M_t : t년에 소유경영자 체제라면 1이고, 전문경영자 체제라면 0

$\sum_{t=2006}^{2009} \omega_t$: t년도이면 ω_t 는 1이고, 아니면 0

ϵ_t : 오차항

최고경영자 교체 여부와 소유경영자 체제 여부에 대한 더미변수를 곱한 상호작용항($X_t \cdot C_t \cdot M_t$, $BV_t \cdot C_t \cdot M_t$)을 독립변수로 추가함으로써, 최고경영자가 교체되었을 때 신임경영자가 소유경영자인 기업과 전문경영자인 기업 간의 회계정보의 추가관련성에 차이가 있는지를 검증하고자 한다. 여기서 β_4 와 β_5 는 모형 I 과 달리 최고경영자가 전문경영자로 교체된 기업과 그렇지 않은 기업 간의 회계정보의 추가관련성 차이를 보여주며, β_6 와 β_7 은 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업과 그렇지 않은 기업 간의 회계정보의 추가관련성 차이를 보여준다.

만약, 교체된 신임경영자가 소유경영자라면 전문경영자보다 성과평가에 대해 좀 더 자유롭기 때문에 ‘big bath’ 등의 이익조정을 하려는 유인이 감소할 것이므로, β_4 와 β_5 는 유의한 음(-)의 값을 보일 것으로 예상되는 반면에 β_6 와 β_7 은 유의한 음(-)의 값을 보이지 않을 것으로 예상된다.

3. 표본의 선정 및 구성

본 연구에서의 표본은 2009년 12월 31일 현재 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장되

로 정의하였고, 일치하지 않는 경우를 전문경영자 체제로 정의하였다. 여기서, 대표이사(상임)가 2명 이상인 경우에는 최고경영자를 높은 직급으로 정의하고, 직급도 같을 경우에는 지분율이 높은 자로 정의하였다.

어 있는 기업으로 2005년부터 2009년까지를 연구기간으로 하여, 다음의 조건을 충족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- ① 2009년 12월말 현재 상장되어 있는 12월말 결산법인
- ② 금융업에 속하지 않은 기업
- ③ 자본잠식이 아닌 기업
- ④ r-student의 절대값이 3미만인 표본

첫째, 12월 결산 기업만으로 표본을 한정한 것은 통상 12월말 결산법인이 다수를 차지하며 또한 결산 월이 다름으로써 올 수 있는 결과를 통제하기 위한 것이다. 둘째, 금융업에 속하는 기업을 표본에서 제외한 이유는 금융기관의 재무제표는 일반 제조기업과 많은 차이를 보이기 때문에 일반 제조기업과 금융기관을 비교하기가 어렵기 때문이다. 셋째, 자본잠식인 기업은 재무정보가 주가에 미치는 영향이 정상적인 경우와 상당한 차이를 보일 수 있기 때문에 표본에서 제외하였다. 넷째, 회귀분석에서 r-student의 절대값이 3미만인 표본을 극단치로 정의한다.

〈표 1〉 표본의 구성

(단위 : 기업/년)

구 분	표본크기	전체 표본크기
12월말 결산 상장 비금융업	2,868	2,797
자본잠식인 기업	(7)	
r-student의 절대값이 3이상인 표본	(64)	
최고경영자 교체기업	587	
최고경영자 비교체기업	2,210	
소유경영자 체제 기업	1,075	
전문경영자 체제 기업	1,722	

이러한 절차에 의해 2009년 12월말 현재 유가증권시장에 상장된 12월말 결산법인(금융업 제외)들 중에서 분석에 필요한 회계자료 등이 없는 기업을 제외한 2,868개 기업/년을 표본으로 산출하였다. 또한 이 중에서 자본잠식 상태인 기업 7개와 회귀분석시 이상점(out-lier)으로 관측된 64개의 표본을 제외한 2,797개 기업/년을 최종 분석대상 표본으로 선정하였다. 이렇게 산출된 표본 기업들 중에서 최고경영자 교체기업의 표본크기는 587개로, 최고경영자 비교체기업의 표본크기인 2,210개보다 58%P 적은 것으로 나타났다. 또한 소유경영자 체제 기업의 표본크기는 1,075개로, 전문경영자 체제 기업의 표본크기인 1,722개보다 25%P 적은 것으로 나타났다.

경영자 교체연도 및 소유구조의 차이는 금융감독원 전자공시시스템의 사업보고서 및 공시보

고서를 통해서 직접 산출하고, 이를 제외한 나머지 자료는 한국신용평가주의 Kis-Value에서 산출한다.

IV. 실증분석

본 장에서는 연구가설을 실증적으로 검증한다. <표 2>는 연구가설을 검증하기 이전에 주요변수에 대한 기술통계량을 검토하고 주요 그룹 간 차이분석을 실시하였다.

<표 2> 주요변수의 기술통계량 및 차이분석

(단위 : 원/주당)

변수 ^{주1}	구 분 ^{주2}		표본 크기	평 균	중위수	표준 편차	5%	95%	차이분석 ^{주3}		
	교체	경영자							순위	모수	비모수
MV_t	C=1	M=1	152	24,366	9,690	41,578	835	100,000	A	5.91***	24.49***
		M=0	435	26,369	10,300	48,489	475	115,500	A		
	C=0	M=1	923	19,267	6,800	37,241	848	72,300	B		
		M=0	1,287	28,520	10,900	61,484	602	102,000	A		
X_t	C=1	M=1	152	2,128	701	6,190	-4,312	15,494	A	0.69	5.28
		M=0	435	2,115	711	8,958	-3,207	11,053	A		
	C=0	M=1	923	1,757	648	4,141	-944	9,066	A		
		M=0	1,287	2,170	765	7,756	-2,226	11,680	A		
BV_t	C=1	M=1	152	32,126	15,414	48,124	947	103,418	A	0.87	5.50
		M=0	435	29,635	13,874	63,430	475	94,081	A		
	C=0	M=1	923	28,364	11,432	49,116	1,342	99,462	A		
		M=0	1,287	32,827	14,509	79,585	800	109,157	A		

주1) MV_t : t+1년의 3월말 주가, X_t : t년의 주당순손익, BV_t : t년의 주당순자산

주2) C=1 : 최고경영자 교체기업, C=0 : 최고경영자 비교체기업

M=1 : 소유경영자 체제, M=0 : 전문경영자 체제

주3) 순위 : Duncan Grouping(A>B>C의 순서로 유의한 차이 발생)

모수 : ANOVA의 F값, 비모수 : Kruskal-Wallis Test의 χ^2

***는 1%의 수준에서 유의적임(양측검정)

<표 2>에서 집단은 최고경영자 교체여부(교체 또는 비교체) 및 소유구조(소유경영자 체제 또는 전문경영자 체제)에 따라 4개로 구분한 것이다. 최고경영자가 교체되지 않고 소유경영자 체

제인 경우의 다음 연도 3월말 주가의 평균값은 19,267원/주당으로 다른 집단보다 유의하게 적은 것으로 Duncan Grouping 검증결과 나타났다. 반면에 회귀분석에서 독립변수로 사용되는 주당순손익과 주당순자산은 집단 간에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

<표 3>은 회귀분석을 실시하기 전에 주요변수들 간의 상관관계를 분석함으로써, 독립변수들 간의 다중공선성 문제를 사전적으로 검토하고자 한다.

<표 3>에서 회귀분석에서 종속변수로 사용될 주가는 독립변수로 사용될 주당순손익 및 주당순자산과 유의한 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으나, 더미변수로 사용될 최고경영자 교체여부 및 소유구조의 차이와는 유의하지 않거나 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 주요 독립변수인 주당순손익과 주당순자산의 피어슨 상관계수는 0.49이고 스피어만 상관계수는 0.65로 나타나므로, 다중공선성 문제가 발생할 만큼 높은 상관계수는 아니지만 회귀분석에서 이에 대한 검증은 병행될 것이다.

〈표 3〉 주요변수의 상관관계분석

pearson spearman	MV_t	X_t	BV_t	C_t	M_t
MV_t	1.00000	0.62704***	0.85156***	0.00942	-0.07519***
X_t	0.66841***	1.00000	0.49394***	0.00711	-0.02437
BV_t	0.81352***	0.65195***	1.00000	-0.00416	-0.02276
C_t	0.01818	-0.03507*	0.00429	1.00000	-0.13286***
M_t	-0.08125***	-0.00632	-0.02857	-0.13286***	1.00000

주1) pearson : 피어슨 상관계수(회색 부분), spearman : 스피어만 상관계수(흰색 부분)

***, *는 각각 1, 10%의 수준에서 유의적임(양측검정)

2) MV_t : t+1년의 3월말 주가, X_t : t년의 주당순손익, BV_t : t년의 주당순자산

C_t : t년에 최고경영자가 교체되면 1이고, 아니면 0

M_t : t년에 소유경영자 체제라면 1이고, 전문경영자 체제라면 0

<표 4>는 최고경영자 교체 여부에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증한 연구가설 I에 대한 실증분석 결과이다.

분석결과 최고경영자가 교체된 기업의 수정결정계수는 0.6958로 최고경영자가 교체되지 않는 기업의 수정결정계수인 0.8441보다 0.15정도 낮게 나타났다. 또한 최고경영자가 교체된 기업의 주당순이익(X_t) 및 주당순자산(BV_t)의 회귀계수는 2.47 및 0.32로 나타나, 비교체된 기업의 주당순이익과 주당순자산의 회귀계수인 4.26 및 0.42보다 낮게 나타났다. 이러한 두 집단 간의 주가관련성의 차이를 검증하기 위해서 주당순손익 및 주당순자산과 최고경영자 교체 여부에 대한 더미변수와와의 상호작용항($=X_t \cdot C_t, BV_t \cdot C_t$)을 추가하여 분석하였다. 여기서 상호작용항은 최고

경영자가 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성이 최고경영자가 교체되지 않는 기업의 회계정보의 주가관련성과 차이가 있는지를 보여준다.

〈표 4〉 최고경영자 교체 여부에 따른 주가관련성 차이

$$MV_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t \cdot N_t + \beta_3 BV_t + \beta_4 X_t \cdot C_t + \beta_5 BV_t \cdot C_t + \beta_6 N_t + \beta_7 C_t + \sum_{t=2006}^{2009} \omega_t + \epsilon_t$$

변 수 ^{주1}	최고경영자 교체여부에 따른 구분		전체분석					
	교체 (OLS)		비교체 (OLS)		OLS		TSCS ^{주3}	
	회귀계수	(t값) ^{주2}	회귀계수	(t값)	회귀계수	(t값)	회귀계수	(t값)
절 편	6030.00 (2.31) ^{**}		88.04 (0.08)		-233.56 (-0.23)		6221.08 (3.47) ^{***}	
X_t	2.47 (7.67) ^{***}		4.26 (35.79) ^{***}		4.09 (34.46) ^{***}		2.41 (22.70) ^{***}	
$X_t \cdot N_t$	-3.31 (-4.55) ^{***}		-5.07 (-19.48) ^{***}		-4.74 (-18.82) ^{***}		-2.44 (-12.73) ^{***}	
BV_t	0.32 (7.81) ^{***}		0.42 (40.71) ^{***}		0.43 (41.35) ^{***}		0.41 (25.79) ^{***}	
$X_t \cdot C_t$	—		—		-0.96 (-4.35) ^{***}		-0.91 (-5.62) ^{***}	
$BV_t \cdot C_t$	—		—		-0.17 (-5.80) ^{***}		-0.13 (-6.39) ^{***}	
N_t	-7313.11 (-2.64) ^{***}		583.217 (0.45)		-1807.49 (-1.54)		1516.72 (1.66) [*]	
C_t	—		—		7824.07 (6.58) ^{***}		5844.22 (7.04) ^{***}	
F값(m값)	168.57 ^{***}		1496.44 ^{***}		1135.41 ^{***}		(233.71) ^{***}	
$\overline{R}^2(R^2)$	0.6958		0.8441		0.8170		(0.4557)	
표본크기	587		2,210		2,797 ^{주4}			

주1) MV_t : t+1년의 3월말 주가, X_t : t년의 주당순손익, BV_t : t년의 주당순자산

N_t : t년에 당기순손실 발생 기업이면 1이고, 아니면 0

C_t : t년에 최고경영자가 교체되면 1이고, 아니면 0

$\sum_{t=2006}^{2009} \omega_t$: t년도이면 ω_t 는 1이고, 아니면 0으로 지문의 한계로 생략, ϵ_t : 오차항

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임(양측검정)

3) TSCS : 패널회귀분석으로 $\bar{R}^2$ 는 R^2 값이며, F값은 Hausman Test의 m값임³⁾

4) 횡단표본크기=588, 시계열길이=5

5) VIF값은 7미만⁴⁾

3) 본 연구에서는 two-way random effects model(RANTWO)을 사용하여 분석하였다.

4) 분산팽창계수(VIF)이외에 고유값(eigen value), 상태지수(condition number) 등을 통해 다중공선성 검정을 해보았으나 문제가 없는 것으로 나타났다. 이하 회귀분석에서도 동일하다.

<표 4>의 상호작용항에 대한 분석결과 연도더미변수를 포함한 OLS 회귀분석에서 두 개의 상호작용항 모두 1%의 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타냈고, 시계열 및 횡단면 효과를 통제 한 패널회귀분석인 TSCS(time series cross section) 회귀분석⁵⁾에서도 모두 1%의 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타냈다. 따라서 “최고경영자가 교체되는 기업과 그렇지 않은 기업 간의 회계정보의 주가관련성은 차이가 있다.”라는 연구가설 I 은 입증되었다. 즉 최고경영자가 교체되는 기업의 회계정보의 주가관련성이 최고경영자가 교체되지 않는 기업의 회계정보의 주가관련성보다 낮다고 해석할 수 있다.

최고경영자가 교체되는 연도에 'big bath' 등의 이익조정을 하려는 유인이 존재한다고 주장한 Pourciau(1993)와 이아영·전성빈·박상수(2007)의 연구결과와 <표 4>의 분석결과를 종합하면, 최고경영자가 교체되는 기업의 경우 이익조정 등으로 회계정보의 신뢰성은 교체되지 않는 기업보다 낮은 것으로 자본시장에서 평가하고 이로 인해 회계정보의 주가관련성도 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

<표 5>는 소유구조의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증한 연구가설 II에 대한 실증분석 결과이다.

<표 5>의 분석결과 소유경영자 체제 기업의 수정결정계수는 0.7114로 전문경영자 체제 기업의 수정결정계수인 0.8247보다 낮게 나타났으나, 소유경영자 체제 기업의 주당순이익 및 주당순자산의 회귀계수는 3.06 및 0.44로 전문경영자 체제 기업의 주당순이익과 주당순자산의 회귀계수인 3.35 및 0.43과 유사하게 나타났다. 이러한 두 집단 간의 주가관련성의 차이를 검증하기 위해서 주당순이익 및 주당순자산과 소유구조의 차이에 대한 더미변수와 상호작용항($=X_i \cdot M_i$, $BV_i \cdot M_i$)을 추가하여 분석하였다. 여기서 상호작용항은 소유경영자 체제 기업의 회계정보의 주가관련성이 전문경영자 체제 기업의 회계정보의 주가관련성과 차이가 있는지를 보여준다.

상호작용항에 대한 분석결과 연도더미변수를 포함한 OLS 회귀분석에서 두 개의 상호작용항 모두 유의하지 않은 값을 나타냈고, 시계열 및 횡단면 효과를 통제한 패널회귀분석인 TSCS 회귀분석에서는 주당순이익에 대한 상호작용항($X_i \cdot M_i$)만 5%의 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타냈다.

5) 패널자료(panel data)의 경우 이분산성과 자기상관의 문제가 발생하기 때문에 OLS 회귀분석보다는 TSCS 회귀분석과 같은 일반회귀분석을 사용하는 것이 적절하며, 연도더미변수만을 포함한 OLS 회귀분석은 연도에 대한 절편만을 통제할 뿐이지만 TSCS 회귀분석은 연도에 대한 절편과 기울기(slop)를 모두 통제할 수 있다.

〈표 5〉 소유구조의 차이에 따른 주가관련성 차이

$$MV_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t \cdot N_t + \beta_3 BV_t + \beta_4 X_t \cdot M_t + \beta_5 BV_t \cdot M_t + \beta_6 N_t + \beta_7 M_t + \sum_{t=2006}^{2009} \omega_t + \epsilon_t$$

변 수 ^{주1}	소유구조에 따른 구분				전체분석			
	소유경영자 체제(OLS)		전문경영자 체제(OLS)		OLS		TSCS ^{주3}	
	회귀계수	(t값) ^{주2}	회귀계수	(t값)	회귀계수	(t값)	회귀계수	(t값)
절편	-200.94 (-0.14)		3235.46 (2.27)**		3643.02 (3.28)***		7925.167 (4.22)***	
X_t	3.06 (12.71)***		3.35 (25.36)***		3.35 (28.88)***		1.567088 (14.72)***	
$X_t \cdot N_t$	-3.64 (-6.95)***		-4.03 (-12.97)***		-3.96 (-15.12)***		-1.62668 (-8.06)***	
BV_t	0.44 (23.04)***		0.43 (32.41)***		0.43 (36.78)***		0.458795 (23.74)***	
$X_t \cdot M_t$	—		—		-0.31 (-1.48)		-0.40139 (-2.45)**	
$BV_t \cdot M_t$	—		—		0.01 (0.54)		-0.03285 (-1.26)	
N_t	902.14 (0.46)		-3737.63 (-2.38)**		-2314.91 (-1.89)*		505.6352 (0.51)	
M_t	—		—		-4388.17 (-4.32)***		-276.385 (-0.19)	
F값(m값)	332.01***		1013.39***		1032.82***		(213.47)***	
$\bar{R}^2(R^2)$	0.7114		0.8247		0.8023		(0.4064)	
표본크기	1,075		1,722		2,797 ^{주4}			

주1) MV_t : t+1년의 3월말 주가, X_t : t년의 주당순이익, BV_t : t년의 주당순자산

N_t : t년에 당기순손실 발생 기업이면 1이고, 아니면 0

M_t : t년에 소유경영자 체제라면 1이고, 전문경영자 체제라면 0

$\sum_{t=2006}^{2009} \omega_t$: t년도이면 ω_t 는 1이고 아니면 0으로 지문의 한계로 생략, ϵ_t : 오차항

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임(양측검정)

3) TSCS: 패널회귀분석으로 $\bar{R}^2$ 는 R^2 값이며, F값은 Hausman Test의 m값임

4) 횡단표본크기=588, 시계열길이=5

5) VIF값은 4미만

따라서 “소유경영자 체제와 전문경영자 체제간의 회계정보의 주가관련성은 차이가 있다.”라는 연구가설Ⅱ를 입증하기에는 분석결과가 미약하다고 볼 수 있다. 즉 소유구조의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 발생하지 않는다고 해석할 수 있으며, 이는 Jensen and Meckling(1976) 등의 이해일치가설과 Fama and Jensen(1983) 등의 이익침해가설이 상충되면서 나타난 결과라고 해석할 수도 있다.

<표 6>은 최고경영자가 교체될 때, 소유구조의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증한 연구가설Ⅲ에 대한 실증분석 결과이다. 모형 I에 교체여부 및 소유구조의 차이에 대한 더미변수를 포함한 상호작용항을 추가하여 분석하였다.

〈표 6〉 교체 최고경영자의 소유구조의 차이에 따른 주가관련성 차이

$$MV_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t \cdot N_t + \beta_3 BV_t + \beta_4 X_t \cdot C_t + \beta_5 BV_t \cdot C_t + \beta_6 X_t \cdot C_t \cdot M_t + \beta_7 BV_t \cdot C_t \cdot M_t \\ + \beta_8 N_t + \beta_9 C_t + \beta_{10} M_t + \sum_{t=2006}^{2009} \omega_t + \epsilon_t$$

변 수 ^{주1}	전체분석			
	OLS		TSCS ^{주3}	
	회귀계수	(t값) ^{주2}	회귀계수	(t값)
절 편	1983.64	(1.81) [*]	6716.17	(3.66) ^{***}
X_t	4.05	(34.16) ^{***}	2.38	(22.48) ^{***}
$X_t \cdot N_t$	-4.67	(-18.54) ^{***}	-2.39	(-12.53) ^{***}
BV_t	0.43	(41.64) ^{***}	0.43	(26.59) ^{***}
$X_t \cdot C_t$	-0.81	(-3.21) ^{***}	-0.77	(-4.16) ^{***}
$BV_t \cdot C_t$	-0.20	(-6.07) ^{***}	-0.17	(-7.16) ^{***}
$X_t \cdot C_t \cdot M_t$	-0.22	(-0.49)	-0.04	(-0.14)
$BV_t \cdot C_t \cdot M_t$	0.13	(2.40) ^{**}	0.14	(3.51) ^{***}
N_t	-1977.07	(-1.69) [*]	1688.26	(1.85) [*]
C_t	6805.98	(5.68) ^{***}	5491.85	(6.61) ^{***}
M_t	-4783.62	(-5.37) ^{***}	-2114.01	(-1.77) [*]
F값(m값)	976.26 ^{***}		(231.36) ^{***}	
$\bar{R}^2(R^2)$	0.8300		(0.4649)	
표본크기	2,797 ^{주4}			

주1) MV_t : t+1년의 3월말 주가, X_t : t년의 주당순손익, BV_t : t년의 주당순자산

N_t : t년에 당기순손실 발생 기업이면 1이고, 아니면 0

C_t : t년에 최고경영자가 교체되면 1이고, 아니면 0

M_t : t년에 소유경영자 체제라면 1이고, 전문경영자 체제라면 0

$\sum_{t=2006}^{2009} \omega_t$: t년도이면 ω_t 는 1이고, 아니면 0으로 지문의 한계로 생략, ϵ_t : 오차항

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임(양측검정)

3) TSCS : 패널회귀분석으로 $\bar{R}^2$ 는 R^2 값이며, F값은 Hausman Test의 m값임

4) 횡단표본크기=588, 시계열길이=5

5) VIF값은 7미만

<표 4>에서는 최고경영자가 교체된 경우와 교체되지 않은 경우의 주가관련성 차이를 보여주었던 것에 반해, <표 6>에서는 최고경영자가 전문경영자로 교체된 기업과 그렇지 않은 기업 간

의 회계정보의 주가관련성 차이를 보여주고 있다. 상호작용항($=X_i \cdot C_i, BV_i \cdot C_i$)은 이를 나타내는 것으로 모든 회귀분석에서 유의한 음(-)의 값을 보였다.

한편 <표 6>에서는 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업과 그렇지 않은 기업 간의 주가관련성 차이를 보여주는 상호작용항($=X_i \cdot C_i \cdot M_i, BV_i \cdot C_i \cdot M_i$)을 추가하여 분석한 결과, 모든 회귀분석에서 상호작용항은 유의하지 않거나 유의한 양(+)의 값을 보였다.

따라서 “최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업과 전문경영자로 교체된 기업 간의 회계정보의 주가관련성은 차이가 있다.”는 연구가설 III은 입증되었다. 즉 최고경영자가 성과평가에 대해 좀 더 자유로운 소유경영자로 교체되는 경우에는 전문경영자로 교체된 경우보다 ‘big bath’ 등의 이익조정의 유인이 감소함으로써, 최고경영자가 교체되는 기업의 회계정보의 주가관련성이 교체되지 않는 기업보다 낮아지는 현상은 전문경영자로 교체되는 경우에만 나타남을 보여준다.

V. 결 론

본 연구는 최고경영자 교체 여부 및 소유구조의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증하였다. 또한 최고경영자가 소유경영자로 교체되는 경우와 전문경영자로 교체되는 경우의 차이에 따라 회계정보의 주가관련성에 차이가 있는지를 검증하였다.

본 연구의 구체적인 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 최고경영자가 교체된 기업의 주당순손익 및 주당순자산의 주가관련성이 최고경영자가 교체되지 않는 기업보다 낮은 것으로 나타나, 최고경영자가 교체되는 연도에 ‘big bath’ 등의 이익조정이 나타남으로써 회계정보의 낮은 신뢰성이 자본시장에서도 부정적 정보로 인식되고 있음을 보여주었다. 둘째, 소유경영자 체제 기업의 주당순손익 및 주당순자산의 주가관련성과 전문경영자 체제 기업의 주가관련성 간에는 유의한 차이가 없는 것으로 나타나, 이해일치가설과 이익침해가설이 서로 상충되어 나타나고 있음을 보여주었다. 셋째, 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성은 그렇지 않은 기업보다 낮지 않은 것으로 나타났고, 최고경영자가 전문경영자로 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성은 그렇지 않은 기업보다 낮은 것으로 나타났다. 이는 전문경영자보다 성과평가에서 자유로울 수 있는 소유경영자로 교체되는 경우에는 ‘big bath’ 등의 이익조정을 하려는 유인이 전문경영자로 교체되는 경우보다 낮기 때문에, 회계정보의 신뢰성이 낮아지지 않음을 보여준다.

본 연구의 의의는 최고경영자가 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성이 교체되지 않은 기업보다 낮음을 보여줌으로써, 최고경영자 교체 여부에 따른 회계정보의 신뢰성의 차이가 주식시장에도 영향을 끼침을 입증하였다는 데 있다. 또한 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성은 그렇지 않은 경우와 차이가 없음을 보여줌으로써, 경영자 교체가 항상 회

계정보의 주가관련성을 하락시키는 것이 아니라 전문경영자로 교체된 경우에 국한된 현상임을 보여주었다는데 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 코스닥시장을 제외한 유가증권시장만을 분석함으로써 분석결과를 상장기업 전체로 해석하기에는 제한이 있다. 둘째, ‘big bath’ 등의 이익조정이 회계정보의 주가관련성 차이의 주요 요인으로 해석하고 있으나, 향후에는 이에 대한 검증절차가 필요해 보인다.

참고문헌

- 김종대 · 조문기. 2007. “경영자지분율과 회계정보의 가치관련성 간의 상관관계분석”, 회계학연구 제 32권 : 1 - 25.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로,” 회계학연구 제28권 제2호 : 135 - 172.
- 박정식 · 배정현. 2007. “소유구조와 기업가치에 관한 연구”, 경영논집 제41권 : 47 - 57.
- 신현한 · 장진호. 2003. “최고경영자의 교체에 따른 경영성과 변화,” 재무연구 제16권 2호 : 231 - 256.
- _____. 2005. “최고경영자 교체에 영향을 미치는 요인분석 : 경영성과, 전문경영자, 대규모기업집단,” 경영학연구 제34권 제1호 : 289 - 311.
- 이아영 · 전성빈 · 박상수. 2007. “최고경영자 교체와 이익조정”, 회계학연구 제32권 제2호 : 117 - 150.
- 정규언. 1992. “경영자변경과 이익이연행위,” 회계학연구 제14호 : 27 - 48.
- 최성규 · 김정민. 2001. “소유와 경영의 분리와 경영자의 이익조절”, 회계학연구 제26권 제1호 : 153 - 176.
- Fama, E. and M. Jensen, 1983. Separation of Ownership and Control, *Journal of Law and Economics* 26 : 301 - 326.
- Francis, J., Hanna, D., Vincent, L. 1996. Causes and effects of discretionary asset write-offs. *Journal of Accounting Research* 34(Suppl.) : 117 - 134.
- Strong, J.S. and J.R. Meyer. 1987. Asset Writedowns : Managerial Incentives and Security Returns. *Journal of Finance* : 643 - 661.
- Pourciau, Susan. 1993. Earnings management and nonroutine executive changes. *Journal of Accounting and Economics* 16 : 317 - 336.
- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, and A. Shleifer, 1999. Corporate Ownership Around the World, *Journal of Finance* 54 : 471 - 518.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*(Spring) : 661 - 687.
- Zajac, E. J. and Westphal, J. D., 1994. The costs and benefits of managerial incentives and monitoring in large U. S. corporation : When is more no better?”, *Strategic Management Journal* : 121 - 142.

The Effects of CEO Turnover and Corporate Ownership Structure on the Value Relevance of Accounting Information

O, Oung Rak^{*} · Lee, Yong Kyu^{**} · Kong, Kyung Tae^{***}

— <Abstract> —

This study examines whether CEO turnover and corporate ownership structure affect the value relevance of accounting information, focusing on the listed firms of KOSPI from 2005 until 2009.

The results of the analysis are the following.

First, the accounting information of the CEO—changed firms shows the less value relevance than those of the rest firms. It appears that the higher earnings management of the CEO—changed companies induced the negative effects on the stock market. Secondly, there shows no difference in value relevance between the firms with the employed CEO and those with the owner—CEO, which does not support any hypothesis, the convergence of interest hypothesis or the entrenchment hypothesis. Thirdly, the accounting information of the firms changed to the owner—CEO shows the value relevance, modestly not less than those of the firms changed to the employed CEO. It seems due to the lower earnings management incentive of the owner—CEO than that of the employed CEO.

The contribution of the study is to show that CEO turnover and/or corporate ownership structure can affect the value relevance of accounting information.

<Key words> CEO turnover, corporate ownership structure, employed CEO, owner—CEO, value relevance

* Assistant Professor, School of Business, Soongsil University

** Associate Professor, School of Business, Soongsil University

*** Student, School of Business, Soongsil University