최고경영자 교체와 조세회피

고윤성(주저자)
한국외국어대학교 글로벌경영대학 부교수
(max0907@hufs.ac.kr)
기은선(교신저자)
고려대학교 경영학박사
(loveoah@naver.com)

본 연구는 최고경영자 교체 및 교체유형이 기업의 조세회피수준에 어떠한 영향을 미치는지 살펴본다. 조세회피를 과세관청에서 합법적인 절세행위로 인정할 것이냐는 상당한 시간이 흐른 후 실시되는 세무조사의 결과를 통해 확인되기 때문에 조세회피 노력에 대한 보상이 주어지는 시점과 세무위험이 실현되는 시점 간에는 상당한 시차가 존재한다. 만약 보상시점과 위험의 실현 시점에 최고경영자가 다르다면 전임경영자와 신임경영자간 이해상충으로 인해 기회주의적인 조세회피행위가 나타날 수 있다. 예를 들어 재임기간이 얼마 남지 않은 최고경영자는 조세회피전략의 실행으로 인해 발생하는 세무위험을 후임경영자에게 전가할 수 있기 때문에 조세회피에 보다 적극적일 것이다. 한편 최고경영자 교체가 조세회피에 미치는 영향은 최고경영자 교체가 자발적으로 이루어진 것인지, 강제적으로 이루어진 것인지에 따라 다를 수 있다. 자발적으로 교체된 최고경영자는 퇴임한 후에도 회사 경영에 계속 참여하는 경우가 많기 때문에 재임 마지막 기간이라 하더라도 지나치게 과도한 조세회피전략을 추구할 가능성이 낮을 것이다.
본 연구는 2001년부터 2011년까지 기간 중 최고경영자가 교체된 851개의 유가증권 및 코스닥상장기업을 대상으로 최고경영자 교체 및 교체유형과 조세회피와의 관련성을 검증했다. 분석결과 최고경영자 교체 이전연도가 교체 이후연도에 비하여 조세회피수준이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 또한 강제적으로 교체된 최고경영자는 자발적으로 교체된 최고경영자에 비하여 교체 이전 연도에 보다 적극적으로 조세회피를 하는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 최고경영자 교체가 기업의 재무보고(또는 이익조정) 또는 비대칭적 원가행태뿐 아니라 세무전략에도 유의한 영향을 미친다는 실증적 증거를 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

주제어: 최고경영자 교체, 조세회피, 자발적 교체, 강제적 교체

Ⅰ. 서 론

본 연구는 최고경영자 교체가 기업의 조세회피수준에 미치는 영향을 살펴본다. 조세회피는 조세로 인한 기업의 현금유출을 줄여 기업 가치에 긍정적인 영향을 미칠 뿐 아니라 세후이익을 높여 목표이익의 달성 가능성을 높인다(Dhaliwal et al. 2004; 고윤성 등 2007). 따라서 최고경영자 보상이 세후이익이나 주가와 연동되어 결정되는 경우에는 조세회피를 많이 할수록 보상이 증가한다(Phillips 2003; Powers et al. 2013). 그러나 다른 한 편으로 조세회피전략의 수립과 실행에 비용이 소요될 뿐만 아니라 탈세 판정을 받으면 최고경영자에 대한 문책과 명성훼손으로까지 이어질 수 있기 때문에 효익 뿐만 아니라 비용 역시 큰 전략이다. 이처럼 조세회피전략에는 효익과 비용이 동시에 수반되기 때문에 일반적으로 최고경영자는 조세회피전략으로 인하여 이익

최초투고일: 2014. 2. 11 수정일: (1차: 2014. 5. 12) 게재확정일: 2014. 5. 29

만 얻거나 혹은 손해만 입는 것이 아니다. 그러나 최고경영자가 교체되는 경우에는 조세회피전략으로 인하여 최고경영자는 이익만 얻거나 혹은 손해만 입는 예외적인 경우가 발생할 수 있다.

예를 들어, 조세회피전략의 실행으로 세금이 감소했을 때 이로 인한 이익증대, 연봉 인상 등 보상의 증가는 즉각적인 반면, 탈세행위 여부에 대한 판정은 추후에 세무조사 등을 통해 밝혀지기 때문에 조세회피로 인한 효익과 비용의 발생시점에는 일정한 시차가 존재한다. 만약 조세회피 노력에 대한 보상이 주어지는 시점과 세무위험이 실현되는 시점에 최고경영자가 상이하다면 전임경영자와 신임경영자간에 이해상충 문제가 발생할 수 있다. 예컨대 재임기간이 얼마 남지 않은 최고경영자는 조세회피전략의 실행으로 인해 발생하는 세무위험을 후임경영자에게 전가할 수 있기 때문에 조세회피전략에 보다 적극적일 것으로 예상된다. 반면 신임경영자는 전임경영자가 교체 직전에 실행한 무리한 조세회피전략 때문에 자신이 재임하는 기간 중에 탈세문제가 발생하는 것을 원하지 않기 때문에 새로운 조세회피전략의 실행보다 그 동안 누적된 세무위험을 해소하는 데 주력할 것이고, 신임초기에는 기업 경영 활성화 및 미래 전략방안 등을 찾는데 많은 고심을 할 것이기 때문에 당기 목표이익 증대 및 당기 보상 등을 위한 조세회피전략에는 소극적일 가능성이 존재한다. 따라서 최고경영자의 교체와 기업의 조세회피전략은 관련을 가질 것으로 예상된다.

한편 최고경영자 교체가 조세회피전략에 미치는 영향은 최고경영자 교체유형에 따라 다를 것으로 예상된다. 자발적으로 교체된 최고경영자는 퇴임한 후에도 해당 회사의 이사회 임원, 고문 등의 역할로 회사 경영에 계속 참여하는 경우가 많다(곽영민 · 최종서 2011; Pourciau 1993). 이러한 경우에는 교체된 최고경영자는 신임 최고경영자와 원만한 유대관계를 유지하고 있거나, 퇴직이후에도 회사와 지속적으로 관계를 유지하는 등 회계경영에 참여하기 때문에 재임 마지막 기간이라고 하더라도 후임경영자에게 부담이 될 수 있는 지나치게 과도한 조세회피전략을 추구할 가능성이 낮을 것으로 판단된다. 이러한 관점에서 최고경영자 교체 유형인 자발적 교체 혹은 강제적 교체는 조세회피전략과 관련성을 가질 것으로 예상된다.

본 연구는 2001년부터 2011년까지 기간 동안 유가증권 및 코스닥 상장기업을 대상으로 최고경영자 교체 및 교체유형과 조세회피전략과의 관련성을 검증한다. 본 연구에서 기업의 조세회피는 Desai & Dharmapala(2006) 모형을 사용하여 추정한다. 본 연구의 주요 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 최고경영자 교체 기업만을 대상으로 교체 전과 교체 후의 조세회피수준을 비교한 결과, 최고경영자 교체 후에 조세회피수준이 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다. 둘째, 최고경영자가 교체된 기업과 교체되지 않은 기업 간 조세회피수준을 비교한 결과, 최고경영자가 교체된 기업이 동종 산업에 속한 유사 규모의 다른 기업에 비해 조세회피수준이 유의하게 낮은 것으로 관찰됐다. 셋째, 최고경영자 교체 후 조세회피수준이 낮아지는 현상은 강제적 교체 기업에만 나타나며, 자발적 교체 기업에는 나타나지 않았다.

본 연구는 선행연구와 비교하여 다음과 같은 차별적 공헌점을 가진다. 첫째, 본 연구는 최고경영자 교체가 조세회피전략에 미치는 영향을 살펴본 최초의 연구라는 점에서 의의가 있다. 과거의 선행연구는 최고경영자 교체가 기업의 이익조정 및 비대칭적 원가행태에 유의한 변화를 가져올 수 있다는 연구결과를 보고하고 있지만(곽영민 · 최종서 2011; Pourciau

1993; 이아영 등 2007; 양대천 · 이경동 2013). 최고경영자 교체가 기업의 세무전략에 미치는 영향을 살펴본 연구는 전무하다. 본 연구는 최고경영자 교체가 비단 재무보고와 원가행태뿐 아니라 기업의 세무전략에도 유의한 영향을 미친다는 실증적 증거를 제시하였다는 점에서 선행연구를 확장하고 있다. 이와 더불어 본 연구는 최고경영자 교체유형에 따라 전임경영자와 신임경영자의 조세회피유인이 달라질 수 있음을 추가로 고려하였다는 점에서 차별적 공헌점을 가진다.

둘째, 그 간의 연구들이 기업 간 조세회피수준에 차이가 발생하는 원인을 찾는데 관심을 가졌다면 본 연구는 동일한 기업 내에서 시점별로 조세회피수준에 차이가 발생하는 원인을 살펴보았다는 점에서 차이가 있다. 과거의 연구들은 기업의 재무적인 특성이나 경영자능력이 기업 간 조세회피수준에 차이를 가져올 수 있다는 사실은 보여 주었으나(김진회 · 정재욱 2006; 고윤성 등 2007; 고창열 2013 등), 한 기업 내에서 시점별로 조세회피수준에 차이가 나타나는 현상에 대해서는 명확한 이유를 제시하지 못하고 있다. 이와 관련한 연구는 세무조사 전후의 조세회피 차이에 대해 살펴본 고성삼과 박상섭(2011)의 연구가 유일하다. 본 연구는 동일 기업에서 조세회피수준에 시점 간 차이가 발생하는 원인으로 선행연구에서 제시한 세무조사 이외에 최고경영자 교체를 추가로 제시하였다는 점에서 과거의 연구를 확장하고 있다.

셋째, 본 연구는 최고경영자 교체 전후에 나타나는 기업의 조세전략 변화에 과세관청이 보다 큰 주의와 관심을 기울일 필요가 있다는 정책적 시사점을 제시한다. 본 연구의 실증결과에 따르면 기업들은 최고경영자 교체 직전에는 공격적인 세무전략을 취하나, 교체 직후에는 그 경향이 현저히 완화되는 것으로 나타났다. 만약 과세관청이 최고경영자 교체시점을 전후로 기업의 세무전략이나 세무신고내용에 어떠한 변화가 있었는지 면밀히 분석하면 기업의 조세회피행위에 관해 보다 세부적인 정보를 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서 관련 선행연구를 살펴보고, 이에 근거하여 가설을 설정한다. 3장은 본 연구에서 사용한 연구모형과 표본선정 방법에 관해 기술한다. 4장에서 실증분석 결과를 제시하고, 마지막 5장에서 결론 및 한계점을 언급한다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 선행연구

본 연구와 관련된 선행연구는 크게 두 가지 분야로 나눌 수 있다. 첫 번째는 최고경영자 교체에 관한 연구이고, 두 번째는 조세회피에 관한 연구이다.

2.1.1 최고경영자 교체가 기업의 회계정책에 미치는 영향

최고경영자 교체 관련 연구들은 최고경영자 교체시점을 전후하여 나타나는 최고경영자의 기회주의적인 이익조정 행태에 초점을 맞추고 있다. 전임경영자는 더 많은 보상을 받기 위해 또는 임기연장이나 다른 회사로의 이직 가능성을 높이기 위해 재임 마지막 연도에 이익을 상향조정할 유인을 가진다. 반면 신임경영자는 저조한 경영성과에 대한 책임을 전임경영자에게 전가하고, 미래성과에 대한 기대치를

낮추기 위해 취임연도에 이익을 하향조정할 유인을 가진다. Dechow and Sloan(1991)에 따르면 전임경영자는 교체 직전 연구개발비와 광고비 삭감을 통해 보고이익을 상향조정하는 것으로 나타났다. 반면 신임경영자는 자신의 재임기간 동안 성과를 극대화하기 위해 부임 첫 해에 자산에 대한 특별상각(write-down)이나 음(-)의 재량적 발생액, 실물활동 이익조정 등을 통해 Big-Bath를 시도하는 것으로 나타났다(Strong and Meyer 1987; DeAngelo 1988; Pourciau 1993; Murphy and Zimmerman 1993; 이아영 등 2007; 박상수 · 전성빈 2008).

한편 최고경영자 교체와 이익조정과의 관련성은 최고경영자 교체유형에 따라 차이를 나타냈다. 최고경영자 교체는 전임경영자의 퇴임유형 및 신임경영자의 영입유형에 따라 자발적 교체와 강제적 교체, 외부영입과 내부승진으로 구분할 수 있다(곽영민 · 최종서 2011).[1] 선행연구에 따르면 신임경영자가 교체 연도에 이익을 하향조정하는 경향은 ⅰ)저조한 경영성과가 전임경영자의 교체사유인 경우, ⅱ)63세 미만의 나이로 전임경영자가 퇴임한 경우, ⅲ)전임경영자가 사내에 잔류하지 않은 경우에 더욱 현저한 것으로 관찰됐다(Murphy and Zimmerman, 1993; 이아영 등 2009). 또한 최고경영자 교체시점을 전후한 기회주의적인 이익조정은 기업지배구조의 건전성이 높을수록 줄어드는 반면 대리인비용이 높을수록 강화되는 것으로 나타났다(곽영민 · 최종서 2011).

양대천과 이경동(2013)은 최고경영자 교체가 비대칭적 원가행태에 미치는 영향을 살펴봤다. 일반적인 경우라면 전문경영자가 본인의 특권적인 소비를 위하여 과잉투자를 하기 때문에 원가의 하방경직성이 나타난다(Chen et al. 2012). 하지만 교체에 임박한 전문경영자는 단기이익을 높이고자 하는 유인이 강하므로 최대한 비용을 줄이고자 할 것이고, 이에 따라 최고경영자 교체 직전에는 원가의 하방경직성이 약화되는 것으로 나타났다.

2.1.2 조세회피의 결정요인

김진회와 정재욱(2006), 고윤성 등(2007)은 기업특성요인이 조세회피행위에 미치는 영향을 살펴봤다. 분석결과, 조세회피 추정금액은 자산규모의 변화, 조세부담수준, 세전이익의 변화, 수익성, 소유자지배기업 여부와는 양(+)의 관련성을, 조세혜택수준, 부채의 변화와는 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 정용수 등(2011)은 기업지배구조가 조세회피행위에 미치는 영향을 살펴봤다. 그 결과 기업지배구조가 조세회피행위에 영향을 미칠 것이라는 가설은 부분적으로만 지지됐다.

박미영(2012)은 비정상감사보수가 높을수록 감사인과 해당 기업 간에 경제적인 유대관계가 강화되어 조세회피가 늘어나나, 감사인의 세무조정서비스 제공여부는 조세회피에 유의한 영향을 미치지 않는다는 연구결과를 보고했다. 한편 기업소유구조가 조세회피행위에 미치는 영향을 살펴본 연구로는 박종국과 홍영은(2009), 강정연과 김영철(2012) 등의 연구가 있다. 이들의 연구에 따르면 지배주주지분율과 기관투자자지분율이 조세회피에 미치는 영향은 분석모형에 따라 그 결과가 혼재되어 나타나나, 외국인투자자지분율은 일관되게 조세회피와 강한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 고성삼과 박상섭(2011)은 세무조사추징세액을 공시한 기업을

1) 자발적 교체는 전임경영자가 자발적으로 퇴임한 경우를, 강제적 교체는 실적저조 등의 사유로 전임경영자가 강제로 퇴임 당한 경우를 말한다. 외부영입은 신임경영자를 기업외부에서 영입한 경우를, 내부승진은 신임경영자가 내부승진을 통하여 임명된 경우를 말한다.

대상으로 세무조사공시 전후에 조세회피 추정금액에 차이가 있는지 살펴봤다. 분석결과 세무조사 전에 비하여 세무조사 후에 조세회피를 더 하는 것으로 나타났다.

2.2 연구가설의 설정

조세회피전략은 조세로 인한 기업의 현금유출을 줄여 세후현금흐름 및 기업 가치를 높이는 효익을 가지며, 동일한 세전이익 하에서는 법인세비용을 최대한 낮추는 것이 세후이익을 높여 목표이익을 달성할 가능성을 높인다(Dhaliwal et al. 2004; 고윤성 등 2007; 박종일·전규안 2009). 만약 최고경영자 보상이 세후이익이나 주가, 목표이익 달성여부와 연동되어 결정되는 경우라면 최고경영자가 조세회피수준을 최대한 높이는 것이 자신의 보상을 극대화할 수 있다. 하지만 조세회피전략에는 비용이 수반되기 때문에 최고경영자가 조세회피수준을 항상 최고로 유지하는 것은 아니다. 대부분의 조세회피 행위는 탈세와 절세의 중간 지대에 위치한다. 따라서 과세관청의 판단에 따라 언제든지 탈세로 판정받을 위험이 상존한다. 만약 과세관청이 기업의 조세회피행위를 절세가 아닌 탈세로 판정하면 주가하락과 더불어 최고경영자의 명성훼손, 심하면 조세포탈로 최고경영자가 형사 처벌되는 상황까지 이를 수 있다(이병산·정재현 2008). 이처럼 조세회피전략은 최고경영자의 보상을 높이는 역할을 하나, 다른 한 편으로 탈세행위에 대한 책임문제를 수반하는 양면성을 지닌다.

따라서 일반적으로 최고경영자는 조세회피전략으로 인해 기대되는 효익과 비용을 동시에 고려하여 의사결정을 내릴 것이다. 하지만 최고경영자 교체라는 특수한 상황 하에서는 조세회피전략으로 인한 효익과 비용 중 어느 한 쪽 측면이 더욱 부각되는 상황이 발생할 수 있다. 조세회피전략으로 인한 효익 즉, 세후이익의 증가와 현금유출의 감소는 대체로 전략의 실행 즉시 그 효과가 나타나는 반면 탈세여부에 대한 판단은 상당한 시간이 경과된 후 세무조사 과정에서 밝혀지기 때문에 조세회피전략으로 인한 비용이 사후에 발생하게 된다. 즉 조세회피전략은 효익이 먼저 나타나고, 위험은 나중에 실현되는 특징이 있다. 만약 조세회피전략의 효익이 나타나는 시점과 위험이 실현되는 시점에 최고경영자가 동일하면 최고경영자간의 기회주의적인 행태는 나타나지 않을 것이다. 하지만 양 시점에 최고경영자가 다르다면 교체전 최고경영자와 교체후 최고경영자간 이해상충 문제가 발생할 수 있다.

예컨대 재임기간이 얼마 남지 않은 최고경영자는 탈세 여부에 대한 과세관청의 판단이 내려지기 전에 퇴임하기 때문에 조세회피전략으로 인한 위험 부담을 거의 지지 않으면서 효익만 취하는 것이 가능하다. 따라서 조세회피전략에 보다 적극적인 태도를 보일 가능성이 존재한다. 반면 신임 최고경영자는 자신이 관여하지 않은 과거의 전임 최고경영자의 의사결정 때문에 자신의 재임기간 중에 탈세로 인한 문제가 발생되는 것을 원하지 않을 것이기 때문에 취임 초기에는 적극적 조세회피전략을 시도하지 않을 가능성이 있다. 또한 취임 초기 기업 내에서의 업무 파악 및 미래 전략 구상 등으로 인해 당기 수익성 확대보다는 보다 장기적인 안목에서 의사결정을 할 가능성이 있기 때문에 조세회피전략을 통해 비용을 감소시켜 단기 이익을 향상시키는 데에는 다소 소극적인 태도를 보일 가능성이 존재한다. 이러한 관점에서 본 연구는 최고경영자 교체 후가 교체 전에 비해 조세회피수준이 낮을 것이라고 예상한다. 이를 검증하고자 다음과 같은 [가설 1]을 설정하였다.

연구가설 1: 최고경영자 교체 이전 연도에는 교체 이후 연도에 비하여 적극적으로 조세회피전략을 추구할 것이다.

한편 최고경영자 교체가 조세회피전략에 미치는 영향은 전임경영자의 퇴임유형에 따라 다를 수 있다. 경영자의 교체 유형은 크게 자발적 교체와 강제적 교체로 구분된다. 자발적 교체라 함은 임기 만료 등으로 인하여 최고경영자의 의사에 반하지 않는 교체를 의미하고, 강제적 교체는 실적악화 혹은 경영무능 등 최고경영자의 의사에 반하는 상황에 의하여 비자발적으로 교체되는 경우를 의미한다.

자발적 교체의 경우에는 전임 최고경영자는 퇴임 후에도 이사회임원이나 고문 등 신임 최고경영자의 의사결정에 영향력을 미칠 수 있는 위치에 잔류하여 신임 최고경영자와 긴밀한 유대관계를 형성하게 된다. 따라서 자발적으로 교체된 최고경영자는 교체 전에 사적편익을 추구하기 위하여 과도한 조세회피전략을 추구할 유인이 낮을 것으로 예상된다. 또한 교체 전에 과도한 조세회피를 통하여 사후적으로 발생 가능한 세무조사 등의 위험을 신임 최고경영자에게 전가시킬 유인 역시 낮을 것이다.

반면 강제적 교체의 경우 전임 최고경영자와 신임 최고경영자의 이해관계가 상충되기 때문에 양자가 모두 기회주의적인 유인을 가질 수 있다. 강제적으로 교체된 최고경영자는 더 이상 회사와 특별한 이해관계가 없기 때문에 미래에 회사 및 신임 최고경영자에 피해가 예상되는 상황이라 할지라도 자신의 사적편익 추구를 위해 조세회피수준을 최대로 높일 가능성이 있다. 또한 최고경영자가 강제 교체 되는 경우에는 교체 이후 회사에 잔류할 가능성이 낮으므로 교체 전에 일어난 탈세의심거래에 대한 책임을 신임 최고경영자에게 전가하기 용이하다. 이 경우 신임 최고경영자는 자신의 재임기간 중에 세금절감 효과를 극대화하기 위해 또는 자신이 관여하지 않은 전임 최고경영자의 무리한 조세회피전략 때문에 불필요한 세무위험을 떠맡지 않기 위해 취임 초기, 누적된 세무위험을 정리하고 조세회피수준을 최저로 낮추려는 유인을 가질 것으로 예상된다. 즉 최고경영자 교체라는 사건의 원인이 자발적 교체 혹은 강제적 교체인지에 따라 교체 전후에 조세회피전략의 가능성 및 정도는 상이하게 될 것으로 예상된다. 위에서 언급한 논의를 살펴볼 때 강제적으로 교체된 최고경영자는 자발적으로 교체된 최고경영자에 비해 교체 전에 보다 적극적으로 조세회피를 하고자 할 것으로 판단됨에 따라 이를 검증하기 위하여 다음과 같은 [가설 2]를 설정하였다.

연구가설 2: 강제적으로 교체된 최고경영자는 자발적으로 교체된 최고경영자보다 교체 이전 연도에 적극적으로 조세회피를 할 것이다.

III. 연구 설계 및 표본의 구성

3.1 연구모형 설정

3.1.1 최고경영자의 정의 및 교체유형 결정

본 연구에서 최고경영자는 사업보고서상 '대표이사'라는 직명을 가지는 상근임원 중 직급이 최상위인 사람으로 정의한다. 한편 최고경영자 교체형태는 자발적 교체와 강제적 교체로 구분한다. 최고경영자가 60세 미만의 나이로 퇴직했음에도 불구하고, 퇴직

후 임원의 역할을 부여받고 남아 있지 않은 경우에는 강제적 교체로 구분하고, 그 외의 경우는 자발적 교체로 구분한다(곽영민 · 최종서 2011).

3.1.2 조세회피금액 추정

본 연구는 최고경영자 교체와 조세회피와의 관계를 살펴본다. 본 연구에서 조세회피는 Desai & Dharmapala(2006)가 제안한 방법을 이용하여 추정한다. 동 방법에 따르면 조세회피는 식 (1)의 잔차로 측정되며, 재량적 발생액으로 설명되지 않는 세전이익과 과세소득의 차이(BTD)를 말한다.[2)]

$$BTD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DA_{it} + \epsilon_{it} \quad \cdots\cdots \text{식 (1)}$$

여기에서
BTD = (세전이익-추정과세소득)/기초 총자산
DA = 수정 Jones 모형(1991)에 따른 재량적 발생액
ε = 잔차항, 조세회피추정금액

3.1.3 연구모형

본 연구는 최고경영자 교체가 기업의 조세회피에 영향을 미치는지를 최고경영자 교체 전후와 교체유형으로 구분해 살펴본다. 이를 검증하기 위한 모형은 식 (2)와 같다.

$$TS = \beta_0 + \beta_1 CHG + \beta_2 Lag_ETR + \beta_3 ROE_{it} + \beta_4 INV_{it} + \beta_5 SIZE + \beta_6 LEV + \beta_7 DA + \beta_8 CASH + \beta_9 LSH + \beta_{10} FSH + ID + YD + \epsilon \quad \cdots\cdots \text{식 (2)}$$

여기에서
TS = 식 (1)을 이용하여 추정한 조세회피추정금액
CHG = 최고경영자 교체 이전 연도면 1, 교체 이후 연도면 0 또는 최고경영자교체기업이면 1, 아니면 0
Lag_ETR = 조세부담(전기 유효세율=법인세부담액/법인세비용차감전순이익)
ROE = 자기자본이익률(=당기순이익/자기자본)
INV = 투자수준(=(토지를 제외한 유형자산증감액+감가상각비+연구개발비)/총자산)
SIZE = 기업규모(자산총액의 자연로그)
LEV = 부채비율(=총부채/총자산)
DA = 이익조정측정치(수정 Jones 모형(1991)에 따른 재량적 발생액)
CASH = 현금보유수준(=(현금및현금등가물+단기금융상품)/총자산)
LSH = 대주주지분율
FSH = 외국인투자자지분율
ID = 산업더미
YD = 연도더미

식 (2)에서 종속변수인 조세회피추정금액(TS)은 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 방법으로 측정한다. CHG는 최고경영자 교체여부를 나타내는 더미변수로, 해당 연도에 최고경영자가 교체되었으면 1 아니면 0(또는 최고경영자 교체기업이면 1 아니면 0)의 값을 가지는 더미변수이다. 통제변수는 선행연구에서 조세회피에 영향을 미친다고 알려

2) BTD 계산을 위해서는 과세소득 자료가 필요하다. 그러나 과세소득은 비공개자료이기 때문에 본 연구는 박승식 등(2006)에 따라 산출한 추정과세소득을 사용하여 BTD를 계산한다. 이와 관련하여 전규안과 김철환(2008)은 BTD 계산시 과세소득을 추정과세소득을 이용하든 아니면 감사보고서상 주석 자료를 이용하든 관계없이 어떤 측정치를 이용하더라도 검증결과는 동일한 것으로 보고하고 있다. 박승식 등(2006)에 따르면 BTD를 구하기 위한 추정과세소득은 기업의 법인세부담액(=법인세비용+△이연법인세자산-△이연법인세부채)을 계산한 후, 이를 각 연도 법정최고세율로 나누어 산출한다.

진 다양한 변수들을 포함한다. 조세부담(Lag_ETR)은 전기 유효세율을, 자기자본이익률(ROE)은 기업의 수익성을 나타내는 변수로 법인세부담 및 이익수준이 높을수록 해당 과세기간에 조세부담을 줄이고자 할 유인이 높을 것으로 예상된다. 투자수준(INV)은 기업의 투자수준을 나타내는 변수이다. 세법은 기업의 투자를 장려하기 위하여 다양한 감면제도를 운영 중에 있는 바, 투자금액이 클수록 조세회피수준이 높을 것으로 예상된다. 기업규모(SIZE)는 기업규모가 클수록 규모의 경제에 의해 우월한 조세전략을 수립할 수 있는 측면과 정치비용가설에 입각하여 기업규모가 클수록 오히려 조세회피에 소극적일 가능성이 동시에 존재한다(박종국 · 홍영은 2009). 부채비율(LEV)은 부채로 인한 절세효과를 나타내는 변수로, 부채비율이 높을수록 기업이 비부채 감세수단을 사용할 유인이 줄어들 것으로 예상된다. 이익조정측정치(DA)는 수정 Jones(1991) 모형에 따른 재량적 발생액으로, 이익조정이 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위해 포함한다. 현금보유수준(CASH)은 기업의 현금보유수준을 나타내는 변수로, 현금보유수준이 낮을수록 조세로 인한 현금유출을 줄이기 위해 조세회피에 더욱 적극적일 것으로 예상된다. LSH과 FSH은 각각 대주주지분율과 외국인투자자지분율을 나타내는 변수로, 대주주지분율이 낮을수록, 외국인투자자지분율이 높을수록 보고이익을 희생해서 과세소득을 줄이고자 하는 유인이 적기 때문에 조세회피에 소극적일 것으로 예상된다. 산업과 연도의 특성을 통제하기 위하여 산업더미(ID)와 연도더미(YD)를 모형에 포함하였다.

본 연구는 크게 다음의 방법을 사용하여 최고경영자 교체가 조세회피전략에 미치는 영향을 살펴본다. 첫째, 최고경영자 교체 기업만을 대상으로, 교체 전후에 조세회피수준에 차이가 있는지 살펴본다. 둘째, 대응기업을 이용한 검증방법으로, 경영자교체기업과 같은 산업에 속하면서 가장 유사한 자산총액을 가진 3개 기업을 각각 대응기업으로 선정하여 경영자교체 기업과 비교체기업 간에 조세회피수준에 차이가 있는지 검증한다. 셋째, 최고경영자 교체를 자발적 교체와 강제적 교체로 구분하여 각 표본을 대상으로 교체유형에 따라 조세회피와 어떠한 관련성을 갖는지를 검증한다.

3.2 표본구성

본 연구는 2001년부터 2011년까지 기간 동안 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업 중 다음의 기준에 부합하는 기업을 표본으로 선정한다.

(1) 비금융업 기업으로 12월 결산법인
(2) 직전 2년 내에 최고경영자가 교체되지 않은 기업-연도
(3) 최고경영자 교체 직후 연도 분석에 필요한 자료가 모두 있는 기업-연도
(4) 연도별 · 산업별 관측치 숫자가 10개 이상인 산업에 속한 기업-연도
(5) 연구에 필요한 재무자료를 추출할 수 있는 기업-연도

본 연구의 표본선정과정은 〈표 1〉과 같다. 2001년부터 2011년까지 최고경영자가 교체된 상장기업은 모두 2,624개이다. 이 중 금융업에 속한 122개 기업-연도는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하여 다른 업종의 기업과 비교 · 분석이 어렵기 때문에 제외했다. 또한 결산월 차이에 따른 차이를 통제하기 위하여 표본을 12월 결산법인으로 한정했다. 직전 2년 내에 최고경영자가

〈표 1〉 표본선정기준

항목	교체 전후 1년간 비교	교체 전후 2년간 비교
2001년부터 2011년까지 CEO 교체기업	2,624	2,624
차감:		
- 금융업	(122)	(122)
- 결산월이 12월이 아닌 기업-연도	(142)	(142)
- 직전 2년(4년) 내에 CEO 교체가 일어난 기업-연도	(924)	(1,203)
- 교체직후 1년(2년) 내 자료, 재량적 발생액 또는 조세회피 추정액 자료가 없는 기업-연도	(511)	(573)
- 통제변수를 계산할 수 없는 기업-연도	(74)	(101)
최종 표본	851	483

교체된 924개 기업-연도는 -1년부터 +1년도 사이의 조세회피변동을 명확하게 관찰하기 부적합하다고 판단되어 분석대상에서 제외했다(곽영민 · 최종서 2011).[3] 본 연구는 -1년과 +1년의 조세회피전략을 비교하기 때문에 +1년에 자료가 없는 기업-연도 또한 표본에서 제외했다. 한편 본 연구는 연도별 · 산업별 관측치가 10개 이상인 산업을 대상으로 조세회피 및 재량적 발생액을 추정했다. 따라서 연도별 · 산업별 관측치가 10개 미만인 산업에 속한 기업-연도는 표본에서 제외했다.[4]

최고경영자 교체와 관련한 자료는 TS2000에서, 기타 재무 · 주가자료는 DataGuide5, NewKisValue에서 추출하여 사용하였으며, 이들 데이터베이스에 자료가 없는 기업은 분석대상에서 제외했다. 본 연구는 이상치로 인한 왜곡 및 표본의 손실을 줄이기 위해 상 · 하위 1%를 초과하는 극단치는 1%에 해당하는 값으로 조정했다. 이와 같은 표본추출과정을 거친 결과, 총 851개의 최고경영자 교체가 최종 표본으로 선정됐다.

Ⅳ. 실증분석 및 결과

4.1 기술통계량

〈표 2〉는 본 연구에서 사용한 851개 최고경영자 교체표본을, 최고경영자 교체유형별로 나누어 살펴본 표이다. 분석결과 자발적 교체는 516건(60.63%), 강제적 교체는 335건(39.37%)으로 강제적 교체보다 자발적 교체의 비율이 높은 것으로 나타났다.

〈그림 1〉은 최고경영자 교체기업의 교체 전후 3년간 조세회피수준의 변화를 살펴본 그래프이다. 아래 그림에서 보는 바와 같이 기업의 조세회피수준은 최

3) 예를 들어 최고경영자 교체가 2011년과 2013년, 총 두 번에 걸쳐 발생하였다면 2012년은 2011년에 발생한 최고경영자 교체의 다음 연도인 동시에 2013년에 발생한 최고경영자 교체의 직전 연도이다. 이 경우 2012년에 기업이 어떤 식의 조세회피전략을 펼지 정확히 예측할 수 없기 때문에 혼동효과(confounding effect)를 제거하기 위해 2013년도 최고경영자 교체를 표본에서 제외한다.

4) 본 연구는 표본 숫자가 지나치게 줄어드는 것을 방지하기 위해 과세표준이 양(+)인 기업-연도에 대한 제한요건을 두지 않았다. 하지만 과세표준이 양(+)인 기업-연도를 대상으로 가설 1, 2를 재검증한 결과 역시 동일하게 나타났다.

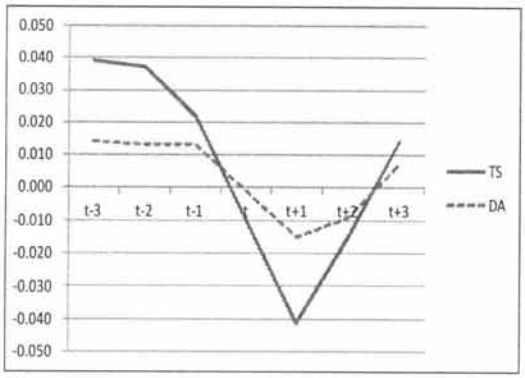
〈표 2〉 최고경영자 교체유형

유형	교체전후 1년간 비교		교체전후 2년간 비교	
	관측치	%	관측치	%
자발적 교체	516	60.63	308	63.77
강제적 교체	335	39.37	175	36.23

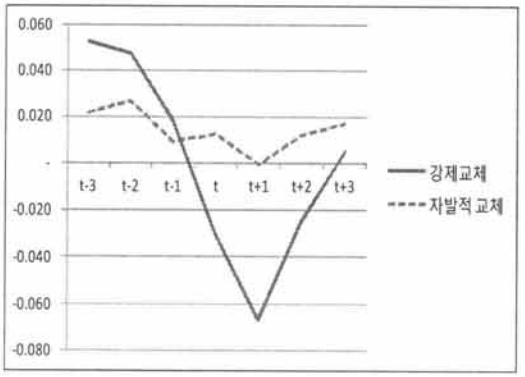
고경영자 교체 당해 연도 및 교체 1년 후에는 급속히 감소하다가 교체 3년 이후 교체 이전 수준으로 증가하는 것을 확인할 수 있다. 〈그림 2〉는 최고경영자 교체유형(자발적 교체/강제적 교체)별로 나누어, 최고경영자 교체기업의 교체 전후 3년간 조세회피수준의 변화를 살펴본 그래프이다. 아래 그림에서 보는 바와 같이 최고경영자 교체 후 조세회피수준이 큰 폭으로 낮아지는 현상이 자발적 교체보다 강제적 교체에서 더욱 뚜렷이 나타고 있음을 확인할 수 있었다. 이러한 현상은 본 연구에서 설정한 가설과도 일치하는 현상이므로, 보다 심도 있게 살펴보기 위하여 실증분석을 실시하고자 한다.

〈표 3〉은 최고경영자 교체기업의 교체 전 · 후 TS와 DA의 분포변화를 살펴본 결과이다. 먼저 조세회피추정금액(TS)과 재량적 발생액(DA)을 기준으로 전체 표본을 5분위수 집단으로 구분 후 최고경영자 교체를 전후하여 각 집단에 속한 관측치 숫자가 어떻게 변했는지 살펴보았다. 분석결과 TS와 DA가 모두 하위 20%에 속하는 집단은 교체 전 34개에서 교체 후 86개로, 2배 이상 큰 폭으로 증가를 나타냈다. 반면 TS와 DA가 모두 상위 20%에 속하는 집단은 교체 전 22개에서 교체 후 15개로 감소했다. 빈도수를 보면 교체 전에는 (TS=2, DA=4)집단이 67개로 가장 많았고, 교체 후에는 (TS=1, DA=1) 집단이 86개로 가장 많았다. 이러한 결과를 종합하여 보면 최고경영자 교체 후 기업의 이익조정과 조세회피수준이 모두 유의하게 감소하였음을 알 수 있다.

〈표 4〉는 주요 변수들의 기술통계량을 요약한 결과이다. 패널 A는 최고경영자 교체 기업을 대상으로



〈그림 1〉 최고경영자 교체 전후 3년간 조세회피 추세분석



〈그림 2〉 최고경영자 교체 전후 3년간 조세회피 추세분석 (자발적 교체 vs. 강제적 교체)

〈표 3〉 최고경영자 교체기업의 교체 전·후 TS와 DA의 분포변화

패널 A: CEO교체 직전 연도

TS \ DA	1(Low)	2	3	4	5(High)	합계
1 (Low)	34	22	25	27	48	156
2	13	34	38	67	44	196
3	20	55	62	42	18	197
4	29	48	44	30	21	172
5 (High)	34	37	20	17	22	130
합계	130	196	189	183	153	851

패널 B: CEO교체 직후 연도

TS \ DA	1(Low)	2	3	4	5(High)	합계
1 (Low)	86	30	31	38	64	249
2	19	25	37	57	30	168
3	13	50	47	41	16	167
4	29	61	32	31	8	161
5 (High)	35	27	16	13	15	106
합계	182	193	163	180	133	851

교체 전후에 조세회피수준에 차이가 있는지를 분석하기 위해 사용한 1,702개 표본의 기술통계량이고, 패널 B는 최고경영자 교체기업과 비교체기업간 조세회피수준에 차이가 있는지를 분석하기 위해 사용한 3,404개 표본의 기술통계량이다. 패널 A부터 살펴보면 TS와 DA의 평균(중간값)은 각각 -0.009(-0.000)와 -0.001(0.001)로, 0에 가까운 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 〈그림 1〉에서 보듯이 -1년에는 TS와 DA가 양(+)의 값을 가지나, +1년에는 반대로 음(-)의 값을 가지기 때문에 두 값이 상쇄되어 0에 근사한 값을 가지는 것으로 판단된다. 최고경영자 교체기업의 ROE의 평균과 중간값은 각각 -0.026과 0.007로 서로 다른 부호를 가지며, 특히 최소값이 -3.558으로 상당히 낮았다.[5] 조세부담(Lag_ETR)의 평균은 0.223으로, 최고경영자 교체기업은 세전이익의 약 22.3%를 법인세로 부담하고 있는 것으로 나타났다. 기타 통제변수들의 기술통계량을 살펴보면 최고경영자 교체기업의 부채비율(LEV)의 평균은 0.435, 대주주지분율(LSH) 및 외국인투자자지분율(FSH)의 평균은 각각 41.9%와 7.7%로 나타났다.

패널 B는 경영자 교체기업과 3배수에 해당하는

5) 이러한 결과는 크게 두 가지로 해석이 가능하다. 첫 번째는 극심한 실적부진으로 최고경영자가 교체된 기업이 표본에 포함됐기 때문일 수 있고, 또 다른 이유는 교체 당해 연도에 나타나는 Big Bath 현상의 효과일 수 있다.

〈표 4〉 주요 변수의 기술통계량

패널 A: 최고경영자 교체기업 (N=1,702)[1)]

변수명	평균	표준편차	최소값	중간값	최대값
TS	-0.009	0.131	-0.474	-0.000	0.513
Lag_ETR	0.223	0.331	0.000	0.165	2.364
ROE	-0.026	0.501	-3.558	0.070	0.651
INV	0.082	0.074	0.000	0.062	0.378
SIZE	25.737	1.620	22.981	25.432	30.543
LEV	0.435	0.200	0.060	0.433	0.956
DA	-0.001	0.146	-0.564	0.001	0.535
CASH	0.147	0.147	0.001	0.100	0.685
LSH	41.910	17.457	3.551	41.500	80.000
FSH	7.768	13.064	0.000	1.257	61.965

1) 최고경영자 교체 직전연도 표본 851개와 교체 직후연도 표본 851개로 구성

패널 B: 전체기업 (N=3,404)[1)]

변수명	평균	표준편차	최소값	중간값	최대값
TS	0.015	0.120	-0.320	0.007	0.545
Lag_ETR	0.215	0.248	0.000	0.178	1.594
ROE	0.044	0.243	-1.495	0.077	0.490
INV	0.081	0.072	0.000	0.062	0.364
SIZE	25.728	1.533	23.239	25.405	30.195
LEV	0.425	0.198	0.046	0.426	0.910
DA	0.007	0.116	-0.442	0.007	0.335
CASH	0.153	0.150	0.000	0.105	0.665
LSH	38.259	19.827	0.000	38.600	80.470
FSH	6.751	11.626	0.000	0.744	53.967

1) 최고경영자 교체기업 851개와 대응기업(비교체기업) 2,553개로 구성
2) 변수의 정의는 식 (2) 참조

대응표본을 합친 전체기업 표본의 기술통계량으로, TS와 DA의 평균은 각각 0.015와 0.007로 나타났다. ROE의 평균과 중간값은 0.044와 0.077으로, 두 값 모두 양(+)의 부호를 가졌다. 기타 통제변수들을 살펴보면 부채비율(LEV)의 평균은 0.425, 대주주지분율(LSH) 및 외국인투자자지분율(FSH)의 평균은 각각 38.2%와 6.7%로 나타났다.

〈표 5〉는 주요 변수들의 단일변량분석 결과이다. 패널 A는 최고경영자 교체 기업을 대상으로, 교체시점을 전후로 주요 변수들의 평균값에 유의한 변화가 있었는지 살펴본 결과이다. 패널 B는 최고경영자 교체기업과 비교체기업 간에 주요 변수들의 평균값에

〈표 5〉 주요 변수의 단일변량분석

패널 A: 최고경영자 교체기업 (N=1,702)

변수명	교체 전후 1년 비교			교체 전후 2년 비교		
	교체 전 (가)	교체 후 (나)	차이분석[2] (나-가)	교체 전 (가)	교체 후 (나)	차이분석[2] (나-가)
TS	0.008	-0.026	-0.034*** (-5.32)	0.011	-0.008	-0.019*** (-3.48)
Lag_ETR	0.228	0.218	-0.010 (-0.64)	0.239	0.217	-0.022 (-1.63)
ROE	0.052	-0.105	-0.157*** (-6.52)	0.069	-0.014	-0.083*** (-5.78)
INV	0.086	0.078	-0.008* (-2.31)	0.086	0.074	-0.012*** (-3.68)
SIZE	25.646	25.829	0.183* (2.33)	25.534	25.832	0.298*** (4.17)
LEV	0.424	0.447	0.023* (2.36)	0.411	0.418	0.007 (0.79)
DA	0.012	-0.014	-0.026*** (-3.59)	0.011	0.001	-0.010 (-1.63)
CASH	0.162	0.132	-0.030*** (-4.19)	0.171	0.141	-0.030*** (-4.19)
LSH	42.931	40.889	-2.042* (-2.42)	41.445	41.551	0.106 (0.13)
FSH	7.526	8.009	0.483 (0.76)	7.718	8.508	0.790 (1.28)

1) 최고경영자 교체 직전 연도와 직후 연도의 차이를 비교하기 위하여 대응표본 t-test를 실시함

패널 B: 전체기업 (N=3,404)

변수명	교체연도			교체 다음연도		
	교체기업 (가)	비교체기업 (나)	차이분석[2] (나-가)	교체기업 (가)	비교체기업 (나)	차이분석[2] (나-가)
TS	-0.006	0.022	0.028*** (6.02)	-0.009	0.023	0.032*** (6.10)
Lag_ETR	0.215	0.215	0.000 (-0.01)	0.235	0.236	0.001 (0.03)
ROE	-0.008	0.061	0.069*** (7.23)	-0.057	0.006	0.063 (1.25)
INV	0.079	0.082	0.003 (1.12)	0.08	0.083	0.003 (0.89)
SIZE	25.761	25.717	-0.044 (-0.73)	25.768	25.717	-0.051 (-0.83)
LEV	0.433	0.422	-0.011 (-1.39)	0.436	0.427	-0.009 (-1.01)
DA	0.001	0.009	0.008 (1.90)	-0.007	0.009	0.016** (2.74)
CASH	0.152	0.153	0.001 (0.18)	0.153	0.154	0.001 (0.06)
LSH	42.152	36.961	-5.191*** (-6.66)	42.195	37.038	-5.157*** (-6.56)
FSH	7.680	6.441	-1.239** (-2.69)	7.889	6.566	-1.323** (-2.71)

1) 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) 최고경영자 교체 기업과 비교체기업의 차이를 비교하기 위하여 대응표본 t-test를 실시함
3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

유의한 차이가 있는지 대응표본 t검정을 실시한 결과이다. 먼저 패널 A부터 살펴보면 TS는 교체 전 0.008에서 교체 후 -0.026으로 감소하였으며, 이러한 차이는 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 최고경영자 교체 후가 교체 전에 비해 유의하게 조세회피수준이 낮다는 것을 보여준다. 한편 자기자본이익률(ROE)과 DA는 교체 전에는 양(+)의 값을 가지나, 교체 후에는 음(-)의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 전임경영자는 양(+)의 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 높이는 반면 신임경영자는 음(-)의 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 낮춘다는 선행연구 결과와 일치한다. 조세부담(Lag_ETR)은 교체 전후에 유의한 차이를 보이지 않았는데, 이는 최고경영자 교체가 세전이익과 과세소득을 동시에 낮추기 때문으로 판단된다. 한편 최고경영자 교체 후 투자(INV)와 현금보유(CASH), 대주주지분율(LSH)은 낮아진 반면 기업규모(SIZE)는 커지고, 부채비율(LEV)은 높아진 것으로 나타났다. 초과현금 및 과잉투자는 대리인비용과 연결되는 바, 최고경영자 교체 후 CASH 및 INV이 낮아졌다는 것은 대리인문제가 완화되었음을 시사한다.

패널 B를 살펴보면 최고경영자 교체기업의 TS는 -0.006으로 음(-)의 값을 가지는 반면 비교체기업은 0.022로 양(+)의 값을 보이며, 두 값의 차이는 1% 수준에서 유의했다. 이는 동종 산업에 속한 유사기업에 비해 최고경영자 교체 기업이 유의하게 조세회피수준이 낮다는 것을 보여주는 결과로, 최고경영자 교체가 기업 간 조세회피수준에 차이를 가져오는 요인 중 하나임을 시사한다. 한편 교체연도에 교체기업의 ROE는 -0.008로 음(-)의 값을 가지는 반면 비교체기업은 0.061로 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 최고경영자 교체가 부진한 실적 때문일 수 있음을 시사한다. 한편 SIZE는 교체기업과 비교체기업간 유의한 차이가 나타나지 않았는데, 이는 자산총액을 사용한 교체기업과 비교체기업간 대응(matching)이 적절하였음을 의미한다. 한편 교체기업은 비교체기업에 비해 LSH 및 FSH이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 그 외 기타변수에 있어서는 교체기업과 비교체기업간에 유의한 차이가 관찰되지 않았다.

〈표 6〉은 주요 변수 간 피어슨 상관관계를 보여준다. 대각선을 중심으로 좌하방이 최고경영자 교체기업의 교체 전후를 비교하기 위한 표본(이하 "최고경영자 교체기업 표본")의 피어슨 상관관계를, 우상방이 최고경영자 교체 기업과 비교체 기업을 비교하기 위한 표본(이하 "전체기업 표본")의 피어슨 상관계수를 보여준다. 최고경영자 교체기업 표본(좌하방)부터 살펴보면, TS는 CHG 그리고 FC와 -0.13과 -0.12로, 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 최고경영자 교체 후가 교체 전에 비해 조세회피수준이 낮다는 것을 시사한다. 이 외에도 TS는 ROE, INV, SIZE, DA, CASH, LSH와는 양(+)의 상관관계를, LEV와는 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이러한 결과는 수익성과 투자수준이 높을수록, 기업규모가 클수록, 현금보유수준, 대주주지분율이 높을수록 조세회피수준이 높다는 것을 뜻한다.

다음으로 전체기업 표본(우상방)의 결과를 살펴보면 TS는 CHG 그리고 FC와 -0.10과 -0.07로 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 관찰됐다. 이는 최고경영자 교체 기업이 유사한 규모를 가진 동종 산업 내 비교체기업에 비해 조세회피수준이 낮다는 것을 시사한다. 한편 TS는 ROE, INV, SIZE, CASH, LSH와는 유의한 양(+)의 상관관계를, Lag_ETR, LEV, DA와는 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 수익

〈표 6〉 주요 변수의 상관관계

변수명[2]	TS	CHG	FC	Lag_ ETR	ROE	INV	SIZE	LEV	DA	CASH	LSH	FSH
TS		-0.10***	-0.07***	-0.04**	0.36***	0.08***	0.08***	-0.12***	-0.09***	0.07***	0.04**	0.04**
		(0.00)	(0.00)	(0.03)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.04)
CHG	-0.13***		0.00	0.00	-0.12***	-0.02	0.01	0.02	-0.03*	-0.00	0.11***	0.05**
	(0.00)		(1.00)	(1.00)	(0.00)	(0.26)	(0.47)	(0.16)	(0.06)	(0.86)	(0.00)	(0.01)
FC	-0.12***	0.00		-0.04**	-0.05***	0.03	-0.21***	-0.06***	-0.00	0.14***	-0.08***	-0.08***
	(0.00)	(1.00)		(0.01)	(0.00)	(0.14)	(0.00)	(0.00)	(0.92)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Lag_ETR	0.03	-0.02	-0.06**		0.02	-0.07***	0.03	0.03	-0.02	-0.02	0.03*	0.02
	(0.20)	(0.52)	(0.01)		(0.20)	(0.00)	(0.10)	(0.13)	(0.36)	(0.18)	(0.06)	(0.15)
ROE	0.47***	-0.16***	-0.14***	0.07***		0.09***	0.02	-0.27***	0.27***	0.16***	-0.00	0.12***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)		(0.00)	(0.15)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.99)	(0.00)
INV	0.06**	-0.06**	0.08***	0.01	0.02		-0.05***	0.07***	-0.15***	-0.11***	-0.10***	0.02
	(0.01)	(0.02)	(0.00)	(0.82)	(0.34)		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.25)
SIZE	0.16***	0.06**	-0.21***	0.02	0.12***	-0.04*		0.26***	-0.06***	-0.29***	0.07***	0.46***
	(0.00)	(0.02)	(0.00)	(0.47)	(0.00)	(0.06)		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
LEV	-0.18***	0.06**	0.02	-0.02	-0.29***	0.07**	0.21***		-0.11***	-0.43***	-0.13***	-0.09***
	(0.00)	(0.02)	(0.31)	(0.45)	(0.00)	(0.01)	(0.00)		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
DA	0.10***	-0.09***	-0.01	-0.04*	0.36***	-0.08***	-0.00	-0.17***		-0.02	0.04**	-0.04**
	(0.00)	(0.00)	(0.58)	(0.06)	(0.00)	(0.00)	(0.87)	(0.00)		(0.24)	(0.02)	(0.02)
CASH	0.09***	-0.10***	0.09***	0.01	0.11***	-0.08***	-0.28***	-0.39***	0.03		-0.03*	0.06***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.64)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.24)		(0.08)	(0.00)
LSH	0.18***	-0.06**	-0.13***	0.05**	0.21***	-0.03	0.01	-0.15***	0.11***	-0.01		0.03**
	(0.00)	(0.02)	(0.00)	(0.03)	(0.00)	(0.15)	(0.66)	(0.00)	(0.00)	(0.56)		(0.04)
FSH	0.06**	0.02	-0.09***	0.01	0.11***	0.02	0.44***	-0.10***	-0.01	0.05**	-0.06**	
	(0.01)	(0.45)	(0.00)	(0.77)	(0.00)	(0.31)	(0.00)	(0.00)	(0.57)	(0.04)	(0.01)	

1) 대각선을 중심으로 좌하방이 최고경영자 교체기업 표본의 피어슨 상관관계를, 우상방이 전체기업 표본의 피어슨 상관계수를 나타냄
2) FC: 강제적 교체기업이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

성과 투자수준이 높을수록, 기업규모가 클수록, 현금보유수준과 대주주지분율이 높을수록, 전기 유효세율과 부채비율이 낮고, 재량적 발생액이 작을수록 조세회피수준이 높다는 것을 뜻한다. 주목할 점은 최고경영자 교체기업 표본에서 TS는 DA와 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 반면 전체기업 표본에서 TS는 DA와 유의한 음(-)의 상관관계를 가진다는 점이다. 최고경영자가 양(+)의 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 높일 경우, 과세소득 또한 같이 높아지기 때문에 TS와 DA는 음(-)의 상관관계를 가지는 것이 통상적이다. 이 때문에 전체기업 표본에서 TS가 DA와 유의한 음(-)의 상관관계를 가진 것으로 판단된다. 하지만 최고경영자 교체 기업은 전임경영자와 신임경영자간 이해관계 불일치로, 신임경영자가 음(-)의 이익조정을 통해 오히려 보고이익을 낮추려는 유인을 가지기 때문에 TS와 DA가 일반적인 경우와 달리 유의한 양(+)의 상관관계를 보이는 것으로 판단된다.

4.2 회귀분석결과

〈표 7〉과 〈표 8〉은 가설 1에 대한 검증결과로, 최고경영자 교체와 조세회피전략과의 관련성을 살펴봤다. 먼저 〈표 7〉은 최고경영자 교체 기업을 대상으로, 교체 전후에 조세회피수준에 차이가 있는지 살펴본 회귀분석 결과이다. 〈표 7〉에서 CHG는 최고

〈표 7〉 최고경영자 교체기업의 교체 전 · 후 조세회피 비교

변수명	모형 1 (교체 직전 1년간 vs. 직후 1년간)		모형 2 (교체 직전 2년간 vs. 직후 2년간)	
상수	-0.28***	(-4.85)	-0.16***	(-3.08)
CHG	-0.01**	(-2.27)	-0.01*	(-1.68)
LAG_ETR	-0.01	(-0.66)	-0.02**	(-2.43)
ROE	0.11***	(17.16)	0.18***	(20.79)
SIZE	0.01***	(5.42)	0.01***	(4.15)
LEV	-0.05***	(-3.03)	-0.05***	(-3.45)
DA	-0.07***	(-3.32)	-0.16***	(-8.02)
CASH	0.07***	(3.13)	0.06***	(3.02)
LSH	0.00***	(3.24)	0.00	(0.65)
FSH	-0.00**	(-2.53)	-0.00**	(-2.42)
연도더미	포함		포함	
산업더미	포함		포함	
N	1,702		1,932	
Adj. R^2	0.28		0.26	
F-value	22.53***		24.19***	
MAX VIF	3.41		4.59	

1) CHG: 최고경영자 교체 이후 기간이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

경영자 교체 이후 기간이면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 모형 1은 최고경영자 교체 직전 1년(-1년)과 교체 직후 1년(+1년)의 조세회피수준을 비교한 결과이고, 모형 2는 최고경영자 교체 직전 2년(-2년, -1년)과 교체 직후 2년(+1년, +2년)의 조세회피수준을 비교한 결과이다. 분석결과 CHG의 회귀계수는 -0.01로 5%(모형 1) 또는 10%(모형 2) 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 교체 이전 연도가 교체 이후 연도에 비하여 조세회피수준이 높다는 것을 보여주는 결과로, 가설 1을 지지하는 결과이다. 기타 통제변수의 경우 ROE, SIZE, CASH는 유의한 양(+)의 값을, LEV, DA, FSH는 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 수익성이 높고, 기업규모가 크며, 현금보유수준이 높을수록 조세회피수준이 높은 반면 부채비율과 재량적 발생액, 외국인투자자지분율이 높을수록 조세회피수준이 낮다는 것을 보여준다. 한편 모형의 수정 R^2는 26~28%로 설명력이 비교적 높은 편이며, VIF는 3.41과 4.59로 다중공선성의 문제는 크지 않은 것으로 판단된다.

다음으로 〈표 8〉은 최고경영자 교체기업과 같은 산업에 속하면서 가장 유사한 자산총액을 가진 3개 기업을 각각 대응기업으로 선정하여 최고경영자 교

〈표 8〉 최고경영자 교체기업과 비교체기업의 조세회피 비교

변수명	모형 1 (교체 연도)		모형 2 (교체 다음 연도)	
상수	-0.13***	(-3.11)	-0.39***	(-9.77)
CHG	-0.02***	(-3.89)	-0.02***	(-4.71)
LAG_ETR	-0.02**	(-2.23)	-0.00	(-0.64)
ROE	0.20***	(23.37)	0.09***	(20.45)
INV	0.03	(0.94)	0.10***	(3.91)
SIZE	0.01***	(3.54)	0.02***	(10.20)
LEV	-0.02**	(-2.13)	-0.10***	(-9.18)
DA	-0.20***	(-11.72)	-0.07***	(-4.36)
CASH	0.03*	(1.76)	0.06***	(3.98)
LSH	0.00*	(1.94)	0.00*	(1.88)
FSH	-0.00***	(-3.18)	-0.00***	(-4.34)
연도더미	포함		포함	
산업더미	포함		포함	
N	3,404		3,404	
Adj. R^2	0.21		0.25	
F-value	33.71***		41.75***	
MAX VIF	2.28		2.28	

1) CHG: 최고경영자 교체기업이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

체기업과 비교체기업 간에 조세회피수준에 차이가 있는지 살펴본 회귀분석 결과이다. 〈표 8〉에서 CHG는 최고경영자 교체 기업이면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 모형 1은 교체연도(t=0), 모형 2는 교체 다음 연도(t=1)에 교체기업과 대응기업 간에 조세회피수준에 차이가 있는지 살펴본 결과이다. 분석결과 CHG의 회귀계수는 모형 1과 모형 2 모두에서 -0.02로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 최고경영자 교체 기업이 동종 산업에 속한 유사 규모의 비교체 기업에 비해 조세회피수준이 유의하게 낮다는 것을 의미한다. 한편 통제변수를 살펴보면 ROE, SIZE, CASH는 유의한 양(+)의 값을, LEV, DA, FSH는 유의한 음(-)의 값을 가져 〈표 7〉과 유사한 결과를 나타냈다.

〈표 9〉와 〈표 10〉은 가설 2에 대한 검증결과로, 최고경영자 교체를 자발적 교체와 강제적 교체로 구분하여 각 표본을 대상으로 조세회피와 어떠한 관련성을 갖는지 살펴본 회귀분석 결과이다. 구체적으로 〈표 9〉는 교체 기업의 교체 전 · 후 조세회피수준을 비교한 〈표 7〉의 결과가 교체유형에 따라 차이가 있는지 살펴본 결과이고, 〈표 10〉은 교체기업과 비교

〈표 9〉 최고경영자 교체기업의 교체 전 · 후 조세회피 비교 (자발적 교체 vs. 강제적 교체)

변수명	교체 직전 1년간 vs. 직후 1년간				교체 직전 2년간 vs. 직후 2년간			
	모형 1-1 (자발적 교체)		모형 1-2 (강제적 교체)		모형 2-1 (자발적 교체)		모형 2-2 (강제적 교체)	
상수	-0.18***	(-2.59)	-0.36***	(-3.33)	-0.04	(-0.58)	-0.27***	(-2.66)
CHG	0.00	(0.64)	-0.04***	(-3.66)	0.00	(0.07)	-0.03**	(-2.29)
LAG_ETR	-0.01	(-1.07)	-0.00	(-0.21)	-0.03***	(-2.94)	-0.00	(-0.33)
ROE	0.19***	(12.60)	0.04***	(8.17)	0.20***	(13.62)	0.13***	(12.61)
INV	0.05	(1.02)	0.23***	(3.45)	-0.05	(-1.09)	0.17***	(2.87)
SIZE	0.01***	(3.43)	0.01***	(3.38)	0.00*	(1.93)	0.01***	(2.78)
LEV	-0.05***	(-2.66)	-0.06**	(-2.18)	-0.05***	(-2.85)	-0.04	(-1.35)
DA	-0.19***	(-6.47)	0.05	(1.56)	-0.25***	(-8.85)	-0.02	(-0.89)
CASH	-0.02	(-0.86)	0.15***	(3.94)	-0.02	(-0.76)	0.15***	(4.66)
LSH	0.00	(1.01)	0.00***	(3.25)	-0.00	(-0.89)	0.00	(1.54)
FSH	-0.00***	(-3.24)	0.00	(0.12)	-0.00***	(-2.59)	0.00	(0.16)
연도더미	포함		포함		포함		포함	
산업더미	포함		포함		포함		포함	
N	1,032		670		1,232		700	
Adj. R^2	0.21		0.29		0.20		0.32	
F-value	10.31***		10.30***		11.26***		11.98***	
MAX VIF	3.92		3.34		4.14		5.84	

1) CHG: 최고경영자 교체 이후 기간이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

체기업의 조세회피수준을 비교한 〈표 8〉의 결과가 교체유형에 따라 차이가 있는지 살펴본 결과이다. 분석결과 CHG의 회귀계수는 강제적 교체일 때만 유의한 음(-)의 값을 가지며, 자발적 교체인 경우에는 유의한 값을 가지지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 교체 전에 비해 교체 후가 조세회피수준이 낮은 현상(표 7) 또는 교체기업이 비교체기업에 비해 조세회피수준이 낮은 현상(표 8)이 강제적 교체기업에만 나타나며, 자발적 교체기업에는 나타나지 않는다는 것을 의미한다. 이는 강제적으로 교체된 최고경영자가 자발적으로 교체된 최고경영자에 비하여 교체 이전 연도에 더욱 적극적으로 조세회피를 할 것이라는 가설 2의 주장을 지지하는 결과이다.

4.3 추가분석결과

4.3.1 교체 직전 연도와 교체연도 비교

최고경영자가 연도 중간에 교체되는 경우, 교체연도의 실적에는 전임경영자의 성과와 신임경영자의

〈표 10〉 최고경영자 교체기업과 비교체기업의 조세회피 비교
(강제적 교체 vs. 자발적 교체)

변수명	교체 연도				교체 다음 연도			
	모형 1-1 (자발적 교체)		모형 1-2 (강제적 교체)		모형 2-1 (자발적 교체)		모형 2-2 (강제적 교체)	
상수	-0.10*	(-1.91)	-0.18***	(-2.66)	-0.40***	(-8.04)	-0.37***	(-5.41)
CHG	-0.01	(-1.28)	-0.03***	(-4.46)	-0.01	(-1.38)	-0.04***	(-5.77)
LAG_ETR	-0.02**	(-2.34)	-0.00	(-0.05)	-0.01	(-1.10)	0.01	(0.72)
ROE	0.20***	(14.15)	0.20***	(18.45)	0.08***	(10.76)	0.06***	(14.25)
INV	0.04	(1.06)	0.04	(1.02)	0.11***	(3.34)	0.10**	(2.40)
SIZE	0.00**	(2.17)	0.01***	(2.93)	0.02***	(8.75)	0.02***	(5.44)
LEV	-0.03**	(-2.09)	-0.02	(-1.12)	-0.12***	(-8.89)	-0.09***	(-4.75)
DA	-0.19***	(-7.89)	-0.20***	(-8.38)	-0.06***	(-2.69)	-0.05**	(-2.13)
CASH	0.02	(0.96)	0.04*	(1.85)	0.06***	(2.86)	0.06***	(2.64)
LSH	0.00*	(1.79)	0.00	(0.76)	0.00	(1.49)	0.00	(0.93)
FSH	-0.00**	(-2.29)	-0.00**	(-2.24)	-0.00***	(-4.13)	-0.00*	(-1.80)
연도더미	포함		포함		포함		포함	
산업더미	포함		포함		포함		포함	
N	2,064		1,340		2,064		1,340	
Adj. R^2	0.17		0.28		0.18		0.30	
F-value	15.73***		19.92***		16.64***		21.97***	
MAX VIF	2.39		2.24		2.39		2.27	

1) CHG: 최고경영자 교체기업이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

성과가 섞여 있기 때문에 교체로 인한 효과를 명확히 구분하기 어렵다는 문제점이 있다. 이 때문에 〈표 7〉과 〈표 9〉는 최고경영자 교체 전후의 효과를 명확히 살펴보기 위해 교체 직전 연도(-1년)와 직후 연도(+1년)의 조세회피수준을 비교했다. 하지만 전임경영자와 신임경영자의 성과가 명확히 구분되지 않는 교체 당해 연도에 오히려 신임경영자가 과거의 세무상 부실을 떨어내는 데 부담을 적게 느낄 수 있다. 추가분석으로 〈표 11〉은 교체 직전연도(-1년)와 교체연도(0년)의 조세회피수준에 차이가 있는지를 살펴봤다. 분석결과 교체 직전연도와 교체연도를 비교하더라도 〈표 7〉 그리고 〈표 9〉와 동일한 결과가 관찰됐다.

4.3.2 표본 선정요건 완화

〈표 1〉에서 보듯이 본 연구는 직전 2년 내에 최고경영자 교체가 일어난 기업-연도를 표본에서 제외했다. 이로 인해 35%에 해당하는 924개 기업-연도가 표본선정과정에서 제외됐다. 이러한 엄격한 표본선정 기준이 본 연구의 실증결과에 왜곡을 가져왔을 가능성을 배제하기 위하여 〈표 12〉는 '직전 2년 내

〈표 11〉 최고경영자 교체기업의 교체 직전연도와 교체당해연도 조세회피 비교

변수명	모형 1		모형 2		모형 3	
			자발적 교체		강제적 교체	
상수	-0.35***	(-6.49)	-0.19***	(-2.96)	-0.62***	(-5.96)
CHG	-0.01**	(-2.42)	0.00	(0.32)	-0.04***	(-3.71)
LAG_ETR	-0.01	(-0.59)	0.00	(0.02)	-0.02	(-1.02)
ROE	0.11***	(18.32)	0.20***	(13.70)	0.04***	(7.31)
INV	0.13***	(3.43)	0.12**	(2.38)	0.18***	(2.96)
SIZE	0.01***	(6.74)	0.01***	(3.36)	0.02***	(6.01)
LEV	-0.07***	(-4.78)	-0.06***	(-3.25)	-0.13***	(-4.88)
DA	-0.07***	(-3.56)	-0.14***	(-5.15)	0.02	(0.75)
CASH	0.07***	(3.49)	-0.02	(-0.61)	0.16***	(4.72)
LSH	0.00***	(6.31)	0.00**	(2.50)	0.00***	(5.73)
FSH	-0.00**	(-2.22)	-0.00***	(-2.88)	-0.00	(-0.35)
연도더미	포함		포함		포함	
산업더미	포함		포함		포함	
N	1,866		1,086		780	
Adj. R^2	0.31		0.25		0.30	
F-value	29.77***		13.19***		12.25***	
MAX VIF	3.46		3.63		3.38	

1) CHG: 최고경영자 교체 이후 기간이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

〈표 12〉 표본 선정요건 완화

변수명	모형 1		모형 2		모형 3	
			자발적 교체		강제적 교체	
상수	-0.42***	(-8.76)	-0.28***	(-4.69)	-0.53***	(-6.20)
CHG	-0.01**	(-1.99)	0.00	(0.18)	-0.02***	(-2.67)
LAG_ETR	-0.00	(-0.08)	0.00	(0.04)	-0.01	(-0.64)
ROE	0.10***	(17.94)	0.17***	(13.03)	0.05***	(10.02)
INV	0.09***	(2.64)	0.01	(0.13)	0.17***	(3.02)
SIZE	0.02***	(9.68)	0.01***	(5.68)	0.02***	(6.60)
LEV	-0.08***	(-5.54)	-0.07***	(-3.86)	-0.10***	(-4.44)
DA	-0.03	(-1.62)	-0.17***	(-6.61)	0.07***	(2.96)
CASH	0.07***	(3.51)	-0.02	(-0.70)	0.12***	(4.14)
LSH	0.00***	(4.79)	0.00**	(2.54)	0.00***	(3.69)
FSH	-0.00***	(-4.05)	-0.00***	(-3.82)	-0.00	(-1.36)
연도더미	포함		포함		포함	
산업더미	포함		포함		포함	
N	2,544		1,488		1,056	
Adj. R^2	0.25		0.20		0.28	
F-value	29.56***		13.03***		14.97***	
MAX VIF	4.09		4.55		3.68	

1) CHG: 최고경영자 교체 이후 기간이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

에 최고경영자 교체가 일어나지 않았을 것'이라는 조건을 배제하고 표본을 재선정한 후, 〈표 7〉과 〈표 9〉를 재검증해 보았다. 분석결과 표본선정요건을 완화하더라도 본 연구의 실증결과는 그대로 유지되는 것으로 나타났다.

4.3.3 대체적인 조세회피측정 방법 사용

본 연구는 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 방법을 이용하여 조세회피금액을 추정했다. 이 방법 외에도 조세회피를 추정하기 위해서는 다양한 방법들이 사용되고 있는데, 본 연구는 이 중 대표적인 측정치인 '회계이익과 세무이익의 차이(Book Tax Difference: "BTD")[6]'를 이용하여 본 연구의 실증결과를 재검증해 보았다. 〈표 13〉에서 보는 바와 같이 BTD를 종속변수로 사용하더라도 본 연구의 실증결과는 강건성을 유지하는 것으로 나타났다.

6) Mills(1998)에 따르면 BTD가 클수록 세무조사에 선정될 확률이 높고, 세무조사 적출금액이 크며, Wilson(2009)은 조세회피로 기소된 회사가 그렇지 않은 회사에 비해 BTD가 크다는 연구결과를 보고했다.

〈표 13〉 BTD를 이용한 조세회피금액 추정

변수명	가설 1		가설 2			
	교체전 · 후[1]	교체/비교체[2]	교체 전 · 후[1]		교체/비교체[2]	
	전체 표본	전체 표본	자발적 교체	강제적 교체	자발적 교체	강제적 교체
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수	-0.32***	-0.44***	-0.18***	-0.44***	-0.45***	-0.26*
	(-5.30)	(-10.21)	(-2.67)	(-3.45)	(-8.60)	(-1.70)
CHG	-0.02***	-0.02***	0.00	-0.05***	-0.01	-0.07***
	(-2.66)	(-4.64)	(0.69)	(-3.99)	(-1.22)	(-4.69)
LAG_ETR	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.03
	(-1.00)	(-0.92)	(-1.17)	(-0.35)	(-1.05)	(1.14)
ROE	0.13***	0.09***	0.20***	0.05***	0.07***	0.07***
	(18.44)	(20.43)	(13.15)	(8.54)	(10.07)	(7.25)
INV	0.13***	0.13***	0.04	0.21***	0.14***	0.16*
	(3.03)	(4.34)	(0.83)	(2.71)	(3.94)	(1.72)
SIZE	0.01***	0.02***	0.01***	0.02***	0.02***	0.01*
	(5.83)	(10.64)	(3.40)	(3.50)	(9.34)	(1.72)
LEV	-0.06***	-0.12***	-0.05**	-0.08**	-0.13***	-0.10**
	(-3.50)	(-9.97)	(-2.43)	(-2.39)	(-9.64)	(-2.46)
DA	0.27***	0.33***	0.15***	0.40***	0.35***	0.43***
	(12.49)	(20.08)	(5.20)	(11.22)	(15.50)	(8.97)
CASH	0.08***	0.06***	-0.03	0.18***	0.06***	0.09*
	(3.21)	(3.87)	(-1.06)	(4.08)	(2.92)	(1.81)
LSH	0.00***	0.00**	0.00	0.00***	0.00	-0.00
	(3.24)	(2.05)	(1.21)	(2.79)	(1.59)	(-0.27)
FSH	-0.00***	-0.00***	-0.00***	0.00	-0.00***	-0.00
	(-2.76)	(-4.43)	(-3.34)	(0.08)	(-4.31)	(-0.09)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
산업더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
N	1,702	3,404	1,032	670	2,064	1,340
Adj. R^2	0.41	0.37	0.28	0.44	0.28	0.20
F-value	41.13***	72.92***	14.57***	18.46***	30.09***	12.88***
MAX VIF	3.41	2.28	3.92	3.34	2.39	2.27

1) 최고경영자 교체기업만을 대상으로, 교체 직전 1년과 직후 1년의 조세회피수준을 비교한 결과임.
2) 최고경영자 교체 다음연도(t=+1)에 교체기업과 비교체기업의 조세회피수준을 비교한 결과임.
3) CHG(모형 1, 3, 4): 최고경영자 교체 이후 기간이면 1, 아니면 0
CHG(모형 2, 5, 6): 최고경영자 교체기업이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

〈표 14〉 교차변수를 이용한 분석결과

변수명	최고경영자 교체기업의 교체 전·후 조세회피 비교				최고경영자 교체기업과 비교체기업의 조세회피 비교			
	모형 1 (교체 직전 1년간 vs. 직후 1년간)		모형 2 (교체 직전 2년간 vs. 직후 2년간)		모형 3 (교체 직전 1년간 vs. 직후 1년간)		모형 4 (교체 직전 2년간 vs. 직후 2년간)	
상수	-0.28***	(-4.75)	-0.14***	(-2.77)	-0.12***	(-2.87)	-0.38***	(-9.59)
CHG	0.00	(0.09)	0.00	(0.36)	-0.01	(-1.30)	-0.01	(-1.38)
FC	0.01	(1.46)	0.00	(0.64)	-0.00	(-0.01)	0.00	(1.11)
CHG×FC	-0.04***	(-3.41)	-0.03***	(-3.42)	-0.02***	(-2.84)	-0.03***	(-3.74)
LAG_ETR	-0.01	(-0.69)	-0.02**	(-2.49)	-0.02**	(-2.37)	-0.00	(-0.71)
ROE	0.11***	(16.78)	0.17***	(20.61)	0.20***	(22.99)	0.08***	(20.14)
INV	0.13***	(3.42)	0.05	(1.31)	0.03	(1.11)	0.11***	(4.01)
SIZE	0.01***	(5.25)	0.01***	(3.79)	0.01***	(3.31)	0.02***	(10.02)
LEV	-0.05***	(-2.88)	-0.05***	(-3.18)	-0.02**	(-2.07)	-0.10***	(-9.00)
DA	-0.07***	(-3.23)	-0.16***	(-7.89)	-0.20***	(-11.70)	-0.07***	(-4.35)
CASH	0.07***	(3.05)	0.05***	(2.91)	0.03*	(1.85)	0.06***	(3.98)
LSH	0.00***	(3.12)	0.00	(0.43)	0.00*	(1.84)	0.00*	(1.80)
FSH	-0.00**	(-2.55)	-0.00**	(-2.33)	-0.00***	(-3.18)	-0.00***	(-4.35)
연도더미	포함		포함		포함		포함	
산업더미	포함		포함		포함		포함	
N	1,702		1,932		3,404		3,404	
Adj. R^2	0.28		0.27		0.21		0.25	
F-value	21.67***		23.40***		31.89***		39.59***	
MAX VIF	3.41		4.60		2.28		2.28	

1) CHG(모형 1, 2): 최고경영자 교체 이후 기간이면 1, 아니면 0
CHG(모형 3, 4): 최고경영자 교체기업이면 1, 아니면 0
기타 변수의 정의는 식 (2) 참조
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

4.3.4 교차변수를 사용한 분석결과

본 연구는 〈표 9〉와 〈표 10〉에서 최고경영자 교체가 조세회피에 미치는 영향이 최고경영자 교체 유형에 따라 달라지는지를 자발적 교체와 강제적 교체, 두 그룹으로 나누어 분석했다. 그러나 표본을 분리하지 않고, 최고경영자 교체를 나타내는 더미변수인 CHG와 강제적 교체를 나타내는 더미변수인 FC 간 교차변수인 CHG×FC를 모형에 추가하여 분석하는 것 또한 가능하다. 본 연구는 민감도 분석으로 교차변수를 사용한 분석결과를 〈표 14〉에 보고했다. 분석결과 4개 모형 모두에서 CHG×FC의 회귀계수가 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최고경영자 교체와 조세회

피 간 관련성이 강제적 교체기업 하에서 더욱 현저함을 보여주는 결과이며, 본 추가분석으로써 연구의 강건성을 확보할 수 있었다.

V. 결 론

본 연구는 2001년부터 2011년 사이에 최고경영자가 교체된 851개 기업-연도를 대상으로 최고경영자 교체가 기업의 조세회피에 미치는 영향을 살펴봤다. 최고경영자 교체는 기업의 경영 활동뿐 아니라 회계정책 전반에 변화를 초래하는 매우 중요한 사건이라 할 수 있다. 선행연구에 따르면 전임경영자와 신임경영자가 서로 다른 이해관계를 가지기 때문에 교체 시점을 전후하여 기회주의적인 이익조정 행태가 나타나는 것으로 보고되고 있다. 본 연구는 전임경영자와 신임경영자가 가지는 이러한 서로 다른 이해관계가 기업의 세무전략에도 영향을 미칠 수 있는지 살펴봤다.

본 연구의 주요 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 최고경영자 교체 직후가 직전에 비해 조세회피수준이 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나타난 이유는 두 가지로 해석이 가능하다. 첫 번째는 전임경영자가 더 높은 보상이나 임기연장을 위해 교체 직전에 법인세비용을 이용한 이익조정을 하기 때문일 수 있다.[7] 두 번째는 신임경영자가 교체 직후 그 동안 누적된 세무위험을 정리하는 과정에서 조세회피수준이 낮아졌을 가능성이다. 둘째, 전임경영자의 교체유형에 따라 최고경영자 교체가 조세회피에 미치는 영향이 상이한 것으로 나타났다. 분석결과 강제적 교체는 조세회피수준에 유의한 영향을 미치나, 자발적 교체는 조세회피수준에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

본 연구의 한계점으로는 다음을 지적할 수 있다. 첫째, 본 연구는 Desai and Dhamapala가 제안한 방법을 이용하여 조세회피 추정금액을 산출한 바, 측정오류의 문제에서 자유로울 수 없다. 둘째, 본 연구는 최고경영자 보상이 세후이익이나 조세절감노력과 연계되어 결정될 것이라는 가정 하에 논리를 전개하였으나, 이러한 기업들만 선택하여 분석을 실시한 것이 아니기 때문에 한계가 존재한다. 셋째, 본 연구는 선행연구에서 사용한 방법으로 자발적 교체와 강제적 교체를 구분하였으나, 분류과정에 오류가 남아 있을 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 최고경영자 교체가 기업의 세무전략에도 영향을 미칠 수 있다는 실증적인 증거를 제시한 최초의 연구라는 점에서 의의를 가진다. 앞으로의 연구는 기업지배구조 또는 최고경영자의 보상형태에 따라 최고경영자 교체가 조세회피에 미치는 영향이 다른지에 관해 좀 더 심도 있게 다룰 수 있기를 기대한다.

7) 동일한 세전이익 하에서 법인세비용을 낮추면 세후이익을 높이는 효과가 있다. 경영자교체기업의 교체 전 유효법인세율의 변화를 살펴본 결과, 교체직전 유효법인세율이 큰 폭의 감소세를 나타냈다. 이러한 결과는 경영자교체기업이 법인세비용의 감소를 통해 세후이익의 증가를 도모했을 가능성을 시사한다.

참고문헌

강정연 · 김영철(2012), "조세회피와 소유구조," **세무학연구**, 29, 37-67

고성삼 · 박상섭(2011), "세무조사전후의 조세회피차이에 관한 연구," **세무학연구**, 28, 41-65

고윤성 · 김지홍 · 최원욱(2007), "조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구," **세무학연구**, 24, 9-40

고창열(2013), "경영자 능력이 경영성과 및 조세회피에 미치는 영향에 관한 연구," 한양대학교 박사학위 논문

곽영민 · 최종서(2011), "최고경영자 교체유형과 이익조정 행태간의 관련성," **회계학연구**, 36, 129-184

김진회 · 정재욱(2006) "기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향," **세무학연구**, 23, 97-123

박미영(2012), "감사인 특성과 조세회피," **세무와 회계저널**, 13, 191-219

박승식 · 장지인 · 정길채 · 배성태(2006), "기업지배구조와 이익조정의 관련성에 대한 실증연구," **회계정보연구**, 24, 213-241

박종일 · 전규안(2009), "목표이익을 달성하기 위한 법인세 비용을 이용한 이익조정," **회계학연구**, 34, 171-206

박종국 · 홍영은(2009), "조세회피와 외국인지분율," **세무학연구**, 26, 105-135

양대천 · 이경동(2013), "전문경영자 교체와 비대칭적 원가행태," **회계정보연구**, 31, 135-156

이병산 · 정재현(2008), "기업의 조세회피행위 여부에 따른 시장반응," **세무학연구**, 25, 139-168

이아영 · 정성빈 · 박상수 · 전성빈(2007), "최고경영자 교체와 이익조정," **회계학연구**, 32, 117-150

이아영 · 전성빈 · 박상수 · 최종학(2009), "최고경영자의 교체이유와 내부승진 및 외부영입 최고경영자의 이익조정 수준의 차이," **회계학연구**, 34, 45-78

박상수 · 전성빈(2008), "최고경영자 교체와 실물활동을 통한 이익조정에 관한 연구," 한국회계학회 학술연구발표회 논문집

전규안 · 김철환(2008), "회계이익과 과세소득의 차이 계산 시 과세소득의 측정방법에 관한 연구," **세무와 회계저널**, 9, 167-190

정용수 · 이윤원 · 조용언(2011), "기업지배구조가 세무신고 공격성에 미치는 영향," **세무학연구**, 28, 9-40

Chen, C. X., Lu, Hai, and T. Sougiannis(2012), "The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs," *Contemporary Accounting Research*, 29, 252-282

DeAngelo, L.(1988), "Managerial Competition, Information Costs, and Corporate Governance: The Use of Accounting Performance Measures in Proxy Contests," *Journal of Accounting and Economics*, 10, 3-36

Dechow, P. M. and R. G. Sloan(1991), "Executive Incentives and the Horizon Problem," *Journal of Accounting and Economics*, 14, 51-89

Desai, M. A. and D. Dharmapala(2006), "Corporate Tax Avoidance and High-powered Incentives," *Journal of Financial Economics*, 79, 145-179

Dhaliwal, D. S., Gleason, C. A. and L. F. Mills (2004), "Last-Chance Earnings Management: Using the Tax Expense to Meet Analysts' Forecasts," *Contemporary Accounting Research*, 21, 431-459

Mills, L. (1998), "Book-Tax Differences and Internal Revenue Service Adjustments", *Journal of Accounting Research*, 36, 343-356

Murphy, K. J. and J. L. Zimmerman(1993), "Financial Performance Surrounding CEO Turnover," *Journal of Accounting and Economics*, 16, 273-315

Phillips, J. D.(2003), "Corporate Tax-Planning

Effectiveness: The Role of Compensation-Based Incentives," *Accounting Review*, 78, 847-874

Pourciau, S.(1993), "Earnings Management and Nonroutine Executive Changes," *Journal of Accounting and Economics*, 16, 317-336

Powers, K., Stomberg, B. and J. R. Robinson (2013), "Do CEO Performance Measures Motivate Tax Avoidance?" Working Paper, University of Texas

Strong, J. S. and J. R. Meyer(1987), "Asset Writedowns: Managerial Incentives and Security Returns," *Journal of Finance*, 42, 643-661

Wilson, R. (2009), "An Examination of Corporate Tax Shelter Participants," *Accounting Review*, 84, 969-999

CEO Turnover and Tax Avoidance

Yun Sung Koh* · Eun Sun Ki**

Abstract

In this paper we examine the association between CEO turnover and tax avoidance. Further, we also examine whether the effects of CEO turnover on tax avoidance vary with the types of turnover (voluntary/forced turnover). On the on hand, given the top statutory tax rate of 22%, minimizing corporate taxes can greatly enhance after-tax cash flows and firm value. Also it increases after-tax earnings, consequently improving the chances to meet earnings targets. Therefore, CEOs have the incentive to inflate after-tax earnings by minimizing corporate taxes in order to obtain higher bonus or to extend their tenure. On the other hand, tax avoidance can be costly for CEO because he/she may face potential reputational damage or accusation for illegal tax evasion in the event a strategy is overturned. The benefits from tax avoidance are immediate. However, the costs are often determined by a tax authority's investigation after a few years. Indeed, there is often a lag period between benefiting from tax avoidance and bearing costs. A conflict of interest might arise when the CEO who benefits from tax avoidance is different from the CEO who takes risk. For example, departing CEO in his/her last year can shift the risk of aggressive tax avoidance onto incoming CEO, while he/she still enjoys the benefits of tax avoidance such as compensation increase. In this case, departing CEO is likely to be more aggressive to implement a tax avoidance strategy because expected costs of tax avoidance reduce. Meanwhile, incoming CEO tries to remove accumulated tax risk due to a former CEO's aggressive tax avoidance in his/her first year rather than implement new tax avoidance strategies. Therefore, we expect departing CEO is more aggressive for tax avoidance than incoming CEO.

However, the effects of CEO turnover on tax avoidance may differ for voluntary turnover and forced turnover. CEO turnover can be classified as voluntary or forced. Voluntary turnover is

* Associate Professor, HUFS Business School, Hankuk University of Foreign Studies(max0907@hufs.ac.kr), First Author
** Ph. D., Korea University(loveoah@naver.com), Corresponding Author

the case where departing CEO leaves the company voluntarily, while forced turnover is the case where CEO departure is forced. In case of voluntary turnover, a departing CEO typically remains a member of the board of directors. Since a departing CEO is still an insider after retirement, he/she might take the responsibility for previous tax avoidance if the strategy is overturned. Therefore, we expect departing CEO of voluntary turnover is less aggressive for tax avoidance than departing CEO of forced turnover prior to the CEO change year.

We analyze 851 CEO turnovers from 2001 to 2011 for firms listed on Korea Stock Exchange and KOSDAQ. We measure corporate tax avoidance using the book-tax differences not attributable to discretionary accruals (Desai and Dharmapala 2006). The empirical results are as follows. First, we find CEO turnover firms shows significant decrease in tax avoidance following turnover. Second, CEO turnover firms have lower levels of tax avoidance after turnover, compared to non-CEO turnover firms with similar size in the same industry. Third, such results are observed only when CEO is forced to leave. We do not find significant relation between CEO turnover and tax avoidance in case of voluntary departure. These results indicate that CEOs have differential incentives for tax avoidance around their turnovers depending on the types of turnover.

This paper has several contributions to the literature. First, to our knowledge, ours is the first study to find the effects of CEO turnover on tax avoidance. Second, this study shows that CEO turnover causes temporal variation in levels of a single firm's tax avoidance, while prior studies focus on the cross-sectional determinants of tax avoidance. Third, the evidence of this study suggests the need for more rigid monitoring for tax avoidance around CEO turnover.

Key words: CEO turnover, tax avoidance, voluntary turnover, forced turnover