

# 기업의 회계적 성과와 경영자교체

## - 시장성과 및 회계적성과의 증분효과를 중심으로 -

조명호\*

### I. 서론

기업의 주요 의사결정의 포괄적 책임을 지고 있는 경영자의 역할은 기업의 성과와 직접적인 영향관계에 있다고 볼 수 있다. 경영자는 조직내 상설기구인 이사회로부터 위임 받은 권한 행사를 통해서 기업의 전반을 책임지고 있다. 따라서 경영자의 잘못된 의사결정은 기업가치의 하락을 야기하며, 이 경우 경영자는 위임 받은 권한의 잘못된 행사에 대한 책임을 지게 된다. 경영자 교체는 이러한 상황에서 발생되는 결과의 한 양상으로 볼 수 있으며, 기업내부의 주요 정책목표가 반영된 요체라고 하겠다.

경영자 교체라고 하는 주요 의사결정의 결과를 해석하기 위한 많은 선행연구가 이루어져 왔다. 그간 발표된 선행연구 결과를 정리해 보면 크게 두 가지의 방향성을 갖고 있다. 첫 번째 흐름은 경영자 교체가 어떤 요인에 의해 결정되는지에 대한 선행연구들이다. 이들 연구에서는 경영자의 소유지분 정도, 기업성과, 지배구조 등의 독립변수를 사용하여 경영자 교체의 요인을 파악하고 있다. 두 번째 큰 흐름은 경영자 교체가 주가에 미치는 영향에 대한 연구들이다. 경영자 교체로 인한 주가 반응 등을 사건연구를 통해서 규명하고 있다. 이들 연구에서는 주식수익률, 경영자 교체 공시 이후의 주가반응 등의 결과를 보여주고 있다. 두 가지 방향성외 다양한 연구결과가 발표되었는데 회계적 성과 대신에 주식수익률 등 시장성과 변수를 사용하여 경영자 교체에 미치는 영향도를 분석하거나 재벌소속 여부가 경영자 교체에 미치는 영향

---

\* 세디경영연구소, myhocho@nate.com

등을 분석한 연구들을 들 수 있겠다. 상기 선행연구 결과를 종합해보면 경영자 교체의 요인이 존재하며, 경영성과가 경영자 교체에 영향을 주고 있다는 사실이다. 물론 연구자들의 결과가 모두 일관성을 유지하는 등 동일한 방향성을 유지하고 있지는 못했다.

그러나 회계적 성과 측면에서의 경영성과를 변수로 하는 여러 연구들은 회계적 성과가 낮을수록 경영자 교체 확률이 높아진다는 비교적 일관성 있는 보고를 하고 있다. 신현한·정진호(2005), 박종훈 등(2010), 조영곤 등(2013)은 회계성과의 대용변수로 자산수익성비율을, 편미영·최국현(2011)은 매출수익성비율로 측정하여 회계적 성과가 낮을수록 경영자 교체가 증가한다고 주장하고 있다. 외국연구로는 Brunello et al.(2003)은 경영성과를 영업이익과 주가수익률로 측정하면서 경영성과가 낮을수록 경영자 교체 확률이 높아짐을 검증하였다.

회계적 성과와 경영자 교체가 음(-)의 관계가 있다고 주장하는 많은 선행연구 결과를 종합적으로 고찰하면 우리나라 기업들의 회계적 성과는 경영자 교체에 유의미한 변수가 될 것으로 판단된다. 또한 회계적 성과 대신 주식수익률 등 시장성과로 설명변수를 대체한 연구 결과도 같은 맥락에서 유의미한 변수가 될 것으로 판단된다.

선행연구 결과인 문헌연구를 진행하는 과정에서 상기 전술한 연구결과들을 체계적으로 정리할 필요성이 있었으며, 따라서 본 연구에서는 그간 선행연구 결과를 체계적으로 정리하는 과정을 거쳤다. 이러한 과정을 통해서 선행연구들이 갖고 있는 문제점을 발견하는데 첫째, 회계적 성과와 시장성과를 동시에 고려하여 경영자교체를 설명하려는 시도는 없었다는 점이다. 둘째, 발표된 기존 문헌에서는 성과 변수에서 발생할 수 있는 내생성을 고려하지 못하는 한계점을 갖고 있었다.

따라서 본 연구는 선행연구 결과를 토대로 회계적 성과 변수 및 시장성과 변수를 동시에 설명변수로 연구모형에 적용하고자 한다. 특히, 변수간 내생성을 고려하여 각 성과변수가 경영자 교체에 미치는 영향을 직접적으로 관찰해보고자 한다.

연구의 분석기간은 2000년부터 2012년까지 13개년을 대상으로 하였

으며, 한국거래소에 상장되어 있는 총 10,276개의 표본을 샘플링 하였다. 상기 검토한 국내·외 선행연구들은 일정시점을 대상으로 횡단면자료를 추출하여 분석하거나 일정기업을 대상으로 시계열자료를 추출하여 분석결과를 도출하였다. 그러나 본 연구에서는 자료추출 방법을 달리 적용하여 분석을 시도하였다. 즉, 횡단면자료와 시계열자료를 통합한 패널자료를 사용하였는데, 이러한 방법은 횡단면자료만을 추출하는데서 오는 이질성문제(heteroscedasticity)와 시계열자료만을 활용하는데서 결과 되는 다중공선성(multi-collinearity)의 문제를 해결할 수 있는 유용한 방법이다.

본 연구는 크게 5개의 장으로 구성되었다. 본장인 서론에 이어서 2장에서는 이론적 배경을 다루었다. 3장에서는 연구모형을 설계하였으며 4장에서는 실증분석결과를 정리하였다. 마지막으로 5장에서는 분석결과를 종합하고 본 연구의 한계점을 밝혔다.

## II. 이론적 배경

본장에서는 경영자 교체와 관련된 이론적 배경을 알아보고 지금까지 경영자 교체를 다룬 선행연구를 체계적으로 정리하였다.

### 1. 경영자교체의 요인분석에 관한 연구

경영자 교체의 요인분석 연구로 진행된 외국의 연구로는 Denis et al.(1997), Lausten(2002), Fan et al.(2007), Chang et al.(2009)을 들 수 있다. Denis et al.(1997)는 연구결과를 민감도 개념을 사용하여 제시하였는데 경영자의 소유지분을 구간별로 구분하여 분석을 진행하였다. 경영자의 소유지분율을 5%~25% 및 5% 미만으로 구간을 정하고 이를 구간에 속한 경영자의 소유지분과 경영자의 교체 확률을 분석하였다. 결과적으로 Denis et al.(1997)은 경영성과가 낮은 기업중에서 당해기업의 경영자 소유지분율이 낮은 기업이 경영자 교체가 높게 나

타난다고 주장하였다.

Lausten(2002)은 1992년부터 1995년까지 4개년을 대상으로 덴마크 기업을 대상으로 분석을 시도하였다. 덴마크 기업을 대상으로 한 분석결과를 보면 매출액순이익률과 매출액세전이익률 모두 동일한 결과를 보였는데 기업성과가 낮은 경우 경영자 교체의 가능성성이 높게 나타난다고 주장하였다. 또한 분석기간중 전년도 기업성과를 양(+)과 음(-)으로 구분한 더미변수를 사용하였는데 이 경우에도 음(-)의 더비 변수와 경영자교체(+)가 유의미하다는 결론을 도출하였다. 주목할 점은 경영자 교체의 압박이 클수록 경영자와 주주간 발생되는 대리인문제가 축소되고 있다고 주장한 점이다.

유사 국내연구로는 강영걸(1998), 신현한·장진호(2003, 2005), 최웅용·배현정(2009), 편미영·최국현(2011), 정무관·남종훈(2015) 등의 연구가 있다. 강영걸(1998)은 1990년부터 1994년까지 5년동안 제조업 종사자 18개 재벌을 대상으로 한 시계열자료를 수집하여 분석을 시도하였다. 대상기업수는 총 62개 상장기업으로서 최고관리자의 교체가 조직성과에 어떠한 영향을 주는지를 파악하고자 하였다. 분석결과를 크게 5개로 요약할 수 있는데, 첫째, 최고관리자의 교체는 기업 수익성에 부정적인 영향을 주며, 둘째, 최고관리자의 일부가 교체되는 경우는 그렇지 않은 경우(단수의 최고관리자를 단수의 최고관리자로 교체하는 경우)에 비해서 기업수익성에 덜 부정적이며, 셋째, 재벌그룹의 외부인사를 최고관리자로 교체하게 되면 그렇지 않은 경우(내부승진 발탁)보다 더 부정적이며, 넷째, 그룹내 다른 계열사의 임원을 최고관리자로 영입하게 되면 그렇지 않은 경우 보다 수익성에 부정적이며, 마지막으로 최고관리자의 경험이 있는 인사로 교체하게 되면 수익성면에서 부정적인 영향을 최소화 할 수 있다고 주장하였다.

신현한·장진호(2003)는 최고경영자 교체이후의 경영성과를 동 기간 비교그룹과 비교분석하는 방법을 사용하여 분석을 진행하였다. 분석결과 최고경영자를 교체한 그룹이 그렇지 않은 그룹보다 경영성과가 향상되었다고 주장하였다. 또한 경영성과를 기준으로 최고경영자를 교체한 경우와 그렇지 않은 경우(정치적인 이유 등)를 비교분석한 결과 경

영성과를 기준(경영성과 저조)으로 경영자 교체가 이루어진 경우는 교체이후 경영성과가 유의하게 높아진 반면, 그렇지 않은 경우는 경영성과에 유의미한 차이점이 없었다고 분석결과를 발표하였다.

## 2. 경영자 교체가 시장에 미치는 영향에 관한 연구

경영자 교체가 주식시장에 미치는 영향을 분석한 연구로는 Waner et al.(1988), Adams et al.(2009), Pessarossi et al.(2013), 심동석(2000), 오희장(2002), 박준우(2007), 오웅락 등(2010), 심동석.안창호(2012) 등의 연구가 있다.

Waner et al.(1988)은 경영자 교체가 주가에 미치는 영향을 사건연구(event study)를 통해 분석하였다. 즉, 시장에서의 주가반응을 신호효과로 해석하여 발표하였는데, 경영자 교체 공시일과 공시후 5~30일 경과후의 주가를 관찰하여 경영자 교체가 주가에 미치는 영향을 고찰하였다. 분석결과, 경영자 교체 공시일 전후에는 비유의적인 양(+)의 결과를 보였으며, 5~10일 경과후에는 유의한 음(-)의 결과를 확인하였다고 보고하였다. 이는 시장에서 경영자 교체를 저조한 경영성과에 대한 신호로 받아들이고 있음을 반증하는 결과로서, 경영자 교체가 부정적인 신호효과를 준다고 주장하였다.

오희장(2002)은 최고경영자 교체를 공시한 기업중 1993년부터 1997년 7월까지의 자료에서 193개의 표본을 추출하여 시장모형에 의해 측정된 일별 비정상수익률을 종속변수로 사용하여 분석을 시도하였다. 분석결과, 첫째, 최고경영자의 교체는 시장에 부정적인 정보를 제공하는 것으로 나타났다. 공표일과 공표 전후 15일간의 검증기간 동안 음(-)의 평균비정상수익률이 관측되었다고 보고하였다. 둘째, 저조한 경영성과에 의한 경영자 교체가 주가에 미치는 영향은 다른 이유에 의한 주가영향보다 더 부정적인 영향을 준다고 주장하였다. 셋째, 기업 경영에 대한 최고경영자의 재량권이 큰 기업의 주가반응은 그렇지 못한 기업에 비해 부정적인 영향이 더 크다고 보고하였다. 넷째, 최고경영자 교체정보는 경제상황에 따라 차별적으로 반영되는데 불경기에는

주가에 부정적인 영향이 크고, 그 영향이 지속적인 반면 호경기에는 부정적인 영향이 크지 않을 뿐만 공표직후 빠르게 회복된다고 보고하였다. 마지막으로 최고경영자 교체정보는 부채비율이 높을수록 주가에 부정적인 영향이 크다고 주장하였다.

박준우(2007)는 최고경영자 교체기업 주가의 장단기성과와 기업성과의 변화를 측정하였으며 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 최고경영자 교체공시에 따른 주식시장에서의 단기적인 주가성과는 부(-)의 초과 수익률을 보였다. 그리고 과거성과가 저조한 기업이 성과가 좋은 기업보다 교체공시로 인한 단기성과가 더 좋았다. 둘째, Fama-French의 3요인모형을 이용하여 최고경영자 교체에 따른 주가의 장기성과를 측정한 결과, 교체 후 36개월 동안 정(+)의 장기성과를 확인하였다. 그리고 강압적인 교체가 자발적인 교체보다, 과거성과가 좋지 않은 기업들이 과거성과가 좋은 기업들보다, 기업규모가 작은 기업이 큰 기업보다 장기성과가 더 좋은 것으로 나타났다. 셋째, 최고경영자 교체 전후 재무성과를 비교해 보면, 교체-1년도에 재무성과가 가장 좋지 않았으며, 최고경영자 교체 후 재무성과가 향상되었으나, 교체 후 2년까지만 지속되었다. 강압적 교체의 경우에는 교체로 인한 재무성과가 교체 전보다 좋아졌으나, 자발적 교체의 경우에는 교체 전보다 재무성과가 정체 또는 나쁘게 나타났다. 끝으로, 최고경영자 교체로 인한 총자산경상이익률(OROA)변화에 영향을 미치는 요인을 조사한 결과, 소유경영자 더미변수와 경기상황 더미변수는 총자산경상이익률(OROA)의 변화와 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를,  $\log(\text{총자산})$ 과는 기업성과의 변화와는 정(+)의 관계를 보인다고 주장하였다.

오웅락 등(2010)은 2005년부터 2009년까지 유가증권시장에 상장되어 있는 기업을 연구대상으로, 경영자 교체와 소유구조가 회계정보의 주가 관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다. 분석결과 첫째, 최고경영자가 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성은 최고경영자가 교체되지 않은 기업보다 낮은 것으로 나타나, 경영자가 교체될 때 나타날 수 있는 이익조정 유인이 주식시장에 부정적인 영향

을 준다고 판단하였다. 둘째, 소유경영자 체제 기업의 회계정보의 주가 관련성은 전문경영자 체제 기업과 차이가 없는 것으로 나타나, 이해일치가설이나 이익침해가설 모두 확인하지 못하였다. 셋째, 최고경영자가 소유경영자로 교체된 기업의 회계정보의 주가관련성은 전문경영자로 교체된 기업보다 높은 것으로 나타났는데, 이는 소유경영자의 이익조정유인이 전문경영자보다 작기 때문인 것으로 해석하였다.

### III. 연구설계

#### 1. 표본 및 자료수집

본 연구의 실증분석기간은 2000년 1월부터 2012년 12월까지로 하였으며, 분석기간 동안 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 기업을 표본기업으로 하였으며, 선정하기 위한 기준은 다음과 같다.

첫째, 분석대상 중 자료의 이산성이 예상되는 금융업 소속기업을 제외하였다. 둘째, 본 연구목적 달성을 위해서 필요한 회계자료와 지분율 자료를 구할 수 있는 모든 기업을 대상으로 하였다. 셋째, 자료출처는 한국상장회사협의회의 상장회사 Database Package System인 기업정보웨어하우스 TS2006과 (주)한국신용평가의 KisValue를 이용하였다.

이상의 기준을 전제로 최종 선정된 업종 분류기준은 <표 1>과 같다.

&lt;표 1&gt; 업종별 표본수집결과

업종	KOSPI	KOSDAQ
여업·음식료품	321	133
섬유·의복·가죽·가방·신발	312	38
엘프·종이·복재·가구·기타	209	65
석유·화학·의약품	718	213
고무·플라스틱	215	94
비금속광물	207	67
제1차금속·금속가공	397	278
기계·운송·기타장비제조업	334	454
전기·통신·정밀기계	203	399
자동차및트레일러	384	247
도소매·상품중개	130	59
전기, 가스및증기업	117	13
종합건설업·건설관련업	358	129
운송업	99	25
전문·기타서비스업	693	360
전자부품·컴퓨터·영상·음향	876	1,722
기타	63	344
조계	5,636	4,640
합계	10,276	

본 연구에서는 경영자를 ‘대표이사’라는 직함을 가지고 있는 상근임원으로 정의하였으며, 경영자교체에 대한 정보는 한국거래소 상장공시시스템(KIND)에서 회사정보변경 내역 중 ‘대표이사 변경’을 통해 확인하였다. <표 2>에서 살펴볼 수 있듯이 분석기간 중 코스피시장에서는 전체 표본의 23.1%에 해당하는 1,303건의 경영자교체가, 코스닥시장에서는 전체 표본의 17.7%에 해당하는 894건의 경영자교체가 이루어진 것으로 조사되었다.

&lt;표 2&gt; 경영자 교체기업의 비율

연도	KOSPI			KOSDAQ		
	전체기업 수	경영자교체 기업수	교체비율(%)	전체기업 수	경영자교체 기업수	교체비율(%)
2000	383	77	20.1	272	26	9.6
2001	388	53	13.7	306	32	10.5
2002	404	89	22.0	328	46	14.0
2003	411	110	26.8	339	62	18.3
2004	419	38	9.1	357	56	15.7
2005	428	118	27.6	368	66	17.9
2006	438	121	27.6	374	74	19.8
2007	447	108	24.2	381	89	23.4
2008	455	119	26.2	378	95	25.1
2009	461	121	26.2	380	107	28.2
2010	466	120	25.4	385	84	21.8
2011	468	121	25.6	386	77	19.9
2012	468	108	23.1	386	80	20.7
소 계	(1) 5,636	1,303	23.1	(2) 4,640	894	17.7
합 계	(1)+(2)			10,276		

## 2. 분석모형과 추정방법

### 2.1 분석모형

회계적 성과 변수가 경영자 교체에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음의 패널프로빗 모형을 활용하기로 한다.

#### 2.1.1 모형1

$$\begin{aligned}
 TURN_{jt} = & \beta_0 + \beta_1 CPV_{jt} + \beta_2 LSI_{jt} + \beta_3 INI_{jt} + \beta_4 FOI + \beta_5 DEBT_{jt} + \beta_6 GRO_{jt} \\
 & + \beta_7 dL_{jt} + \beta_8 dC_{jt} + \beta_9 dK_{jt} + \beta_{10} d08_{jt} + aj + \lambda_t + u_{jt}
 \end{aligned}$$

단,  $j = 1, 2, \dots, t = 2000, 2002, \dots, 2012$

#### 종속변수

*TURN* : 경영자교체 더미변수(교체 1, 비교체 0)

독립변수 : 회계적 성과(*CPV*)

*RAO* : 총자산영업이익률

*REE* : 자기자본순이익률

#### 통제변수

*LSI* : 최대주주지분율

*INI* : 기관투자자지분율

*FOI* : 외국인투자자지분율

*DEBT* : 부채비율

*GRO* : 매출액성장률

*dL* : 대기업 더미변수(대기업1, 중견 및 중소기업0)

*dC* : 재벌 더미변수(재벌1, 비재벌0)

*dK* : *KOSPI*장 기업 더미변수(코스피상장1, 코스닥상장0)

*d08* : 금융위기 더미변수(2008년 이후1, 이전0)

여기서 *TURN*은 경영자교체가 발생하면 1이고 아니면 0인 가변수이고, *CPV*는 회계적 성과변수이고\*, *LSI*는 대주주지분율, *INI*는 기관투자자의 지분율, *FOI*는 외국인지분율, *DEBT*는 부채비율, *GRO*는 매출액성장률,  $\alpha_j$ 는 관측되지 않은 기업의 이질적(heterogeneous)특성,  $\lambda_t$ 는 관측되지 않지만 시간 흐름에 따른 차이를 나타낼 수 있는 경영자교체의 연도별 효과, 그리고  $u_{j,t}$ 는 확률오차항을 나타낸다. 만약 회계적 성과가 개선될 때 경영자교체 확률이 낮아진다면  $\beta_1 < 0$  으로 예상된다.

## 2.2.2 모형2

본 연구는 회계적 성과가 경영자교체 확률에 어떻게 영향을 미칠 것인지에 대한 검증을 분석하는데 있다. 그러나 본 분석의 목적은 회계적 성과의 경영자교체 영향도에 그치지 않고 회계적 성과 변수의 영향이 회계적 성과에 따라 어떻게 달라질 수 있느냐를 검증하고자 한다. 이러한 목적을 달성하기 위해서 모형1을 다음과 같이 변형하여 모형2을 설정하였다.

---

\* 회계적 성과변수는 다시 총자산영업이익률과 자기자본순이익률등 2개의 대용변수를 통해 측정하였으며 변수명으로 *RAO* 및 *REE*를 쓰기로 한다.

$$\begin{aligned}
 TURN_{jt} = & \beta_0 + \beta_1 CPV_{jt} + \beta_2 CPV_{jt} \times MBR_{jt} + \beta_3 LSI_{jt} + \beta_4 FOI_{jt} \\
 & + \beta_5 DEBT_{jt} + \beta_6 GRO_{jt} + \beta_7 dL_{jt} + \beta_8 dC_{jt} + \beta_9 dK_{jt} + \beta_{10} d08_{jt} \\
 & + a_j + \lambda_t + u_{jt}
 \end{aligned}$$

단,  $j = 1, 2, \dots$   $t = 2000, 2002, \dots 2012$

MBR: 시장가치 대 장부가치비율(기업의 시장성과 대용치)

$$MBR = \frac{(보통주의 평균주가 \times 발행주식수 + 우선주의 평균주가 \times 발행주식수) + 부채의 장부가액}{총자산의 장부가액}$$

여기서 CPV는 시장성과를 나타내며 회계성과가 시장성과와 보완적 관계를 갖고 있을 경우  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 동일한 부호를 갖게 되지만 서로 상쇄효과를 갖게 될 경우 이 두 계수는 서로 반대의 부호로 나타날 것으로 예상할 수 있다.\*

패널자료 사용을 통해서 단순 프로빗 모형을 사용하여 분석하게 될 경우 경영자교체 기업의 관측되지 않은 상이성과 연도별 차이를 무시함에 따른 편의적 결과가 유발될 수 있다. 따라서 본 분석에서는 이러한 편의적 결과를 해결하기 위해서 2단계 임의효과 패널프로빗 모형을 사용하여 결과를 도출하였다.

### 2.2.3 모형3

회계적 성과가 낮을 경우 경영자교체에 미치는 영향을 분석하는 과정에서 발생될 수 있는 성과향상의 문제가 있을 수 있다. 즉, 전년도 회계성과를 기준으로 당해기업의 당해연도와 전년도의 회계성과를 비교하여 이를 비교 성과가 경영자교체에 미치는 영향을 분석할 필요가 있겠다. 이를 분석결과를 도출하기 위해서 다음과 같이 모형3을 설정하였다.

---

\*  $\beta_1 CPV_{jt} + \delta_2 CPV_{jt} \times CPM_{j,t} = \beta_1 (1 + (\frac{\delta_2}{\beta_1}) CPM_{jt}) \times CPV_{j,t}$  이므로  $\beta_1 < 0$  일 때  $\delta_2 > 0$ 이면 회계적 성과가 회계적 성과의 교체확률 효과를 상쇄하게 되지만  $\delta_2 < 0$  이면 경영자교체 확률을 더 강화하게 된다.

$$TURN_{jt} = \beta_0 + \beta_1 CPV_{jt} + \beta_2 CPV_{jt} \times DCPV_{jt} + \beta_3 LSI_{jt} + \beta_4 INI_{jt} + \beta_5 FOI_{jt} + \beta_6 DEBT_{jt} + \beta_7 GRO_{jt} + \beta_8 dL_{jt} + \beta_9 dC_{jt} + \beta_{10} dK_{jt} + \beta_{11} d08_{jt} + a_j + \lambda_t + u_{jt}$$

단,  $j = 1, 2, \dots, t = 2000, 2002, \dots, 2012$

*DCPV* : 회계성과 성장더미변수(전년대비 회계성과 성장 1, 아니면 0)

*DRAO* : 총자산영업이익률 성장더미변수

*DREE* : 자기자본순이익률 성장더미변수

## IV. 실증분석 결과

### 1. 기술통계량 및 상관관계분석

<표 3> 기술통계량(1)

연도		변수	TURN	RAO	REE	MB	LSI	INI	FOI	GRO	DEBT	dL	dC	dK	d08
2000	평균	0.157	0.061	-0.256	1.312	0.312	0.062	0.052	0.192	2.663	0.131	0.109	0.543	0.000	
	표준편차	0.364	0.118	7.419	1.948	0.200	0.080	0.106	0.682	14.647	0.337	0.312	0.498	0.000	
2001	평균	0.122	0.059	0.013	1.106	0.329	0.055	0.058	0.081	1.742	0.135	0.121	0.540	0.000	
	표준편차	0.328	0.102	0.439	1.267	0.201	0.081	0.117	0.344	4.928	0.342	0.326	0.499	0.000	
2002	평균	0.184	0.068	0.050	1.101	0.337	0.048	0.058	0.199	2.035	0.143	0.135	0.538	0.000	
	표준편차	0.388	0.112	0.525	0.696	0.196	0.082	0.116	1.428	15.360	0.351	0.342	0.499	0.000	
2003	평균	0.229	0.061	0.016	0.978	0.329	0.046	0.082	0.095	1.561	0.145	0.151	0.533	0.000	
	표준편차	0.421	0.115	0.629	0.625	0.194	0.069	0.137	0.609	4.894	0.353	0.358	0.499	0.000	
2004	평균	0.121	0.065	0.057	0.978	0.339	0.050	0.099	1.875	1.405	0.149	0.161	0.533	0.000	
	표준편차	0.326	0.134	0.437	0.711	0.182	0.082	0.157	46.568	6.163	0.356	0.368	0.499	0.000	
2005	평균	0.231	0.052	0.047	1.15	0.331	0.063	0.095	0.166	1.282	0.161	0.182	0.530	0.000	
	표준편차	0.422	0.102	0.349	0.77	0.178	0.085	0.147	1.721	5.083	0.368	0.386	0.499	0.000	
2006	평균	0.240	0.046	0.013	1.236	0.331	0.060	0.098	0.138	1.080	0.168	0.190	0.529	0.000	
	표준편차	0.427	0.101	0.527	0.716	0.174	0.085	0.147	0.630	1.475	0.374	0.393	0.499	0.000	

&lt;표 3-1&gt; 기술통계량(2)

연도		변수	TURN	RAO	REE	MB	LSI	INI	FOI	GRO	DEBT	dL	dC	dK	d08
2007	평균	0.238	0.043	-0.010	1.345	0.361	0.062	0.094	0.131	1.068	0.191	0.153	0.536	0.000	
	표준편차	0.426	0.091	0.894	0.804	0.175	0.084	0.139	1.244	1.558	0.394	0.360	0.499	0.000	
2008	평균	0.257	0.044	-0.025	1.117	0.378	0.058	0.075	0.221	1.163	0.156	0.179	0.534	1.000	
	표준편차	0.437	0.132	0.289	0.657	0.178	0.084	0.123	0.853	1.446	0.363	0.384	0.499	0.000	
2009	평균	0.271	0.045	0.026	1.078	0.364	0.053	0.075	0.103	1.076	0.164	0.189	0.532	1.000	
	표준편차	0.445	0.077	0.250	0.7	0.195	0.081	0.127	0.829	1.879	0.371	0.392	0.499	0.000	
2010	평균	0.240	0.051	0.042	1.16	0.299	0.083	0.079	0.391	0.999	0.173	0.214	0.526	1.000	
	표준편차	0.427	0.071	0.227	0.787	0.207	0.103	0.130	3.741	1.020	0.379	0.411	0.500	0.000	
2011	평균	0.232	0.037	0.005	1.153	0.333	0.056	0.076	0.095	1.141	0.182	0.236	0.519	1.000	
	표준편차	0.422	0.073	0.235	0.698	0.230	0.066	0.126	0.648	1.401	0.386	0.425	0.500	0.000	
2012	평균	0.220	0.028	-0.014	1.187	0.231	0.171	0.080	0.043	1.162	0.183	0.247	0.516	1.000	
	표준편차	0.415	0.070	0.361	0.764	0.256	0.142	0.130	0.308	1.590	0.386	0.431	0.500	0.000	
전체	평균	0.214	0.050	0.001	1.147	0.342	0.056	0.080	0.285	1.376	0.160	0.175	0.531	0.389	
	표준편차	0.410	0.102	1.890	0.883	0.187	0.082	0.133	12.898	6.300	0.367	0.380	0.499	0.488	

<표 3>은 본 연구의 표본을 대상으로 독립변수와 통제변수에 대한 연도별 기술통계량을 나타낸 것이다. <표 3>에서와 같이 주식수익률로 측정된 기업의 시장성과는 평균 0.218, 표준편차 1.014였으며, MB 비율로 측정된 시장성과는 평균 1.147, 표준편차 0.883인 것으로 분석되었다. 분석기간 중 최대주주지분율은 평균 40.7%, 외국인투자자지분율은 평균 8.0%인 것으로 나타났다. 한편 부채비율의 평균은 137.6%, 매출액성장률의 평균은 28.5%였으며 그리고 주가변동성의 평균은 62.654였다.

## 2. 실증분석결과

### 2.1 <모형1>의 분석결과

회계적 성과인 총자산영업이익률(RAO)이 낮을수록 경영자교체 확률은 유의적으로 높아지는 결과(-1.593)를 얻었다. 즉, 최대주주지분율(-0.289), 기관투자자지분율(-0.324), 외국인투자자지분율(-0.138)이 높을수록 경영자교체 확률은 유의적으로 낮아지는 것으로 분석되었다. 또한 대기업일수록 경영자교체 확률이 유의적으로 높아지는 결과(0.228)를 얻었다.

### 2.2 <모형2>의 분석결과

모형2는 회계적 성과 뿐만 아니라 시장성과(MBR)를 고려한 모형이다. 회계적 성과가 낮더라도 시장성과(MBR)가 높으면 경영자 교체 확률은 낮아지는 것으로 분석되었다. 총자산영업이익률(RAO)이 낮을수록 경영자 교체 확률은 높아지는데(-2.065), 시장성과인 MB비율은 이를 강화시키는 것으로 분석(0.251)되었다.

### 2.3 <모형3>의 분석결과

회계적 성과가 낮다 하더라도 전년도에 비해 회계적 성과가 향상되었다면 경영자 교체 확률은 낮아질 것으로 기대된다. 분석결과 자기자본순이익률(REE)은 유의한 결과를 얻지 못했다. 유의한 결과를 얻은 총자산영업이익률(RAO)의 경우 전년 대비 총자산영업이익률의 성장은 총자산영업이익률과 경영자교체의 음(-)의 관계를 강화시키나, 자기자본순이익률의 성장은 자기자본순이익률과 경영자교체의 음(-)의 관계를 완화시키는 결과를 얻었다.

대기업과 중견 및 중소기업으로 분류하여 재추정한 결과, 대기업에서는 회계성과의 성장이 회계성과와 경영자교체간의 음(-)의 관계에 있어서 조절효과가 없으나, 중견 및 중소기업의 경우에는 자기자본순

이익률의 성장은 조절효과가 없으나, 총자산영업이익률의 성장은 총자산영업이익률과 경영자교체에 있어서 음(-)의 관계를 강화시키는 것으로 나타났다. 회계적 성과가 낮을수록 경영자 교체확률은 높아지는데, 최대주주지분율이 높을수록 회계적 성과가 낮더라도 경영자교체 확률은 낮아진다. 총자산영업이익률이 낮을수록 경영자 교체확률이 높아지는데, 최대주주지분율이 높다면 총자산영업이익률이 낮아더라도 경영자 교체 확률은 낮아진다.

그러나 자기자본순이익률에 있어서는 최대주주지분율은 자기자본순이익률이 낮을 경우 경영자가 교체될 확률을 더욱 강화시키는 결과를 얻었다. 지분율 변수는 기업유형에 따라 경영자교체에 미치는 영향이 다른 것으로 나타났다. 총자산영업이익률로 회계성과를 측정한 경우 모든 지분율 변수는 경영자교체에 유의적인 음(-)의 영향을 미치나, 자기자본비율의 경우에는 최대주주지분율과 외국인투자자지분율만 유의적인 음(-)의 영향을 미치는 결과를 도출하였다. 대기업에서는 총자산영업이익률로 회계성과를 측정한 경우 외국인투자자지분율만 경영자교체에 유의적인 음(-)의 영향을 미치나, 중견 및 중소기업과 비재벌 기업에서는 모든 지분율 변수가 유의적인 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

자기자본순이익률로 측정한 경우는 중견 및 중소기업과 비재벌기업에서 대주주지분율만 경영자교체에 유의적인 음(-)의 영향을 미치는 결과를 얻었다. 모형2와 동일한 분석결과를 유지하기 위해서 재벌과 비재벌간 효과분석을 시도했으나 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못해 모형3에서의 재벌효과는 제외하였다.

## V. 결론

### 1. 연구결과 종합

본장에서는 연구의 결과를 요약 정리하고 본 연구의 한계점을 밝히고자 한다. 제1장 서론에서는 본 연구의 목적과 기존연구의 문헌연구를 통해서 본 연구의 차별적 시도를 밝혔다. 제2장 이론적 배경에서는 그간 진행되어 온 관련 선행연구를 크게 양분하여 이론적 체계를 정리하였다. 경영자교체의 요인분석에 관한 연구와 경영자교체가 시장에 미치는 영향에 관한 연구가 그것인데 이를 통해서 기존의 연구 결과를 체계적으로 정리하였다. 제3장에서는 본 연구의 목적을 달성하기 위한 연구설계를 진행하였다. 표본추출과정에 대한 상세내역을 제시하였으며 추출방법을 설명하였다. 본 연구에 적용된 자료는 2000년부터 2012년까지 한국거래소 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 표본기업을 대상으로 추출한 총 10,276개의 기업이다. 분석을 위해 3개의 모형을 설정하였으며, 모형을 통해서 연구목적을 달성하기 위한 추정방법론에 대한 상세 내용을 언급하였다. 제4장에서는 3장에서 분석된 자료와 추정방법을 통해 얻게 된 실증분석결과를 제시하였다. 불균형 패널자료를 이용한 패널자료분석법과 2단계 임의효과 패널 프로빗 모형을 사용하여 기업의 회계성과 저하가 경영자교체에 영향을 주는지에 대해 분석 결과를 제시하였다. 기업의 회계성과는 총자산영업이익률과 자기자본순이익률로 측정하였으며, 단순히 회계성과가 경영자교체에 미치는 영향 뿐 아니라 회계성과가 낮다하더라도 회계성과가 전년대비 상승한 경우나 시장성과가 높은 경우에는 경영자교체에 어떤 영향을 주는지에 대해서도 실증 분석하였다.

실증분석 결과, 회계성과를 측정한 총자산영업이익률과 자기자본순이익률이 낮을수록 경영자교체 확률은 유의적으로 높아지는 것으로 확인되었다. 또한 총자산영업이익률은 낮다 하더라도 총자산영업이익

률이 전년대비 성장한 것이라면 경영자교체확률은 낮아지는 것으로 분석되었다. 그러나 자기자본순이익률은 전년대비 성장이 오히려 경영자교체 확률을 높이는 것으로 나타났다. 한편, 회계성과와 경영자교체에 있어서 시장성과의 조절효과에 대해 분석한 결과, 총자산영업이익률이 낮을수록 경영자교체확률이 높아지는데 MB비율은 경영자 교체확률을 더 높이는 효과를 가지나, 자기자본순이익률에 있어서는 교체확률을 낮추는 효과를 가지는 것으로 분석되었다. 이외에도 지분율 변수의 경우, 기업유형에 따라 경영자교체에 미치는 영향이 다른 것으로 나타났으며, 특히 재벌기업에서는 모든 지분율 변수가 경영자교체에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

## 2. 연구의 한계점

본 연구는 국내 선행연구와는 달리 불균형 패널자료를 사용하여 단순 프로빗 모형에서 발생하는 편의와 회계성과의 내생성을 감안하여 회계성과가 경영자교체에 미치는 영향을 다각도로 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 소유경영자와 전문경영자 등 경영자의 개인적 특성을 고려하지 못했으며, 경영자의 교체가 자발적 교체인지 비자발적 교체인지 여부를 구분하지 못하였다는 한계점을 가지고 있다. 또한 기업의 영업성과와 투자자본성과라는 측면에서 경영성과를 총자산영업이익률과 자기자본순이익률로 측정하였으나, 이외의 다양한 성과변수를 고려한 경영자교체에 대한 연구가 추가로 이루어져야 할 것이다.