

조세회피와 감사인의 산업전문성이 주가폭락위험에 미치는 영향

김경화* · 권순창** · 김형국***

<요 약>

조세회피로 인한 정보비대칭이 심화되면 기업 내부에 악재가 누적되며, 누적된 악재가 어느 한계점(tipping point)에서 한꺼번에 공시되면 정보비대칭이 해소되는 시점에 주가가 폭락될 수 있다. 따라서 조세회피로 인한 정보비대칭과 대리인 비용이 초래하는 기업 가치의 훼손을 방지하기 위해서 경영자에 대한 효과적인 감시 및 동기 부여체제가 필요하다. 이러한 상황에서 회계감사는 외부 감사인이 피감사법인의 재무제표에 대하여 신뢰성을 평가하도록 하여 경영자와 정보이용자 사이의 정보비대칭을 해소하는 경영자 감시 장치의 역할을 수행한다. 이에 본 연구에서는 다음의 세 가지 연구목적 달성을 위해 수행되었다. 첫째, 조세회피가 주가폭락위험을 증가시키는가?, 둘째, 산업전문감사인이 주가폭락위험을 감소시키는가? 셋째, 산업전문감사인이 조세회피로 인해 증가되는 주가폭락위험을 완화시키는 조절영향이 있는가? 이다. 이를 검증하기 위하여 본 연구는 2004년부터 2014년까지 1,929개 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 하여 분석하였다. 본 연구에서 주가폭락위험은 음(-)의 조건부왜도(NCSKEW_{t+1})와 하락상승변동성(DUVOL_{t+1})으로 측정하였고 조세회피는 회계이익과 과세소득의 차이(BTD), Desai and Dharmapala(2006)에 의한 BTD 잔차(DD_BTD), 현금유효세율(CashETR), 그리고 5년 누적 현금유효세율(5LCashETR)로 측정하였다. 감사인의 산업전문성은 시장점유율(MS), 포트폴리오점유율(PS) 그리고 MS와 PS를 반영한 가중시장점유율(ISP)로 측정하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 조세회피수준이 증가할수록 주가폭락위험이 증가하는 것으로 나타났으며 이는 조세회피로 인해 경영자와 주주를 포함한 투자자 간 정보비대칭 심화로 인해 기업 내부에 누적된 악재가 한꺼번에 공시되어 주가폭락위험이 높아지는 것으로 해석된다. 둘째, 감사인의 산업전문성은 주가폭락위험의 측정방법과 통계적 유의성은 확보되지 못하였으며 이는 산업전문감사인의 존재 자체만으로는 주가폭락위험을 효과적으로 방지할 수 없음을 의미한다. 셋째, 감사인의 산업전문성은 조세회피가 주가폭락으로 이어지는 현상을 완화시키는 것으로 나타났다. 본 연구의 실증결과는 주주와 투자자를 포함한 기업의 다양한 이해관계자에게

* 경북대학교 경영학부 초빙교수, kimkh@knu.ac.kr, 주저자

** 경북대학교 경영학부 교수, ksoonchang@knu.ac.kr, 교신저자

*** 창원대학교 회계학과 교수, koooky@changwon.ac.kr, 공동저자

조세회피로 인한 주가 폭락의 위험과 이를 완화시키기 위한 고품질의 외부감사인 선임의 필요성을 환기시킨다는 점에 의의가 있다.

〈주제어〉 조세회피, 감사인의 산업전문성, 주가폭락위험

I. 서 론

기업은 이익창출로 인해 조세를 부담한다. 이는 현금의 유출을 수반하기 때문에 경영자는 조세부담을 경감하기 위해 조세회피의 유인이 발생된다. 조세회피의 명확한 정의에 대해서는 연구자간 합의가 이루어지지 않은 상황이지만 대체로 탈세와 절세의 사이에서 조세법 규정을 어긴 것은 아니지만 법률이 의도하지 않은 방법으로 조세부담을 줄이는 행위를 의미하며, 세전이익 또는 현금흐름 단위당 명시적 세금의 감소로 정의한다(Dyreng et al. 2008 ; 기은선 2012 ; 강정연과 김영철).

한편, 대리인 이론 관점에서는 조세회피가 소유와 경영의 분리로 인해 발생되며, 정보비대칭(information asymmetry)을 심화시켜 기업가치를 훼손시킨다고 주장한다.¹⁾ 즉, 경영자가 조세회피를 사적 편익 추구(rent diversion 또는 rent extraction)²⁾의 수단으로 사용하는 경우 과세관청으로부터의 적발가능성을 낮추기 위해 거래를 복잡하게 만들어 정보의 흐름을 제한한다. 이로 인해 투자자들은 조세회피에 대한 정보를 이해하기 어렵고, 또한 재무보고에 비해 세무보고는 정보 및 자료의 특성 상 공시부족으로 인해 투자자들은 조세회피의 본질에 대한 판단이 힘들어 주주와 경영자 사이에 정보비대칭이 심화된다. 더욱이 경영자는 이러한 감시·감독이 어려운 환경을 이용하여 사적이익 창출을 용이하게 할 뿐만 아니라(Desai and Dharmapala 2006 ; Kim et al. 2011) 기업을 불투명하게 만드는 것이 성공적 조세회피를 위한 전략으로 비춰져 경영자의 기회주의적 행위에 정당성을 부여하기까지 한다.

이와 같이 조세회피로 인한 정보비대칭이 심화되면 기업 내부에 악재가 누적되며, 누적된 악재가 어느 한계점(tipping point)에서 한꺼번에 공시되면 정보비대칭이 해소되는 시점에 주가가 폭락될 수 있다(Hutton et al. 2009 ; Jin and Myers 2006). 실례로 Kim et al.(2010)은 조세회피가 투자자와 이사회가 부실 프로젝트를 조기에 통제하거나 적시에 시정조치 하는 것을 막기 위해 악재를 숨길 기회를 제공하여 일시적으로 이를 은폐할 수는 있지만, 상당한 기간 악재가 누적되

1) 이와 상반된 견해로 전통적 관점에서는 경영자가 주주의 이해에 반하는 행동을 하지 않는다는 가정 하에 경영자가 조세회피를 통해 정부로 귀속될 수 있는 경제적 자원을 기업내부에 유보시켜 현금흐름과 세후 순이익이 증가되어 기업가치가 높아지는 것으로 간주한다.

2) rent diversion 또는 rent extraction에 대해 Chen et al.(2008)은 조세회피로 인해 당기순이익이 늘어나면 사적편익추구, 보상, 내부자거래 등을 할 수 있다고 하였다.

면 주가폭락으로 이어진다고 하였다.³⁾ 따라서 조세회피로 인한 정보비대칭과 대리인 비용이 초래하는 기업 가치의 훼손을 방지하기 위해서 경영자에 대한 효과적인 감시 및 동기 부여체제가 필요하다.

이러한 상황에서 회계감사는 외부 감사인이 피감사법인의 재무제표에 대하여 신뢰성을 평가하도록 하여 경영자와 정보이용자 사이의 정보비대칭을 해소하는 경영자 감시 장치의 역할을 수행한다. 선행연구에서도 고품질의 감사인은 경영자의 부정행위를 억제하여 경영의사결정(operating decisions)을 개선하고, 악재를 시기적절하게 적발하여 악재의 누적을 억제하며(Khurana and Raman 2004), 결국 대리인 비용을 감소시켜 재무제표의 질을 향상시키는 것으로 나타났다(Kothari et al. 2009 ; Stein 2013).

특히, 회계감사에 대한 대부분의 초기 연구에서는 감사품질을 주로 감사인 규모(국내 연구에서는 해외 대형 회계법인과의 제휴여부)로 측정하였다. 그러나 Anderson et al.(2004)이 지적한 바와 같이 대리인 비용의 구조와 이에 따른 감시기능의 필요성 정도는 개별기업의 특성뿐 아니라 개별기업이 소속된 산업의 특성에 의해서도 영향을 받는다. 이에 최근 감사품질의 대용치로 감사인의 산업전문성을 사용한 연구가 수행되고 있으며, 이러한 연구들의 결과, 산업 전문 감사인은 특정 산업에서 전문성을 겸비하여 산업전문 지식, 경쟁사들과의 차별화, 비용과 서비스 조건에서 경쟁우위를 점하는 것으로 나타났다(Hogan and Jeter 1999 ; Solomon et al. 1999 ; Mayhew and Wilkins 2003 ; Dunn and Mayhew 2004). 뿐만 아니라, 산업전문성을 겸비한 감사인은 이익조정을 감소시키고(Balsam et al. 2003 ; Kwon et al. 2007), 공시의 질을 개선하며(Dunn and Mayhew 2004 ; Chin and Chi 2009), 긍정적인 시장반응을 유도(Knechel et al. 2007) 한다는 실증적 증거도 제시되었다. 이러한 선행연구들의 결과로부터 고품질의 감사 서비스를 제공하는 산업 전문 감사인은 경영자의 조세회피 유인을 사전에 차단하여 정보비대칭을 감소시킬 수 있다. 또한, 우수한 감사 능력으로 시기적절하게 악재를 적발하여(Kothari et al. 2009 ; Stein 2013) 악재의 누적을 감소시켜 주가폭락위험을 완화시킬 수 있으리라 판단된다.

한편, 감사인의 산업 전문성에 대한 측정 방법은 현재까지도 연구자 간 일관된 합의가 도출되지 않았으며, 대부분의 선행연구들에서는 피감사법인이 속한 산업에서 감사인의 시장점유율로 감사인의 산업 전문성을 측정하고 있다. 문제는 시장점유율로 감사인의 산업전문성을 측정하면 산업전문감사인이 대부분 대형회계법인으로 선정되어 산업전문성을 겸비한 소규모 감사인이 표본에서 제외된다는 근본적인 문제점이 존재한다. 특히 이러한 문제는 국내 감사시장에서 더욱 가시적으로 관찰된다. 이러한 문제점을 극복하고자 최근 국외연구에서는 시장점유율접근법 기반의 산업전문성 측정에 대한 대체적인 방안의 일환으로 포트폴리오점유율접근법과 가중포트폴

3) 이러한 주장은 장기간에 걸친 조세회피와 분식에 의한 Enron사태와 Tyco 자금횡령 등의 부정사건으로 구체적으로 입증되었다(Bleck and Liu 2007 ; Desai 2005 ; Desai and Dharmapala 2006 ; Hutton et al. 2009 ; Jin and Myers 2006 ; Kim and Zhang 2010 ; Kim et al. 2011).

리오점유율접근법을 제안하였다. 그러나 이를 산업전문감사인 선정에 사용한 국내 연구는 현재 까지 이루어지지 않고 있다.

이에 본 연구에서는 다음의 세 가지 연구목적을 달성하기 위해 수행되었다. 첫째, 조세회피가 주가폭락위험을 증가시키는가?, 둘째, 산업전문감사인이 주가폭락위험을 감소시키는가? 셋째, 산업전문감사인이 조세회피로 인해 증가되는 주가폭락위험을 완화시키는 조절영향이 있는가? 이다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 그동안 조세회피와 관련된 선행연구들은 주로 조세회피 측정방법 및 조세회피 결정요인, 그리고 조세회피가 기업의 정보환경 및 기업가치 그리고 자본시장에 미치는 영향을 살펴보았다. 그러나 본 연구는 기존에 진행되었던 연구들과는 달리 조세회피와 극단적 손실위험인 주가폭락의 관련성에 대해 분석한다. 대칭적 변동성에 기인한 위험과 달리 주가폭락과 같은 비대칭적 위험은 투자자에게 예상치 못한 손실을 야기한다는 점에서 주가폭락위험에 대한 분석은 정보이용자들에게 매우 중요한 문제이다. 그럼에도 불구하고 현재 까지 국내 시장을 대상으로 주가폭락을 분석한 연구는 소수만이 수행되었으며, 이에 본 연구에서는 우리나라 자본시장의 주가폭락을 연구하였다.

둘째, 주가폭락에 대한 국내 연구가 드물기 때문에 주가 폭락을 방지할 수 있는 방안에 대해서도 충분한 연구가 수행되지 못하였다. 이에 본 연구에서는 감사품질의 대표적 측정치인 감사인의 산업전문성이 주가폭락위험을 감소시키는지와 더불어 조세회피와 주가폭락의 관련성에 대해 음(-)의 조절영향을 미치는지를 실증분석한다. 이를 통해 주가폭락을 방지할 수 있는 방안을 감사인의 산업전문성 측면에서 제공할 수 있다.

셋째, 전술한 바와 같이 대부분의 국내 감사품질 관련연구에서는 시장점유율 접근법기반으로 산업전문감사인을 선정하였다. 그러나 본 연구에서는 시장점유율접근법과 함께 포트폴리오점유율접근법 및 가중포트폴리오점유율접근법 모두를 연구에 반영하여 감사인의 산업전문성을 측정하였으며, 이는 향후 연구에서 감사품질의 측정 방법을 확장하는 데 기여하는 바가 클 것으로 생각된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에 이어, 제 II 장에서는 선행연구의 결과를 검토하고 이를 근거로 가설을 설정한다. 제 III 장은 설정된 가설을 검증하기 위한 연구 설계로 연구모형을 구축하고, 변수의 측정방법과 조작적 정의 및 표본 선정과정을 기술한다. 제 IV 장에서는 실증분석 결과에 대해 논의하며, 제 V 장에서는 연구결과를 요약하고, 연구의 시사점과 향후 연구방향을 제안한다.

II. 선행연구 검토 및 가설설정

1. 조세회피와 주가폭락위험

자본시장에서 회계정보는 외부 이해관계자들의 투자사결정을 하는데 중요한 기업정보이다. 대리인 관점에서 경영자는 기회주의 행위로 저조한 경영성과 등의 악재를 은닉하려는 유인이 존재하며(Ball 2009 ; Kothari et al. 2009) 이는 기업의 투명성을 감소시킨다.

Chen et al.(2010)은 다양한 조세회피 측정치와 기업의 정보환경에 관해 실증분석 결과, 조세회피와 기업의 불투명성은 양(+)의 관계가 있음을 검증하였다. Balakrishnan et al.(2011)와 Hanlon and Slemmond(2009)는 회계투명성과 조세회피와의 관계를 분석한 결과 공격적 조세회피는 재무적·조직적 복잡성을 증가시키고 이로 인해 재무보고의 투명성을 저하시킨다고 하였다. Wang(2011)은 Desai and Dharmapala(2009)의 연구를 기반으로 불투명성 지수를 포함하여 기업의 조세회피와 기업투명성간의 연관성을 분석하였고, 이러한 요인이 기업 가치에 어떻게 영향을 미치는지를 실증 분석하였다. 분석결과, 투자자들은 조세회피에 위험성이 포함되어 있다고 가정하여 프리미엄(value premium)을 주고, 이 프리미엄은 기업의 투명성이 감소될수록 떨어진다고 보고하였다. Jin and Myers(2006)는 각국의 투명성지수, 회계기준, 회계감사의 수를 이용하여 불투명성과 주가동조화현상의 관계를 실증분석 하였다. 분석결과, 누적된 악재로 주가동조화현상이 커지게 되고 이는 주가폭락위험이 증가된다는 것을 발견하였다. Hutton et al.(2009)는 재무보고의 불투명성과 주가폭락위험 간의 관련성에 대해 분석한 결과, 불투명성이 높을수록 주가폭락위험이 증가한다고 보고하였다. 경영자가 악재를 누적시킬수록 기업의 불투명성이 증가하여 결국 주가폭락의 가능성이 높아진다고 하였다. Francis et al.(2011)은 실물활동이익조정이 주가폭락위험에 미치는 영향을 실증분석 한 결과 실물활동이익조정의 수준이 높을수록 주가폭락위험이 증가한다고 보고하였다. Kim and Li(2014)은 기업의 사회적 책임(Corporate Social Responsibility)이 재무보고의 투명성을 증가시켜 주가폭락위험을 낮출 수 있다고 보고하였다. 조은혜 등(2015)은 비교가능성이 주가폭락 가능성에 미치는 영향 분석한 결과 비교가능성이 클수록 주가폭락 가능성을 낮추고 이러한 효과는 외국인지분율이 높을수록 강하다고 보고하였다. 강나라 등(2015)은 이익공시의 적시성이 주가붕괴위험에 미치는 영향을 검증한 결과 이익보고의 시차가 클수록 이익공시횟수가 많을수록 주가붕괴위험이 낮다고 하였다. 강나라와 최관(2016)은 투자자유형별(개인, 기관 및 외국인투자자) 정보접근성과 거래형태 차이를 분석한 결과 정보취득의 열위에 있고 정보해석 능력이 부족한 개인투자자가 회계이익의 불투명성이 높은 주식을 순매수하게 된다고 보고하였다.

이상의 연구결과들을 보면, 투자자는 경영자의 조세회피를 대리인비용으로 인식하여 회계투명성을 저해시키는 부정적인 요소로 판단한다. 또한 경영자가 기업을 불투명하게 만드는 것이

성공적 조세회피를 위한 전략으로 비춰져 경영자의 기회주의적 행위에 정당성을 부여하기 까지 한다. 이러한 경영자의 기회주의적인 행동은 단기적으로는 기업가치의 상승(bubble)을 가져올 수 있지만 이러한 기업 내부의 장기간 악재 누적은 어느 한계점에 도달하여 누적된 악재가 시장에 한꺼번에 쏟아져 나옴으로써 정보비대칭이 해소될 때 주가가 급격하게 주가폭락 현상이 발생된다(Chen et al. 2001 ; Hutton et al. 2009 ; Jin and Myers 2006). 따라서 조세회피가 증가할수록 회계투명성 및 회계정보의 질이 저하되어 기업 내부에 악재가 누적될 가능성이 증가할 것이다. 이러한 악재의 누적으로 인해 주가폭락 가능성이 증가될 것으로 예상하며, 이를 실증분석하기 위해 다음과 같이 [가설 1]을 설정하였다.

[가설 1] 조세회피와 주가폭락위험은 양(+)의 관련성을 가질 것이다.

2. 감사인의 산업전문성과 주가폭락위험

정보우위의 경영자와 주주를 포함한 투자자 간 정보불균형을 해소하는 역할을 수행하는 고품질의 감사인이 경영자에 의한 기업 내 악재 누적을 완화시킬 수 있는 이유는 다음과 같다. 첫째, 고품질의 감사인은 우수한 감사 능력으로 시기적절하게 악재를 적발할 가능성이 높으며, 결과적으로 재무제표의 질을 향상시킨다. 실례로, Kothari et al.(2009)는 감사인들은 감사한 재무제표에 서명하기 전 4분기에 자산의 손상 여부와 기타 미실현 손실 여부를 확인하며, 이러한 세밀한 검토는 재무제표에 인식되어야 하는 악재를 적발할 잠재력을 가지고 있다고 주장한다. 유사한 결과로, Stein(2013) 역시 고품질의 감사인(산업전문감사인)을 선호하는 피감사법인은 그렇지 않은 피감사법인보다 자산의 손상을 적시에 반영하며, 인식빈도 역시 높은 것을 발견하였다. 이로 인해 기업의 악재가 한 번에 공시되는 것을 감소시킨다고 주장하였다. 둘째, 고품질의 감사인은 그들의 명성을 유지하고, 감사인 소송 등의 법적 책임을 감소시키기 위해 적시에 악재를 공시하고, 경영자의 악재 누적을 억제하려는 강한 유인이 존재한다(DeAngelo 1981 ; Khurana and Raman 2004). 셋째, 특정 감사인의 피감사법인이 주가폭락위험이 높거나 해당 감사인의 피감사법인 중 주가폭락을 경험한 기업의 수가 증가하면 그 산업에서 해당 감사인의 추가적인 고객(피감사법인)의 확보가 어려워지며, 현재 피감사법인의 이탈을 초래할 수도 있다. 실례로 Robin and Zhang(2014)은 주가폭락을 경험한 감사인의 피감사법인의 비율과 미래 동일한 산업 내에 이 감사인의 피감사법인수의 변화 간 유의한 음(-)의 관련성을 발견하였다. 넷째, 다수의 선행연구에서 감사인의 정보 제공 역할이 경영의사결정(operating decisions) 개선, 경영자의 부정행위 억제, 대리인비용 감소 등을 통해 주가폭락위험이 감소될 수 있음을 제시하고 있다. Jensen and Meckling(1976)은 독립된 감사인의 외부감사는 경영자의 부정행위를 완화시키며, 결과적으로 기업 가치를 증가시키는 모니터링 활동의 한 형태라고 제시하였다. 경영의사결정(operating decisions)과 관련하여, Godfrey and Hamilton(2005)과 Francis et al.(2012)은 고품질의

감사인(산업전문감사인)은 피감사법인의 투자성과에 양(+)의 영향을 미침을 입증하였다. 다섯째, 주가폭락위험은 투자자들 간 의견차이로 인해 발생할 수 있으며(Hong and Stein 2003 ; Hutton et al. 2009), 고품질의 감사인은 투자자들 간 의견 차이를 감소시켜 주가폭락위험을 감소시킬 수 있다. 즉, 높은 수준의 투자자(재무분석가 등) 간 의견차이가 높은 기업의 경우, 어떤 새로운 펀더멘탈(기업의 실제 경제상황)이 반영된 정보가 없음에도 불구하고, 주가가 변동될 수 있고(Romer 1993), 특히 이러한 자체적 가격 변동이 음(-)일 경우, 주가 변동을 초래하는 추가적인 정보가 없는 투자자들의 반응으로 인해 주가폭락이 발생할 수 있다. 이러한 상황에서 Behn et al.(2008)은 BIG5의 피감사법인이 다른 기업에 비해 이익예측편차가 더 낮으며, Cahan et al.(2013)은 Enron 사태 당시 Enron의 감사인에 대한 신뢰가 무너져 수준 높은 시장참여자(재무분석가) 사이에서도 이 사태의 전망에 관해 큰 의견차이가 발생되었음을 제시하였으며, 이 때 높은 품질의 감사인은 투자자 간 의견 차이를 감소시킬 수 있음을 주장하였다. 본 연구는 감사품질의 측정치로 산업전문성에 초점을 둔다. 감사에 대한 초기 연구에서는 감사품질로 감사인 규모가 대용치로 사용하였다. 최근 연구에서는 감사품질과 관련하여 감사인 규모 이외에 다른 감사인의 특징에 대한 연구가 진행되어 오고 있다. 감사인이 산업전문성을 겸비하면 산업전문 지식, 경쟁사들과의 차별화, 비용과 서비스 조건에서 경쟁우위에 놓인다(Hogan and Jeter 1999 ; Solomon et al. 1999 ; Mayhew and Wilkins 2003 ; Dunn and Mayhew 2004). 다수의 선행연구에서 감사인의 산업전문성은 낮은 오류 적발(Owhoso et al. 2002), 낮은 재량적 발생액(Balsam et al. 2003 ; Kwon et al. 2007), 높은 공시의 질(Dunn and Mayhew 2004 ; Chin and Chi 2009), 긍정적인 시장반응(Knechel et al. 2007)과 유의한 관련성이 존재함에 대한 충분한 실증적 증거를 제시하였다. 본 연구에서도 최근 추세에 따라 감사품질의 대용치로 선행연구에서 제시된 감사인의 산업전문성을 사용하고자 한다.

상술한 선행연구들의 결과와 논의로부터 고품질의 감사인, 즉 산업전문감사인의 피감사법인은 그렇지 않은 기업에 비해 주가폭락위험이 감소될 것이라 예상되어 다음과 같이 [가설 2]를 설정하였다.

[가설 2] 감사인의 산업전문성과 주가폭락위험은 음(-)의 관련성을 가질 것이다.

대리인 관점에서 경영자와 주주 간의 정보비대칭으로 인한 경영자의 조세회피가 주가폭락위험을 증가시킨다. 따라서 경영자에 대한 효과적인 감시로 경영자와 주주 간의 정보비대칭을 감소시키거나 주주와 경영자의 이해를 일치시키면 조세회피로 인해 주가폭락위험이 증가되는 것을 완화시킬 수 있을 것으로 판단된다. 경영자를 통제·감시하기 위한 대표적인 것이 회계감사이며 특히 개별기업이 속한 산업에 대해 반복적인 감사를 통해 축적된 경험과 지식을 바탕으로 회계감사를 수행할 수 있는 산업전문 감사인은 경영자가 조세회피를 사적이익추구의 수단으로 이용하는 것을 방지할 것이며, 이로 인해 정보비대칭이 감소될 것이다.

따라서 본 연구에서는 산업전문 감사인에 의해 경영자에 대한 통제와 감시가 강화되면 조세 회피가 주가폭락위험에 미치는 영향을 완화시키는지 여부를 실증분석하기 위해 다음과 같이 [가설 3]을 설정한다.

[가설 3] 감사인의 산업전문성은 조세회피와 주가폭락위험 간의 관계에 조절영향을 미친다.

III. 연구설계

1. 연구모형

[가설 1]에서 제시된 조세회피와 주가폭락위험 간의 관계를 살펴보기 위해 연구모형을 다음 [모형 1]과 같이 설정하였다.

$$\begin{aligned} CrashRisk_{it+1} = & \beta_0 + \beta_1 TAXAVOID_{it} + \beta_2 DTURN_{it} + \beta_3 SIGMA_{it} \\ & + \beta_4 RET_{it} + \beta_5 NCSKEW_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 LEV_{it} \\ & + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 OWNER_{it} + \beta_{10} MTB_{it} + \beta_{11} OPAQUE_{it} \\ & + \beta_{12} AGE_{it} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad [모형 1]$$

Dependent Variables : CrashRisk

$NCSKEW_{it+1}$: $t+1$ 년도로 측정된 기업고유주주간수익률의 음(-)의 왜도

$DUVOL_{it+1}$: $t+1$ 년도 기업고유주주간수익률이 up-week와 down-week의 표준편차의 비율의 로그값

Main Test Variables : TAXAVOID

BTD_{it} : (세전이익 - 추정과세소득) / 기초총자산

DD_BTD_{it} : Desai and Dharmapala(2006)에 의한 BTD 잔차

$CashETR_{it}$: 법인세납부액 / 세전이익

$5LCashETR_{it}$: 5년 누적 법인세납부액 / 5년 누적 세전이익

Control Variables

$DTURN_{it}$: [t 년도의 월간평균주식회전율] - [$(t-1)$ 년도의 월간평균주식회전율]

$SIGMA_{it}$: 기업고유주주간수익률의 표준편차

RET_{it} : 기업고유주주간수익률의 평균 $\times 100$

$NCSKEW_{it}$: 기업고유주주간수익률의 음(-)의 왜도

$SIZE_{it}$: $\ln(\text{시가총액})$

LEV_{it} : 총부채 / 총자산

ROA_{it} : 당기순이익 / 기초총자산

$OWNER_{it}$: 대주주1인과 특수관계자 지분을 합계

MTB_{it} : 시장가치 대비 장부가치

$OPAQUE_{it}$	: 3년간 채량적발생액 절대값의 합계(Hutton et al. 2009)
AGE_{it}	: $\ln(1 + \text{상장기간_년})$
$\Sigma YEAR$	: 연도더미
ΣIND	: 산업더미
ε_{it}	: 잔차

종속변수인 기업 수준의 주가폭락위험(CrashRisk)는 $t+1$ 기의 주가폭락위험이며 독립변수인 조세회피(TAXAVOID)를 포함한 모든 변수는 t 기의 값을 사용하였다. 기업 수준의 주가폭락위험(CrashRisk) 측정치로 음(-)의 조건부 왜도(NCSKEW), 하락-상승 변동성(DUVOL) 두 가지를 이용하여 검증하고자 한다. 또한 독립변수인 조세회피(TAXAVOID) 측정치로 회계이익과 과세소득의 차이(BTD), Desai and Dharmapala(2006)의 회계이익과 과세소득의 차이의 잔차(DD_BTD), 연간현금유효세율(CashETR), 5년누적현금유효세율(5LCashETR)을 이용한다. 조세회피와 주가폭락위험 간의 관계를 나타내는 β_1 이 유의한 양(+)의 값을 보인다면 경영자가 조세회피를 증가시킬수록 주가폭락위험이 높아지는 것으로 해석할 수 있기 때문에 [가설 1]이 지지된다.

감사인의 산업전문성이 주가폭락위험에 미치는 영향([가설 2])과 조세회피와 주가폭락의 관련성에 미치는 조절영향([가설 3])을 검증하기 위해 연구모형을 다음 [모형 2]와 같이 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 CrashRisk_{it+1} = & \beta_0 + \beta_1 TAXAVOID_{it} + \beta_2 INDP_{it} + \beta_3 TAXAVOID_{it} \times INDP_{it} \\
 & + \beta_4 DTURN_{it} + \beta_5 SIGMA_{it} + \beta_6 RET_{it} + \beta_7 NCSKEW_{it} \\
 & + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \beta_{11} OWNER_{it} \\
 & + \beta_{12} MTB_{it} + \beta_{13} OPAQUE_{it} + \beta_{14} AGE_{it} \\
 & + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \quad [모형2]$$

Main Test Variables : $INDP, TAXAVOID \times INDP$

$INDP_{it}$	: 감사인의 산업전문성(Payne, 2008)
MS_{it}	: 시장점유율 기준을 초과하면 1, 그렇지 않으면 0
PS_{it}	: 포트폴리오점유율 기준을 초과하면 1, 그렇지 않으면 0
ISP_{it}	: 가중시장점유율 기준을 초과하면 1, 그렇지 않으면 0
$TAXAVOID_{it} \times INDP_{it}$	: 조세회피와 감사인의 사업전문성 상호작용 변수

감사인의 산업전문성을 시장점유율(MS), 포트폴리오점유율(PS), 가중시장점유율(ISP) 세 가지로 측정하여 분석하고자 한다. 감사인의 산업전문성과 주가폭락위험 간의 관계를 나타내는 β_2 가 유의한 음(-)의 값을 보인다면 산업전문 감사인에 의해 감사된 기업은 경영자와 투자자 간의 의견 차이를 감소시켜 주가폭락위험이 낮아진다고 해석할 수 있으므로 [가설 2]가 지지된다. 또한 산업전문 감사인이 조세회피와 주가폭락위험 간의 관계에 미치는 조절영향을 나타내는 β_3

가 유의한 음(-)의 값을 보인다면 산업전문 감사인이 감사한 기업은 경영자에 대한 산업전문 감사인의 통제와 감시로 조세회피가 주가폭락위험에 미치는 영향을 완화시킨다는 의미이므로 [가설 3]이 지지된다.

한편 본 연구의 모형식에 포함된 통제변수는 주가폭락위험에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수를 포함하였다. 월간 평균 주식회전율(DTURN)은 투자자간의 의견차이(difference of opinion)를 나타내는 것으로 주식회전율이 높을수록 투자자들 간의 의견불일치가 심화되어 주가폭락위험을 증가시킬 것으로 예상된다(Chen et al. 2001 ; Hong and Stein 2003). 기업고유주간수익률의 표준편차(SIGMA)는 과거 주식수익률의 변동성이 클수록 미래 폭락경험 가능성이 더 커질 것으로 예상된다(Chen et al. 2001). 기업고유주간수익률의 평균(RET)은 과거 수익률이 높았다는 것은 오랫동안 거품이 축적되어 왔다는 것을 의미하고 과거 시점의 버블이 터져 부의 수익률을 크게 만들 것으로 예상된다(Blanchard and Watson 1982). 과거 수익률의 음(-)의 왜도(NCSKEW)가 높았던 주식은 미래에도 유사한 수익률 분포를 가질 가능성이 높을 것으로 예상된다(Chen et al. 2001). 시장에서 제공하는 정보는 일반적으로 기업규모가 큰 기업일수록 소규모 기업에 비해 많다. 즉 시가총액이 높은 기업일수록 정보량이 많아 투자자간 정보획득의 차이와 정보해석의 차이가 커지므로 투자자의견차이도 커질 것으로 예상된다.⁴⁾ 부채비율(LEV)는 총부채를 총자산으로 나누어 계산한다. 레버리지 가설에 의하면 주가의 하락은 레버리지의 상승을 초래하기 때문에 파산위험이 증가하게 되고 미래수익률의 분산 역시 높아지게 된다. 따라서 레버리지가 높은 기업은 주가 하락 시 변동성이 커지게 되어 주가폭락위험이 증가할 것으로 예상된다. 기업의 높은 수익성은 투자자에게 긍정적인 정보로 해석될 수 있으므로 총자산순이익률(ROA)와 주가폭락위험 간에 음(-)의 관계가 예상된다. 대주주1지분율과 특수관계자지분율의 합계(OWNER)가 증가할수록 주주와 경영자의 이해가 일치되어 대리인비용이 감소한다(Jensen and Mecking 1976). 따라서 대주주1인과 특수관계자지분율의 합계(OWNER)와 주가폭락위험 간에 음(-)의 관계가 예상된다. 성장성이 높을수록 주가폭락위험이 증가할 것이므로 장부가치 대비 시장가치(MTB)와 주가폭락위험 간에 양(+)의 관계가 예상된다. 회계이익의 불투명성은 Hutton et al.(2009)의 과거 3년간 재량적 발생액(DISACC) 절대값의 합으로 측정하였다.⁵⁾ 재량

4) 투자자간의견차이는 투자자들이 서로 다른 사적 정보를 보유하기 때문에 발생하며, 동일한 정보를 보유 하더라도 정보에 대한 해석의 차이에 의해 발생되기도 한다. 또한 거래는 비대칭 정보와 의견차이에 의해 발생하며 거래량은 자산가치에 대한 투자자들의 의견차이를 반영하게 되므로 투자자간 의견차이가 클수록 거래량은 증가한다(Harris and Raviv 1993 ; Kandel and Pearson 1995 ; Odean 1998). Chen et al.(2001)의 연구에서는 비대칭성의 정도를 왜도로, 투자자간 의견차이는 거래량을 대용변수로 하여 왜도와 투자자간 의견차이를 분석한 결과, 거래량이 유의적으로 왜도에 영향을 미치는 것으로 나타나 투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성이 발생된다고 주장하였다. 한편 Harvey and Siddique(2000)에서는 시가총액이 클수록 비대칭적 분포가 크다고 주장하였다.

5) 경영자의 이익조정이 바로 외부에 알려지는 경우도 있지만 1-3년의 시간에 걸쳐 보고되는 경우도 있다 (Dechow et al. 1996 ; Hutton et al. 2009). 또한 재량적 발생액의 절대값을 사용하는 이유는 이익조정과

적 발생액의 절대값이 큰 기업은 이익조정 가능성이 높아 투자자들에게 기업 고유정보 전달을 저해하기 때문에 주가폭락 위험은 증가할 것으로 예상된다. 기업의 보고품질은 기업의 상장기간이 길수록 투자자는 더 많은 기업의 고유정보를 이용할 수 있기 때문에 투자자들 사이에 불확실성이 덜 존재할 것이므로 상장기간(AGE)과 주가폭락 간에 음(-)의 관계가 예상된다(Ecker et al. 2006). 마지막으로 연도별·산업별 차이를 통제하기 위해 연도더미($\sum YEAR$)와 산업더미($\sum IND$)를 포함한다.

2. 주요 변수의 측정

가. 주가폭락위험(Stock Price Crash Risk ; CrashRisk)

본 연구에서는 기업 고유 주가폭락위험을 측정하기 위하여 해당 기업 주식의 주간수익률에서 시장과 산업요인에 의해 영향 받는 부분을 제거하여 산출하는 Hutton et al.(2009)와 Kim et al.(2011a, 2011b)에 따라 기업-연도별 기업고유주간수익률(firm-specific weekly returns)⁶⁾을 다음 식(1)과 같이 측정하였다.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{1j}\gamma_{mt-1} + \beta_{2j}\gamma_{int-1} + \beta_{3j}\gamma_{mt} + \beta_{4j}\gamma_{int} + \beta_{5j}\gamma_{mt+1} + \beta_{6j}\gamma_{int+1} + \epsilon_{it} \quad \text{식(1)}$$

r_{it} : 주식 i 의 t 주의 수익률

γ_{mt} : 주식 i 의 t 주의 가치가중시장지수수익률(*market index*)

γ_{int} : 주식 i 의 t 주의 가치가중산업지수수익률 (*industry index*)

ϵ_{it} : 잔차

무관한 재량적 발생액은 인접한 회계연도에 현금으로 실현되는 반면, 이익조정으로 발생한 재량적 발생액은 인접한 회계연도에서 음(-)의 재량적 발생액으로 반전될 가능성이 높기 때문이다(Dechow et al. 2012). 재량적 발생액은 다음 식과 같이 수정 Jones(Dechow et al. 1996) 모형을 이용하였으며, 산업-연도별 관측치가 10개 이상인 중분류 산업을 대상으로 하여 횡단면 분석으로 추정하였다.

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t}$$

$$DISACC_{it} = \frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - \left(\hat{\alpha}_0 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} \right)$$

$TA_{i,t}$: 총발생액(=당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름)

$\Delta REV_{i,t}$: 매출액변화분

$\Delta REC_{i,t}$: 매출채권변화분

$PPE_{i,t}$: 유형자산(토지와 건설중인 자산 제외)

$Asset_{i,t-1}$: 기초총자산

$\epsilon_{i,t}$: 잔차항

$$OPAQUE_{it} = abs(DISACC_{it}) + abs(DISACC_{i,t-1}) + abs(DISACC_{i,t-2})$$

6) 일간수익률을 이용할 경우 빈번하지 않는 거래(*infrequent trading*) 등의 영향으로 주가에 기업가치가 제

여기서 r_{it} 는 주식 i 의 t 주의 수익률이고, r_{mt} 는 t 주의 가치가중시장지수(value-weighted market index)수익률이며, r_{int} 는 t 주의 가치가중산업지수(value-weighted industry index)수익률이다. 또한 식(2)와 같이 $(t+1)$ 주와 $(t-1)$ 주의 시장과 산업지수 수익률을 포함하여 비 동시적 거래효과(non-synchronous trading effect)로 인해 나타나는 문제를 조정하고 또한 지수수익률에 선-후행 효과(lead and lag effect)를 반영하기 위해다(Dimson 1979 ; Scholes and Williams 1977). 식(1)의 잔차(ϵ_{it})에 로그변환 한 W_{it} 를 기업고유주주간수익률로 사용한다.

$$W_{it} = \ln(1 + \epsilon_{it}) \quad \text{식(2)}$$

W_{it} : 주식 i 의 t 주 기업고유주주간수익률

식(2)에서 측정한 기업고유주주간수익률(W_{it})을 이용하여 다음 두 가지의 주가폭락위험(NCSKEW, DUVOL)을 측정하였다.

(1) 왜도(SKEWNESS)

Chen et al.(2001)은 시장수익률의 비대칭성을 두 가지 개별주식 주간수익률의 왜도(skewness)로 측정하였으며, 본 연구에서도 이를 사용하고자 한다.

음(-)의 조건부 왜도(NCSKEW)는 식(3)과 같이 기업-연도별 기업고유주주간수익률(W_{it})에 대한 3차 적률(third moment)을 표준편차로 나누어 계산한다.⁷⁾

3차 적률 앞에 음(-)의 부호를 취하여 NCSKEW의 값이 증가하면 즉, 보다 왼쪽으로 왜도된 분포를 갖는다면 주가폭락위험이 있다(Chen et al. 2001).

$$NCSKEW_{it} = - \left(\frac{n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{it}^3}{(n-1)(n-2) \left(\sum W_{it}^2 \right)^{\frac{3}{2}}} \right) \quad \text{식(3)}$$

$NCSKEW_{it}$: 주식 i 의 t 년도의 음(-)의 조건부 왜도

n : 주식 i 의 t 년도 기업고유주주간 수익률의 관측 개수

대로 반영되지 못할 가능성이 있고 월간수익률인 경우 특정 공시나 충격이 시장에 의해 반영된 후 이 효과가 완화되거나 다른 요인에 의해 변동할 수 있어 이러한 가능성을 줄이고자 주간수익률을 이용한다 (김류미와 채준 2015).

7) 기업-연도별 기업고유주주간수익률(W_{it})을 일반적인 왜도의 표준화기법인 3차 적률을 2차 적률인 표준편차에 의해 측정하는 방법을 이용하였다.

(2) 하락-상승 변동성(Down-to-Up Volatility ; DUVOL)

주식수익률의 비대칭성의 또 다른 척도로 Chen et al.(2001)이 제시한 Down-to-Up Volatility (DUVOL)은 변동성을 측정하기 위한 것으로 NCSKEW와는 달리 3차 적률을 사용하지 않아 극단값을 갖는 날에 대한 영향을 덜 받을 뿐만 아니라 왜도를 보다 정확히 측정할 수 있는 장점이 있다.

본 연구에서도 식(4)와 같이 주식 i 의 기업고유주주간수익률이 해당 기업-연도의 기업고유주주간수익률(W_{it})의 평균보다 높은 주(상승주)와 낮은 주(하락주)를 구분하고, 각각의 표본의 표준편차를 계산한 후 상승주간의 변동성에 대한 하락주간의 변동성의 비율에 자연로그를 취하여 DUVOL을 산출하였다. DUVOL의 값이 증가할수록 더욱 왼쪽으로 왜도 되었다는 것을 의미한다.

$$DUVOL_{it} = \ln \left(\frac{(n_u - 1) \sum_{DOWN} W_{it}^2}{(n_d - 1) \sum_{UP} W_{it}^2} \right) \quad \text{식(4)}$$

$DUVOL_{it}$: 주식 i 의 t 년도의 down-up volatility

n_u : 주식 i 의 t 년도에 기업의 평균수익률보다 수익률이 높은 날의 개수(up days)

n_d : 주식 i 의 t 년도에 기업의 평균수익률보다 수익률이 낮은 날의 개수(down days)

나. 조세회피(Tax Avoidance ; TAXAVOID)

조세회피의 범위가 광범위하며, 각각의 측정치는 상대적인 한계점이 있기 때문에 이를 정확하게 포착하기가 사실상 어렵다. 이에 연구자들은 연구목적에 맞는 다양한 조세회피 측정치를 이용하여 실증분석을 할 필요가 있으며(김지엽 2014), 실제로 실증연구에서는 조세회피를 측정하기 위해 서로 다른 측정치들이 다양하게 이용되고 있다(Chen et al. 2010 ; Frank et al. 2009 ; Wilson 2009 ; Plesko 2004 ; 고종권 등 2013).

본 연구에서는 어느 하나의 측정치가 보다 우월하거나 연구목적에 보다 적합하지 않은 이상 실증결과의 강건성을 위해서 다양한 측정치를 함께 이용하여 분석할 필요가 있어 유효법인세율(GAAPETR)을 제외⁸⁾하고 선행연구에서 주로 사용한 회계이익과 과세소득의 차이(BTD), Desai and Dharmapala(2006)에 의한 회계이익과 과세소득의 차이의 잔차(DD_BTD), 연간현금유효법인세율(CashETR) 그리고 5년누적현금유효법인세율(5LCashETR) 4가지를 이용하고자 한다.

(1) 회계이익과 과세소득의 차이(BTD)측정

회계이익과 과세소득의 차이는 다음 식(5)와 같이 측정한다.

8) 유효법인세율(GAAPETR)은 연도별 변동이 발생할 수 있을 뿐만 아니라 재무제표 자료만으로 기업의 조세회피에 대한 추론을 불명확하게 할 수 있다(Dyrenge et al. 2008).

$$BTD_t = \frac{BI_t - TI_t}{Asset_{t-1}} \quad \text{식(5)}$$

BI_t : 세전이익
 TI_t : 추정과세소득
 $Asset_{t-1}$: 기초총자산

BTD를 산출함에 있어 회계이익은 법인세비용차감전순이익으로 측정하고 과세소득은 비공개 자료이므로 박승식 등(2006)에 따라 산출한 추정과세소득을 이용하였다. 박승식 등(2006)은 손익계산서상의 법인세비용에 이연법인세자산을 가산하고 이연법인세부채를 차감하여 기업이 실질적으로 부담하는 법인세부담액을 측정하였으며, 이렇게 계산된 법인세부담액을 1.1로 나눈 후⁹⁾, 다시 이를 해당 구간별 법정세율로 나누어 과세소득을 추정하였다. 이렇게 추정된 회계이익과 과세소득의 차이가 BTD로 측정되는 것이다. 본 연구에서 연도별 과세소득을 추정한 근거는 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 연도별 추정과세소득 계산 근거

사업 연도	과세 표준	법인 세율	추정 과세소득
2004	1억이하	15%	(법인세부담액 ÷ 1.1) ÷ 0.15
	1억초과	27%	{(법인세부담액 ÷ 1.1) - 15,000,000} ÷ 0.27 + 100,000,000
2005 -2007	1억이하	13%	(법인세부담액 ÷ 1.1) ÷ 0.13
	1억초과	25%	{(법인세부담액 ÷ 1.1) - 13,000,000} ÷ 0.25 + 100,000,000
2008	2억이하	11%	(법인세부담액 ÷ 1.1) ÷ 0.11
	2억초과	25%	{(법인세부담액 ÷ 1.1) - 22,000,000} ÷ 0.25 + 200,000,000
2009	2억이하	11%	(법인세부담액 ÷ 1.1) ÷ 0.11
	2억초과	22%	{(법인세부담액 ÷ 1.1) - 22,000,000} ÷ 0.22 + 200,000,000
2010 -2011	2억이하	10%	(법인세부담액 ÷ 1.1) ÷ 0.10
	2억초과	22%	{(법인세부담액 ÷ 1.1) - 20,000,000} ÷ 0.22 + 200,000,000
2012 -2014	2억이하	10%	(법인세부담액 ÷ 1.1) ÷ 0.10
	200억이하	20%	{(법인세부담액 ÷ 1.1) - 20,000,000} ÷ 0.20 + 200,000,000
	200억초과	22%	{(법인세부담액 ÷ 1.1) - 20,000,000 - 3,960,000,000} ÷ 0.22 + 20,000,000,000

(2) Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정(DD_BTD)

Desai and Dharmapala(2006)는 회계이익과 과세소득간의 차이가 조세회피에 의해서만 발생되

9) 법인세부담액을 1.1로 나누는 이유는 법인세부담액에 포함된 10%의 지방소득세를 제거하기 위함이다.

는 것이 아니라 이익조정에 의해서도 발생되기 때문에 회계이익과 과세소득간의 차이에서 이익조정으로 인한 부분을 제거해야만 조세회피를 보다 정확히 측정할 수 있다고 하였다. 본 연구에서도 Desai and Dharmapala(2006)와 같이 총 발생액을 이익조정의 대응치로 보고 회계이익과 과세소득간의 차이 중 총 발생액이 설명하지 못하는 부분을 조세회피로 측정하였다. Desai and Dharmapala(2006)에서 제시한 구체적인 방법은 다음 식(6)과 같다.

$$\frac{BTD_{it}}{Asset_{it-1}} = \beta_1 \frac{TA_{it}}{Asset_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{식(6)}$$

$Asset_{it-1}$: $t-1$ 기 총자산

TA_{it} : 총발생액(당기순이익-영업활동으로인한 현금흐름)

ε_{it} : 잔차(DD_BTD : 조세회피 측정치)

(3) 현금유효법인세율(CashETR, LCashETR)¹⁰⁾

Dyreng et al.(2008)에서 제시한 연간현금유효세율(CashETR)과 5년누적현금유효세율(5LCashETR)로 조세회피를 측정하였고 이는 다음 식(7), 식(8)과 같이 산출하였다.¹¹⁾

$$CashETR_{it} = \frac{\text{법인세 부담액}_{it}}{\text{세 전 이익}_{it}} \quad \text{식(7)}$$

$$5LCashETR_{it} = \frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세 부담액}_{it}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{세 전 이익}_{it}} \quad \text{식(8)}$$

법인세 부담액 = 법인세비용 + 이연법인세자산 증가분 - 이연법인세부채증가분

다. 감사인의 산업전문성

선행연구에서는 산업전문성을 측정하기 위해 여러 가지 방법을 사용한다. 이러한 측정치들은 특정산업에서 많은 양의 업무를 수행하는 것이 감사인의 전문성과 지식의 수준을 증가시킨다는 것을 가정한다(Bedard and Biggs 1991 ; Low 2004). 선행연구에서는 감사인의 산업전문성을 측

10) 현금유효법인세율(CashETR)이 높을수록 조세회피가 높다는 것을 의미하므로 해석을 용이하게 하기 위해 기술통계량을 제외한 상관관계분석과 회귀분석에서는 (-1)을 곱하여 조세회피 대응치로 설정한다.

11) 현금유효법인세율(CashETR)과 누적현금유효법인세율(5LCashETR)의 경우 분모의 세전이익이 양(+) 이면서 분자의 법인세부담액이 음(-)의 값을 갖는 경우에는 “0”으로, 현금유효법인세율(CashETR)과 누적현금유효법인세율(5LCashETR)이 1을 초과하는 경우에는 “1”로 조정(winsorization)하였으며 세전이익이 음(-)인 경우에는 표본에서 제외하였다.

정하기 위해 대부분 시장점유율접근법과 포트폴리오점유율접근법을 이용한다.

시장점유율접근법에서는 산업전문감사인을 특정산업에서 경쟁 감사인에 비해 차별화되게 높은 시장점유율을 보유한 감사인으로 정의한다(Neal and Riley 2004). 실례로, 대부분의 선행연구는 Palmorse(1988)의 방법에 따라 피감사법인이 속한 산업에서 시장점유율이 가장 높은 감사인을 산업전문 감사인으로 간주하였다.¹²⁾ 시장점유율접근법은 산업전문 감사인에게 요구되는 산업 전문지식 획득에 자신의 자원을 적극적으로 투자하는 감사인은 더 높은 시장점유율을 확보하려는 경향이 있다는 가정 하에 정당화 될 수 있다. 회계법인들의 시장점유율이 증가되어 피감사법인의 수가 많아지면, 지식개발비용이 여러 피감사법인들에게 분산되어 궁극적으로 규모의 경제를 달성할 수 있다. 따라서 시장점유율접근법은 산업 내에 경쟁 감사인과의 차별화를 측정하는 것으로 해당 산업에서 각 감사인들의 피감사법인의 총 자산제곱근을 해당 산업의 모든 법인들의 총 자산제곱근으로 나누어 산출한다. 시장점유율접근법은 다음 식(9)와 같이 측정한다.

$$MS_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{J_{ik}} \sqrt{Assets_{ijk}}}{\sum_{i=1}^{I_k} \sum_{j=1}^{J_{ik}} \sqrt{Assets_{ijk}}} > \frac{1}{N} \times 1.2 \quad \text{식(9)}$$

MS_{ik} : k산업에 i감사인의 시장점유율

$Assets$: 자산총계

N : 대형감사법인의 수(BIG4)

반면, 시장점유율접근법의 대안으로 제시된 포트폴리오점유율접근법에서는 개별 감사인과 이들의 시장전략을 중시하며(Gramling and Stone 2001), 각 감사인이 담당하는 다양한 산업 간 감사서비스의 분포에 초점을 둔다. 이에 개별 감사인이 담당하는 산업 중 가장 큰 포트폴리오를 구성하는 산업에 대해 감사인이 산업전문성을 보유한 것으로 간주한다. 이는 가장 큰 포트폴리오를 구성하는 산업에서 감사인은 가장 큰 수익을 창출할 수 있기 때문에 해당산업에 대해 가장 높은 수준의 투자가 이루어진다는 합리적인 이유에서이다. 따라서 포트폴리오점유율접근법은 산업 전반에 걸쳐 감사법인 내의 차별화를 측정하는 것으로 해당 산업에서 각 감사인의 피감사법인의 총 자산제곱근을 각 감사인에 의해 감사된 모든 피감사법인의 총 자산제곱근으로 나누어 산출한다. 포트폴리오점유율접근법은 다음 식(10)과 같이 측정한다.

12) 시장점유율이 두 번째나 세 번째로 높은 감사인이라도 나머지 감사인들의 시장점유율과 가시적인 차이가 관찰될 경우에 한해 이들 감사인들을 산업전문감사인으로 간주하기도 하였다.

$$PS_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{J_{ik}} \sqrt{Assets_{ijk}}}{\sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_{ik}} \sqrt{Assets_{ijk}}} > \frac{1}{K} \quad \text{식(10)}$$

PS_{ik} : 감사인 i 에 대한 k 산업의 포트폴리오 점유율

$Assets$: 자산총계

K : 감사인이 감사한 산업의 수

시장점유율접근법은 산업의 규모를 고려하지 않아 산업의 규모가 매우 작은 일부 산업에서는 산업전문성 획득에 의미가 없고 몇몇 산업은 규모가 매우 커 대부분의 감사인(BIG4 포함)이 기술과 전문지식으로 인한 산업전문성 획득에 주로 투자를 하게 될 것이라는 것을 인지하지 못한다(Neal and Riley 2004).

반면, 포트폴리오점유율접근법에서는 일반적으로 감사인이 큰 수익을 창출할 수 있는 산업은 산업전문지식을 획득하기 위해 특정산업에 노력과 자원을 평균 이상 분배했다는 것을 가정한다. 그러나 이 접근법의 한계점은 산업의 규모로 인해 계산되어진다는 것이다. 이러한 이유로 산업 전문지식을 개발하기 위한 투자를 식별하기에 충분하지 않을 수 있다. 이는 특히 더 큰 수익이 창출한다는 예측 때문에 집중적으로 BIG4 감사인들의 주요 대상으로 정해지는 큰 산업에서 중요하다. 즉, 포트폴리오점유율접근법에서의 산업전문가는 큰 산업에서는 과대평가 될 수 있고 작은 산업에서는 과소평가 될 수 있다.

Neal and Riley(2004)는 시장점유율접근법과 포트폴리오점유율접근법은 감사인의 전문성의 각기 다른 속성을 측정하지만 이 두 접근법은 모두 중요하다고 주장한다. 이 연구에서는 산업-연도별 각 감사인에 대한 시장점유율과 포트폴리오점유율을 곱하여 두 가지 접근법을 결합하는 새로운 통합 측정치(가중시장점유율접근법)를 제안하였다. 가중시장점유율접근법은 다음 식(11)과 같이 측정한다.

$$WMS_{ik} = MS_{ik} \times PS_{ik} \quad \text{식(11)}$$

$$ISP_{ik} = WMS_{ik} > \left(\frac{1}{N} \times 1.2\right) \times \left(\frac{1}{K}\right) \text{ 이면 } 1, \text{ 그렇지 않으면 } 0$$

WMS_{ik} : 가중시장점유율

<표 2>는 본 연구에서 이용한 감사인의 산업전문성의 세 가지 측정치를 비교한 것이다. 최종 표본 1,929개 중 시장점유율접근법은 38.84%, 포트폴리오점유율접근법은 66.09%, 가중시장점유율접근법은 44.06%가 감사인의 산업전문성으로 선정되었다.

Panel A는 시장점유율접근법(MS)과 포트폴리오점유율접근법(PS)에서 선정된 감사인의 산업

전문성 나타난다. 시장점유율접근법에 비해 포트폴리오점유율접근법의 경우 BIG4는 239개의 표본 수가 증가하였으나 각 접근법으로 선정된 감사인의 산업전문성 전체 대비 28.55%p가 감소하였고 산업의 수는 3개가 감소하였다. 또한 Non-BIG4의 경우 364개의 표본 수와 산업 수는 14개가 증가하였다. 즉 시장점유율접근법은 100% BIG4가 감사인의 산업전문성으로 선정되는 반면 포트폴리오점유율은 BIG4와 Non-BIG4가 각각 71.45%, 28.55%가 감사인의 산업전문성으로 분류되었다. 이는 포트폴리오점유율접근법은 특정 감사인이 감사한 산업 중 감사서비스가 상대적으로 높은 산업에 감사인의 산업전문성으로 분류되기 때문에 감사인의 산업전문성이 BIG4에만 치우치는 경향이 감소되었다고 판단된다.

Panel B는 시장점유율접근법(MS)과 가중시장점유율접근법(ISP)에서 선정된 감사인의 산업전문성을 나타낸다. 시장점유율접근법에 비해 가중시장점유율접근법의 경우 BIG4는 109개의 표본 수가 증가하였으나 각 접근법으로 선정된 감사인의 산업전문성 전체 대비 8.12%p가 감소하였고 산업의 수는 2개가 감소하였다. 또한 Non-BIG4의 경우 69개의 표본 수와 산업 수는 9개가 증가하였다. 이는 가중시장점유율접근법이 시장점유율접근법에 비해 Non-BIG4가 8.12%가 감사인의 산업전문성으로 분류되어 Panel A와 동일한 결과이다.

〈표 2〉 감사인의 산업전문성 측정방법 비교 : 본 연구의 세 가지 측정치

[Panel A] 시장점유율접근법 및 포트폴리오점유율접근법을 이용한 감사인의 산업전문성									
구분	시장점유율접근법 ISP(①)			포트폴리오점유율접근법 ISP(②)			차이(②-①)		
	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%p)	산업수
BIG4	672	100.00	13	911	71.45	10	239	-28.55	-3
Non-BIG	0	0.00	0	364	28.55	14	364	28.55	14
계	672	100.00		1,275	100.00		603		
[Panel B] 시장점유율접근법 및 가중시장점유율접근법을 이용한 감사인의 산업전문성									
구분	시장점유율접근법 ISP(①)			가중시장점유율접근법 ISP(②)			차이(②-①)		
	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%p)	산업수
BIG4	672	100.00	13	781	91.88	11	109	-8.12	-2
Non-BIG	0	0.00	0	69	8.12	9	69	8.12	9
계	672	100.00		850	100.00		178		

따라서 감사인의 산업전문성은 시장점유율접근법을 이용할 경우 BIG4가 100%를 차지하고 포트폴리오점유율접근법을 이용할 경우 전체 표본 수의 66.09%가 선정되어 표본의 대부분이 전

문성을 갖춘 감사인으로 분류가 된다. 반면 시장점유율접근법과 포트폴리오점유율접근법의 한계점을 보완한 가중시장점유율접근법의 경우 감사인의 산업전문성이 Non-BIG4가 8.12%를 차지하고 전체 표본수의 44.06%가 선정되었다. 이는 감사인의 산업전문성을 측정하는데 있어 가중시장점유율접근법이 좀 더 합리적이라고 판단된다.

<표 3>은 선행연구에서 감사인의 산업전문성을 측정하기 위해 주로 이용한 두 가지 방법((1) 시장점유율 1위를 차지한 감사인, (2) 시장점유율 1위와 2위를 차지한 감사인)과 본 연구에서의 가중시장점유율접근법을 비교한 것이다. 최종표본 1,929개 중 시장점유율 1위를 차지한 감사인은 29.13%, 시장점유율 1위와 2위를 차지한 감사인은 52.93%, 가중시장점유율접근법은 44.06%가 감사인의 산업전문성으로 선정되었다.

Panel A는 피감사법인이 속한 산업에서 시장점유율 1위를 차지한 감사인과 가중시장점유율접근법에서 선정된 감사인의 산업전문성을 나타내고 Panel B는 피감사법인이 속한 산업에서 시장점유율 1위와 2위를 차지한 감사인과 가중시장점유율접근법에서 선정된 감사인의 산업전문성을 나타낸다. Panel A와 Panel B에서 모두 선행연구에서 사용한 두 가지 측정방법에 비해 감사인의 산업전문성이 BIG4의 경우 각각 6.69%p, 6.35%p가 감소하였으나 Non-BIG4의 경우 각각 6.69%p, 6.35%p가 증가하였다. 이는 <표 2>의 Panel A와 동일한 결과이다.

<표 3> 감사인의 산업전문성 측정방법 비교 : 선행연구와 본 연구 측정치

[Panel A] 시장점유율 1위 및 가중시장점유율접근법을 이용한 감사인의 산업전문성 비교									
구분	시장점유율 1위 감사인의 산업전문성(①)			가중시장점유율접근법 ISP(②)			차이(② - ①)		
	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%p)	산업수
BIG4	554	98.58	14	781	91.88	11	227	-6.69	-3
Non-BIG	8	1.42	1	69	8.12	9	61	6.69	8
계	562	100.00		850	100.00		288		
[Panel B] 시장점유율 1위와 2위 및 가중시장점유율접근법을 이용한 감사인의 산업전문성 비교									
구분	시장점유율 1위와 2위 감사인의 산업전문성(①)			가중시장점유율접근법 ISP(②)			차이(② - ①)		
	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%)	산업수	ISP수	비율(%p)	산업수
BIG4	1,003	98.24	14	781	91.88	11	-222	-6.35	-3
Non-BIG	18	1.76	4	69	8.12	9	51	6.35	5
계	1,021	100.00		850	100.00		-171		

3. 자료수집 및 표본선정

연구대상은 2006년부터 2014년까지 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 다음의 조건을 만족하는 기업을 최종표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업을 제외한 12월 결산 상장법인
- (2) 재무자료 수집이 가능한 기업
- (3) 자본시장 관련 자료 수집이 가능한 기업
- (4) 5년 연속 유가증권시장에 상장된 기업
- (5) 세전이익이 양(+)인 기업
- (6) 자본잠식이 아닌 기업

본 연구의 표본은 시장 특성의 차이를 통제하기 위해 유가증권상장기업만을 대상으로 하였으며 표본기간은 2006년부터 2014년까지(종속변수(t+1)기준) 9년간이다.¹³⁾ 표본기간을 2014년까지로 설정한 이유는 2015년 6월 15일부터 국내 주식가격제한폭이 $\pm 15\%$ 에서 $\pm 30\%$ 으로 확대되었기 때문에 이러한 주식시장 내의 제도변경을 고려하여 표본기간을 선정하였다. 조건(1)에서 업종에 따른 영향을 제거하기 위해 금융업을 제외하였고 또한 여러 가지 경제적 변수가 결산일이 상이한 기업별로 차별적인 영향을 미칠 가능성을 통제하기 위해 12월 결산법인이 아닌 기업은 제외하였다. 조건(2)와 조건(3)은 제반 자료 중 재무자료는 한국상장사협의회 TS-2000으로부터 추출하였고 자본시장 자료는 Fn-Guide의 DataGuidePro를 이용하여 수집하였다. 또한 종속변수(t+1)인 주가폭락위험(CrashRisk)을 측정하기 위해 주간수익률이 52주-53주 모두 있는 기업을 대상으로 하였다.¹⁴⁾ 조건(4)는 조세회피측정치 중 누적 현금유효세율의 측정으로 인해 5년 연속 유가증권시장에 상장되지 아니한 기업은 제외하였다. 또한 조건(5)에서 세전이익이 0 이하인 기업은 유효세율 측정 후 결과해석상의 문제로 인해 제외하였으며(Dyrenge et al. 2008 ; Guenther et al. 2014), 조건(6)에서 자본잠식기업의 경우 다른 일반기업과 비교하여 재무제표의 신뢰성이 낮을 수 있어 제외하였다. 이외에도 회계이익의 불투명성과 감사인의 산업전문성 측정 시 측정의 오류를 최소화하기 위해 산업별¹⁵⁾-연도별로 표본 수가 10개 미만인 경우 제외하였다.

이 결과 본 연구에서 이용한 최종 표본은 1,929개 기업-연이며 극단치(Outlier)로 인한 분석

13) 관심변수(t기)인 5년 누적 현금유효세율을 이용한 조세회피(SLCashETR)를 측정하기 위해 당기를 포함하여 과거 4년간 자료가 필요하므로 2001년부터 자료 수집을 하였다. 이연법인세 회계가 1999년에 도입되어 적용되어 1999년과 2000년에는 이연법인세 제도가 완전히 정착하지 않아 기초이연법인세 자산과 부채를 이용하는 것이 적절하지 않을 수 있어 법인세부담액 및 누적법인세부담액을 산정하는 데 있어 어려운 것으로 판단하여 2001년부터의 자료를 이용하였다.

14) 본 연구에 이용된 최종표본은 104,166개의 기업-주(firm-week)가 선정되었다.

15) 표준산업분류는 통계청 한국표준산업분류 9차(중분류)로 하였다.

결과의 왜곡 및 표본의 손실을 줄이기 위해 변수의 상·하 1% 내에서 조정(winsorization)하였다. <표 4>는 실증분석에서 사용한 표본의 선정과정을 제시하였다.

〈표 4〉 표본의 선정

구 분	표본수
연구기간(2005-2013) 한국 유가증권시장에 상장된 기업	6,489
금융업 및 12월 미결산 기업	(450)
TS-2000에서 재무자료와 DataGuidePro에서 자본시장 자료 이용이 불가능한 기업	(661)
주관수익률이 52-53주 모두 없는 기업	(1,325)
5년 연속 상장기업이 아닌 기업,	(926)
세전이익 0 이하인 기업	(752)
자본잠식기업	(46)
산업-연도별 10개 미만 및 결측치	(400)
최종표본	1,929

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량

<표 5>는 본 연구에서 사용된 주요변수들의 기술통계량을 나타내고 있다.

먼저 주가폭락위험의 측정치로 사용된 변수들을 살펴보면 주식수익률의 비대칭성을 나타내는 변수인 왜도($NCSKEW_{t+1}$)와 하락-상승 변동성($DUVOL_{t+1}$)의 평균(중위수)은 각각 -0.293 (-0.236) -0.152 (-0.147)로 나타났다. 조세회피 측정치로 사용된 변수들을 살펴보면, 먼저 회계이익과 과세소득의 차이인 BTD 의 평균(중위수)은 0.034 (0.014)이고, Desai and Dharmapala (2006)에 기초한 조세회피 측정치(DD_BTD)의 평균(중위수)은 0.000 (-0.009)으로 나타났다. 또한 법인세부담액을 기준으로 측정한 연간 현금유효법인세율($CashETR$)의 평균(중위수)은 0.226 (0.199)으로 상장기업은 평균적으로 세전이익의 22.6% 정도를 법인세로 납부하는 것으로 추정되며 5년누적현금유효법인세율($5LCashETR$)의 평균(중위수)은 0.205 (0.193)으로 나타나 장·단기 조세부담에는 차이를 보이지 않고 장기로 갈수록 더 적은 법인세를 납부함을 의미한다. 감사인의 산업전문성 측정치로 사용된 변수를 살펴보면, 시장점유율접근법(MS)과 포트폴리오점유율접근법(PS)의 평균(중위수)은 각각 0.348 (0.000), 0.661 (1.000)으로 나타났다. 또한 시장점유율접근법과 포트폴리오점유율접근법이 결합된 가중시장점유율접근법(ISP)의 평균(중위수)은

0.441(0.000)로 나타났다. DTURN(월간평균주식수익률)의 평균(중위수)은 $-0.012(-0.004)$ 이고 SIGMA(기업고유주주간수익률의 표준편차)의 평균(중위수)은 $0.045(0.042)$ 이며 RET(기업고유주주간수익률의 평균)의 평균(중위수)은 $-0.113(-0.079)$ 으로 나타났다.

〈표 5〉 기술통계량

Variable		Mean	Std.Dev	5%	25%	Median	75%	95%
Crash Risk	NCSKEW _{i,t+1}	-0.293	0.607	-1.374	-0.607	-0.236	0.104	0.586
	DUVOL _{i,t+1}	-0.152	0.306	-0.664	-0.361	-0.147	0.060	0.352
TAX AVOID	BTD _{i,t}	0.034	0.088	-0.065	-0.010	0.014	0.052	0.218
	DD_BTD _{i,t}	0.000	0.078	-0.101	-0.040	-0.009	0.022	0.151
	CashETR _{i,t}	0.226	0.188	0.000	0.107	0.199	0.293	0.557
	5LCashETR _{i,t}	0.205	0.141	0.008	0.124	0.193	0.262	0.410
INDP	MS _{i,t}	0.348	0.464	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
	PS _{i,t}	0.661	0.471	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
	ISP _{i,t}	0.441	0.496	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
DTURN _{i,t}		-0.012	0.204	-0.299	-0.048	-0.004	0.026	0.245
SIGMA _{i,t}		0.045	0.018	0.021	0.032	0.042	0.053	0.078
RET _{i,t}		-0.113	0.263	-0.562	-0.136	-0.079	-0.045	-0.003
NCSKEW _{i,t}		-0.321	0.645	-1.513	-0.628	-0.267	0.090	0.589
SIZE _{i,t}		26.201	1.713	23.901	24.943	25.872	27.181	29.537
LEV _{i,t}		0.386	0.177	0.091	0.250	0.394	0.526	0.662
ROA _{i,t}		0.061	0.046	0.007	0.027	0.050	0.084	0.154
OWNER _{i,t}		0.434	0.158	0.169	0.325	0.432	0.531	0.701
MTB _{i,t}		1.090	0.833	0.331	0.557	0.847	1.313	2.770
OPAQUE _{i,t}		0.156	0.112	0.042	0.083	0.128	0.191	0.361
AGE _{i,t}		2.981	0.566	1.792	2.565	3.091	3.497	3.689

※ 변수의 정의 - NCSKEW_{i,t+1}: $t+1$ 년도로 측정된 기업고유주주간수익률의 음(-)의 왜도, DUVOL_{i,t+1}: $t+1$ 년도 기업고유주주간수익률이 *up-week*와 *down-week*의 표준편차의 비율의 로그 값, BTD_{i,t}: (세전이익-추정과세소득)/ 기초총자산, DD_BTD_{i,t}: Desai and Dharmapala(2006)에 의한 BTD 잔차, CashETR_{i,t}: 법인세납부액/세전이익, 5LCashETR_{i,t}: 5년 누적 법인세납부액/5년 누적 세전이익, MS_{i,t}: 시장점유율 기준을 초과하면 1 그렇지 않으면 0, PS_{i,t}: 포트폴리오점유율기준을 초과하면 1 그렇지 않으면 0, ISP_{i,t}: 가중시장점유율기준을 초과하면 1 그렇지 않으면 0, DTURN_{i,t}: [t년도의 월간 평균 주식회전율] - [(t-1)년도의 월간평균주식회전율], SIGMA_{i,t}: 기업고유주주간수익률의 표준편차, RET_{i,t}: 기업고유주주간수익률의 평균×100, NCSKEW_{i,t}: 기업고유주주간수익률의 음(-)의 왜도, SIZE_{i,t}: ln(시가총액), LEV_{i,t}: 총부채/총자산, ROA_{i,t}: 당기순이익/기초총자산, OWNER_{i,t}: 대주주1인과 특수관계자 지분을 합계, MTB_{i,t}: 시장가치 대비 장부가치, OPAQUE_{i,t}: 3년간 재량적발생액 절대값의 합계(Hutton et al. 2009), AGE_{i,t}: ln(1+상장기간_년)

또한 NCSKEW(음(-)의 조건부 왜도)의 평균(중위수)은 $-0.321(-0.267)$ 이고, SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 26.201(25.872)이며 LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.386(0.394)으로 나타나 표본에 이용된 상장기업들의 경우 총자산 대비 38.6%가 부채로 구성되어 있음을 알 수 있다. ROA(총자산수익률)의 평균(중위수)은 0.061(0.050)이고, OWNER(대주주지분율)의 평균(중위수)은 0.434(0.432)로 나타났다. MTB(시장가치 대비 장부가치)의 평균(중위수)은 1.090(0.847)이고, OPAQUE(회계이익의 불투명성)의 평균(중위수)은 0.156(0.128)이며 AGE(상장기간)의 평균(중위수)은 2.981(3.091)로 나타났다.

2. 상관관계분석

<표 6>은 주요 변수들 간의 상관관계를 나타내고 있다. 주가폭락위험 변수인 $NCSKEW_{t+1}$ 과 $DUVOL_{t+1}$ 상관계수가 0.917로 Hutton et al.(2009)와 유사한 결과이며, 이는 $NCSKEW_{t+1}$ 과 $DUVOL_{t+1}$ 의 척도는 다르지만 매우 유사한 정보를 제공할 수 있다고 해석할 수 있다. 또한 $NCSKEW_{t+1}$ 과 SIGMA의 상관계수는 -0.065 , $DUVOL_{t+1}$ 과 SIGMA의 상관계수는 -0.049 으로 낮게 나타났다. 이는 Hong and Stein(2000)와 유사한 결과로 두 척도에 대한 예측과정이 SIGMA에 의해 변동성을 예측하는 과정과는 다른 방식이라고 주장하였다.

본 연구의 관심변수인 조세회피 변수(BTD, DD_BTD, CashETR, 5LCashETR)는 주가폭락위험에 대해 모두 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 이는 [가설1]을 지지하는 결과이다. 그러나 주가폭락위험 변수($NCSKEW_{t+1}$ 과 $DUVOL_{t+1}$)와 감사인의 산업전문성 변수(MS, PS, ISP) 간의 관계는 예상과 다르게 양(+)의 관계가 나타났다.

주가폭락위험 변수와 통제변수와의 상관관계를 살펴보면, $NCSKEW_{t+1}$ 과 $DUVOL_{t+1}$ 은 DTURN, LEV, OPAQUE, AGE 변수를 제외하고 모든 변수와 유의한 상관관계를 보이고 있다. 하지만 상관관계분석은 다른 변수의 영향이 통제되지 않은 단일변량분석으로 통제변수의 영향이 배제된 다변량 회귀분석을 통하여 정확하게 검토해 볼 필요가 있다.

〈표 6〉 상관관계 분석결과

	NCSKEW _{i,t-1}	DUVOL _{i,t-1}	BTD _{i,t}	DD_BTD _{i,t}	CashETR _{i,t}	SLCashETR _{i,t}	MS _{i,t}	PS _{i,t}	ISIP _{i,t}	DTURN _{i,t}	SIGMA _{i,t}	RET _{i,t}	NCSKEW _{i,t}	SIZE _{i,t}	LEV _{i,t}	ROA _{i,t}	OWNER _{i,t}	MTB _{i,t}	OPAQUE _{i,t}	AGE _{i,t}
NCSKEW _{i,t-1}	1																			
DUVOL _{i,t-1}	0.917***	1																		
BTD _{i,t}	0.035*	0.034*	1																	
DD_BTD _{i,t}	0.039*	0.038*	0.995***	1																
CashETR _{i,t}	0.048**	0.052**	0.454***	0.457***	1															
SLCashETR _{i,t}	0.017	0.023	0.255***	0.256***	0.388***	1														
MS _{i,t}	0.069***	0.055**	0.020	0.021	-0.008	0.065***	1													
PS _{i,t}	0.007	0.015	0.045**	0.045**	0.031	0.093***	0.447***	1												
ISIP _{i,t}	0.096***	0.083***	0.041*	0.043*	0.015	0.097***	0.736***	0.624***	1											
DTURN _{i,t}	0.031	0.020	0.066***	0.065***	0.021	0.026	0.013	-0.035	-0.004	1										
SIGMA _{i,t}	-0.065***	-0.049**	0.112	0.106***	0.003	-0.018	-0.106***	-0.043*	-0.124***	0.350***	1									
RET _{i,t}	0.051**	0.050**	-0.074***	-0.075***	-0.050**	-0.004	0.018	0.043*	0.051**	-0.191***	-0.373***	1								
NCSKEW _{i,t}	0.084***	0.073***	-0.020	-0.019	-0.009	0.030	0.082	-0.009	0.100***	-0.063***	-0.282***	-0.068***	1							
SIZE _{i,t}	0.271***	0.246***	0.034	0.034	0.039*	0.085***	0.304***	0.189***	0.365***	0.032	-0.269***	0.091***	0.212***	1						
LEV _{i,t}	-0.018	-0.035	-0.029	-0.033	-0.041*	-0.084***	-0.025	0.000	-0.056**	0.008	0.187***	-0.025	-0.063***	0.004	1					
ROA _{i,t}	0.101***	0.099***	0.208***	0.183***	0.176***	0.050***	0.045**	-0.006	0.083*	-0.003	-0.012	-0.008	0.030	0.276***	-0.205***	1				
OWNER _{i,t}	-0.144***	-0.124***	0.043*	0.041*	0.047**	0.148***	-0.032	-0.055**	-0.029	-0.005	0.015	0.016	-0.100***	-0.201***	-0.156***	-0.051**	1			
MTB _{i,t}	0.110***	0.106***	-0.027	-0.030	0.006	-0.051**	0.088***	0.029	0.098***	0.020	0.000	-0.026	0.064***	0.410***	0.179***	0.208***	-0.164***	1		
OPAQUE _{i,t}	0.036	0.016	0.040*	0.050**	-0.031	-0.070***	-0.100***	0.048**	-0.021	0.013	0.057**	-0.013	0.022	0.072***	0.161***	0.053**	-0.124***	0.021	1	
AGE _{i,t}	0.007	-0.002	0.017	0.020	0.024	0.062***	0.116***	0.055**	0.106***	-0.009	-0.046**	0.013	0.016	0.129***	-0.013	-0.158***	-0.132***	-0.054***	0.001	1

※ 변수의 조작적 정의는 <표 5> 참조

※ ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

3. 다중회귀분석

가. 조세회피와 기업의 주가폭락위험

<표 7>은 조세회피수준이 높을수록 주가폭락위험이 증가할 것이라는 [가설 1]에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. [Model 1]은 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW_{t+1}$)를, [Model 2]는 하락-상승 변동성($DUVOL_{t+1}$)을 종속변수로 사용한 회귀분석결과이다. 분석결과에서 F-Value의 값이 통계적으로 유의하게 나타나고 있어 연구모형은 적합하다는 것을 알 수 있다¹⁶⁾.

<표 7>에서 관심변수는 조세회피(TAXAVOID)변수인 BTD , DD_BTD , $CashETR$, $5LCashETR$ 이며 [Model 1]에서는 BTD , DD_BTD , $CashETR$ 의 계수가 0.305, 0.332, 0.130으로 유의한 양(+)의 계수값이 나타났고, [Model 2]은 BTD , DD_BTD , $CashETR$ 의 계수가 0.131, 0.144, 0.081으로 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 이는 조세회피가 주가폭락위험을 증가시킨다는 [가설 1]을 지지하는 결과이다. 즉, 대리인 관점에서 정보 우위의 경영자는 조세회피 이후의 적발 가능성을 감소시키기 위해 기업의 재무적, 조직적 복잡성을 증가시키는 등의 부적절한 행위를 수행할 것이다. 즉, 조세회피로 인해 경영자와 주주를 포함한 투자자 간 정보비대칭이 심화되어 주가폭락위험이 높아지는 것으로 해석된다.

통제변수의 결과를 살펴보면, RET 는 $DUVOL_{t+1}$ 과 유의한 양(+)의 계수 값이 나타나 Chen et al.(2001)의 연구와 동일한 결과로 과거수익률이 높을수록 오랫동안 거품이 축적되어 주가폭락위험이 증가한다고 볼 수 있다. $SIZE$ 는 $NCSKEW_{t+1}$ 과 $DUVOL_{t+1}$ 과 유의한 양(+)의 계수 값이 나타나 시가총액이 높은 기업일수록 정보량이 많아 투자자간 정보획득의 차이와 정보해석의 차이가 커지므로 투자자의견차이도 커지게 될 것이다. 즉 거래량의 증가로 인해 주가폭락위험이 증가한다고 판단되며 이는 Chen et al.(2001)의 결과와 일치한다. 또한 LEV 는 $DUVOL_{t+1}$ 와는 예상과는 반대로 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다. 이는 Ross(1977)의 신호이론¹⁷⁾에 따라 부채비율이 증가할수록 주가폭락위험이 감소한다고 해석할 수 있다. $OWNER$ 은 $NCSKEW_{t+1}$ 과 $DUVOL_{t+1}$ 과 유의한 음(-)의 계수 값이 나타나 대주주1인지분율과 특수관계자지분율이 증가

16) 설정된 연구모형에서 변수들 간 다중공선성의 문제가 있는지를 분산팽창요소(variance influence factors : VIF)로 확인한 결과 그 값이 모두 5 이하로 나타나 본 연구결과에서 변수 간의 다중공선성 문제가 영향을 줄 정도로 심각하지는 않았다. 이후 분석결과 표들에서도 이와 유사한 수준임을 확인하였다.

17) Ross(1977)는 기업의 미래 현금흐름에 대한 정보비대칭(asymmetric information)이 존재하는 불완전시장에서 기업의 재무구조는 경영자가 가지고 있는 정보를 자본시장의 투자자들에게 전달해 주는 신호로 이용될 수 있다는 신호이론을 제시하였다. 내부경영자는 미래 현금흐름이 증가할 것이라는 확신을 가질 때 이와 같은 내부정보를 외부투자자들에게 신호하기 위하여 부채를 증가시킬 것이며 외부투자자들은 부채비율의 증가를 그 기업의 미래 현금흐름이 지속적으로 증가할 것이라는 하나의 신호로 해석한다. 경영자는 자본구조를 신호로 기업의 미래 성과에 대한 정보를 전달해 주고 투자자들은 높은 부채비율을 성공적 경영성과의 신호로 해석하여 기업가치를 높게 평가하고 낮은 부채비율을 빈약한 기업성과의 신호로 해석하여 기업가치를 낮게 평가한다(박순식 2010).

할수록 경영자와 주주 간에 이해가 일치되어 주가폭락위험이 감소한다고 해석할 수 있으며, AGE는 $NCSKEW_{t+1}$ 와 $DUVOL_{t+1}$ 과 유의한 음(-)의 계수 값이 나타나 상장기간이 긴 기업일수록 투자자들이 많은 기업고유의 정보를 투자자들이 이용할 수 있어 주가폭락위험이 감소한다고 해석할 수 있다.

〈표 7〉 조세회피와 기업의 주가폭락위험

Variables	Pred. Sign	[Model 1] - $NCSKEW_{t+1}$				[Model 2] - $DUVOL_{t+1}$			
		BTD _{it}	DD_BTD _{it}	CashETR _{it}	5LCashETR _{it}	BTD _{it}	DD_BTD _{it}	CashETR _{it}	5LCashETR _{it}
Intercept	+/-	-2.318 ***	-2.300 ***	-2.460 ***	-2.456 ***	-1.090 ***	-1.082 ***	-1.128 ***	-1.132 ***
TAXAVOID _{it}	+	0.305 **	0.332 **	0.130 **	0.084	0.131 *	0.144 **	0.081 ***	0.038
DTURN _{it}	+	0.061	0.061	0.059	0.061	0.016	0.016	0.015	0.017
SIGMA _{it}	+	0.304	0.294	0.411	0.402	0.499	0.494	0.539	0.541
RET _{it}	+	0.078	0.079	0.078	0.075	0.050 *	0.050 **	0.050 **	0.048 *
NCSKEW _{it}	+	0.017	0.017	0.017	0.017	0.028	0.028	0.027	0.027
SIZE _{it}	+	0.092 ***	0.092 ***	0.093 ***	0.092 ***	0.042 ***	0.042 ***	0.043 ***	0.042 ***
LEV _{it}	+	-0.128	-0.126	-0.129	-0.123	-0.101 **	-0.100 **	-0.102 **	-0.098 **
ROA _{it}	-	0.301	0.313	0.286	0.422	0.108	0.112	0.073	0.159
OWNER _{it}	-	-0.424 ***	-0.425 ***	-0.420 ***	-0.423 ***	-0.193 ***	-0.193 ***	-0.192 ***	-0.193 ***
MTB _{it}	+	-0.009	-0.009	-0.010	-0.011	-0.001	0.000	-0.001	-0.001
OPAQUE _{it}	+	0.141	0.138	0.139	0.145	0.008	0.006	0.006	0.010
AGE _{it}	-	-0.048 *	-0.048 *	-0.047 *	-0.046 *	-0.024 *	-0.024 *	-0.023 *	-0.023 *
ΣIND		included	included	included	included	included	included	included	included
ΣYEAR		included	included	included	included	included	included	included	included
Adj. R ²		0.0938	0.0942	0.0940	0.0922	0.0781	0.0785	0.0797	0.0770
F-Value		7.050 ***	7.078 ***	7.037 ***	6.918 ***	5.997 ***	6.019 ***	6.100 ***	5.903 ***

※ 변수의 조작적 정의는 <표 5> 참조

※ ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

나. 감사인의 산업전문성과 기업의 주가폭락위험

<표 8>은 경영자의 감시 및 견제 장치로서의 감사인의 산업전문성이 높을수록 주가폭락위험이 감소할 것이라는 [가설2]에 대한 회귀분석결과를 나타낸다. Panel A는 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW_{t+1}$)를, Panel B는 하락-상승 변동성($DUVOL_{t+1}$)을 종속변수로 사용하고 감사인의 산업전문성(INDP)을 시장점유율접근법(MS), 포트폴리오점유율접근법(PS), 가중시장점유율접근법(ISP)로 측정하였으며 각 측정치에 대한 회귀분석결과를 나타낸다.

〈표 8〉 감사인의 산업전문성과 기업의 주기폭락위험

[Panel A] 감사인의 산업전문성과 기업의 주기폭락위험(NCSKEW _{i,t+1})														
Variables	Pred. Sign	NCSKEW _{i,t+1} - MS				NCSKEW _{i,t+1} - PS				NCSKEW _{i,t+1} - ISP				
		BTD _{it}	DD_BTD _{it}	CashETR _{it}	5LCashETR _{it}	BTD _{it}	DD_BTD _{it}	CashETR _{it}	5LCashETR _{it}	BTD _{it}	DD_BTD _{it}	CashETR _{it}	5LCashETR _{it}	
Intercept	+/-	-2.254***	-2.238***	-2.367***	-2.371***	-2.440***	-2.270***	-2.431***	-2.426***	-2.276***	-2.258***	-2.413***	-2.410***	
TAXAVOID _{it}	+	0.267**	0.293**	0.125**	0.070	0.310**	0.337**	0.131**	0.085	0.306**	0.332**	0.133**	0.087	
MS _{it}	-	0.002	0.002	0.005	0.001									
PS _{it}	-					-0.047	-0.047	-0.046	-0.045					
ISP _{it}	-									0.034	0.034	0.037	0.035	
DTURN _{it}	+	0.060	0.060	0.058	0.061	0.059	0.059	0.057	0.060	0.061	0.061	0.059	0.061	
SIGMA _{it}	+	0.292	0.282	0.392	0.379	0.256	0.246	0.366	0.357	0.345	0.335	0.454	0.441	
RET _{it}	+	0.079	0.080	0.079	0.076	0.080	0.081	0.080	0.076	0.077	0.078	0.077	0.074	
NCSKEW _{it}	+	0.019	0.019	0.019	0.019	0.016	0.016	0.015	0.015	0.016	0.016	0.016	0.016	
SIZE _{it}	+	0.089***	0.088***	0.089***	0.089***	0.093***	0.093***	0.094***	0.093***	0.090***	0.089***	0.090***	0.089***	
LEV _{it}	+	-0.133	-0.131	-0.134	-0.128	-0.123	-0.121	-0.125	-0.118	-0.130	-0.128	-0.132	-0.124	
ROA _{it}	-	0.237	0.246	0.210	0.343	0.289	0.301	0.275	0.412	0.289	0.301	0.270	0.409	
OWNER _{it}	-	-0.394***	-0.394***	-0.390***	-0.393***	-0.434***	-0.434***	-0.429***	-0.433***	-0.425***	-0.425***	-0.420***	-0.424***	
MTB _{it}	+	-0.010	-0.010	-0.011	-0.011	-0.009	-0.009	-0.010	-0.011	-0.009	-0.009	-0.010	-0.011	
OPAQUE _{it}	+	0.124	0.120	0.121	0.126	0.144	0.140	0.141	0.147	0.143	0.140	0.140	0.147	
AGE _{it}	-	-0.045*	-0.045*	-0.044*	-0.043*	-0.048**	-0.048*	-0.047*	-0.047*	-0.049**	-0.049**	-0.048*	-0.048*	
ΣIND		included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	
ΣYEAR		included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	
Adj. R ²		0.0934	0.0937	0.0936	0.0917	0.0942	0.0946	0.0940	0.0923	0.0939	0.0943	0.0938	0.0920	
F-Value		6.840***	6.866***	6.853***	6.727***	6.897***	6.925***	6.882***	6.764***	6.874***	6.901***	6.867***	6.747***	

〈표 8〉 감사인의 산업전문성과 기업의 추가폭락위험 (계속)

[Panel B] 감사인의 산업전문성과 기업의 추가폭락위험(DUVO _{L,t+1})											
Variables	Pred. Sign	DUVO _{L,t+1} — MS			DUVO _{L,t+1} — PS			DUVO _{L,t+1} — ISP			
		BD _t	DD_BD _t	CashE _t	5LCashE _t	BD _t	DD_BD _t	CashE _t	5LCashE _t	BD _t	
Intercept	+/-	-1.059***	-1.051***	-1.090***	-1.096***	-1.131***	-1.123***	-1.120***	-1.125***	-1.076***	5LCashE _t
TAXAVOID _t	+	0.119*	0.131*	0.077**	0.035	0.133*	0.146**	0.082***	0.038	0.132*	0.039
MS _t	-	0.003	0.003	0.005	0.002	-0.013	-0.013	-0.013	-0.012		
PS _t	-										
ISP _t	-									0.012	0.012
DTURN _t	+	0.017	0.017	0.016	0.017	0.016	0.016	0.015	0.016	0.016	0.016
SIGMA _t	+	0.465	0.461	0.505	0.502	0.488	0.482	0.527	0.530	0.514	0.555
RET _t	+	0.050*	0.050*	0.050*	0.048*	0.050*	0.050*	0.050*	0.048*	0.049*	0.048*
NCSKEW _t	+	0.028	0.028	0.027	0.027	0.027	0.027	0.026	0.027	0.027	0.027
SIZE _t	+	0.041***	0.041***	0.041***	0.041***	0.043***	0.043***	0.043***	0.043***	0.042***	0.042***
LEV _t	+	-0.095**	-0.094**	-0.097**	-0.093**	-0.100**	-0.099**	-0.101**	-0.097**	-0.102**	-0.099**
ROA _t	-	0.110	0.114	0.074	0.157	0.104	0.109	0.070	0.157	0.103	0.155
OWNER _t	-	-0.187***	-0.187***	-0.186***	-0.187***	-0.196***	-0.196***	-0.195***	-0.195***	-0.193***	-0.193***
MTB _t	+	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
OPAQUE _t	+	0.004	0.003	0.003	0.006	0.009	0.007	0.007	0.010	0.009	0.010
AGE _t	-	-0.022*	-0.022*	-0.022*	-0.022*	-0.024*	-0.024*	-0.024*	-0.023*	-0.024*	-0.024*
ΣIND		included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
ΣYEAR		included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
Adj. R ²		0.0777	0.0780	0.0792	0.0765	0.0786	0.0789	0.0800	0.0772	0.0785	0.0772
F-Value		5.775***	5.796***	5.879***	5.696***	5.834***	5.857***	5.934***	5.741***	5.833***	5.938***

※ 변수의 조작적 정의는 <표 5> 참조

※ ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

분석결과에서 F-Value의 값이 통계적으로 유의하게 나타나고 있어 연구모형은 적합하다는 것을 알 수 있다.

<표 8>에서 Panel A와 Panel B에서 시장점유율접근법(MS), 포트폴리오점유율접근법(PS), 가중시장점유율접근법(ISP) 모두 통계적으로 유의한 계수값이 나타나지 않아 [가설2]는 기각되었다. 이는 산업 전문 감사인에게 외부감사를 받는 것만으로는 주가폭락위험을 감소시키지 못하기 때문이라 판단된다.

통제변수에 대한 결과는 <표 7>과 동일하여 이와 관련한 내용은 생략한다.

다. 감사인의 산업전문성, 조세회피와 기업의 주가폭락위험

<표 9>는 감사인의 산업전문성이 조세회피와 주가폭락위험 간의 양(+)의 관계를 완화시킬 것이라는 [가설3]에 대한 회귀분석결과를 나타낸다. Panel A는 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW_{t+1}$)를, Panel B는 하락-상승 변동성($DUVOL_{t+1}$)을 종속변수로 사용하고 감사인의 산업전문성(INDP)을 시장점유율접근법(MS), 포트폴리오점유율접근법(PS), 가중시장점유율접근법(ISP)로 측정하였으며 각 측정치에 대한 회귀분석결과를 나타낸다. 분석결과에서 F-Value의 값이 통계적으로 유의하게 나타나고 있어 연구모형은 적합하다는 것을 알 수 있다

Panel A를 살펴보면 $NCSKEW_{t+1}$ 와 $BTD \times MS$, $DD_BTD \times MS$, $CashETR \times MS$ 의 계수가 -0.460 , -0.444 , -0.200 으로 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났고 $BTD \times PS$, $DD_BTD \times PS$, $CashETR \times PS$ 의 계수가 -0.637 , -0.631 , -0.304 로 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났으며 $BTD \times ISP$, $DD_BTD \times ISP$, $CashETR \times ISP$ 의 계수가 -0.551 , -0.550 , -0.231 로 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 또한 Panel B를 살펴보면 $DUVOL_{t+1}$ 과 $BTD \times MS$, $DD_BTD \times MS$, $CashETR \times MS$ 의 계수가 -0.248 , -0.242 , -0.090 으로 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났고 $BTD \times PS$, $DD_BTD \times PS$, $CashETR \times PS$ 의 계수가 -0.357 , -0.359 , -0.147 로 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났으며 $BTD \times ISP$, $DD_BTD \times ISP$, $CashETR \times ISP$ 의 계수가 -0.265 , -0.263 , -0.086 으로 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이는 산업전문감사인이 경영자에 대한 효과적인 감시와 견제로 경영자의 사적편의 추구행위를 억제하고, 기업투명성을 증가시켜 정보비대칭을 감소시키는 역할을 수행하기 때문에 결국, 조세회피가 주가폭락위험에 미치는 효과를 완화시키는 것으로 해석할 수 있다. 이는 [가설3]을 부분적으로 지지하는 결과이다. 통제변수에 대한 결과는 <표 7>과 동일하여 이와 관련한 내용은 생략한다.

〈표 9〉 감사인의 산업전문성, 조세회피와 기업의 추가폭락위험

[Panel A] 감사인의 산업전문성, 조세회피와 기업의 추가폭락위험(NCSKEW _(i,t+1))														
Variables	Pred.	NCSKEW _(i,t+1) - TAXAVOID × MS				NCSKEW _(i,t+1) - TAXAVOID × PS				NCSKEW _(i,t+1) - TAXAVOID × ISP				
	Sign	BTD _{i,t}	DD_BTD _{i,t}	CashETR _{i,t}	5LCashETR _{i,t}	BTD _{i,t}	DD_BTD _{i,t}	CashETR _{i,t}	5LCashETR _{i,t}	BTD _{i,t}	DD_BTD _{i,t}	CashETR _{i,t}	5LCashETR _{i,t}	
Intercept	+/-	-2.396***	-2.248***	-2.229***	-2.368***	-2.307***	-2.272***	-2.379***	-2.294***	-2.306***	-2.281***	-2.404***	-2.270***	
TAXAVOID _{i,t}	+	0.403***	0.425***	0.202***	0.129									
MS _{i,t}	-	0.020	0.003	-0.039	-0.045									
TAXAVOID _{i,t} × MS _{i,t}	-	-0.460*	-0.444*	-0.200*	-0.242									
TAXAVOID _{i,t}	+					0.749***	0.773***	0.343***	0.028					
PS _{i,t}	-					-0.024	-0.048	-0.114	-0.026					
TAXAVOID _{i,t} × PS _{i,t}	-					-0.637**	-0.631**	-0.304**	0.091					
TAXAVOID _{i,t}	+									0.541***	0.567***	0.248***	0.164	
ISP _{i,t}	-									0.057	0.035	-0.013	-0.004	
TAXAVOID _{i,t} × ISP _{i,t}	-									-0.551**	-0.550**	-0.231**	-0.201	
DTURN _{i,t}	+	0.060	0.060	0.057	0.061	0.057	0.057	0.057	0.059	0.060	0.061	0.057	0.061	
SIGMA _{i,t}	+	0.312	0.301	0.386	0.379	0.246	0.225	0.361	0.367	0.327	0.319	0.433	0.434	
RET _{i,t}	+	0.080	0.080	0.078	0.075	0.080	0.081	0.079	0.076	0.077	0.078	0.075	0.073	
NCSKEW _{i,t}	+	0.019	0.019	0.018	0.018	0.018	0.018	0.016	0.015	0.017	0.017	0.015	0.015	
SIZE _{i,t}	+	0.089***	0.089***	0.089***	0.089***	0.093***	0.093***	0.094***	0.092***	0.090***	0.090***	0.091***	0.090***	
LEV _{i,t}	+	-0.135	-0.133	-0.134	-0.135	-0.130	-0.128	-0.135	-0.115	-0.130	-0.128	-0.132	-0.129	
ROA _{i,t}	-	0.260	0.266	0.223	0.323	0.257	0.267	0.236	0.425	0.294	0.304	0.272	0.385	
OWNER _{i,t}	-	-0.397***	-0.397***	-0.397***	-0.394***	-0.432***	-0.433***	-0.429***	-0.433***	-0.423***	-0.423***	-0.421***	-0.424***	
MTB _{i,t}	+	-0.010	-0.010	-0.011	-0.012	-0.010	-0.009	-0.010	-0.011	-0.010	-0.010	-0.011	-0.011	
OPAQUE _{i,t}	+	0.127	0.123	0.124	0.127	0.150	0.147	0.146	0.147	0.151	0.148	0.150	0.149	
AGE _{i,t}	-	-0.045*	-0.045*	-0.046*	-0.045*	-0.050**	-0.050**	-0.051**	-0.046*	-0.049*	-0.049**	-0.049**	-0.050**	
ΣIND		included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	
ΣYEAR		included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	
Adj. R ²		0.0942	0.0945	0.0944	0.0918	0.0960	0.0963	0.0960	0.0919	0.0953	0.0957	0.0950	0.0920	
F-Value		6.727***	6.746***	6.743***	6.568***	6.848***	6.870***	6.849***	6.574***	6.803***	6.827***	6.781***	6.579***	

〈표 9〉 감사인의 산업전문성, 조세회피와 기업의 주기폭락위험 (계속)

[Panel B] 감사인의 산업전문성, 조세회피와 기업의 주가폭락위험(DUVOL _{it+1})														
Variables		Pred. Sign	DUVOL _{it+1} - TAXAVOID × MS				DUVOL _{it+1} - TAXAVOID × PS				DUVOL _{it+1} - TAXAVOID × ISP			
			BTD _{it} ***	DD_BTD _{it} ***	CashETR _{it} ***	5LCashETR _{it} ***	BTD _{it} ***	DD_BTD _{it} ***	CashETR _{it} ***	5LCashETR _{it} ***	BTD _{it} ***	DD_BTD _{it} ***	CashETR _{it} ***	5LCashETR _{it} ***
Intercept		+/-	-1.110	-1.057	-1.084	-1.095	-1.092	-1.075	-1.095	-1.076	-1.091	-1.079	-1.108	-1.073
TAXAVOID _{it}		+	0.192	0.203	0.112	0.060								
MS _{it}		-	0.013	0.003	-0.015	-0.017								
TAXAVOID _{it} × MS _{it}		-	-0.248	-0.242	-0.090	-0.101								
TAXAVOID _{it}		+					0.379	0.394	0.184	0.055				
PS _{it}		-					0.000	-0.014	-0.046	-0.018				
TAXAVOID _{it} × PS _{it}		-					-0.357	-0.359	-0.147	-0.026				
TAXAVOID _{it}		+									0.245	0.257	0.125	0.079
ISP _{it}		-									0.022	0.012	-0.005	-0.008
TAXAVOID _{it} × ISP _{it}		-									-0.265	-0.263	-0.086	-0.104
DTURN _{it}		+	0.017	0.017	0.015	0.017	0.015	0.015	0.015	0.016	0.016	0.016	0.014	0.016
SIGMA _{it}		+	0.476	0.471	0.502	0.503	0.481	0.470	0.524	0.527	0.505	0.500	0.545	0.550
RET _{it}		+	0.050	0.050	0.050	0.048	0.050	0.051	0.050	0.048	0.049	0.050	0.049	0.047
NCSKEW _{it}		+	0.028	0.028	0.026	0.027	0.030	0.029	0.027	0.027	0.028	0.028	0.025	0.026
SIZE _{it}		+	0.041	0.041	0.041	0.041	0.043	0.043	0.043	0.043	0.042	0.042	0.042	0.042
LEV _{it}		+	-0.096	-0.095	-0.096	-0.096	-0.103	-0.102	-0.106	-0.098	-0.101	-0.100	-0.104	-0.101
ROA _{it}		-	0.122	0.125	0.080	0.148	0.086	0.089	0.050	0.153	0.106	0.110	0.067	0.142
OWNER _{it}		-	-0.189	-0.189	-0.189	-0.187	-0.195	-0.195	-0.195	-0.195	-0.192	-0.193	-0.193	-0.193
MTB _{it}		+	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002
OPAQUE _{it}		+	0.006	0.005	0.004	0.006	0.012	0.011	0.009	0.010	0.012	0.011	0.011	0.011
AGE _{it}		-	-0.023	-0.023	-0.023	-0.023	-0.025	-0.025	-0.025	-0.023	-0.024	-0.024	-0.024	-0.025
ΣIND			included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
ΣYEAR			included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
Adj. R ²			0.0786	0.0789	0.0798	0.0764	0.0809	0.0812	0.0819	0.0767	0.0798	0.0801	0.0806	0.0771
F-Value			5.701	5.716	5.777	5.554	5.850	5.871	5.914	5.576	5.779	5.797	5.826	5.605

※ 변수의 조작적 정의는 <표 5> 참조

※ ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

V. 결 론

경영자의 기회주의적인 조세회피는 기업 내부에 장기간 악재를 누적시켜 미래 특정 시점에서 누적된 악재가 한꺼번에 쏟아져 주가를 폭락시킬 수 있는 위험한 행위이다. 즉, 재무보고에 비해 세무보고는 정보 및 자료의 특성 상 공시의 부족으로 주주나 투자자가 이를 이용하여 조세회피를 사전에 감지하기 어렵고, 이에 더해 경영자는 다른 이해관계자들에 비해 세무정보로의 접근성이 용이한 정보우위에 있기 때문에 정보비대칭 문제가 발생된다. 뿐만 아니라, 경영자는 과세관청으로부터 조세회피의 적발가능성을 회피하기 위해 거래를 복잡하게 하여 정보의 흐름을 제한하므로 다른 형태의 경영자 부정에 비해 조세회피는 기업 내 악재를 더욱 누적시킬 가능성이 매우 높다. 이로 인한 주가의 폭락은 기본적으로 주주와 채권자의 막대한 손실을 초래하며, 기업에게는 상장 폐지, 브랜드 가치 하락, 구성원의 사기 저하 등의 악영향을 미친다. 따라서 조세회피로 인한 주가폭락을 방지하기 위해서는 경영자의 기회주의적 조세회피를 사전에 차단하고, 이를 효과적으로 통제할 수 있는 감시체계가 필요하다는 점에 대해서는 반론의 여지가 없을 것으로 생각된다.

이러한 상황에서 기업과 독립된 외부감사인은 재무제표의 신뢰성 평가를 통해 경영자와 주주 및 재무제표 정보 이용자 사이의 정보비대칭을 효과적으로 완화시키는 감시장치의 역할을 수행한다. 또한, 본 연구에서 조세회피로 인한 주가폭락위험으로 측정된 대리인비용에 대한 감시기능의 필요성 정도는 기업의 특성뿐만 아니라 소속된 산업의 특성에 의해서도 영향을 받는다. 이로 인해 주주는 조대리인비용을 감소시키기 위하여 기업이 속한 산업에 대한 전문지식을 겸비한 감사인을 선임하고자 하는 유인이 높아지게 될 것으로 추측된다.

이에 본 연구는 다음의 세 가지 연구목표를 달성하기 위해 수행되었다. 첫째, 조세회피 수준이 높은 기업에서 이로 인한 악재의 누적으로 미래 주가가 폭락될 위험이 증가되는지 분석하였다. 둘째, 산업전문감사인에게 외부감사를 받는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 주가폭락위험이 낮은지 분석한다. 셋째, 조세회피로 인해 주가폭락위험이 높아질 경우에 산업전문감사인이 이 관계를 유의하게 완화시키는지 실증분석하였다.

이상의 연구주제를 검증하기 위해 다중회귀분석을 수행하였으며, 이 때 종속변수인 음(-)의 조건부 왜도(NCSKEW_{t+1}), 하락-상승 변동성(DUVOL_{t+1})의 두 가지 변수를 이용해 측정하였다. 주요 관심변수인 조세회피(TAXAVOID)는 회계이익과 과세소득의 차이(BTD), 회계이익과 과세소득 차이의 잔차(DD_BTD), 연간현금유효법인세율(CashETR) 그리고 5년누적현금유효법인세율(5LCashETR)을 사용하였다. 조절변수인 감사인의 산업전문성(INDP)은 시장점유율접근법(MS)과 포트폴리오점유율접근법(PS), 시장점유율접근법(MS)과 포트폴리오점유율접근법(PS)을 반영한 가중시장점유율접근법(ISP)을 이용하였다. 또한 조세회피, 감사인의 산업전문성, 조세회피와 감사인의 산업전문성 상호작용항 이외의 변수가 주가폭락에 미치는 영향을 통제하기 위

해 연구모형에 다양한 통제변수를 포함하였다.

실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, [가설 1]에 대해 조세회피가 주가폭락위험에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 조세회피(BTD, DD_BTD, CashETR)는 주가폭락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 조세회피가 증가할수록 주가폭락위험이 증가한다는 것을 확인하였다. 이는 다음과 같은 해석이 가능하다. 대리인 관점에서 정보우위의 경영자는 조세회피 이후의 적발 위험을 회피하고자 기업의 재무적, 조직적 복잡성을 증가시킬 가능성이 높다. 즉, 조세회피로 인해 경영자와 주주를 포함한 투자자 간 정보비대칭이 심화될 것이며, 결국 향후 기업 내부에 누적된 악재가 한꺼번에 공시되어 주가폭락위험이 높아지는 것으로 해석된다. 둘째, [가설 2]와 관련하여 감사인의 산업전문성이 주가폭락위험을 감소시키는지 분석하였다. 분석결과 감사인의 산업전문성 변수(INDP)와 주가폭락위험의 측정방법과 무관하게 통계적 유의성은 확보되지 못하였다. 즉, 산업전문감사인의 존재 자체만으로는 주가폭락위험을 효과적으로 방지할 수 없음을 의미한다. 이러한 현상에 대한 원인은 현재로서는 명확히 규명하기 어렵지만 감사인의 산업전문성의 측정 방법에 대한 연구자들 간 합의가 명확히 이루어지지 않았기 때문이라 추측할 수 있다. 셋째, [가설 3]과 관련하여 감사인의 산업전문성이 조세회피와 주가폭락의 관련성에 대해 음(-)의 조절효과를 미치는지 분석하였다. 분석결과 감사인의 산업전문성(INDP)과 조세회피(BTD, DD_BTD, CashETR)의 상호작용항이 주가폭락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 산업전문감사인은 조세회피가 주가폭락으로 이어지는 현상을 완화시키는 것으로 볼 수 있다. 이는 산업전문감사인에게 외부 감사를 받는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피로 인해 주가폭락위험이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 산업전문감사인이 경영자에 대한 감시 및 견제 장치의 역할을 수행하여 경영자의 사적편익 추구행위를 억제하고, 정보비대칭을 완화시키는 역할을 수행하기 때문에 조세회피가 주가폭락위험에 미치는 효과를 완화시키는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 시사점과 향후 연구방향은 다음과 같다. 첫째, 현재까지 감사인의 산업전문성 측정에 대한 연구자간 합의가 이루어지지 않고 있는 실정이다. 특히, 국내 연구들 대부분은 시장점유율접근법을 이용하여 산업전문감사인을 선정하고 있으나 최근 국외 연구들에서는 시장점유율접근법의 단점을 보완하기 위한 대체적인 방안의 일환으로 가중포트폴리오점유율이 보고되었다. 그러나 현재까지 국내에서는 가중포트폴리오점유율을 감사인의 산업 전문성 측정에 적용한 연구는 수행되지 않고 있다. 이러한 상황에서 본 연구는 시장점유율접근법과 더불어 포트폴리오점유율접근법과 가중포트폴리오점유율접근법을 소개하였으며, 이는 향후 감사품질 관련 실증연구에서 산업전문성 측정 방법론의 범위 확장에 기여하는 바가 매우 높을 것으로 생각된다. 둘째, 회계학 분야의 연구에서는 전통적으로 주가를 이용하여 기업가치를 측정하고 있으며, 이러한 연구 대부분은 기업가치 하락을 방지하기 위한 다양한 요인의 규명에 초점을 두고 있다. 그러나 기업가치의 붕괴 현상인 주가폭락 자체를 반영한 연구는 극히 드문 실정이며, 이러한 상황에서

본 연구는 주가폭락을 측정할 수 있는 방안들을 소개하였다. 이를 이용하여 향후 연구에서 전통적으로 기업가치를 제고하는 것으로 알려진 다양한 요인들이 주가 폭락 방지에도 유의미한 역할을 수행하는지를 입증한다면, 기업가치의 영향요인에 대한 기존 연구들의 결과를 더욱 강건히 할 수 있을 것이다. 셋째, 전술한 바와 같이 주가폭락위험에 대한 연구 자체가 부족하여 조세회피와 주가폭락위험의 관련성을 완화시킬 수 있는 조절변수를 규명한 연구는 수행되지 않았다. 이러한 상황에서 본 연구는 산업전문감사인인 정보비대칭을 해소하여 조세회피가 주가폭락으로 이어지는 것을 완화시킨다는 실증적 증거를 제시하고 있다. 이를 통해 주주와 투자자를 포함한 기업의 다양한 이해관계자에게 조세회피로 인한 주가폭락의 위험과 이를 완화시키기 위한 고품질의 외부감사인 선임의 필요성을 환기시킨다. 향후 연구에서 본 연구의 산업전문 감사인 이외에 조세회피와 주가폭락위험 간 양(+)의 관련성을 완화시킬 수 있는 다양한 경영자 감시변수가 규명되기를 기대한다.

참고문헌

- 강나라 · 최권일 · 최 관. 2015. “이익공시의 적시성과 주가붕괴위험”. 회계학연구 제40권 제6호 : 1-40.
- 강나라 · 최 관. 2016. “누가 주가붕괴위험을 부담하는가?”. 회계학연구 제41권 제2호 : 87-129.
- 강정연 · 김영철. 2012. “조세회피와 소유구조”. 세무학연구 제29권 제2호 : 37-67.
- 고종권 · 윤성수 · 강정연 · 이광숙. 2013. “실증세무연구의 개관”. 회계학연구 제38권 제2호 : 367-446.
- 기은선. 2012. “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”. 세무학연구, 제29권 제2호 : 107-136.
- 김류미 · 채 준. 2015. “절대고유수익률과 미래 주식수익률의 관계에 관한 실증연구”. 한국증권학회지 제44권 제5호 : 1031-1063.
- 김지엽. 2014. “산업특성이 개별기업의 조세회피에 미치는 영향”. 서울시립대학교 박사학위논문.
- 박순식. 2010. “소유구조와 기업규모가 부채비율과 기업가치의 관계에 미치는 상호작용효과 분석”. 경영연구 제25권 제4호 : 423-445.
- 박승식 · 장지인 · 정길채 · 배성태. 2006. “기업지배구조와 이익조정의 관련성에 대한 실증연구”. 회계정보연구 제24권 제1호 : 213-241.
- 조은혜 · 문해원 · 최영수. 2015. “비교가능성이 기업단위의 주가폭락에 미치는 영향”. 회계학연구 제40권 제8호 : 179-211.
- Anderson, R. C., S. A. Mansi, and D. M. Reeb. 2004. Board characteristics, accounting report integrity, and the cost of debt. *Journal of Accounting and Economics* 37(3) : 315-342.
- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2011. Does Tax Aggressiveness Reduce Financial Reporting Transparency?. *Working paper, University of Pennsylvania*.
- Ball, R. 2009. Market and political/regulatory perspectives on the recent accounting scandals. *Journal of Accounting Research* 47(2) : 277-323.
- Balsam, S., J. Krishnan, and J. S. Yang. 2003. Auditor industry specialization and earnings quality. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 22(2) : 71-97.
- Bedard, J., and S. Biggs. 1991. The Effect of Domain-Specific Experience on Evaluation of Management Representation in Analytical Procedures. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* (Supplement) : 77-95.
- Bleck, A. and X. Liu. 2007. Market Transparency and the Accounting Regime. *Journal of Accounting Research* 45 : 229-256.
- Chen, J., H. Hong, and J. Stein. 2001. Forecasting crashes : Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics* 61(3) : 345-381.

- Chen, S., Chen, X., Cheng, Q., Shevlin, T. 2010. Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics* 95 : 41–61.
- Chin, C.-L., and H.-Y. Chi. 2009. Reducing restatements with increased industry expertise. *Contemporary Accounting Research* 26 (3) : 729–765.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, J. H. Kim, and R. G. Sloan. 2012. Detecting earnings management : a new approach. *Journal of Accounting Research* 50(2) : 275–334.
- Desai, M. 2005. The degradation of reported corporate profits. *Journal of Economic Perspectives* 19 : 171–192.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2006. Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentives. *Journal of Financial Economics* 79 : 145–179.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2009. Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *The Review of Economics and Statistics* 91 : 537–546.
- Dimson, E. 1979. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics* 7(2) : 197–226.
- Dunn, K. A., and B. W. Mayhew. 2004. Audit firm industry specialization and client disclosure quality. *Review of Accounting Studies* 9(1) : 35–58.
- Dyreng, Hanlon, Maydew. 2008. Long-Run Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review* 83(1) : 61–82.
- Ecker, F., J. Francis, I. Kim, P. M. Olsson and K. Schipper. 2006. A Returns-Based Representation of Earnings Quality. *The Accounting Review* 81(4) : 749–780.
- Francis, J. R., P. Michas, and S. Stein. 2012. Auditor Industry Expertise and Firm-Level Investment Efficiency. *Working paper*. University of Missouri.
- Frank, M., Lynch, L., Rego, S. 2009. Tax reporting aggressiveness and it's relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review* 84 : 467–496.
- Godfrey, J. M., and J. Hamilton. 2005. The impact of R&D intensity on demand for specialist auditor services. *Contemporary Accounting Research* 22(1) : 55–93.
- Gramling, A., and D. Stone. 2001. Archival industry research in auditing : A review. *Journal of Accounting Literature* 20 : 1–27.
- Guenther, D. A., Krull, L. K., and Williams, B. M. 2014. Are ‘Tax Aggressive’ Firms Just Inflating Earnings?. *Working paper*.
- Hanlon, M. and J. Slemrod. 2009. What does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reaction to News about Tax Shelter Involvement. *Journal of Public Economics* 93 : 126–141.
- Harris, M. and A. Raviv. 1993. Differences of Opinion make a Horse Race. *Review of*

- Financial Studies* : 473–506.
- Harvey, C. R., & Siddique, A. 2000. Conditional skewness in asset pricing tests. *The Journal of Finance* 55(3) : 1263–1295.
- Hogan, C. E., and D. C. Jeter. 1999. Industry specialization by auditors. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 18 (1) : 1–17.
- Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein. 2000. Bad news travels slowly : size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance* 55 : 65–295.
- Hong, H. and J. C. Stein. 2003. Differences of Opinion, Shot-Sales Constraints, and Market Crashes. *The Review of Financial Studies* 16 : 487–525.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian. 2009. Opaque financial reports, and crash risk. *Journal of Financial Economics* 94 : 67–86.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling. 1976. Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3 : 305–360.
- Jin, L. and S. C. Myers. 2006. R^2 around the world : New theory and new tests. *Journal of Financial Economics* 79 : 257–292.
- Kandel, Eugene, and Neil D. Pearson. 1995. Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets. *Journal of Political Economy* : 831–872.
- Kim, J. B. and L. Zhang. 2010. Does accounting conservatism reduce stock price crash risk? Firm-level evidence, City university of Hong Kong *Working paper*.
- Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. 2011a. Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm-level analysis. *Journal of Financial Economics* 100(3) : 639–662.
- Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. 2011b. CFOs versus CEOs : Equity incentives and crashes. *Journal of Financial Economics* 101(3) : 713–730.
- Knechel, W. R., V. Naiker, and G. Pacheco. 2007. Does auditor industry specialization matter? Evidence from market reaction to auditor switches. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 26(1) : 19–45.
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki. 2009. Do managers withhold bad news?. *Journal of Accounting Research* 47(1) : 241–276.
- Kwon, S. Y., C. Y. Lim, and P. M. Tan. 2007. Legal systems and earnings quality : The role of auditor industry specialization. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 26 (2) : 25–55.
- Low K. 2004. The Effects of Industry Specialization on Audit Risk Assessments and Audit-Planning Decisions. *The Accounting Review* 79(1) : 201–219.
- Mayhew, B. W., and M. S. Wilkins. 2003. Audit firm industry specialization as a

- differentiation strategy : Evidence from fees charged to firms going public. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 22 (2) : 33–52.
- Neal, T., and R. Riley. 2004. Audit specialist designations : Measurement considerations. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 23 : 169–177.
- Odean, T. 1998. Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average. *The Journal of Finance* 53(6) : 1887–1934.
- Owhoso, V. E., W. F. Messier, and J. G. Lynch, Jr. 2002. Error detection by industry—specialized teams during sequential audit review. *Journal of Accounting Research* 40(3) : 883–900.
- Palmrose, Z. V. 1988. An analysis of auditor litigation and audit service quality. *The Accounting Review* 63 : 55–73.
- Plesko, G. 2004. Corporate tax avoidance and the properties of corporate earnings. *National Tax Journal* 57(3) : 729–738.
- Ross, S. A. 1977. The Determinants of Financial Structure : The Incentive Signaling Approach. *Bell Journal of Economy* 2 : 175–191
- Scholes, M., and J. Williams. 1977. Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics* 5(3) : 309–327.
- Solomon, I., M. D. Shields, and O. R. Whittington. 1999. What do industry—specialist auditors know?. *Journal of Accounting Research* 37(1) : 191–208.
- Wilson, R. 2009. An Examination of Corporate Tax Shelter Participants. *The Accounting Review* 84(3) : 969–999.

An Effect of Tax Avoidance and Industry Specialist Auditors on Stock Price Crash Risk

Kim Kyung – Hwa^{*} · Kwon Soon – Chang^{**} · Kim Hyung – Kook^{***}

〈Abstract〉

The manipulative tax avoidance of managers by using the information asymmetry accumulates bad news consistently in firm, and that may crash the stock price by disclosing the accumulated bad news all at once. In this situation, the industry specialist auditors that provide the high quality audit service as the role of effective manager monitoring system to relieve the information asymmetry through the reliability assessment of the financial statements. Therefore, this research was carried out to accomplish the following three research goals. (1) I analyzed whether the firm with high level of tax avoidance was exposed to the risk of crash in future stock price by accumulating the bad news because of such high level of tax avoidance. (2) I analyzed whether the firm those external auditor are industry specialist has lower risk of crash. (3) the empirical analysis was examined if the industry specialist auditors relieve a positive relation between tax avoidance and stock price crash risk. Research samples are 1,929 firm-years that are listed on KRX from 2006 to 2014. The firm level of stock price crash risk was measured by using 2 variables, NCSKEW_{t+1} and DUVOL_{t+1}. Tax avoidance was measured by using 4 variables, BT, DD_BT, CashETR and 5LCashETR. The industry specialization auditor was measured by 3 variables, MS, PS and ISP that was reflected both PS and MS. The results of empirical tests are as follows. (1) With respect to NCSKEW_{t+1} and DUVOL_{t+1}, all tax avoidance variables excluding 5LCashETR have significant positive influence. This results may mean that accumulation of bad news by the tax avoidance increases the stock price crash risk. (2) all the variables of MS, PS, ISP have non-significant effect on all kind of stock price crash risk variables. It may require additional tests to explain this result, but I guess that the firm that are audited by industry specialist auditor would not enough to control the stock price crash risk. (3)

With respect to NCSKEW_{t+1} and DUVOL_{t+1}, the interaction between BT, DD_BT, CashETR and all the kind of industry specialization auditor variables have significant and negative effect

* Visiting Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University, kimkh@knu.ac.kr, First Author

** Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University, ksoonchang@knu.ac.kr, Corresponding Author

*** Associate Professor, Changwon National University, kooky@changwon.ac.kr, Co-author

on that. This results may be explained as follows. The industry specialist auditors can relieve information asymmetry to monitor manager effectively, and that may decrease the stock price crash risk by tax avoidance.

〈Key words〉 tax avoidance, industry specialist auditors, stock price crash risk