



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

2022년 8월
박사학위 논문

법인세 발생액의 질이 주가급락위험에 미치는 조건부 효과

조선대학교 대학원

경영학과

이 세 미

법인세 발생액의 질이 주가급락위험에 미치는 조건부 효과

The conditional effects of corporate tax accrual quality on
stock price crash risk

2022년 8월 26일

조선대학교 대학원

경영학과

이 세 미

법인세 발생액의 질이 주가급락위험에 미치는 조건부 효과

지도교수 김경순

이 논문을 경영학 박사학위신청 논문으로 제출함

2022년 4월

조선대학교 대학원

경영학과

이 세 미

이세미의 박사학위 논문을 인준함

위원장 조선대학교 김 문 태 교수 (인)

위 원 조선대학교 최 보 람 교수 (인)

위 원 조선대학교 김 경 순 교수 (인)

위 원 오산대학교 이 진 횡 교수 (인)

위 원 순천대학교 엄 기 중 교수 (인)

2022년 6월

조선대학교 대학원

목 차

제1장 서론	1
제2장 이론적 배경	7
제1절 전통적 조세회피 측정치	7
제2절 전통적 조세회피 측정치를 이용하여, 조세회피와 기업가치 간에 관계를 분석한 선행연구	10
1. 조세회피가 기업가치에 긍정적인 영향을 준다는 연구	10
2. 조세회피가 기업가치에 부정적인 영향을 준다는 연구	13
제3절 기회주의적 조세회피를 포착하는 법인세 발생액의 질	19
제4절 추가급락위험에 대한 연구	23
제3장 가설설정	30
제1절 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 관계	30
제2절 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 관계에 영향을 미치는 상황적 요인: 대리인 위험 수준에 따른 집단별 비교	33
제4장 연구모형	40
제1절 변수측정	40
제2절 연구모형	49
제5장 표본선정	53
제1절 표본선정, 표본분포 및 변수에 대한 기술통계량	53
제2절 법인세 발생액의 질에 대한 유용성 검증	57
제3절 법인세 발생액의 질이 추가급락위험에 미치는 효과	60
제4절 법인세 발생액의 질이 추가급락위험에 미치는 조건부 효과	68
제6장 결론	86
REFERENCES	89

표 목 차

<Table 1>	54
<Table 2>	56
<Table 3>	58
<Table 4>	59
<Table 5>	61
<Table 6>	64
<Table 7>	65
<Table 8>	67
<Table 9>	70
<Table 10>	74
<Table 11>	78
<Table 12>	83

ABSTRACT

The conditional effects of corporate tax accrual quality on stock price crash risk

Lee, Se-Mi

Advisor : Prof. Kim, Kyung-Soon

Department of Business Administration,

Graduate School of Chosun University

The purpose of this study is to investigate the relationship between the measure of opportunistic tax avoidance (the quality of corporate tax accrual) and future stock price crash risk. Choudhary et al. (2016) argue that the quality of corporate tax accruals measured by the volatility of past abnormal tax accruals is useful as a tool to detect opportunistic tax avoidance by managers. We extend the previous study to analyze whether companies with low corporate tax accrual quality have a higher risk of a stock price plunge. In addition, we focus on finding the situational determinants that influence the relationship between the quality of corporate tax accrual and stock price crash risk. For empirical analysis, this study selects a sample of companies listed on the KOSPI and KOSDAQ markets from 2015 to 2019 and analyzes the effect of the quality of corporate tax accrual on future stock price crash risk. The analysis results are summarized as follows. First, we find that future stock price crash risk is higher in companies with low corporate tax accrual quality. Second, we confirm that the negative relationship between the quality of corporate tax accrual and stock price crash risk is stronger in the KOSDAQ market than in the KOSPI. We confirm that the negative relationship between the quality of corporate tax accrual and the risk of a stock price crash occurs in firms for

which the forecasts of financial analysts are not provided. Fourth, we find that the negative relationship between the quality of corporate tax accrual and the risk of a stock price crash is stronger in companies with a low transaction ratio of sophisticated investors (institutional and foreign investors). Finally, we confirm that the negative relationship between the quality of corporate tax accrual and stock price crash risk is stronger in companies with low ownership concentration. Overall, the results of this study suggest that the quality of corporate tax accruals is useful as a tool to capture opportunistic tax avoidance of managers. In addition, it suggests that the risk of a stock price crash due to opportunistic tax avoidance by managers may increase in a situation where information asymmetry and agency problems are large.

I. 서론

전통적 조세회피 측정치를 이용하여 조세회피가 기업가치에 미치는 효과를 분석한 선행연구는 상충되는 결과를 보고하고 있다. 조세회피를 긍정적으로 인식하는 전통적 견해를 지지하는 선행연구는 조세회피로 인한 세금절감은 기업의 현금유출을 감소시키므로 기업가치를 증가시키는 긍정적 효과를 발생시킨다고 주장한다 (Graham and Tucker 2006; Desai and Dharmapala 2009; Wilson 2009). 대조적으로 다른 선행연구는 조세회피를 소유와 경영의 분리에 기인한 대리인 문제로 접근하고 있다. 이 견해에 따르면 조세회피는 정치적 비용, 재무보고 비용 및 기업의 명성훼손 등에 따른 비세금비용이 직·간접적으로 증가하여 절세효과로 얻는 효익보다 대리인 비용이 이를 초과하며 결과적으로 기업가치를 감소시킬 수 있다는 것이다 (Scholes and Wolfson 1992; Slemrod 2004; Desai et al. 2007; Hanlon and Slemrod 2009; Balakrishnan et al. 2011). 이처럼 조세회피가 기업가치에 미치는 효과에 대해서는 두 가지 상반된 이론이 존재하기 때문에, 많은 연구자는 조세회피 성향의 강도를 포착하는 측정치를 개발하고, 조세회피 측정치와 기업가치 간의 관계를 실증적으로 분석해 왔다. 하지만 실증분석 결과는 합의된 결과를 도출하지는 못하고 있다.

이전 문헌에서 전통적으로 사용해 왔던 조세회피 측정치는 (i) 회계이익과 과세소득의 차이(BTD), (ii) Desai and Dharmapala(2006)의 방식에 따라 계산한 비정상 BTD, (iii) Dyreng et al.(2000)이 제시한 연간 현금유효법인세율 등이 있으며, 다수의 연구자가 이 측정치들을 이용하여 개별기업의 조세회피의 강도를 측정하고 기업가치를 반영하는 측정치에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 그러나 이러한 전통적인 조세회피 측정치는 조세회피의 상대적 강도를 측정하고는 있지만, 조세회피의 동기가 절세목적인지 아니면 기회주의적 목적인지를 직접적으로 반영하지 못하고 있다. 즉, 전통적 조세회피 측정치는 기업가치를 높이기 위한 경영자의 절세목적의 조세회피 동기와 경영자 자신의 사적이익 추구를 위한 조세회피 동기가 혼재되어 있다는 점 때문에, 조세회피가 기업가치에 미치는 효과가 개별기업의 주어진 상황에 따라 긍정적 또는 부정적 관계가 혼재되어 나타나는 것으로 판단된다.

전통적 조세회피 측정치가 그 동기를 분명하게 반영하지 못한다는 문제점을 보

완하기 위해, 일부 연구자는 대리인 문제에 기초한 기회주의적 조세회피를 포착하는 측정치를 개발하였다. Choudhary et al.(2016)은 과거 일정기간 동안 비정상 법인세 발생액의 변동성을 측정하여 기회주의(혹은 공격성)을 반영하는 조세회피 측정치를 산출하였고, 이를 법인세 발생액의 질(income tax accruals quality: Tax AQ)이라고 정의하였다. Choudhary et al.(2016)의 법인세 발생액의 질은 회계수치를 이용하여 개별기업의 고유정보위험에 대한 측정치(발생액의 질: accruals quality)를 개발한 Francis et al.(2004, 2005)과 유사한 방식으로 산출한다. Francis et al.(2004, 2005)은 t연도 발생액(회계이익과 영업활동 현금흐름 간의 차이)과 시계열 영업활동현금흐름(각각 t-1, t, t+1 연도의 영업활동현금흐름) 간의 함수관계를 이용하여 비정상유동발생액을 추정하고, 과거 5년 동안 각 연도별 비정상유동발생액의 변동성(발생액의 질)을 측정하고 이를 이용하여 개별기업의 고유정보위험을 측정하였다. 선행연구는 발생액의 질이 낮은 기업(비정상발생액의 변동성이 큰 기업)은 높은 고유정보위험을 반영하기 때문에 자본비용이 증가하고 미래 낮은 주식성과를 경험한다는 실증적 결과를 보여줌으로써 측정변수의 유용성을 검증해왔다(Francis et al.2004, 2005; Aboody et al. 2005; Barth et al. 2013; Ogneva 2012; Kim and Qi 2010; Bhattacharya et al. 2012; Kim et al. 2020).

Francis et al.(2004, 2005)와 유사한 관점에서, Choudhary et al.(2016)은 법인세 발생액(법인세비용에서 현금지불 법인세를 차감한 금액)이 t-1, t, t+1연도의 현금지불 법인세와 일정한 함수관계를 형성하며 이러한 함수관계에서 설명되지 못하는 부분(잔차)은 비정상적인 법인세 발생액으로 보았다. 그들은 과거 일정기간 동안 비정상적인 법인세 발생액을 연도별로 각각 측정한 후 그것의 변동성을 측정하고, 그것을 기회주의적 조세회피에 대한 측정치로 사용하였다. Choudhary et al.(2016)은 법인세 발생액의 질이 불량한 기업은 세금 관련된 재무보고 오류가 더 증가함을 보여줌으로써 그들이 개발한 측정치의 유용성을 증명하였다. 또한 Goh et al.(2016)은 법인세 발생액의 질이 불량한 기업은 재무분석가 예측치에 내재된 자본비용(내재자본비용)이 증가하고, 법인세 발생액의 질이 불량한 기업일수록 특정 연도의 조세회피와 내재자본비용 간의 양의 관계가 더 강화됨을 보여주었다.

본 연구의 목적은 Choudhary et al.(2016)가 제안한 법인세 발생액의 질이 한국 시장에서도 기회주의적 조세회피를 포착하는 유용한 측정 도구로 사용될 수 있는지를 검증하는 것이다. 세금과 관련된 국가별 정보환경의 차이는 기회주의적 조세회피의 동기에 영향을 미칠 수 있다. 미국시장은 기관투자자의 비중이 높고, 재무

분석가의 분석활동이 활발하고 투자자 보호가 강한 관습법을 체계를 가지며, 세무 당국의 법 집행이 엄격한 특성이 있기 때문에, 지역별(즉, 주정부) 세금 제도가 달라도 기회주의적 조세회피 유인이 상대적으로 낮은 특징이 있다(Bauer 2021). 대조적으로 법률 시스템과 기업지배구조가 완전하지 않은 신흥경제국가는 기회주의적 조세회피 유인이 증가할 수 있다. 예를 들면, 취약한 제도적 환경과 비효율적 지배구조체계를 보이는 중국시장에서는 더 큰 기회주의적 조세회피가 발생할 수 있다(Li and Ma 2021).¹⁾ 한국은 단일국가 체제로 지역별 세금제도의 차이가 크지 않아 지역적 차이를 이용한 조세회피는 상대적으로 어려울 수 있다. 그러나 성문법 체계에 기초한 낮은 투자자 보호, 높은 개인투자자 비중, 낙관적 성향의 재무분석가 등 다른 국가와 차별화되는 특성을 갖기 때문에 한국의 세금정보환경체계에서 기회주의적 조세회피가 크게 나타날 수 있는지를 실증적으로 검증할 필요성이 있다.

본 연구는 기회주의적 조세회피의 강도를 Choudhary et al.(2016)의 방식으로 법인세 발생액의 질을 측정하고, 낮은 법인세 발생액의 질을 갖는 기업에서 미래 주가급락위험(stock price crash risk)이 더 증가하는지를 조사한다. 주가급락위험은 공통요인들과 함께 움직이는 수익률 요소를 조정한 후에 기업-고유 수익률의 분포에서 극단적인 음의 값을 보일 가능성을 개념화한 것이다. Jin and Myers(2006)는 기업 내부자와 외부자 간의 정보비대칭으로 발생하는 대리인 문제는 주가급락을 유발할 수 있다는 이론적 체계를 제공한다. 경영자가 호재(good news) 및 악재(bad news)를 모두 투명하게 공시한다면 기업고유수익률은 대칭적인 분포를 나타낼 것이지만, 경영자가 사적이익 추구를 위해 악재(bad news)의 공시를 장기간 보류하고 이것이 계속 축적되어 임계점을 넘어 시장에 공개되면 주가는 큰 폭의 하락을 경험하고 고유수익률의 분포는 큰 음(-)의 왜도를 갖게 된다는 것이다.

다수의 후속 연구자는 주가급락위험이 대리인 문제와 연동되어 있음을 실증적으로 보여주고 있다. 즉, 주가급락위험은 (i) 회계불투명성과 양(+)의 관계를 보이고(Hutton et al. 2009; Francis et al. 2014), (ii) 보수주의, 비교가능성 등과 음의 관계를 보이며(Kim and Zhang 2015; Kim and Zhang 2016), (iii) 내부통제 및 외

1) 중국은 세금 집행과 징수 시스템이 지역에 따라 크게 다르다(Cai et al. 2011). 중앙정부의 조세관련 법률에 대해 지방정부는 기업이 세금을 감면받도록 도와 세금 집행의 강제성을 약화시키는 경향이 있고, 세무 관리의 지대추구행위로 인해 조세회피자가 세무관리에 의해 보호하는 경향도 있다(Ma and Li 2012; Li and Ma 2021). 따라서 중국에서 조세 집행노력이 강한 지역의 기업은 주가급락위험이 완화되지만, 조세집행 노력이 약한 기업은 주가급락위험이 증가하는 경향을 보인다(Chen et al. 2022)

부감시 등과 음의 관련성을 보인다는 실증적 결과를 제공하고 있다(Chen et al. 2016; Andreou et al. 2016; An and Zhang 2013; He et al. 2019). 더불어 일부 연구는 주가급락위험은 (iv) 경영자 보상과 (v) 기업의 사회적 책임활동(CSR) 등과도 관련성이 있다고 보고하고 있다(Kim et al. 2011a; He 2015; Kim et al. 2014).

특히 Kim et al.(2011b)은 미국 시장에서 전통적 조세회피 측정치를 사용하여 법인세 회피가 주가급락위험을 증가시키고, 공격적인 세금전략과 계획이 경영자에게 부정적인 정보를 숨길 수 있는 수단을 제공하여 주가급락위험이 증가한다는 결과를 보고하였다. 국내에서도 전통적 조세회피 측정치를 이용하여 조세회피와 주가급락위험 간의 관계를 분석하였다. 김경화 등(2018)은 2004년부터 2014년까지 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 분석한 결과, 조세회피 수준과 주가급락위험 간에 양(+의) 관련성을 보고하였다. 김민수와 임현일(2015)은 1999년부터 2012년까지 유가증권시장을 대상으로 전통적 조세회피 측정치의 시계열적 변동성을 측정하여 조세불투명성을 측정하였고, 조세불투명성과 주가급락위험 간에 양(+의) 관련성을 보고하고 있다. 반면에 김현진(2019)은 2012년부터 2018년까지 유가증권과 코스닥 시장을 표본으로 분석한 결과, 개별기업의 조세회피와 주가급락위험 간에 음(-)의 관련성을 보고하였다. 이처럼 국내에서 전통적 조세회피 측정치를 이용하여 조세회피가 주가급락위험에 미치는 효과를 분석한 결과는 표본과 시점에 따라 상이한 결과를 보고하고 있다.

본 연구도 선행연구와 유사하게 조세회피 수준과 주가급락위험 간의 관계를 분석하고 있지만, 다음과 같은 점에서 차별성이 있다. 첫째, 전통적 조세회피 측정치를 사용한 기존 연구와 달리, 본 연구는 Choudhary et al.(2016)가 제안한 기회주의적 조세회피 측정치(법인세 발생액의 질)의 유용성을 주가급락위험과 연계하여 검증하는 최초의 연구라는 점에서 차별성이 있다. **이전 문헌은 조세회피와 주가급락위험 간에 음(-)과 양(+의) 관련성이 도출되는지에 따라 조세회피가 신호 또는 기회주의를 의미하는지를 사후적으로 확인하는 방법을 사용하였다.** 따라서 전통적 조세회피 측정치는 절세로 인한 기업가치 향상과 대리인 문제에 기인한 기업가치 훼손이라는 두 가지 측면을 구별할 수 없는 단점을 가지고 있다. 그러나 **본 연구는 기회주의적 조세회피만을 포착하는 측정치(법인세 발생액의 질)를 사용하여 이 측정치의 유용성을 주가급락위험을 이용하여 증명하는 것에 초점을 맞추고 있다.** 따라서 법인세 발생액의 질이 낮은 기업에서 주가급락위험이 증가하는 관계가 도출된다면, 법인세 발생액의 질이 투자자의 정보위험을 축소하기 위한 사전적 측정도

구로 이용될 수 있다는 점에서 회계학, 재무학 문헌에 추가적인 공헌점을 제공할 것으로 기대한다.

둘째, 본 연구는 IFRS 도입 이후 기간을 대상으로 법인세 발생액의 질을 측정하고, 외부감사법 등이 강화되는 추세를 반영한 기간을 대상으로 표본을 선택하고 분석한다는 점에서 최근 경제환경을 반영한 결과를 제공하고 있다. Choudhary et al.(2016)의 측정모형에서 법인세 발생액(tax accruals)은 법인세비용에서 현금지불한 법인세를 차감하여 산출한다. K-GAAP 적용기간과 달리, IFRS 적용기간에서는 현금흐름표를 직접법으로 작성하기 때문에, t 기 법인세 비용에 대한 실제 지출액을 $t+1$ 연도 현금흐름표에서 결측값 없이 이를 확인할 수가 있다. 따라서 과거와 달리 IFRS를 채택한 최근 정보환경에서는 Choudhary et al.(2016)가 제안한 법인세 발생액의 질을 분명하게 산출할 수 있다는 점에서, 기회주의적 조세회피 측정치의 실무적 활용이 가능할 것으로 판단된다. 더불어 본 연구는 과거 5년 동안 비정상 법인세 발생액의 변동성에 -1 을 곱해 법인세 발생액의 질을 산출하기 때문에 2015년 이후 기간을 표본으로 설정하고 있다. 이 연구의 표본기간 동안에는 위험기반 감사기준인 신국제감사기준(New ISA)이 적용되고 있고, 외부감사법의 개정 등을 통해 법률적 규제를 강화하는 추세를 보이는 기간이다. 조세회피의 주요 수단이 이익조정이라는 점에서 최근 외부감사의 강화하는 정보환경에 기반한 실증적 결과를 제공한다는 점에서 국내문헌(김경화 2018; 김민수와 임현일 2015; 김현진 2019)과 차별성을 갖는다.

셋째, 본 연구는 기회주의적 조세회피가 더 증가할 수 있는 상황적 요인을 조사하여, 기회주의적 조세회피가 주가급락과 연관성을 갖는 체계적 이유를 분석한다는 점에서 기존문헌과 차별성을 갖는다. 기회주의적 조세회피는 정보비대칭에 기인한 대리인 문제에 영향을 받는다. 따라서 본 연구에서 사용한 법인세 발생액의 질이 경영자 기회주의를 효과적으로 포착하는 측정치라면, 정보비대칭성과 대리인 위험이 증가하는 상황에서 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간의 음의 관계가 더 강하게 도출되어야 할 것이다. 이러한 논리에 기초하여 본 연구는 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간에 음의 관계가 개별기업의 정보비대칭과 대리인 위험을 반영하는 상황요인에 따라 음의 관계가 조절되는지를 확인함으로써 결과의 강건성을 높이고 있다. 본 연구에서 사용한 상황요인으로 (i) 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ), (ii) 재무분석가 커버리지(재무분석가가 분석하는 기업 vs. 분석하지 않은 기업), (iii) 정교한 투자자의 거래비중(정교한 투자자가 많이 거래하는 기업

vs 적게 거래하는 기업), 및 (iv) 소유권집중도(소유권집중도가 큰 기업 vs. 작은 기업) 등을 사용한다. 이러한 상황요인을 이용하여 기회주의적 조세회피와 주가급락위험 간의 관계에 대한 원인을 설명한다는 점에서 기존문헌과 차별성을 갖는다.

실증분석을 위해, 2011년 IFRS 채택 이후 유가증권 및 코스닥 상장기업을 대상으로 각 연도별로 개별기업에 대한 비정상 법인세 발생액을 구하고, 개별기업의 과거 5년 비정상 법인세 발생액의 표준편차에 -1을 곱한 값으로 t연도 법인세 발생액의 질을 측정하였다. 본 연구는 2015년부터 2019년까지를 분석기간으로 설정하고, 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간에는 통계적으로 유의한 음의 관계가 관측되었다. 이러한 결과는 기회주의적 조세회피 성향이 강한 기업은 미래 주가급락위험이 증가함을 시사한다. 더불어 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간의 음의 관계는 (i) KOSDAQ 기업, (ii) 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 기업, (iii) 정교한 투자자(국내기관 및 외국인 투자자)의 거래비중이 낮은 기업, (iv) 소유권집중도가 낮은 기업에서 더 강화되는 경향을 보였다. 이러한 결과는 정보비대칭성이 크고, 대리인 비용이 큰 상황에 놓인 기업에서 기회주의적 조세회피로 인한 주가급락가능성이 더 증가하고 있음을 시사한다. 전반적으로 본 연구의 결과는 한국시장에서 정보비대칭성과 대리인 문제가 큰 기업에서 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 효과적으로 포착하는 도구로서 유용할 수 있음을 나타내고 있다.

제1장 서론에 이어 제2장에서는 본 연구와 관련된 선행연구를 제시하고 제3장에서는 가설을 설명한다. 제4장에서는 변수측정과 연구모형을 제시하고, 제5장에서는 실증분석 결과를 설명한다. 마지막으로 제6장에서는 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 이론적 배경

기업의 조세회피가 기업가치에 미치는 영향에 대해서는 (i) 현금흐름 증가에 따라 기업가치가 증가한다는 주장과 (ii) 대리인 문제에 기인한 조세회피는 자본비용과 같은 비조세비용을 증가시켜 조세비용 감소의 효과를 더 크게 상쇄시킬 수 있다는 주장이 공존하고 있다. 따라서 많은 실증연구자는 조세회피의 효과를 경험적으로 입증하고자 노력해 왔다. 제2장에서는 (1) 조세회피의 강도를 측정하기 위해 선행연구에서 사용해 왔던 전통적인 측정치를 설명한다. 그 다음으로 (2) 조세회피가 기업가치에 긍정적 영향을 미친다고 주장하는 선행연구와 조세회피가 기업가치에 부정적인 영향을 미친다는 선행연구를 각각 검토한다. 세 번째로 (3) 본 연구의 관심변수인 기회주의적 조세회피 측정치(법인세 발생액의 질)와 관련된 선행연구를 탐색한다. 마지막으로 (4) 추가급락위험에 대한 이론적 설명과 실증적 연구를 검토한다.

2.1 전통적 조세회피 측정치

실증연구에서 사용되어왔던 전통적인 조세회피에 대한 측정치는 크게 유효법인세율(Effective Tax Rate: ETR), 회계이익-과세소득의 차이(BTD) 등이 있다.(Gebhart, 2017). 이를 각각 설명하면 다음과 같다.

(1) 유효법인세율(ETR)

유효법인세율(ETR)은 법인세비용 측정치를 세전이익으로 나눈 비율을 말하며, 조세회피 측정치로서 가장 일반적으로 사용되는 측정치이다. 산출된 유효법인세율이 법정세율보다 낮을 경우 조세회피의 신호로 해석되며, 유효법인세율은 단기유효법인세율과 장기유효법인세율로 구분할 수 있다. 유효세율은 회계상 법인세비용으로 측정하는가, 아니면 실제법인세부담액으로 측정하는가에 따라 유효세율(ETR)과 현금유효세율(Cash ETR)로 구분할 수 있다.

한편, 장기적인 조세회피활동 수준을 측정하기 위해 장기누적유효세율을 사용하기도 한다. 장기누적유효법인세율은 당기의 조세부담액과 이연법인세 요소를 포함하는 개념으로 미래조세부담에 영향을 주는 이연법인세효과를 반영하지 않음에 따라 발생할 수 있는 문제점을 극복할 수 있다(Ayers et al. 2009). 또한 유효세율을 장기간에 걸쳐 측정함으로써 세법변경이나 과세이연 등으로 인해 매년 법인세부담액이 과대 또는 과소 측정되는 문제를 피할 수 있다는 장점이 있어 장기적 조세회피활동 수준에 대한 측정치로 적합하다(Dyreng et al. 2008). 측정치의 해석상의 편의를 위해 유효세율에 -1을 곱하여 측정하고, 그 결과 큰 측정값은 조세회피의 증가를 나타낸다.

한편, 최근 연구에서는 조세회피 측정치로 손익계산서상 법인세비용 대신에 추정된 법인세납부액을 사용하고 이를 세전이익으로 나누어 계산한 현금유효법인세율을 이용한다.(Dyreng et al. 2008). 장기적인 조세회피활동 수준을 측정하기 위해 5년간의 현금유효세율을 누적한 장기누적현금유효세율을 사용하기도 한다. 국내연구에서는 법인세현금납부액을 금융감독원 전자공시시스템에 공시되어 있는 사업보고서의 재무제표 주석사항에 있는 법인세 납부액을 이용하기도 한다(강승구 등 2017). 5년 동안 장기 유효법인세를 측정하는 것은 (i) 유효법인세율의 연간 변동효과를 방지하고, (ii) 발생액은 장기적으로 역전될 가능성이 있으므로 발생액을 통한 이익조정에 대한 우려를 완화하기 위함이다. 측정치의 해석상의 편의를 위해 5년 현금기준 유효세율에 -1을 곱하였고 그 결과 큰 측정값은 조세회피의 증가를 나타낸다.

① 유효법인세율: $GETR = -1 \times [\text{법인세비용} / \text{법인세비용차감전순이익}]$

② 장기누적유효세율:

$$Long\ ETR_{it} = -1 \times \frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용}_{it}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용차감전순이익}_{it}}$$

③ 현금유효법인세율: $CETR = -1 \times [\text{법인세현금납부액} / \text{법인세비용차감전순이익}]$

④ 장기누적현금유효법인세율:

$$\text{Long Cash ETR}_{it} = -1 \times \frac{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세부담액}_{it}}{\sum_{t=n-4}^{t=n} \text{법인세비용차감전순이익}_{it}}$$

(2) 회계이익과 과세소득의 차이(book-tax differences: BTD)

① 회계이익과 과세소득의 차이(BTD): BTD를 산출함에 있어 회계이익은 법인세비용차감전순이익으로 측정하고 과세소득은 비공개자료이므로 **추정과세소득**을 이용한다. 박승식 등(2006)에 의하면, 손익계산서상의 법인세비용에 이연법인세자산을 가산하고 이연법인세부채를 차감하여 기업이 실질적으로 부담하는 법인세부담액을 측정하였으며, 이렇게 계산된 법인세부담액을 1.1로 나눈 후, 다시 이를 해당 구간별 법정세율로 나누어 과세소득을 추정하였다.

$$\text{BTD} = \text{법인세차감전순이익} - \text{추정과세소득}$$

② 비정상 BTD(Desai and Dharmapala 2006): Desai and Dharmapala(2006)는 회계이익과 **과세소득**의 차이 중 총발생액으로 설명되는 부분을 기업회계와 법인세법의 차이로 보고, 총발생액이 설명하지 못하는 부분(잔차, 이하 ‘재량적 BTD’라 함)을 조세회피로 인한 것으로 보았다. Desai and Dharmapala(2006)는 회계이익과 과세소득간의 차이가 조세회피에 의해서만 발생하는 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 이익조정액의 대용치로 보고 회계이익과 과세소득간의 차이 중 총 발생액이 설명하지 못하는 부분을 조세회피로 측정하였다. Desai and Dharmapala(2006)에서 제시한 구체적인 방법은 다음과 같다.

$$\frac{\text{BTD}_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t-1}} = \beta_1 \frac{\text{TA}_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{DD_BTD}_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$$

여기서,

- BTD_{it} = t년도 회계이익에서 과세소득을 차감한 값
- TA_{it} = t년도 총발생액(당기순이익-영업현금흐름)
- $Asset$ = t-1기 총자산
- DD_BTD = 재량적 BTD로 회귀모형의 추정잔차를 의미하며 조세회피에 대한 추정치
- ε_{it} = 회귀모형의 잔차(Residual).

2.2 전통적 조세회피 측정치를 이용하여, 조세회피와 기업가치 간에 관계를 분석한 선행연구

2.2.1 조세회피가 기업가치에 긍정적 영향을 준다는 선행연구

전통적인 자본구조이론에 따르면, 부채를 많이 사용하는 기업은 절세효과로 인해 기업가치가 증가한다고 주장한다. 유사한 관점에서 기업의 조세회피의 긍정적인 측면을 강조하는 선행연구는 조세회피가 법인세 절감으로 현금유출을 축소하고 그 결과 기업가치가 증가한다고 주장한다. 그러나 공격적 조세회피는 비조세비용의 증가로 현금유출 감소의 효과를 상쇄할 수 있다는 반론도 있다. 따라서 많은 연구자가 조세회피와 기업가치 간의 관계를 분석해 왔다. 조세회피가 기업가치에 긍정적 효과를 미친다는 연구 및 조건부 효과를 보고한 선행연구를 소개하면 다음과 같다.

(1) 해외선행연구

Graham and Tucker(2006)은 미국기업들을 대상으로 한 연구에서 조세혜택거래(tax shelter)로 적발된 기업이 평균적으로 자산의 9% 정도의 금액을 절세하는 것으로 확인하고 조세회피가 부채자본조달을 통한 절세효과를 대체하는 효과가 있다고 주장하였다. 연구 결과 기업의 조세회피는 기업의 자원을 세금을 통하여 정부로부터 주주에게로 이전하여 세후기업가치 또는 주주의 부가 증가하는 것으로 나타났다.

Desai and Dharmapala(2009)은 미국 상장기업을 대상으로 조세회피와 기업가치 간의 관계를 연구하였다. 연구 결과에 의하면 조세회피와 기업가치 간에는 유의한

관계가 존재하지 않지만, 효율적인 지배구조 기업은 효과적인 감시와 통제로 조세 회피를 통한 경영자 부정을 제약하고 조세회피를 통한 편익이 기업가치를 제고시키는 순기능을 가지게 되므로 조세회피가 기업가치와 유의한 양(+)¹⁾의 관계가 있다고 하였다.

Wilson(2009)은 경영자가 조세혜택거래(tax shelter) 행위를 통해 기업 주주의 부를 극대화하는지 아니면 경영자의 사적이익 추구를 위한 기회주의적 행동의 신호인지에 대한 사건연구로 초과수익률을 이용하여 연구하였다. 연구 결과에 의하면 기업지배구조가 양호한 기업일수록 조세혜택거래 전략이 기업가치의 증가로 나타났다.

(2) 국내선행연구

고윤성 등(2007)은 기업의 조세회피 추정액과 관련성이 있는 기업특성요인 및 조세회피행위가 기업가치에 미치는 영향을 조사하였다. 그 결과, 조세부담 수준이 증가할수록 그리고 조세혜택 수준이 감소할수록 조세회피 가능성이 증가하고 있고, 기업의 조세회피 추정액은 기업가치와 양(+)²⁾의 관련성이 있다는 결과를 제시하였다. 즉, 조세회피를 통해 조세비용을 절감함에 따라 현금유출이 감소하여 기업가치에도 긍정적인 영향을 준다는 증거가 제시되었다.

기은선 등(2016)은 기업의 장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석 결과, 장기 조세회피 능력이 높을수록 기업 가치가 증가하는 것으로 나타났다. 또한 조세회피의 지속성이 높고 변동성이 낮을수록 장기 조세회피능력과 기업가치 간 양(+)³⁾의 관계가 강화됐다

정광화 등(2018)은 조세회피와 기업가치 간의 관계가 경기 호황, 불황 여부에 따라 차별적인 모습을 보이는지 연구하였다. 연구 결과에 의하면 호황기에는 조세회피와 기업가치는 유의한 음(-)⁴⁾의 관계가 있지만, 불황기에는 유의한 양(+)⁵⁾의 관계를 가지는 것으로 나타났다.

황보영 등(2021)은 공격적 조세회피에 따른 부정적인 효과를 상쇄하고자 명성비용을 더 많이 지출하는지, 명성비용을 더 많이 지출하면 명성의 경제적 효과로 기업가치가 증가하는지 연구하였다. 연구 결과 기업이 공격적으로 조세회피를 하는 경우 명성비용을 더 많이 지출하는 것으로 나타났으며, 기업이 명성비용 지출을 늘

리면 기업가치가 증가하는 결과가 나타났다.

박민주 등(2015)은 조세회피를 하는 경영자의 목적에 따라 기업가치가 달라질 수 있음을 분석하고자 하였다. 지속적인 조세회피가 경영자의 계획된 의도로 판단할 수 있으며 이는 궁극적으로 주주의 부를 위한 것으로 간주되어 기업가치를 상승시킬 것이라 예상하였다. 분석 결과, 지속적인 조세회피를 하는 기업은 그렇지 않은 기업보다 기업가치가 상승할 것이라는 가설을 지지하지 못하였다. 이는 지속적인 조세회피를 하는 기업과 그렇지 않은 기업 간에 기업 가치에 미치는 영향의 차이가 존재하지 않음을 의미한다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 지속적인 조세회피가 기업성과에는 영향을 미치지만 투자자들이 이를 인지 못함에서 기인할 수 있기에 본 연구는 지속적인 조세회피가 기업성과에 미치는 영향에 대한 추가 검증을 하였다. 추가분석 결과, 지속적인 조세회피를 하는 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 상대적으로 기업성과가 높음을 알 수 있었다.

신지우(2019)은 조세회피를 단기조세회피, 장기조세전략으로 구분하여 기업지배구조와 기업가치의 관계에서 단기조세회피 및 장기조세전략의 매개효과를 분석하였다. 분석 결과 첫째, 조세회피 측정치들을 단기조세회피, 장기조세전략으로 구분하여 기업가치에 미치는 영향에 차이가 존재하는지 각각 검토한 결과, 단기조세회피는 기업가치에 강한 음(-)의 영향을, 장기조세전략은 기업가치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 이러한 경영자의 단기적 기회주의적 행위를 부정적으로 인식하는 반면, 장기적인 조세전략 통해 현금유출을 줄임으로써 기업가치를 증대시키는 것은 긍정적으로 평가하는 것으로 분석되었다. 둘째, 기업 지배구조와 기업가치 사이에서 단기조세회피 및 장기조세전략이 매개역할을 수행하고 있음이 증명되었다. 즉, 기업지배구조의 내부, 외부 메커니즘이 단기조세회피를 줄이고 장기조세전략을 실행시킴으로써 기업가치에 양(+)의 영향을 미치고 있음이 증명되었다.

권영창 등(2016)은 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향, 기업지배구조가 기업가치에 미치는 영향, 조세회피가 기업가치에 미치는 영향, 기업지배구조에 따라 조세회피로 인한 기업가치는 어떻게 달라지는지 연구하였다. 연구 결과에 의하면, 첫째 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향에서, 대주주지분율이 높을수록 유효법인세율은 낮아져, 기업의 대주주지분율이 높은 기업일수록 기업의 조세부담에 적극적이기 보다 조세비용을 줄이려는 유인이 크다고 할 수 있다. 둘째, 기업지배구조가 기업가치에 미치는 영향에서, 대주주지분율이 높으면 기업가치는 감소하고,

외부감사인이 BIG4일 때 기업가치는 증가한다. 셋째, 조세회피가 기업가치에 미치는 영향을 살펴보면, 유효법인세율과 현금유효법인세율은 기업가치와 유의한 관계가 나타나지 않았다. 그러나, 부호적인 측면으로만 볼 때, 유효법인세율은 기업가치에 양(+)의 영향을, 현금유효법인세율은 기업가치에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 부호가 다르게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 넷째, 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향에서, 현금유효법인세율과 외국인지분율의 상호작용항은 Tobin's Q에 1%에서 유의한 양(+)의 영향을, 현금유효법인세율과 BIG4의 상호작용항은 Tobin's Q에 10%에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다섯째, 조세회피와 기업지배구조가 기업가치에 미치는 영향은 IFRS 도입 전후 유의한 양(+) 또는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나기도 하지만, 유의하지 않은 것으로 나타나기도 하였다.

강정연 등(2012)은 기업의 소유구조 주체별 유인과 조세회피의 관계를 분석하였다. 분석 결과 기업지배구조가 우수할수록 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계는 완화되며, 기업지배구조가 강력할수록 조세회피의 효익을 증가시키고, 비용을 감소시키기 때문에 기업가치에 긍정적인 방향으로 작용한다고 하였다.

박호진 등(2020)은 경영 불확실성이 높은 기업의 혁신활동 및 조세회피활동이 기업가치에 영향을 미치는지 분석하였다. 분석 결과 불확실한 경영환경에서 혁신활동이 기업의 생존 및 지속가능한 발전에 기여할 수 있으며, 조세회피 활동으로 인하여 개선된 현금흐름이 기업가치 제고에 역할을 하는 것으로 나타났다. 따라서 경영 불확실성이 높은 기업의 혁신활동 및 조세회피활동은 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다고 주장하였다.

2.2.2 조세회피가 기업가치에 부정적 영향을 미친다는 선행연구

조세회피를 실행하기 위해서는 비조세비용이 증가할 수 있고, 회계투명성의 저하될 수 있으며, 경영자의 사적 이익 추구가 증가할 수 있다. 또한 이후에 탈세행위의 적발시 조세추징액의 발생, 기업 명성의 손상 등으로 조세회피행위는 결국 기업가치의 감소로 귀결될 수 있다. 조세회피에 대한 부정적 결과 및 조건부 부정적 효과를 보고한 선행연구를 소개하면 다음과 같다.

(1) 해외선행연구

Desai and Dharmapala(2006)는 조세회피활동을 위한 정치적 비용 등 일련의 비조세비용의 증가는 경영자의 지대추출 행위를 촉진시킴으로써 조세회피활동의 혜택을 경영자 자신에게 귀속시키거나 사적이익 추구를 위한 과도한 조세회피활동을 통해 기업의 재무위험을 증가시켜 오히려 기업가치를 낮추는 요인이 될 수도 있다고 주장하였다.

Slemrod(2004)은 기업의 조세회피가 소유와 경영이 분리된 조직에서 경영자의 대리인 문제를 야기 시킬 수 있고 이로 인해 오히려 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 보고하고 있다.

Desai et al.(2009)은 경영자가 조세회피를 통해 유보된 기업의 자금을 사적으로 유용하기 위해 기업의 복잡성을 높이려는 유인을 갖는다고 주장하였다. 따라서 소유와 경영이 분리된 경우 경영자는 조세회피를 통해 사적 편익을 추구하거나 기업 내부의 부정적인 정보를 숨기기 위한 방법으로 사용할 수 있으며, 이와 같은 대리인 비용이 조세회피가 기업가치에 미치는 긍정적인 효과를 상쇄시켜 오히려 기업가치를 감소시킬 수도 있다고 주장하고 있다.

Scholes and Wolfson(1992)은 조세회피는 단순히 조세비용을 최소화 시키는 것이 아니라, 효과적인 조세계획을 통해 조세비용 및 비조세비용을 고려하여 최적의 조세회피수준을 결정해야 한다고 주장하였다. 즉 주주가치 증대를 위한 조세회피활동은 최적의 조세회피수준을 찾아야 하는 경영자의 노력이 필요하며, 그에 대한 적절한 보상이 이루어지지 않는 경우 경영자는 조세회피를 통해 사적편익을 추구할 가능성이 높다는 것을 의미한다.

Balakrishnan et al.(2019)은 조세회피활동을 은닉하기 위한 과정에서 추가적인 인력과 복잡한 조직구조의 필요에 따른 비조세비용(nontax costs)의 발생액이 조세회피로 인한 조세비용(tax costs)의 감소액보다 더 커질 수 있다. 이는 회계정보의 질 및 회계투명성의 저하로 이어지고, 정보비대칭과 불투명한 정보환경은 자본비용의 증가와 기업가치 하락을 가져온다고 주장하였다.

Armstrong et al.(2015)은 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향을 분석한 결과 기업지배구조의 개선을 통해 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 조세회피를 감소시킬 수 있다고 설명하였다.

Hanlon and Slemrod(2009)는 적발된 조세혜택거래가 주가 하락에 영향을 미침으

로 조세회피의 자체가 항상 자본시장에서 긍정적으로 평가되어 지지는 않는다고 주장하였다.

(2) 국내선행연구

강정연(2012)은 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과에 따르면 조세회피와 기업가치는 음(-)의 관계에 있는 것으로 나타났고, 대리인관점의 예상과 같이 조세회피의 비용이 상당히 크기 때문에 세금 절감효과를 초과하여 기업가치에 부정적인 것을 의미한다.

김진수와 고종권(2016)은 세무위험을 고려하여 조세회피가 기업가치에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 연구 결과에 의하면, 조세회피와 세무위험은 기업가치와 유의한 음(-)의 관계를 나타냈으며 이는 조세회피와 관련된 비세금비용이 조세회피로 인한 효익보다 크게 나타남으로써 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 또한 세무위험이 클수록 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 효과가 더 크게 나타났다.

박주영(2018)은 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향에 대해 분석하였으며, 분석 결과 조세회피는 기업가치와 음(-)의 관계를 보임에 따라 조세회피 수준이 높을수록 기업가치가 감소하는 것으로 나타났다. 또한 기업지배구조가 양호할수록 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 효과를 완화시켜 준다고 주장하였다.

전주성(2011)은 조세회피가 기업가치에 미치는 효과가 기업지배구조에 따라 달라진다고 주장하였다. 연구 결과 조세회피는 기업가치에 유의한 영향을 미치지 않지만 기관투자자 지분율이 높은 지배구조하에서는 조세회피가 기업가치에 긍정적인 영향을 미치고, 대주주 지분율이 높아 대리인비용이 많이 발생하는 지배구조하에서는 조세회피가 기업가치에 오히려 부정적인 효과를 초래하는 결과를 제시하였다.

이광숙 등(2017)은 기업의 조세회피 성향이 그 기업의 세후영업현금흐름에 대한 자본시장 참가자의 평가에 차별적 영향을 미치는지 분석하였다. 연구결과에 의하면 국내 기업의 투자자들이 조세회피의 불확실한 지속성 및 기대세무조사 비용 등 잠재적인 조세 및 비조세비용을 고려하여 조세회피 기업의 세후영업현금흐름을 부정적으로 평가하고 있는 것으로 나타났다.

강정연 (2018)은 조세회피와 세무위험 및 기업가치의 관계에 대해 연구하였다. 분석 결과 세무위험에 따라 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계는 강해지는 것으로 나타났다. 이는 조세회피 때문에 발생하는 비세금비용의 증가와 세무위험의 증가로 늘어나는 불확실성이 가중되어 기업가치에 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다.

서반석 등(2016)은 대리인이론 관점에서 조세회피가 기업성과와 기업가치에 어떠한 영향을 미치고, 지배구조에 따라서 조세회피가 기업가치에 미치는 영향이 어떻게 달라지는가를 연구하였다. 연구 결과에 의하면 대리인 문제가 있는 경우 조세회피의 긍정적인 효과보다 부정적인 효과가 더 커 조세회피는 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 대주주를 감시할 수 있는 지배구조에서는 대주주에 의한 대리인 문제를 최소화 할 수 있기 때문에 조세회피가 기업가치에 미치는 음(-)의 영향이 줄어드는 것으로 나타났다.

박석진 등(2019)은 발생액을 이용한 조세전략이 조세회피가 기업가치의 관계에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 분석 결과 재량적 비세무조정발생액을 이용하여 세무이익을 낮게 보고하는 경우 재무보고비용으로 인하여 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계가 보다 가중되는 것으로 나타난 반면, 재량적 세무조정발생액을 이용하는 경우에는 재무보고비용의 부담 없이 세무이익을 낮게 보고하게 되므로 조세회피와 기업가치의 부정적인 관계가 완화되는 것으로 나타났다.

심충진 등(2013)은 세무조사 여부에 따른 조세회피와 기업가치에 관해 분석하였다. 연구 결과 세무조사 기업의 조세회피는 비세무조사 기업의 조세회피보다 상대적으로 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기업 투명성이 낮은 기업의 조세회피는 기업 투명성이 높은 기업의 조세회피보다 상대적으로 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 즉, 기업 투명성이 낮은 기업의 경우 경영자에 의한 이익조정의 가능성이 높기 때문에 경영자의 조세회피 행위에 대하여 부정적으로 인식을 한다는 것을 의미한다.

정광화 등(2018)은 조세회피와 기업가치 간의 관계가 경기 호황, 불황 여부에 따라 차별적인 모습을 보이는지 분석하였다. 분석 결과에 의하면 호황기에는 조세회피와 기업가치는 유의한 음(-)의 관계가 있지만 불황기에는 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.

서갑수 등(2017)은 조세회피와 기업가치의 관계는 조세회피활동이 단기적인가 아니면 장기적인가에 따라 달라질 수 있다고 보고, 조세회피활동과 경영자보상의 관

계를 단기적 조세회피활동과 장기적 조세회피 활동으로 나누어 분석하였다. 분석 결과, 조세회피활동으로 인해 기업가치가 감소할 위험성은 조세회피가 장기적이고 지속적으로 이루어질수록 더 커진다고 주장하였다.

손연승 등(2012)은 경영자의 조세절감활동과 기업가치 사이의 관련성이 기업지배 구조에 따라 차이가 있는지 연구하였다. 연구 결과 조세절감활동액은 기업가치에 유의적인 음(-)의 영향을 미쳤다. 그리고 기업지배구조가 강화되면 조세절감활동액이 기업가치에 유의적인 음(-)의 영향을 미치는 정도가 감소되는 것으로 나타났다.

기은선(2012)은 사회적 책임활동(Corporate Social Responsibility)이 기업의 조세회피성향(tax avoidance) 및 조세회피에 대한 시장반응에 어떠한 영향을 미치는지 연구하였다. 연구 결과 조세회피수준이 높은 기업이 조세회피수준이 낮은 기업에 비해 기업가치가 낮지만, 사회적 책임활동에 적극적인 기업일수록 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적 영향이 줄어드는 것으로 나타났다.

이균봉 등(2015)은 조세회피와 기업지배구조 및 감사품질이 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 조세회피와 기업가치는 부(-)의 관계가 나타났다. 대리인이론에서 예상했던 대로 조세회피의 비조세비용(이하 내재조세비용)이 조세회피를 통한 세금절감효과를 초과하여 기업가치에 부정적인 영향을 주는 것으로 시사된다.

최혁(2019)은 시장경쟁에 따라 조세회피가 기업가치에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 연구 결과 경쟁이 적을수록 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 증가하는 것으로 나타났다.

신재은 등(2018)은 기업 내 여성임원의 보유여부, 기업의 조세회피 수준, 그리고 조세회피에 따른 기업가치 간의 관련성에 대해 분석하였다. 연구 결과, 여성임원을 보유한 기업의 경우 여성임원을 보유하지 않은 기업에 비해 조세회피 수준이 낮은 것으로 나타났다. 또한 조세회피 수준이 높은 기업의 경우 조세회피 수준이 낮은 기업에 비해 기업가치가 낮지만, 여성임원을 보유한 기업의 경우 조세회피가 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 완화되는 것으로 나타났다.

오정택 등(2010)은 2002년부터 2008년까지 유가증권시장에 상장된 비금융기업 중 12월 결산법인을 대상으로 기업소유구조가 조세회피에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 대주주지분율과 외국인지분율, 사외이사비율을 사용하여 대주주지분율이 50%미만의 지분율에서 조세회피성향이 높아지고, 외국인지분율이 높아질수록

조세회피성향에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 보고하면서, 대주주지분율이 50% 미만일 경우에는 조세회피에 적극적으로 영향력을 행사하지만, 50%를 상회하면 건전한 기업경영을 통해 기업가치를 증대시키려고 하는 반면 조세를 회피하려는 성향은 작아진다고 하였다.

박태진(2015)은 코스닥 상장 벤처기업의 2008년부터 2013년까지의 재무자료를 이용하여 조세회피와 기업지배구조, 기업가치 간의 관계를 분석하여 일반기업과의 차이점을 검토하는 것을 목적으로 하고 있다. 연구 결과 코스닥상장 벤처기업의 조세회피는 기업가치에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났지만, 기업가치를 감소시키는 영향력의 존재 가능성을 확인하였다. 이는 대리인 관점을 지지하고 있는 결과로서 일반기업과 거의 유사한 결과를 보였다. 본 연구에서는 벤처기업이 신규성과 미래성장성을 위한 투자가 활발하게 진행되고 있다는 특성으로 인하여 조세회피로 인한 현금유출의 감소분이 장기적 관점에서 설비투자나 연구개발에 활용되어 기업가치에 긍정적 영향을 미칠 것이라는 전통적관점을 예상하였으나, 분석결과 코스닥상장 벤처기업도 일반기업과 동일하게 조세회피로 인한 비조세비용의 발생가능성을 암시하고 있다 점을 확인하였다.

송하림(2022)은 조세회피가 기업가치에 미치는 영향이 소유경영자와 전문경영인에 따라 다르게 나타나는지를 실증 분석하였다. 분석 결과 소유경영자의 경우 조세회피로 인한 재무적, 비재무적 비용이 전문경영인보다 더 크게 발생함으로 기업가치의 하락이 더 크게 발생하는 것으로 나타났다.

신현미 등(2021)은 기회주의적 행위, 대리문제의 일부로 선행연구에서 제안하고 있는 조세회피 전략과 결부해서 이러한 경영자 보상과 기업가치의 관계를 연구하였다. 연구 결과 조세전략 중에서 조세회피 정책이 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 조세회피는 기회주의적 행위이며 경영투명성을 저해하여 대리문제로 조세비용 및 비조세비용을 증가시킬 수 있음을 보여주었다.

김영훈 등(2018)은 재무제표를 통해 산정된 상대적인 재무비율인 경영평점이 조세회피와 기업가치 간의 관계에서 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 분석 결과 조세회피 수준이 증가할수록 기업가치에 부정적인 영향을 미치지만, 경영평점이 높을수록 조세회피 수준이 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 완화되는 것으로 나타났다.

박석진 등(2015)은 조세회피활동과 기업가치와의 관계에 산업전문감사인이 어떠

한 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석 결과, 조세회피활동은 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 산업전문감사인으로부터 감사를 받은 기업의 경우에는 조세회피활동이 기업가치에 미치는 부정적인 영향이 완화되는 것으로 나타났다.

김문현(2016)은 이익조정이 이익에 미치는 영향과 조세회피가 과세소득에 미치는 영향을 고려하여, 이익조정과 조세회피가 기업가치에 미치는 영향을 검증하였다. 분석 결과 재량적 발생액으로 회계이익을 크게 보고하면서 조세회피로 과세소득을 작게 보고하는 경우는 그렇지 않은 경우에 비해서, 주가에 음(-)의 영향을 미치며 이익의 가치관련성을 낮추는 것으로 나타났다. 이는 이익조정과 조세회피는 모두 이익을 대상으로 하는 것이고, 공격적인 회계 및 세무 행태는 회계이익과 과세소득의 차이를 확대하여 주가에 부정적인 영향을 미치기 때문이라고 주장하였다.

박종일(2016)은 비상장기업에서의 조세회피 성향이 높을 때 미래 경영성과에는 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하였다. 분석 결과 비상장기업에서 조세회피 성향이 높을 때 미래 경영성과와는 음(-)의 관계로 나타나 비상장기업에서의 적극적인 조세회피활동은 미래 수익성 측면에서 기업가치에 부정적인 영향을 초래하고 있음을 보여주었다.

2.3 기회주의적 조세회피를 포착하는 법인세 발생액의 질

본 연구의 목적은 Choudhary et al.(2016)이 제안한 기회주의적 조세회피 측정치(법인세 발생액의 질)의 유용성을 검증하는 것이다. 법인세 발생액의 질은 회계수치를 이용하여 기업고유정보위험을 측정한 Francis et al. (2004, 2005)의 발생액의 질(acruals quality)의 측정방법을 준용하여 산출한 것이다. 이러한 이유로 먼저 발생액의 질에 대한 설명을 먼저 제시하고, 다음으로 법인세 발생액의 질을 연구한 선행연구를 제시한다.

(1) 기업-고유 정보위험에 대한 회계적 측정치: 발생액의 질

전통적인 자본자산가격결정모형에 의하면, 비체계적 위험(기업고유위험)은 투자자가 분산투자를 통해 제거되기 때문에, 투자자의 기대수익률은 체계적 위험(systematic risk)만이 영향을 미친다고 주장한다. 하지만 최근 연구자들은 개별기업의 고유위험이

투자자의 분산투자로 완전히 제거되지 않기 때문에 고유위험이 투자자의 가격결정에 영향을 미치는 요인이 될 수 있다고 주장하고 있다(Bertrand and Schoar 2003; Panousi and Papanikolaou 2012; Malmendier and Tate 2005). 회계학 문헌에서는 대부분의 경영자는 사적이익추구를 위해 기업의 정보를 사유화할 동기를 가지고 있기 때문에 기업과 투자자 간에는 정보비대칭성이 존재하며 투자자는 이를 위험요인으로 인식할 수 있다고 주장한다. 특히 정보비대칭 또는 예측불확실성으로 인한 개별기업의 정보위험(firm-specific information risk)은 투자자가 폭넓게 분산투자를 하더라도 그 위험이 완전히 제거되지 않기 때문에 투자자는 정보위험이 큰 기업에 대해 위험을 인식하고 더 높은 요구수익률을 부과하기 때문에 회계품질은 가격결정요인이 될 수 있다고 주장한다(Easley and O'Hara 2004; Lambert et al. 2007; Francis et al. 2004, 2005; Aboody et al. 2005; Barth et al. 2013; Ogneva 2012; Kim and Qi 2010; Bhattacharya et al. 2012; Kim et al. 2020).

Francis et al. (2004, 2005)은 기업-고유 정보위험을 과거 개별기업의 비정상발생액들의 변동성을 측정하고, 높은 발생액의 변동성을 가지는 기업(발생액의 질이 낮은 기업)이 더 높은 기업고유 정보위험을 반영함을 보여주었다. Francis et al. (2004, 2005)은 $t-4$ 년부터 t 년도까지 과거 5년 동안 연도-산업별로 식(a)의 모형으로 회귀분석을 실시하여 비정상발생액(v_{jt})를 연도별로 각각 추정하였다. 그리고 과거 5년 동안에 대한 시계열적 비정상발생액의 표준편차를 계산하고 여기에 -1 을 곱한 수치를 발생액의 질(accruals quality: AQ)로 정의하였다. 식(a)에서, TCA_{jt} 는 기업*j*에 대한 t 년도의 총유동발생액을 의미한다.²⁾ A_{jt} 는 기업*j*의 t 년도와 $t-1$ 년도의 평균총자산을 의미한다. CFO_{jt} 는 기업*j*의 t 년도 현금흐름표상의 영업활동현금흐름이다. ΔREV_{jt} 는 기업*j*의 t 년도 매출액에서 $t-1$ 년도의 매출액을 차감한 값이다. PPE_{jt} 는 기업*j*의 t 년도말의 순유형자산이다. v_{jt} 는 식(a)의 잔차이다.

$$TCA_{jt}/A_{jt} = \phi_0 + \phi_1 CFO_{j,t-1}/A_{jt} + \phi_2 CFO_{jt}/A_{jt} + \phi_3 CFO_{jt+1}/A_{jt} + \phi_4 \Delta REV_{jt}/A_{jt} + \phi_5 PPE_{jt}/A_{jt} + v_{jt} \quad \text{식(a)}$$

2) 본 연구에서 총유동발생액(TCA)의 다음과 같이 측정한다.

$$TCA_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta CL_{i,t} - \Delta Cash_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t}$$

여기서, $\Delta CA_{i,t}$ =기업*i*의 t 년도 동안 유동자산의 변화이다. $\Delta CL_{i,t}$ =기업*i*의 t 년도 동안 유동부채의 변화이다. $\Delta Cash_{i,t}$ =기업*i*의 t 년도 동안 현금 및 현금성자산의 변화이다. $\Delta STDEBT_{i,t}$ =기업*i*의 t 년도 동안 유동부채 중 채무(debt)의 변화이다.

$$\therefore AQ_{i,t} = -1 \times \sigma(\hat{\nu}_{i,t})$$

Francis et al. (2004, 2005)은 낮은 발생액의 질을 갖는 기업은 자기자본비용이 상승하며, 더 낮은 미래 초과수익율을 경험한다는 실증적 결과를 보여줌으로써, 자본시장에서 투자자들이 발생액의 질을 정보위험으로 인식하고 있음을 보여주었다. Francis et al. (2004, 2005)의 연구 이후 다수의 후속연구들도 Francis et al. (2004, 2005)을 유사한 결과를 보고하였다(Aboody et al. 2005; Barth et al. 2013; Ogneva 2012; Kim and Qi 2010; Bhattacharya et al. 2012; Kim et al. 2020).

(2) 기회주의적 조세회피(세무적 정보위험)에 대한 측정치: 법인세 발생액의 질

비정상발생액의 시계열적 변동성이 기업고유정보위험을 포착한다는 Francis et al.(2004, 2005)의 연구와 유사하게, Choudhary et al.(2016)는 법인세 발생액의 시계열적 변동성이 조세기반 정보위험을 포착할 것으로 예측하고 법인세 발생액의 질을 측정하고, 그 유용성을 검증하였다. 그들은 **법인세 발생액의 질은 법인세 발생액이 법인세 관련 현금 흐름에 연동되는 크기에 대한 변동성을 포착하고 있으며, 변동성이 작을수록 법인세 발생액이 높은 품질을 나타낸다고 주장한다.** 낮은 법인세 발생액의 질은 (i) 경영진의 추정 오류 및 (ii) 회계기준에서 이연법인세자산 및 이연법인세부채에 포함되지 않은 법인세 현금흐름과 법인세 비용 간의 차이로 인해 발생한다고 주장한다. 따라서 그들은 법인세 발생액 품질의 측정이 두 구성을 모두 포착하는 회사 특성과 연관되어 있음을 증명하고 미래의 세금 관련 재무제표 제작성 및 내부 통제의 중요한 약점을 예측할 수 있는 속성을 보여줌으로써 법인세 발생액의 질 측정치에 대한 유용성을 증명하였다. 더불어 그들은 투자자들이 법인세 발생액의 질이 더 좋은 기업에서 법인세비용에 대한 더 많은 정보를 제공한다고 인식하고 있음을 보여줌으로써 이 측정치가 자본시장에서도 조세투명성에 대한 유용한 측정 도구로 활용할 수 있음을 보여주었다.

한편, Goh et al. (2016)은 자본시장에서 투자자들이 기업의 조세회피 행동에 대해 어떤 인식을 갖는지를 조사하였다. 그들은 법인세 회피를 포착하는 측정치(회계이익과 세무이익의 차이, book-tax difference; 장기 현금유효법인세율, long-run cash effective tax rates)와 기업의 자기자본비용 사이의 관계를 조사하였다. 그들

은 공격적인 법인세 회피를 하는 기업은 기업의 자기자본비용을 증가시킴을 발견하였다. 특히 과거 시계열적 법인세 발생액의 변동성으로 측정된 법인세 발생액의 질을 법인세 회피의 공격성을 판단하는 기준으로 사용하였다. 즉, 낮은 법인세 발생액의 질을 보이는 기업에서 특정연도에 법인세 회피행동을 보였을 경우, 투자자는 더 큰 정보위험을 인식하여 높은 자기자본비용을 부과한다는 것이다. 추가적으로 공격적 성향의 조세회피와 자기자본비용 간의 양의 관계는 (i) 외부감사가 약한 기업, (ii) 세금 절감으로 높은 한계이익을 실현할 가능성이 낮은 기업, 그리고 (iii) 정보품질이 낮은 기업에서 더 강화됨을 발견하였다. 이처럼 관련 선행연구는 과거 시계열적 법인세 발생액의 변동성으로 측정된 법인세 발생액의 질이 기업의 기회주의적 조세회피를 측정하는 유용한 도구가 될 수 있음을 보여주고 있다 (Choudhary et al. 2016; Goh et al. 2016).

유사한 관점에서 소유와 경영이 분리된 주식회사에서 대부분의 경영자는 주가를 높일 목적과 자신의 사적이익을 극대화하기 위해 조세를 적게 부담하여 현금흐름을 증가시킬 동기가 있으며, 이러한 조세회피 동기가 큰 기업일수록 적발을 방지하기 위해 거래의 복잡성과 정보통제를 강화할 가능성이 크다. 이로 인해 조세회피 동기가 큰 기업은 정보비대칭성이 더 커질 수 있고 이로 인해 투자자의 역선택 위험은 더 증가할 수 있다. 특히 정보비대칭과 대리인 문제로 인해 발생하는 주가급락은 비정보거래자의 부를 정보거래자에게 이전시키는 부의 이전효과를 유발하여 시장의 효율성을 저해한다는 점에서 투자자의 역선택 위험에 대한 대표적인 사례일 것이다. 이러한 이유로 본 연구는 Choudhary et al.(2016)이 제시한 법인세 발생액의 질을 개별기업의 잠재적 조세회피 위험의 강도를 효과적으로 포착하고 있는지를 검증하고, 기회주의적 조세회피로 인한 주가급락위험이 더 크게 발생할 수 있는 상황적 요인을 탐색하는 것에 초점을 맞추고 있다. Choudhary et al.(2016)이 제시한 법인세 발생액의 질에 대한 측정방법은 4.1 변수측정에서 설명한다.

(3) 법인세 발생액의 질이 전통적 조세회피 측정치와 다른 차별성

첫째, 과거 조세회피와 관련된 연구에서 사용된 측정치는 비교적 단기적 관점에서 조세회피의 강도를 측정하였다. 하지만 이전 연구에서 사용한 측정치는 조세회피의 크기를 측정하는 것에는 유용하지만 그 동기가 기업가치 극대화 목적인지 아니면 경영자의 사적이익 추구 목적인지를 구별할 수 없다는 한계점이 있다. 하지만

이 연구에서 사용한 법인세 발생액의 질은 과거 조세회피 성향에 대한 시계열적 변동성을 이용하여 기회주의적 조세회피를 포착하고 있다는 점에서 이전 연구와 차별성을 갖는다. 즉 법인세 발생액의 질은 소유와 경영이 분리된 기업에서 발생하는 대리인 문제에 기인한 조세회피의 강도를 반영하는 측정치라는 점에서 이전 연구에서 사용한 측정치와 차이가 있다.

둘째, 전통적 조세회피 측정치(회계이익과 세무이익의 차이, 유효법인세율 등)는 대부분 t연도 기준으로 측정한다. 그러나 기업의 조세회피 행동은 기업의 상황에 따라 가치향상 목적으로 행동할 수도 있고, 다른 상황에서는 기회주의적 목적으로 행동할 수도 있다. 그러므로 t연도의 조세회피 행동의 경제적 동기기는 혼재되어 있을 수 있다. 이러한 이유로 전통적 조세회피 측정치가 자본시장에 미치는 영향을 분석한 실증적 연구는 혼재된 결과가 발생하고 있다. 하지만 Choudhary et al. (2016)은 기회주의적 조세회피를 측정하기 위해 과거 일정 기간 동안에 법인세 발생액의 변동성을 이용하여 장기적 관점에서 기회주의적 조세회피 행동을 포착하는 측정치를 개발하였고, 이것의 유용성을 증명해왔다. 더불어 Goh et al. (2016)은 전통적 조세회피 측정치가 더 공격적인 조세회피행동을 하는 기업(즉, 법인세 발생액의 질이 낮은 기업)에서 자기자본비용과 밀접한 관련성을 가짐을 보여주었다. 따라서 법인세 발생액의 질은 자본시장에서 투자자의 정보위험을 반영하는 일관성있는 측정치임으로 기업의 잠재적 세무 위험을 포착하는 목적에 더 타당성을 가지는 측정치라는 점에서 차별성을 갖는다.

이러한 이유들로 인해, 본 연구에서는 한국시장의 고유한 환경에서도 선행연구와 같이 법인세 발생액의 질이 자본시장에서 투자자가 이를 정보위험으로 인식하는지를 실증적으로 확인하고자 한다.

2.4 주가급락위험에 대한 연구

(1) 주가급락의 발생원인에 대한 개념적 설명

주가급락위험은 공통요인들과 함께 움직이는 수익률 요소를 조정 한 후에 기업-고유 수익률의 분포에서 극단적인 음의 값을 나타내는 것을 개념화한 것이다. 음의

왜도(skewness)를 포착하는 주가급락위험은 대리인 위험을 반영하는 측정치라는 점에서 평균수익률과 수익률 변동성과 같은 수익률 측정치와 차이가 있다. 주가급락에 대한 원인에 대한 설명은 크게 세 가지 관점에서 설명할 수 있다.

첫 번째는 기업 내부자와 외부자 간의 정보비대칭으로 발생하는 대리인 문제가 주가급락과 관련될 수 있다고 주장한 Jin and Myers(2006)의 이론적 체계를 기반으로 한 관점이다. 개념적으로 주가급락위험은 경영자가 악재(bad news)의 공시를 장기간 보류하여 나쁜 소식이 비축되도록 하는 경향에 기반하여 발생한다. 즉, 정보가 투명하게 공개된다면 좋은 소식과 나쁜 소식이 주식 시장에 도달하는 것이 체계적으로 다르지 않을 것이므로 수익률이 대칭적인 분포를 나타낼 것이지만, 경영자가 부정적인 정보가 주식시장으로 유입되는 것을 성공적으로 차단한다면 주가 수익률의 분포는 양의 왜도가 큰 비대칭적인 분포를 나타낼 것이다(Hutton et al. 2009; Kothari et al. 2009). 하지만 누적된 나쁜 소식이 임계점을 넘으면 즉시 시장에 공개되어 주가가 크게 하락하게 되고 주가수익률의 분포는 매우 큰 음(-)의 왜도를 갖는 형태로 변경될 것이다(Jin and Myers, 2006).

유사한 관점에서, Bleck and Liu(2007)은 역사적 원가에 기반한 재무보고는 경영자가 부실한 투자 프로젝트를 계속할 수 있도록 만들 수 있고, 경영자는 프로젝트의 만기가 되어 시장가치가 알려지기 이전에 자신의 보상을 극대화시키려는 유인을 가질 수 있다는 것이다. 이는 외부인이 프로젝트의 시장가치를 만기까지 평가할 수 없다는 점을 악용하여 경영자는 프로젝트의 부정적 결과를 은폐하지만, 프로젝트 만기 시점에는 시장가치가 공개되어 주가의 급격한 붕괴를 유발한다는 것이다. Benmelech et al.(2010)은 주식기반 보상계약이 주가급락위험을 유발하는 원인이 될 수 있다고 설명한다. 경영자의 보상이 주가가격에 기초하여 체결될 경우, 경영자는 자신의 보상 패키지의 가치를 최대화하기 위해, 스톡옵션을 행사할 수 있는 기간까지 음의 NPV 프로젝트를 계속 진행하여 부정적 프로젝트의 결과가 시장에 공개되는 것을 은폐할 유인이 있다는 것이다. 따라서 주식기반 보상구조는 가격 폭락의 전조인 나쁜 소식을 쌓아둘 경영진의 유인을 증가시키고, 이러한 경영자의 행태는 음의 NPV 프로젝트가 종료될 때(즉, 나쁜 소식이 공개될 때) 큰 규모의 주가급락을 유발하게 된다는 것이다. 이처럼 전형적인 대리인 이론에 기초할 경우, 경영자와 외부 이해관계자 간에는 정보비대칭성이 존재하기 때문에 경영자가 자신의 사적이익을 최대화하기 위해 부정적인 정보를 숨길 유인을 증가시키고, 이것이 원인이 되어 주가급락 현상이 나타난다고 주장한다.

두 번째는 ‘정보 차단 모형(information blockage model)’을 이론적 틀로 사용하여 주가급락을 설명한 관점이다(Zhu, 2016). 이 모형에 따르면 주가가 상승 추세일 경우 우호적인 정보를 얻은 투자자들은 적극적으로 거래에 참여하지만, 대조적으로 정보가 부족한 거래자는 가격 상승 추세 신호에 대한 진실성을 확인하지 못함으로 거래를 지연하는 경향을 보이게 된다. 따라서 정보가 부족한 한계 투자자는 경제 전망이 반전되는 시점에서 뒤늦게 시장에 진입하게 되고, 정보거래자는 이를 이용하여 보유주식을 실현시킴으로 급격한 주가하락을 유발할 수 있다. 따라서 투자자 간 정보 차단은 가격이 상승한 이후에는 음의 수익률 왜도를 생성하지만, 가격이 하락한 이후에는 양의 수익률 왜도를 생성하게 된다(Zhu, 2016). 따라서 주가급락위험은 투자자 간 정보비대칭성에 의해 유발될 수도 있다. 한편, 일부 선행 연구는 주가가 상승한 이후에 음의 수익률 왜도가 증가하는 현상을 변동성 피드백 효과로 설명한다(French et al. 1987; Campbell and Hentschel 1992). 큰 가격 변동은 투자자가 시장 변동성을 사후적으로 재평가하게 만들고, 변동성이 큰 기업에 대해 위험프리미엄을 증가시킬 수 있다. 따라서 주가가 상승한 이후 기간은 위험프리미엄의 증가로 인해 균형가격을 감소하게 되며 후속 기간에서 나쁜 소식에 대한 부정적 효과를 더 강화하고 좋은 소식에 대한 영향을 상쇄하게 되어 음의 수익률 왜도를 생성하게 된다는 것이다(Hutton et al. 2009).

마지막으로, 주가급락위험을 ‘채무불이행 위험(default risk)’에 기반하여 설명하는 관점도 있다. 높은 채무불이행위험을 가지는 기업은 극단적으로 나쁜 소식이 발표될 가능성이 높고, 극단적 정보는 계속기업으로서 존속가능성을 약화시키므로 높은 채무불이행위험은 주가급락을 발생시키는 요인이 된다는 것이다(Campbell et al. 2008). 관련된 실증연구는 기업 규모와 레버리지를 파산위험에 대한 대용치로 사용하고 파산위험에 기초한 주가급락을 설명하려 했지만 이에 대한 실증적 증거는 찾지 못하였다. 예를 들면, Hutton et al. (2009) 및 Kim et al. (2011a,b)은 기업 규모와 미래의 붕괴 사이에 양의 관계가 있음을 발견하였고, 레버리지와 주가급락위험 간에는 음의 관련성이 관측되었다. 이러한 결과는 채무불이행위험에 기반한 설명과는 상반된 결과이다. 따라서 채무불이행 위험(default risk)에 기반한 주가급락에 대한 설명은 개념적 관계와 경험적 관계가 상충하고 있다.

(2) 주가급락위험의 결정요인을 조사한 실증적 연구

앞서 설명한 개념적 관계에 기반하여 다수의 선행연구는 주가급락위험에 대한 결정요인을 실증적으로 조사해 왔다. 대표적인 실증연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

① 회계정보의 질적 속성 및 조세회피가 주가급락위험에 미치는 효과를 연구한 선행연구

일부 선행연구는 Jin and Myers(2006)의 이론적 모델을 경험적으로 입증하기 위해 재무보고의 질과 주가급락위험 간의 관계를 조사하였다. Hutton et al.(2009)은 기업 수준의 이익조정에 대한 대용치인 누적재량적발생액을 사용하여 재무보고가 불투명한 기업이 주가급락에 더 취약하다는 것을 증명하였다. 또한 Francis et al.(2014)은 Sarbanes-Oxley(SOX) 체제 이후 경영자가 발생액 기간 이익조정에서 실물활동 이익조정(REM)으로 전환하였다는 선행연구의 결과(Cohen et al. 2008)에 기초하여, 실물활동 이익조정과 주가급락위험 간의 관계를 분석하였다. 그 결과 실물활동 이익조정이 주가급락위험 간에 양의 관계를 발견하였고, 이러한 관계는 SOX 이후 기간에서 더 분명하게 나타남을 발견하였다.

한편, 주가급락위험은 회계정보의 질적 속성(보수주의, 비교가능성, 이해가능성 등)과 관련성을 가질 수도 있다. 조건부 보수주의는 재무보고의 바람직한 속성으로 평가되고 있으며(Basu, 1997; Watts 2003 a, b; Ball and Shivakumar, 2005), 보수주의가 경영자의 기회주의적 이익보고 행동을 제약한다는 것이다. 즉, 보수적인 감사를 받은 이익은 검증되지 않은 긍정적(부정적) 정보를 공시할 경영자의 유인을 약화(가속화)한다. 따라서 적시에 부정적 정보를 공개하는 것이 주가급락위험을 감소할 수 있다는 것이다(Kim and Zhang 2015). 비교가능성이 큰 기업은 비교 가능한 기업의 정보에 접근 및 이해를 용이하게 만들기 때문에 투자자가 기업의 성과를 더 잘 이해할 수 있을 뿐만 아니라 비교 가능한 동종기업의 성과 및 정보공개로부터 분석대상 기업에 대한 나쁜 소식을 취득할 수 있다. 따라서 높은 비교가능성을 갖는 기업은 경영자가 나쁜 소식의 공개를 숨겼을 때 얻을 수 있는 효익이 더 감소하기 때문에 주가급락위험은 감소할 수 있다(Kim et al. 2016). Ertugrul et al.(2017)은 사업보고서의 가독성과 어조 모호성이 경영자의 부정적 정보축적과 관련성이 클 수 있으므로 주가급락위험은 사업보고서의 가독성이 낮은 기업(보고서의 양이 많고, 모호한 단어를 많이 사용하는 기업)에서 더 크다는 것을 발견하였다.

이익을 조정하여 나쁜 소식을 숨기는 기술 중 하나는 조세회피이기 때문에, 일부

선행연구는 조세회피와 추가급락위험 간의 관계를 조사하였다. Kim et al.(2011)은 법인세 회피가 추가급락위험을 증가시키고, 공격적인 세금전략과 계획이 경영자에게 부정적인 정보를 숨길 수 있는 수단을 제공하여 추가급락위험이 증가한다는 주장을 지지하는 증거를 발견하였다. 그러나 Habib and Hasan(2016)은 감사인이 제공하는 세금 서비스는 지식누출효익(Knowledge spillover benefits)으로 인해 법인세 관리와 조세회피를 제한하여 추가급락위험을 축소함을 보고하였다.

② 내부 및 외부 기업지배구조가 추가급락위험에 미치는 효과를 분석한 실증연구

일부 연구자는 추가급락위험이 기업의 내부통제의 품질에 따라 결정될 수 있다고 주장한다. Chen et al.(2016)은 중국기업을 대상으로 내부통제의 품질을 5가지 구성요소(통제환경, 위험평가, 통제활동, 정보통신 및 감시활동)에 대한 복합지수로 측정하고 추가급락위험과 내부통제 강도 사이의 관계를 조사하였다. 그 결과 내부통제 수준이 높을수록 추가급락위험이 완화된다는 것을 발견하였다.

다수의 선행연구는 내부기업 지배구조체계가 좋은 기업은 경영자의 공격적인 이익조정을 제한하여 재무공시의 품질을 향상시킨다는 일관된 증거를 제공하고 있다 (Bedard et al. 2004; Larcker et al. 2007). 유사한 관점에서 Andreou et al.(2016)은 감사 위원회에서 독립적 이사의 비율이 높고, 적합한 산업전문 내부감사인을 선임하고, 기업지배구조정책이 명확하게 정의된 기업은 추가급락 가능성이 감소한다는 것을 보여주었다.

한편, 일부 연구는 추가급락위험을 완화하는 데 있어 외부 기업지배구조(예를 들면, 기관 보유지분율, 대주주지분율, 재무분석가, 외부감사 등)의 역할을 검토하였다. 기존 연구에 따르면 기관소유지분이 클수록 그들의 감시활동을 증가시켜 기회주의적으로 이익을 관리하는 경영자의 능력을 제한하여 이익의 질을 향상시킬 수 있다고 주장한다(Mitra and Cready 2005; Velurya and Jenkins 2006). 외부 기업지배구조를 추가급락위험으로 확장한 An and Zhang(2013)은 대규모 지분을 보유한 기관투자자의 장기적인 지분 보유는 경영자의 단기지향적 이익보고를 억제하여 추가급락위험을 감소시킨다는 것을 보여주었다. 프랑스 상장기업의 의결권과 현금흐름과의 차이(초과지배권)의 효과를 연구한 Boubaker et al.(2014)은 과도한 지배력과 추가급락 사이에 양의 관계가 있다고 보고한다. 이러한 결과는 대주주의 지배권이 과도하게 큰 기업은 소수주주의 이익을 착취하는 것을 은폐하기 위해 나쁜 소식을 숨기는 경향이 있음을 시사한다.

재무분석가가 정보중개자 및 감시자로서 효과적인 역할을 하는지 여부는 지금까지도 학계와 실무 사이에 광범위한 논쟁을 불러일으키고 있다. 일부 연구자들은 재무분석가의 역할을 주가급락위험과 연계하여 검증하였다. 미국 상장기업을 대상으로 분석한 He et al.(2019)은 재무분석가가 많이 분석하는 기업은 미래 주가급락위험이 낮아지며, 이러한 음의 관계는 재무불투명도가 높은 기업에서 더 강함을 발견하였다. 이는 미국시장에서 재무분석가가 개별기업의 정보비대칭을 감소시키는 역할을 효과적으로 수행하고 있음을 보여준다. 하지만 중국 시장을 대상으로 분석한 Xu et al.(2013)는 재무분석가 커버리지와 주가급락위험 간에 양의 관계를 발견했으며, 이러한 양의 관계는 재무분석가가 더 낙관적이고 투자은행 및 증권사와 제휴될 때 더 강화되었다. 이러한 결과는 중국시장에서 재무분석가는 정보비대칭을 축소하는 역할이 미약함을 시사한다.

이전 문헌은 대형 회계감사 법인과 산업전문감사인인 재무보고 품질을 개선하고 기회주의적 이익조정을 억제하는 데 중요한 역할을 한다고 보고하고 있다(Becker et al. 1998; Krishnan 2003; Balsam et al. 2003). Robin and Zhang(2015)은 산업전문 감사인의 정보중개 및 기업지배구조에 대한 역할이 주가급락위험을 감소시킨다는 것을 발견하였다. 즉, 산업전문감사인은 회계불투명도와 조세회피를 감소시키고 보수주의를 증가시켜 주가급락위험을 낮춘다는 것이다. Callen and Fang(2016)은 감사인의 임기(tenure)와 미래 주가급락위험 간에 음의 관계를 보여주었다. 감사인의 임기가 지남에 따라 고객-고유 지식(client-specific knowledge)이 발전되어 감사인이 고객이 나쁜 소식을 은폐하는 활동을 감지하고 저지하는 능력을 향상시켜 미래 주가급락위험이 감소한다는 것이다.

③ 경영자 보상, CSR 활동, 회계기준의 변화가 주가급락위험에 미치는 효과를 연구한 선행연구

한편, 주가급락위험의 원인을 경영자 보상과 연결한 연구도 존재한다. Kim et al.(2011a)는 CFO는 전문지식을 가지고 있고 재무보고과정을 감독하기 때문에 CFO에 대한 주식기반보상은 자신의 보상의 가치를 극대화하기 위해 시장에 부정적 정보가 유입되는 것을 차단할 유인이 있으며 그 결과 주가급락위험이 증가할 수 있음을 지적하였다. 대조적으로 He(2015)는 CEO의 내부부채(연금 및 부채 계약과 유사한 이연보상 형태의 부채로서 기업이 CEO에게 미래에 지불해야하는 고정된 의무를 의미함)가 경영자로 하여금 고품질 재무보고에 전념하도록 동기부여하여

미래 주가급락을 감소시킨다는 것을 발견하였다.

기업의 사회적 책임 활동에 대한 자발적 공시(Corporate social responsibility disclosures)는 정보비대칭을 감소시키고 경영자가 나쁜 뉴스를 축적할 필요성을 줄일 수 있다. 특히 선행연구는 CSR 활동이 큰 기업은 더 나은 재무정보를 제공하고 이익조정에 덜 참여한다는 증거를 제공하고 있다(Gelb and Strawser 2001; Kim et al. 2012). 이와 유사한 관점에서 Kim et al.(2014)는 CSR 활동을 더 많이 공시하는 기업이 주가급락위험이 더 낮다는 것을 보여주었다. 또한 Zang et al.(2016)은 기업의 기부활동이 주가급락위험을 감소시킨다는 것을 발견하였다.

DeFond et al.(2015)는 회계기준의 변화가 주가급락위험에 미치는 영향을 조사하였다. 그들은 IFRS(International Financial Reporting Standards)의 채택이 비금융기업의 주가급락위험을 감소한다는 것을 발견했다. IFRS 채택 이후 주가급락위험이 축소된 결과는 IFRS 채택 이전 정보 비대칭이 큰 기업의 경우와 IFRS 채택이 지역 GAAP보다 더 신뢰할 수 있는 큰 변화가 있는 경우에 더 강하게 나타났다.

④ 경영자 자기과신 및 자본시장요인이 주가급락위험에 미치는 효과를 연구한 선행연구

일부 연구자는 경영자의 특성이나 스타일이 주가급락위험에 대한 중요한 예측변수가 될 수 있다고 주장한다. Kim et al.(2016)에 의하면, 자기과신 성향이 있는 경영자는 미래현금흐름에 대한 편향된 과대평가로 인해 음(-)의 NPV를 프로젝트를 계속 유지할 가능성이 높고, 나쁜 프로젝트의 저조한 성과는 누적되어 결국 시장에 한꺼번에 방출되어 주가가 급락하게 된다는 것이다.

Chen et al. (2001)은 나쁜 소식이 주식거래량과 수익률에 반영될 수 있기 때문에 과거 주식거래량과 수익률은 주가급락위험과 관련성이 있다고 주장한다. 거래량은 투자자 간의 의견 불일치를 반영하기 때문에, 과거 6개월 동안 추세 대비 거래량 증가는 일부 투자자가 숨겨진 나쁜 소식을 발견한 것임을 나타내며, 그 결과 정보가 있는 투자자와 정보가 없는 투자자 사이의 거래가 증가하게 된다. 또한 지난 36개월 동안의 양의 수익률을 보인 기업은 주가에 거품이 오랫동안 형성되었다는 것을 의미하며 가격이 내재가치로 다시 떨어지면 자연스럽게 주가가 크게 하락한다고 주장한다. 따라서 Chen et al. (2001)은 큰 거래량과 높은 과거 수익률을 경험한 주식의 경우 주가급락위험이 더 증가하는 경향을 나타낸다고 보고하고 있다.

Ⅲ. 가설 설정

3.1 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 관계

Fransis et al.(2004, 2005)은 발생액과 시계열 현금흐름 간의 함수관계에 기초하여 산출한 과거 비정상발생액의 표준편차를 정보비대칭 또는 정보부정확성에 기인한 고유정보위험에 대한 대리변수로 사용한 후, 과거 비정상발생액의 표준편차와 자본비용 간에 양(+)의 관련성이 있음을 제시하였다. Fransis et al.(2004, 2005)의 측정방식을 조세회피에 적용한 Choudhary et al.(2016)은 법인세 발생액과 시계열 법인세 현금흐름 간의 함수관계에 기초하여 계산한 과거 비정상법인세발생액의 표준편차(법인세 발생액의 질과 역의 의미를 갖는 측정치)가 대리인 문제에 기인한 조세회피 위험을 반영할 수 있음을 실증적으로 보여주고 있다. Goh et al.(2016)은 법인세 발생액의 질이 불량한 기업은 재무분석가의 예측치에 내재된 자본비용이 증가함을 보여줌으로써 공격적으로 조세회피하는 기업에서 대리인 문제에 기인한 조세회피로 인한 기업가치 감소가 발생할 가능성을 보여주고 있다.

본 연구는 **선행연구에 기초하여 법인세 발생액의 질을 기회주의적 조세회피에 대한 측정치로 사용하고, 낮은 법인세 발생액의 질을 갖는 기업에서 추가급락위험이 더 증가하는지를 검증한다.** 조세회피(tax avoidance)는 기업이 의도적 혹은 비의도적으로 낮은 조세부담을 통해 명시적으로 세금을 감소시키는 행위를 의미한다(Hanlon and Heitzman, 2010). 전통적인 조세회피에 대한 연구들은 기업의 조세회피가 일반적으로 현금유출을 감소시켜 주주의 부를 증가시키므로 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 평가해 왔다. 즉, 전통적인 기업재무 이론은 법인세 최소화가 경영자의 중요한 의사결정 요소이며 이러한 의사결정은 기업가치의 극대화 문제와 관련성을 갖는다고 주장한다. 하지만 최근 연구들은 소유와 경영이 분리된 기업에서 발생하는 대리인 문제가 기업의 조세회피에 반영되어 있다고 주장한다(Chen and Chu, 2005; Crocker and Slemrod, 2005; Slemrod, 2004). 즉 대리인 이론 관점에서 접근할 때, 기업의 조세회피는 경영자의 사적이익을 추구행위이거나 기업 내부의 부정적인 정보를 감추기 위한 기회주의적 행동이라는 것이다. 따라서 최근 연구는 대리인 문제를 반영하는 조세회피가 기업가치뿐만 아니라 기업의 고

유위험이나 수익률의 분포에도 영향을 미칠 수 있음을 지적하고 있다.

특히 경영자가 자신의 사적이익 추구행위를 위해 은폐한 부정적인 정보들이 기업 내부에 지속적으로 누적되어 있는 경우, 기업의 가치는 실제보다 고평가되고 이렇게 누적된 기업의 부정적인 정보들이 임계점에 도달하면 시장에 급속하게 전파되는 순간 주가가 급락할 잠재적 위험이 증가하게 된다(Jin and Myers, 2006). 후속 실증연구자는 낮은 회계이익품질을 갖는 기업에서 주가급락위험이 증가함을 보여줌으로써 Jin and Myers(2006)의 이론적 주장을 경험적으로 입증해 왔다(Hutton et al. 2009; Francis et al. 2014; Kim and Zhang 2015; Kim et al. 2016; Ertugrul et al. 2017).

한편, 일부 선행연구를 주가급락위험을 세무적 관점으로 확장하였다. Kim et al.(2011b)은 전통적인 조세회피 측정치를 이용하여 t연도 비정상적 법인세 회피를 측정하고 주가급락위험에 미치는 효과를 검증하였다. 그 결과 그들은 경영자의 공격적인 조세회피가 부정적인 정보를 숨길 유인을 제공하여 주가급락위험이 증가한다는 증거를 제공하고 있다. 국내 선행연구도 조세회피와 주가급락위험 간에 관계를 조사하였다. 김경화 등(2018)은 2004년부터 2014년까지 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 분석하였고, 조세회피수준이 증가할수록 주가급락위험이 증가한다는 결과를 보고하고 있다. 더불어 1999년부터 2012년까지 유가증권시장을 대상으로 분석한 김민수와 임현일(2015)은 전통적 조세회피 측정치의 시계열적 변동성을 측정하여 조세불투명성을 측정하였고, 조세불투명성이 높은 기업에서 주가급락위험이 증가한다는 결과를 보고하고 있다. 반면에 김현진(2019)은 2012년부터 2018년까지 유가증권과 코스닥 시장을 표본으로 분석한 결과, 개별기업의 조세회피와 주가급락위험 간에 음(-)의 관련성을 보고하였다. 특히 재벌기업 소속 기업은 유의한 관계를 발견하지 못하였고, 비재벌소속 기업에서만 유의한 음의 관계가 관측되었다. 이처럼 국내 연구는 조세회피와 주가급락위험 간의 관계가 표본기간 및 표본 특성에 따라 상이한 결과가 도출되었다.

국내연구의 차별적 결과는 전통적 조세회피 측정치가 기회주의와 함께 부분적으로 신호도 포함할 수 있다는 측면이 표본기간 및 표본유형에 따라 상이한 결과가 도출되는 원인일 수 있다. 그러므로 본 연구는 Choudhary et al.(2016)과 같이 대리인 문제에 기인한 조세회피 위험만을 포착하는 법인세 발생액의 질을 측정하고, 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간의 관계를 분석한다. 기업가치 증가와 기회주의라는 양면적 성격을 모두 포함할 수 있는 전통적인 조세회피 측정치와 달리, 본

연구에서 사용하는 법인세 발생액의 질은 오로지 경영자의 기회주의적 유인에 기초한 조세회피의 강도를 나타내는 측정치라는 점에서 이전 연구와 차별성을 갖는다. 즉, 이 연구에서 사용된 법인세 발생액의 질은 기회주의적 조세회피의 강도를 반영하는 측정치이므로 낮은 법인세 발생액의 질은 대리인 문제에 기인한 조세회피 성향이 큼을 의미한다. 그러므로 법인세 발생액의 질이 낮은 기업(기회주의적 조세회피 성향이 큰 기업)은 높은 기업보다 미래 추가급락위험성이 더 클 것으로 예측한다.

이 연구에서는 기업 수준의 추가급락위험을 다음과 같은 세 가지 방식으로 측정한다. 먼저 (i) Jin and Myers(2006), Hutton et al.(2009)의 연구와 같이, $t+1$ 년도 동안에 각 기업의 기업고유 주간수익률(weekly firm-specific return)을 표준화한 후, 고유주간수익률이 표준정규분포에서 하위 3.2 표준편차 이하 구간에 적어도 한번 이상 포함된 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수를 생성하여 추가급락기업을 구분한다. 또한 (ii) Chen et al.(2001)의 연구와 같이, $t+1$ 년도 기업고유 주간수익률의 음의 조건부 왜도(negative conditional skewness)를 구해 이를 추가급락위험에 대한 측정치를 사용한다. 더불어 (iii) 기업고유 주간수익률이 음의 값의 변동성과 양인 값의 변동성 간의 비율로 측정된 하락 대 상승 변동성의 비율(down-to-up volatility ratio)을 추가적인 추가급락위험에 대리변수로 사용한다.

본 연구는 법인세 발생액의 질과 세 가지 추가급락위험 측정치 간에 음의 관계가 도출될 것으로 예측하고 있으며, 이를 검증하기 위해 다음과 같이 첫 번째 연구가설을 설정한다.

가설 1. t 연도 법인세 발생액의 질이 불량한 기업은 양호한 기업보다 $t+1$ 년도 추가급락위험이 더 증가할 것이다.

가설 1-1. t 연도 법인세 발생액의 질이 낮은 기업일수록 $t+1$ 연도에 추가급락을 경험할 가능성은 더 증가할 것이다.

가설 1-2. t 연도 법인세 발생액의 질이 낮은 기업일수록 $t+1$ 연도 음의 조건부 왜도가 더 클 것이다.

가설 1-3. t 연도 법인세 발생액의 질이 낮은 기업일수록 $t+1$ 연도 하락-상승 변동성 비율은 더 증가할 것이다.

3.2 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 관계에 영향을 미치는 상황적 요인: 대리인 위험 수준에 따른 집단별 비교

본 연구는 미국 시장을 대상으로 기회주의적 조세회피를 포착하는 측정치(법인세 발생액의 질)를 개발하고 그것의 유용성을 입증한 Choudhary et al.(2016)의 연구를 추가급락위험으로 확장하고 있다. 미국시장과 한국시장은 세법체계가 다르기 때문에, 기회주의적 조세회피를 포착하는 법인세 발생액의 질의 유용성이 국가간에 차이가 발생할 수도 있다. 만약 한국시장에서도 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착하는 유용한 측정치가 될 수 있다면, 사적이익 추구를 위해 공격적으로 조세회피를 시도한 경영자는 적발을 회피하기 위해 조세회피를 은폐하기 위해 거래의 복잡성을 증가시켜 기업의 정보비대칭성이 더 확대될 것이다. 따라서 낮은 법인세 발생액의 질을 갖는 기업은 누적된 부정적 정보가 한번에 시장에 풀릴 때 큰 추가급락을 경험할 수 있기 때문에, 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간에는 유의한 음의 관련성을 보일 수 있다. 특히 법인세 발생액의 질이 대리인 문제에 기인한 조세회피를 포착한다면, 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계는 대리인 문제가 더 크게(작게) 발생할 수 있는 상황에서 더 강화(약화)될 것이다. 이러한 이유로 본 연구는 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계가 개별기업의 대리인 문제가 큰 기업과 작은 기업 간에 차별적 강도를 나타내는지를 추가로 확인한다.

이 연구에서는 대리인 문제의 크기를 다음과 같이 네 가지 상황적 요인을 이용하여 구분하고 있다. 만약 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착한다면 대리인 문제가 큰 상황에서 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간에 음의 관계는 더 강한 관련성을 보일 것이다. 이러한 논리에 기초하여 각 상황별로 추가적인 가설을 설정한다.

상황요인	(A) 대리인 문제가 작은 경우	(B) 대리인 문제가 큰 경우
(i) 시장유형	KOSPI 시장에 상장된 기업	KOSDAQ 시장에 상장된 기업
(ii) 재무분석가 추종량	재무분석가 예측치가 제공되는 기업	재무분석가 예측치가 제공되지 않은 기업
(iii) 정교한 투자자의 비중	국내기관과 외국인의 거래비중이 큰 기업	국내기관과 외국인의 거래비중이 작은 기업
(iv) 소유권집중도	소유권집중도가 높은 기업	소유권집중도가 낮은 기업

(1) 시장 유형(KOSPI와 KOSDAQ) 간에 차별적 효과: <가설 2>의 설정

일반적으로 KOSDAQ 시장에 상장된 기업은 KOSPI 시장에 상장된 기업은 보다 기업규모가 작고, 기관투자자 및 외국인 투자자의 비중이 낮고, 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업의 수가 적으며, Non-Big4 소속 감사인의 고용 비중이 상대적으로 큰 특성이 있다. 선행연구에 의하면 기업규모는 외부이해관계자의 크기를 반영하며, 기관투자자의 비중은 외부감사효과의 크기를 반영한다. 더불어 재무분석가는 정보비대칭을 완화하는 역할을 수행하며, Big4 소속 감사인은 상대적으로 높은 독립성과 전문성을 바탕으로 고품질 감사를 제공한다고 알려져 있다. 이러한 시장별 특성을 고려할 때 평균적 관점에서 KOSDAQ 시장에 상장된 기업은 KOSPI 시장보다 더 큰 정보비대칭성을 가진다고 말할 수 있다. 본 연구는 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 관계가 정보비대칭 수준에 따라 달라질 수 있는지를 조사하기 위해, 시장 유형을 정보비대칭 수준에 대한 포괄적 기준으로 선택하여 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계가 KOSPI와 KOSDAQ 간에 차이가 있는지를 조사한다.

본 연구의 관심변수인 법인세 발생액의 질은 기회주의적 조세회피를 포착하는 측정치이다. 경영자의 도덕적 해이와 정보비대칭으로 인한 낮은 감시가 대리인 문제를 유발하는 원인이라는 점을 고려할 때, 개별기업의 정보비대칭 수준은 경영자의 악재 축적 유인에 영향을 줄 수 있는 주요한 상황적 요인에 해당할 수 있다. 따라서 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착한다면, 법인세 발생액의 질이 낮은 기업에서 추가급락위험이 증가하는 관계는 대리인 문제가 심화될 수 있는 높은 정보비대칭성을 갖는 기업에서 상대적으로 확대되어야만 할 것이다. 그러므

로 본 연구는 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계는 정보비대칭성이 상대적으로 큰 KOSDAQ 기업에서 더 강한 음의 관계가 도출될 것으로 예측한다. 이러한 예측을 검증하기 위해, 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2. *t*연도 법인세 발생액의 질과 *t*+1년도 추가급락위험 간에 음의 관계는 KOSPI 상장 기업보다 정보비대칭성이 더 큰 KOSDAQ 상장 기업에서 더 강하게 관측될 것이다.

(2) 재무분석가 커버리지의 크기에 따른 차별적 효과: <가설 3>의 설정

재무분석가는 기업이 공시하지 않은 사적정보를 탐색하여 시장에 제공하여 정보비대칭을 완화하는 정보제공자의 역할과 기업이 공시한 재무정보를 재가공하여 투자자들이 쉽게 이해하고 활용할 수 있도록 요약해 주는 정보중계자의 역할 등을 수행하며, 이러한 재무분석가의 활동은 시장 효율성을 개선하는데 도움을 준다고 알려져 있다. 다수의 연구자들은 재무분석가의 정보탐색 및 분석활동이 경영자의 기회주의적 이익조정을 제약하는 외부감시효과를 갖는다고 주장한다.(Jensen and Meckling 1976; Healy and Palepu 2001; Yu 2008). Jensen and Meckling(1976)은 재무분석가의 활동이 소유와 경영의 분리에서 발생하는 대리인비용을 줄여 사회적 가치가 증가한다고 주장한다. Healy and Palepu(2001)는 재무분석가가 사적정보 생산에 관여하며, 이는 경영자의 기회주의적 행동 탐지에 도움을 준다고 주장한다. 특히 Yu(2008)는 재무분석가 수(analyst coverage)와 이익조정 간의 내생성을 통제한 분석에서, 재무분석가 수가 많은 기업은 이익조정이 감소한다는 실증적 결과를 제공하였다. 본 연구는 재무분석가 커버리지와 대리인 비용 간에 음의 관계가 있다는 선행연구에 기초하여, 주어진 연도에서 개별기업에 대한 재무분석가의 예측정보가 제공된 기업(대리인 위험이 작은 기업)과 제공되지 않은 기업(대리인 위험이 큰 기업)으로 구분하고, 법인세 발생액의 질이 추가급락위험에 미치는 효과가 재무분석가 커버리지에 따라 차이를 보이는지를 조사한다.

Chen et al.(2015)은 이익유연화 정도가 심할수록 추가급락위험이 높아지며, 이러한 관계는 재무분석가 커버리지가 큰(작은) 기업에서 약화(강화)된다는 것을 보여 주었다. 국내에서도 배진철 등(2016)은 재무불투명성과 추가급락위험 간의 양의 관계는 재무분석가 수가 증가함에 따라 약해진다는 결과를 보고하고 있다. 이러한 결

량이 많은 기관투자자는 더 오랜 기간 주식을 보유하기 때문에 기관투자자는 투자 기업에 대한 정보를 수집하고 경영자의 행동을 감시하며 장기적 관점에서 기업 가치 증가를 촉구할 더 큰 동기를 갖게 된다. 따라서 기관투자자의 지분율과 기업성과 간에는 통계적으로 유의한 양의 관계를 갖는다(McConnell and Servaes 1990; Smith 1996; Del Guercio and Hawkins 1999).

한편, 선행연구는 기관투자자의 지분보유율이 증가할수록 경영자의 이익조정행태가 감소한다고 주장한다(Bushee 1998; Bang and De Bondt 1998; Chung et al. 2002; Mitra and Cready 2005; Velurya and Jenkins 2006). Bushee(1998)는 기관투자자는 근시안적으로 단기 이익에 초점을 맞추기보다는 장기적인 가치를 찾는 정교한 투자자임으로 기관지분율이 높을수록 경영자의 단기지향적인 이익조정을 억제할 동기가 증가한다는 실증적 결과를 보고하였다. Bang and De Bondt(1998)도 연구개발비와 관련된 이익조정은 기관투자자의 지분율이 높을 때 감소한다는 결과를 보여주었다. 또한 Chung et al.(2002)에 따르면, 대규모 기관투자자 지분은 경영자가 원하는 수준 또는 범위로 이익을 늘리거나 줄이는 것을 억제한다는 것을 발견하였고, 이러한 증거는 기관투자자가 기업 경영자의 이기적인 행동을 감시하고 제한하는 역할을 함을 시사한다. 특히 An and Zhang(2013)은 대규모 지분을 보유한 기관투자자의 장기적인 지분 보유는 경영자의 단기지향적 이익보고를 억제하여 주가급락위험을 감소시킬 수 있음을 보여주고 있다.

전반적으로 선행연구는 대규모지분보유한 기관투자자는 경영자의 기회주의적 행태를 제약하는 감시효과를 가짐을 시사하고 있다. 선행연구에 기초하여, 본 연구는 기관투자자의 영향력이 큰 기업은 그들의 감시효과로 인해 경영자가 기회주의적 목적으로 조세를 회피하기 위해 관련 거래를 은폐하는 행위를 제약하기 때문에 상대적으로 주가급락위험이 감소하는지를 조사한다. 이를 위해 본 연구는 전체표본을 정교한 투자자(국내기관과 외국인 투자자)가 많은 기업과 적은 기업으로 구분한 후, 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간의 관계가 각 집단별로 상이한지를 조사한다. 본 연구는 정교한 투자자가 적은 기업(즉, 개인투자자의 비중이 큰 기업)은 낮은 외부감시효과로 인해 경영자의 기회주의적 조세회피가 증가하여 법인세 발생액의 질과 주가급락위험 간의 음의 관계가 더 강화될 것으로 예측한다.

한국에서 투자주체는 크게 국내기관, 외국인, 개인으로 구분할 수 있다. 국내기관은 기업에 대한 더 많은 정보를 취득할 수 있는 능력이 있으며, 외국인 투자자의 상당부분은 외국기관이기 때문에 이 연구에서는 국내기관과 외국인 투자자를 정교

분을 보유한 외부대주주가 존재하는 기업은 그들의 적극적인 감시활동으로 인해 대리인 문제가 완화될 수 있다고 주장한다(Shleifer and Vishny 1986; Holderness and Sheehan 1988; Dechow et al. 1996; Bhaumik and Selarka 2012). Shleifer and Vishny(1986)는 기업의 경영에 직접 참여하지 않더라도 적어도 5% 이상의 지분을 소유한 외부대주주는 경영자의 대리인 위험을 통제하는 중요한 역할을 한다고 주장한다. 즉, 대규모지분을 보유한 외부대주주는 기업 정보에 대한 접근성이 증가하여 정보비대칭을 완화하며, 경영자가 장기적 관점에서 기업가치를 높이도록 압력을 행사하는 적극적인 감시활동을 수행한다는 것이다. 따라서 외부대주주지분율과 대리인 비용 간에 음의 관계를 가질 수 있다. Holderness and Sheehan(1988)은 대주주가 있는 기업은 지분이 폭넓게 분산된 기업보다 낮은 성과를 보이지 않는다고 주장한다. Dechow et al.(1996)는 대규모 지분을 소유한 외부 대주주(outside blockholder)가 존재하는 기업은 그렇지 않은 기업보다 이익조작이 감소함을 보여주었다. Bhaumik and Selarka (2012)는 소유권집중도가 높은 기업은 상대적으로 M&A 이후 경영자-소유자 간의 대리인 갈등이 감소한다는 결과를 보여주었다.

전반적으로 선행연구는 소유권집중도가 높은 기업(경영자 또는 외부대주주 지분율이 높은 기업)에서 대리인 문제가 완화될 수 있음을 지적하고 있다. 기회주의적 조세회피가 대리인 문제와 연관성을 갖기 때문에, 본 연구는 법인세발생액의 질과 미래 주가급락위험 간의 음의 관계는 소유권집중도가 낮은 기업(대리인 문제가 큰 기업)에서 더 크게 발생하고, 소유권집중도가 높은 기업(대리인 문제가 낮은 기업)에서 약화될 것으로 예측하였다. 특히 한국기업은 소유경영자가 많은 특성을 고려할 때, 최대주주와 특수관계자 지분율은 경영자지분율과 외부대주주지분율을 함께 반영하는 측정치일 수 있다. 따라서 소유권집중도에 대한 대리변수로서 최대주주와 특수관계자 지분율 선정하고, 소유권집중도의 크기에 따라 법인세 발생액의 질이 낮은 기업에서 주가급락위험이 증가하는 현상이 상이하게 관측되는지를 검증한다. 실증적 검증을 위해, 본 연구는 다음과 같은 다섯 번째 가설을 설정한다.

가설 5. t연도 법인세 발생액의 질과 t+1년도 주가급락위험 간에 음의 관계는 소유권집중도가 낮은 기업에서 더 강하게 나타날 것이다.

IV. 연구모형

4.1 변수측정

(1) 설명변수: 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)

세무적 정보위험(기회주의적 조세회피)을 반영하는 법인세 발생액의 질은 회계수치를 이용하여 기업-고유 정보위험(firm-specific information risk)을 측정한다. Francis et al.(2004, 2005)의 방식을 준용하여 측정하였다(Choudhary et al. 2016). Hribar and Collins(2002)는 발생액을 손익계산서의 당기순이익에서 영업현금흐름을 차감한 값(발생액=순이익-영업현금흐름)으로 정의하고 있다. 또한 Dechow and Dichev(2002)은 유동발생액은 기간별 영업현금흐름과 함수관계를 이용하여 비정상 발생액을 추정하는 모형을 제시하고 있다. Francis et al.(2004, 2005)은 수정된 Dechow and Dichev(2002) 모형을 적용하여 비정상발생액을 측정하고, 과거 비정상 발생액들의 변동성을 이용하여 고유정보위험(발생액의 질)을 측정하였다.

Choudhary et al.(2016)도 유사한 방식으로 적용하여 법인세 발생액의 질을 측정하였고, 그들의 측정방법을 설명하면 다음과 같다.

Choudhary et al.(2016)는 법인세 발생액(tax accruals: $TaxACC$)을 손익계산서의 법인세비용(tatal income tax expene)에서 현금흐름표의 법인세 현금납부액(income tax-related cash outflows)을 차감하여 계산하였다.⁴⁾

$$\text{법인세 발생액}(TaxACC) = \text{법인세비용} - \text{법인세 현금지불액}$$

4) K-GAAP 적용 시기에는 영업활동현금흐름의 경우 직접법과 간접법 양식을 선택해서 적용할 수 있었지만, 직접법을 적용한 경우 간접법으로 작성한 내용을 주식 공시해야 함으로 실무적 편의를 위해 대부분 회사가 간접법으로 현금흐름표를 작성해 왔다. 따라서 K-GAAP 적용기간에는 현금흐름표에 법인세 현금납부액이 제시되지 않으며, 이로 인해 법인세 현금납부액은 재무제표를 이용하여 추정하여 계산하는 방법과 기업이 사업보고서 주석에 공시한 법인세 납부추정액을 이용하는 등 추정치를 사용해 왔다. 하지만 K-IFRS는 직접법을 사용하여 현금흐름표를 작성할 것을 권고하기 때문에, IFRS 도입 이후 기간에는 현금흐름표(영업현금흐름)에 법인세 현금납부액이 제시되어 있다. 본 연구는 K-IFRS 적용 이후 기간을 표본으로 선정하고 있기 때문에, 현금흐름표에 제시된 법인세 현금납부액(실제 납부액)을 사용하고 있다는 점에서 추정치를 사용한 과거연구들과 차별성이 있다. 단지, t연도 이익에 대한 법인세는 t+1연도에 납부되기 때문에 t연도에 대한 법인세 현금납부액은 t+1연도 현금흐름표의 법인세 납부액을 사용하고 있다.

발생주의 주요 목적은 기간 간에 불연속성이 있는 상황에서 지속적인 영업성과를 측정하는데 있어 발생하는 시차 문제를 완화하는 것이기 때문에, 고품질 발생액은 관련 현금 흐름과 일정한 함수관계를 나타내야 한다. 따라서 Choudhary et al.(2016)은 법인세 발생액의 질에 대한 측정 모형도 유동발생액(working capital accruals)과 기간별 영업현금흐름과 함수관계임을 설명하는 Dechow and Dichev(2002) 모형을 수정하여 다음과 같이 법인세에 적용한 모형을 개발하였다.

식(1)은 법인세 발생액의 질을 산출하기 위한 기본모형을 제시한 것이다. 식(1)의 독립변수인 *CTP*는 법인세 관련된 현금흐름을 나타내고, 종속변수인 *TaxACC*는 법인세비용에서 법인세 관련된 현금흐름을 차감하여 구한 법인세 발생액을 의미한다. 식(1)의 모든 변수는 *t*기 평균총자산(*A*)으로 규모 조정하였다. 개념적으로 예측할 때 식(1)에서 β_1 은 양(+), β_2 는 음(-), 그리고 β_3 은 양(+의 값을 보일 것이다. 식(1)의 잔차는 법인세 관련된 현금흐름의 변화가 법인세 발생액을 설명하지 못하는 비정상적 요소를 의미한다. 본 연구는 발생액의 질(accruals quality)을 횡단면 추정으로 구한 Francis et al.(2004, 2005)와 유사하게, 식(1)을 *t*-4기부터 *t*기까지 과거 5년 동안을 대상으로 연도-산업별 횡단면 회귀분석을 실시하여 각 연도별로 회귀식의 잔차를 구한다. 그다음에 과거 5년 동안의 시계열 잔차들의 표준편차를 구하고 이를 법인세 발생액의 질(*TaxAQ_1*)로 정의한다. 산출된 법인세 발생액의 질이 작을수록 기업은 잠재적인 조세회피 가능성이 큰 기업에 해당하며, 이는 세무적 이유로 인해 경영자가 재무 및 세무 공시 정보를 가공할 가능성이 증가하여 기업의 정보비대칭성을 확대할 가능성이 큼을 나타낸다.

[기본모형]

$$TaxACC_{i,t}/A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CTP_{i,t-1}/A_{i,t} + \beta_2 CTP_{i,t}/A_{i,t} + \beta_3 CTP_{i,t+1}/A_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{식(1)}$$

$$\therefore Abnormal TaxACC_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$$

$$TaxAQ_{i,t} = -1 \times Standard Deviation (\varepsilon_{t-4} \sim \varepsilon_t)$$

[수정모형]

$$TaxACC_{i,t}/A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CTP_{i,t-1}/A_{i,t} + \beta_2 CTP_{i,t}/A_{i,t} + \beta_3 CTP_{i,t+1}/A_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

$$+ \beta_4 \Delta DTL_{i,t}/A_{i,t} + \beta_4 \Delta DTA_{i,t}/A_{i,t} + \nu_{i,t}$$

$$\therefore Abnormal TaxACC_{-2_{i,t}} = \nu_{i,t}$$

$$TaxAQ_{-2_{i,t}} = -1 \times Standard Deviation (\nu_{t-4} \sim \nu_t)$$

여기서,	
$TaxACC_{i,t}$	= 기업i의 t기 법인세발생액을 의미하며 t기 법인세비용에서 t기 법인세 관련 현금흐름을 차감하여 계산함
$CTP_{i,t-1}$	= 기업i의 t-1기의 법인세 관련된 현금흐름
$CTP_{i,t}$	= 기업i의 t기의 법인세 관련된 현금흐름
$CTP_{i,t+1}$	= 기업i의 t+1기의 법인세 관련된 현금흐름
$\Delta DTL_{i,t}$	= 기업i의 t기 이연법인세부채에서 t-1기 이연법인세부채를 차감한 값
$\Delta DTA_{i,t}$	= 기업i의 t기 이연법인세자산에서 t-1기 이연법인세자산을 차감한 값
$A_{i,t}$	= 기업i의 t기 기초총자산
$Abnormal TaxACC_{1_{i,t}}$	= 식(1)을 연도-산업별 횡단면 회귀분석을 적용하여 구한 회귀식의 잔차($\varepsilon_{i,t}$)로서 비정상법인세발생액을 의미함.
$Abnormal TaxACC_{2_{i,t}}$	= 식(2)를 연도-산업별 횡단면 회귀분석을 적용하여 구한 회귀식의 잔차($\nu_{i,t}$)로서 비정상법인세발생액을 의미함.
$TaxAQ_{1_{i,t}}$	= 기업i의 t기 법인세 발생액의 질을 의미하며, t-4기부터 t기까지 각 연도별로 식(1)에 따라 연도-산업별 횡단면 추정을 통해 비정상법인세발생액을 각각 구한 후, 5년 관측치($\varepsilon_{i,t-4} \sim \varepsilon_{i,t}$)에 대한 표준편차를 계산하여 측정함.
$TaxAQ_{2_{i,t}}$	= 기업i의 t기 법인세 발생액의 질을 의미하며, t-4기부터 t기까지 각 연도별로 식(2)에 따라 연도-산업별 횡단면 추정을 통해 비정상법인세발생액을 각각 구한 후, 5년 관측치($\nu_{i,t-4} \sim \nu_{i,t}$)에 대한 표준편차를 계산하여 측정함.

한편, 법인세 발생액은 법인세비용과 법인세 현금납부액 간의 차이로 정의되기 때문에 식(1)의 잔차는 재무보고와 세무보고 간의 시기 차이(즉, 일시적 회계-세무 차이)에 영향을 받는다. 일시적인 회계-세무 차이로 인해 지불된 현금세금에 비해 장부상의 법인세비용이 더 높거나 낮아져 결과적으로 법인세 발생액을 증가 또는 감소시키게 된다. 이러한 일시적 회계-세무 차이는 이연법인세부채(DTL)와 이연법인세자산(DTA)을 발생시키며, 이는 1년 이내에 취소되지 않는 경향이 있다. 재무

및 세금 보고 간의 일시적 시차 차이는 경영자의 관리 추정 오류 또는 회계기준에 의해 발생하는 차이와는 직접적인 관련성이 없으므로, 경영자의 기회주의적 행태를 반영하는 법인세 발생액의 질($TaxAQ$)을 추정하는 과정에서 일시적 차이의 효과를 제거할 필요가 있다. 이를 위해 본 연구는 Choudhary et al.(2016)와 같이 이연법인세부채(ΔDTL) 및 이연법인세자산(ΔDTA)의 변동을 추가로 통제한 모형을 사용한다. 식(2)는 기본모형에서 추가로 이연법인세부채와 이연법인세자산의 변동을 추가로 통제한 모형이다. 추가적인 통제변수를 삽입한 식(2)에서 β_4 는 양(+), β_5 는 음(-)의 값을 각각 보일 것으로 예측한다. 식(1)과 마찬가지로 식(2)도 과거 5년 동안 연도-산업별 횡단면 회귀분석을 통해 각 연도별 잔차를 구한 후, 시계열 잔차의 표준편차를 구해 법인세 발생액의 질($TaxAQ_2$)을 산출한다.

(2) 종속변수: 주가급락위험($CRASH\ RISK$)

주가급락(stock price crash)란 주식수익률 분포상에서 평균으로부터 크게 벗어난 음(-)의 수익률을 발생시키는 현상을 의미한다. 주가급락을 측정할 재무·회계학 분야의 선행연구는, 표준정규분포에 근거한 기업의 고유 주간수익률(weekly return)을 계산하고, 이를 이용하여 세 가지 유형의 주가급락위험을 측정해 왔다(Chen et al. 2001; Hutton et al. 2009; Kim et al. 2011). 특히 본 연구는 확장된 시장지수모형의 잔차를 이용하여 주가급락위험을 측정한 Kim et al.(2011)의 모형에 따라 고유 주간수익률을 계산하고, 이를 이용하여 주가급락위험을 반영하는 측정치들을 계산한다.

기업-고유 주가급락위험의 측정치를 계산하기 위해, 먼저 각 기업-연도 동안의 개별기업-고유 주간수익률(firm-specific weekly return)을 식(3)과 같은 회귀모형의 잔차를 이용하여 추정한다. 특히, W 로 정의된 기업-고유 주간수익률은 식(3)과 같은 확장된 시장모형 회귀분석으로부터 산출된 잔차에 1을 더한 값에 대한 자연로그로써 계산한다. 여기서, $r_{j,\tau}$ 는 τ 주에 주식 j 에 대한 수익률이고 $r_{m,\tau}$ 는 τ 주에 KOSPI 또는 KOSDAQ의 가치가중 시장지수 수익률이다. τ 주에 기업 j 에 대한 기업-고유 주간수익률($W_{j,\tau}$)은 식(1)의 잔차에 1을 더하고 자연로그를 취해 측정한다. (즉, $W_{j,\tau} = \ln(1 + \varepsilon_{j,\tau})$).

$$r_{j,\tau} = \alpha_j + \beta_1 r_{m,\tau-2} + \beta_2 r_{m,\tau-1} + \beta_3 r_{m,\tau} + \beta_4 r_{m,\tau+1} + \beta_5 r_{m,\tau+2} + \varepsilon_{j,\tau} \quad \text{식(3)}$$

$$W_{j,\tau} = \ln(1 + \varepsilon_{j,\tau})$$

본 연구에서 사용하는 첫 번째 추가급락위험에 대한 측정치는 Hutton et al.(2009)와 같이 '**CRASH**'라고 정의한다. **CRASH**는 한 기업이 한 회계연도 동안에 한번 또는 그 이상 추가급락 주(week)를 경험한 기업은 1, 그렇지 않으면 0으로 지시한 이진변수이다. 이 연구에서는 주어진 기업-연도 수준에서 측정된 고유 주간 수익률들을 전체표본을 대상으로 통합하여 표본분포를 구성하고, 개별기업 j의 52주 고유주간수익률이 전체표준분포의 평균 미만이면서 3.2 표준편차보다 작은 수익률 구간에 적어도 1회 이상 포함된 기업을 추가급락을 경험한 기업으로 정의한다. 3.2 표준편차 미만의 음(-)의 수익률은 전체분포에서 약 0.07%에 비중을 차지한다. **CRASH**는 식(4)와 같은 기준에 따라 구분한 더미변수이다. 여기서, $W_{j,\tau}$ 는 주어진 연도에서 개별기업 j의 52주 고유주간수익률을 의미하고, $\overline{W_{m,\tau}}$ 와 $\sigma_{m,\tau}$ 는 주어진 연도에서 모든 표본기업의 52주 고유주간수익률에 대한 평균과 표준편차를 각각 의미한다.

$$CRASH_{j,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \exists \tau \in t \text{ s.t. } W_{j,\tau} \leq \overline{W_{m,t}} - 3.2\sigma_{m,\tau} \\ 0 & \text{Otherwise} \end{cases} \quad \text{식(4)}$$

추가급락위험에 대한 두 번째 측정치는 Chen et al.(2001)의 부의 조건부 수익률 왜도(negative conditional return skewness, **NCSKEW**)이다. **NCSKEW**는 표준정규포의 왜도를 통해 추가급락위험을 측정하는 것으로써, 식(5)와 같은 수식을 적용하여 부의 조건부 수익률 왜도(**NCSKEW**)를 측정한다. 표준화된 3차 적률(third moment)에서 (-)값을 곱해주었기 때문에 **NCSKEW**의 값이 클수록 기업-고유 주간수익률 분포의 비대칭성이 크며, 이는 추가급락위험이 크다는 것을 의미한다. 식(5)는 기업-연도 수준에서 측정한 개별기업의 52주 주간수익률을 이용하여 계산하며, n 은 관측치(week)의 수, 그리고 $W_{j,\tau}$ 는 고유 주간수익률을 의미한다.

$$NCSKEW_{j,t} = - \left[n(n-1)^{3/2} \sum W_{j,\tau}^3 \right] / \left[(n-1)(n-2) (\sum W_{j,\tau}^2)^{3/2} \right] \quad \text{식(5)}$$

마지막으로 세 번째 추가급락 측정치는 식(6)의 방식으로 측정한 하락-상승 변동성 비율(Down-to-up Volatility: *DUVOL*)이다(Chen et al. 2001). 구체적으로 기업 고유주간수익률이 52주간의 연간 평균값보다 낮은 주간(down week)과 높은 주간(up week)으로 각각 구분하고, 각각 표준편차를 구해 상대적 비율을 측정한 것이다. *DUVOL*의 값이 클수록 분포의 좌측 왜도가 증가함을 의미하기 때문에 추가급락위험이 더 크다고 해석할 수 있다. 식(6)에서 n_u 는 주식j의 t년도의 기업-고유 주간수익률이 기업-고유 주간수익률의 평균보다 높은 표본의 개수(up weeks)이다. n_d 는 주식j의 t년도의 기업-고유 주간수익률이 기업-고유 주간수익률들의 평균보다 낮은 표본의 개수(down weeks)이다.

$$DUVOL_{j,t} = \ln \left[\frac{(n_u - 1) \sum_{down} W_{j,\tau}^2}{(n_d - 1) \sum_{up} W_{j,\tau}^2} \right] \quad \text{식(6)}$$

앞서 설명한 세 가지 방식으로 추가급락위험(*CRASH*, *NCSKEW* 및 *DUVOL*)을 각각 측정하고, 이를 t연도 법인세 발생액의 질과 t+1연도 추가급락위험 간의 관계를 분석한다.

(3) 통제변수

본 연구의 주요한 연구초점은 t연도 법인세 발생액의 질이 t+1연도 추가급락위험에 미치는 효과를 회귀분석을 통해 검증하는 것이다. 따라서 통제변수는 미래 추가급락위험에 영향을 미칠 수 있는 요인들로 구성되어야 한다. 이 연구에서는 선행연구에서 미래 추가급락위험에 영향을 미치는 결정요인으로 알려진 요인과 기대수익률에 영향을 미치는 위험요인으로 알려진 기업특성변수들을 통제변수로 선정한다. 선정된 통제변수를 설명하면 다음과 같다.

① 회계불투명성(*OPACITY_{it}*): 회계불투명성이 높은 기업은 낮은 기업보다 추가급락 가능성이 증가할 수 있다(Hutton et al. 2009). 따라서 본 연구는 회계불투명성의 효과를 통제하기 위해 회귀모형에 이를 통제변수로 삽입한다. *OPACITY_{it}*는 기업i의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별로 Kothari et al.(2005)의 모형으로 산출한 재량적발생액의 절댓값을 누적하여 측정한 것이다. 특히, 조세회피의 도구로 이익조정이 활용될 수 있으므로 회계불투명성의 통제는 생략변수의 문제를 완화하고 법인세 발생액의 질의

증분 효과를 확인하기 위해 통제되어야만 한다.

② **체계적 위험($BETA_{i,t}$):** 자본자산가격결정모형(CAPM모형)에 의하면, 개별기업의 기대수익률은 체계적 위험과 선형관계를 형성한다고 설명한다. 개별기업의 체계적 위험의 크기가 주가급락위험의 측정치에 영향을 미칠 가능성도 있기 때문에, 본 연구는 기업i의 체계적 위험을 추가적 통제변수로서 회귀모형에 삽입한다. 체계적 위험은 t연도 동안 기업i의 일별수익률과 시장지수수익률 간의 관계를 시장모형을 적용하여 산출한 기울기로 측정한다.

③ **기업규모($SIZE_{i,t}$):** 기업규모효과는 규모가 작은 기업의 주식으로 구성된 포트폴리오가 규모가 큰 기업의 주식으로 구성된 포트폴리오보다 위험을 고려한 후에도 높은 수익률을 체계적·지속적으로 실현되는 현상을 의미하며, 이는 효율적시장가설에 대한 이례적 현상 중 하나이다(Banz 1981, Fama and French 1992). 기업규모($SIZE_{i,t}$)는 기업i의 t연도 말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값으로 측정하며 이를 회귀모형에 통제변수로 추가한다.

④ **장부가치 대 시장가치 비율($BM_{i,t}$):** 일반적으로 장부가 대 시장가치 비율이 높은 그룹의 평균수익률은 그것이 낮은 그룹보다 평균수익률이 더 높은 현상이 나타나며 이는 효율적 시장에 대한 이례적 현상으로 평가되고 있다. 선행연구는 이러한 현상에 대해 장부가치 대 시장가치 비율이 높은 기업의 주가가 상대적으로 저평가되어 있거나, 혹은 장부가치 대 시장가치 비율이 기대수익률에 영향을 주는 위험요인으로 해석하고 있다(Reinganum 1988; Chan et al. 1991; Fama and French 1992). 본 연구도 장부가치 대 시장가치 비율 효과를 통제하기 위해 이를 통제변수로 사용한다. $BM_{i,t}$ 은 기업i의 t연도말의 지분의 장부가치를 지분의 시장가치로 나누어 산출한다.

⑤ **재무레버리지효과($LEV_{i,t}$):** 재무레버리지효과는 타인자본이 존재하는 경우 고정적인 금융비용의 지급으로 인해 영업이익의 변동보다 세후순이익의 변동이 더 확대되는 현상을 말한다. 재무레버리지는 높은 기업은 채무불이행위험이 증가할 수 있다. Campbell et al. (2008)은 높은 채무불이행위험을 가지는 기업은 극단적으로 나쁜 소식이 발표될 가능성이 높고, 계속기업으로서 존속가능성을 약화시켜 주가급락을 발생시키는 요인이 될 수 있다고 주장한다. 따라서 본 연구는 재무레버리지효과($LEV_{i,t}$)를 통제하기 위해 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율을 산출하여 회귀모형에 추가한다.

⑥ **수익성($ROA_{i,t}$):** 기업성과는 경영자의 지위 유지와 보상과 밀접한 관련성을 갖기

때문에 경영자는 기업성과를 조작할 유인이 있다. 그러므로 경영자가 악재를 은폐하는 행위는 기업성과와 연동될 수 있기 때문에 본 연구에서는 기업성과에 대한 측정치로 총자산이익율을 측정하고 이를 통제변수로 추가한다. 총자산이익률(ROA)는 기업 i 의 t 연도 당기순이익을 t 연도 평균총자산으로 나누어 산출한다.

⑦ **소유권집중도($OWNER_{i,t}$):** 선행연구는 소유권집중도와 대리인 비용 간에 음의 관계를 주장한다. Jensen and Meckling(1976)과 Ang et al.(2000)에 의하면, 경영자지분율이 높아질수록 주주와 경영자의 이해가 일치되어 경영자가 주주 부를 높이려는 관점에서 의사결정하여 대리인 비용이 축소된다고 주장한다. Shleifer and Vishny(1986)는 기업의 경영에 직접 참여하지 않더라도 대규모 지분을 소유한 외부대주주의 존재는 경영자의 대리인 위험을 통제하는 중요한 역할을 한다고 주장한다. 악재를 숨기려는 경영자의 행태는 대리인 문제에 기인하기 때문에 소유권집중도를 추가적인 통제변수로 회귀모형에 추가한다. 이 연구에서는 $OWNER_{i,t}$ 는 t 연도말 기업 i 의 최대주주와 특수관계자 지분율로 측정한다.

⑧ **재무분석가 커버리지($ANALYST_{i,t}$):** 재무분석가 커버리지(analyst coverage)와 추가급락위험 간의 관계는 자본시장에서 재무분석가가 어떤 역할을 하는지에 따라 달라질 수 있다. 미국시장을 대상으로 분석한 He et al.(2019)은 재무분석가 커버리지와 미래 추가급락위험 간에 음의 관계를 관측했지만, 중국시장을 대상으로 분석한 Xu et al.(2013)은 재무분석가 커버리지와 추가급락위험 간에 양의 관계가 관측되었다. 재무분석가의 효과를 통제하기 위해 t 연도 기업 i 에 대한 재무분석가 보고서를 공시한 증권사 수에 1을 더한 값에 대한 로그값으로 재무분석가 커버리지를 측정하고 이를 통제변수로 회귀모형에 추가한다.

⑨ **누적초과수익률($RETURN_{i,t}$):** Chen et al. (2001)은 과거 큰 양의 초과수익률을 기록한 기업은 경영자의 악재의 은폐로 인해 주가에 거품이 형성되었을 가능성이 있기 때문에 추가급락가능성이 증가할 가능성을 제시하였다. 따라서 본 연구는 기업 i 의 t 연도 동안 일별누적초과수익률을 계산하고 이를 통제변수로 추가한다.

⑩ **초과수익률의 변동성($SIGMA_{i,t}$):** 전통적으로 초과수익률의 변동성은 정보비대칭을 포착하는 시장변수로 인식되어왔다. 높은 정보비대칭성은 경영자의 사적이익 추구 동기를 증가시키고 악재를 은폐할 유인도 증가할 수 있다. 따라서 기업 i 의 t 연도 동안 일별 초과수익률의 표준편차를 구해 회귀모형에 통제변수로 추가한다.

⑪ **주식거래회전율($TURNOVER_{i,t}$):** 주식거래회전율은 개별기업의 주식 유동성을 포착하는 측정치이다. 주식 유동성이 높은 기업은 낮은 거래비용으로 인해 투자자가 위험

을 적게 인식하고 그 결과 기대수익률이 감소할 수 있다(Brennan and Subramanyam 1996). 이처럼 주식유동성이 추가수익률에 미치는 효과를 통제하기 위해, 기업i의 t연도 동안의 총보통주거래량을 유통보통주식수로 나눈 비율로 주식거래회전율을 측정하고 이를 추가적인 통제변수로 회귀모형에 삽입한다.

⑫ **기관투자자의 영향력(INST_RATIO_{i,t})**: An and Zhang(2013)은 대규모 지분을 보유한 기관투자자의 장기적인 지분보유는 추가급락위험을 감소시킬 수 있음을 보여주었다. 따라서 본 연구는 경영자에 대한 기관투자자의 영향력의 크기를 측정하여 이를 통제변수로 회귀모형에 삽입한다. 다수의 선행연구는 기관투자자 지분율을 영향력의 크기로 측정하고 있지만, 한국에서는 개별기업에 대한 기관투자자 지분율이 공시되고 있지 않기 때문에 대안적 측정치를 사용한다. Kim et al.(2020)은 한국의 독특한 투자주체별 거래량 자료를 이용하여 t연도 기업i에 대한 국내기관과 외국인의 거래량이 총거래량에서 차지하는 비율을 구해 경영자에 대한 기관투자자의 영향력을 측정하였다.⁵⁾ 본 연구에서도 Kim et al.(2020)의 방식으로 기관투자자 거래비중을 측정하고 이를 통제변수로 추가한다.

⑬ **시장유형(MARKET_{i,t})**: 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥 시장(KOSDAQ)은 기업규모, 기관투자자 비중, 재무분석가의 커버리지, 기업연령 등에서 상당한 차이가 있기 때문에, 코스닥 시장이 상대적으로 더 큰 정보비대칭성을 갖는다고 평가하고 있다. 본 연구는 시장별 정보비대칭성의 차이가 추가급락위험에 미치는 효과를 통제하기 위해 시장유형더미변수를 회귀모형에 추가한다. MARKET_{i,t}은 t연도 기업i가 KOSDAQ 시장에 속해 있으면 1, KOSPI 시장에 속해 있으면 0을 부여한 더미변수이다.

⑭ **산업더미변수(ΣINDUSTRY_{i,t}) 및 연도더미변수(ΣYEAR_{i,t})**: 추가적으로 산업별 이분산성과 연도별 이분산성을 통제하기 위해 산업구분 더미변수(ΣINDUSTRY_{i,t})와

5) 기업i의 t연도 기관투자자 거래량비율은 다음과 같이 측정한다. Kim et al.(2020)은 한국에서 외국인의 많은 비중이 외국기관이기 때문에 외국인거래량도 기관거래량에 포함하여 측정치를 계산하였고, 동일한 관점에서 본 연구도 외국인을 기관투자자에 포함시켜 거래비중을 계산한다.

$$INST_Ratio_{it} = \frac{\left(\sum_{d=1}^N Domestic (Buy_{itd} + Sell_{itd}) + \sum_{d=1}^N Foreign (Buy_{itd} + Sell_{itd}) \right)}{\sum_{d=1}^N Total\ Investors (Buy_{itd} + Sell_{itd})}$$

여기서, INST_RATIO_{i,t}는 기관투자자 거래량비율, Domestic은 국내기관 투자자, Foreign은 외국인 투자자, Total Investors는 모든 투자주체(국내기관, 외국인 및 개인)를 각각 의미한다. Buy_{itd}는 기업i의 t연도 d거래일의 각 투자주체에 대한 주식매수량, Sell_{itd}는 기업i의 t연도 d거래일의 투자주체의 주식매도량, N은 t연도 동안의 주식거래일 수를 각각 나타낸다.

연도구분 더미변수($\Sigma YEAR_{it}$)을 추가적 통제변수로 회귀모형에 삽입한다.

4.2 연구모형

본 연구는 법인세 발생액의 질이 추가급락위험에 미치는 효과를 다중회귀분석을 이용하여 조사한다. 먼저, <MODEL 1>은 전체표본을 대상으로 t연도 법인세 발생액의 질이 t+1연도 추가급락위험에 미치는 영향을 분석하는 회귀모형으로 가설 1에 대한 검증모형이다. 4.1 변수측정에서 제시한 것과 같이, 종속변수는 세 가지 유형의 추가급락위험에 대한 측정치(*CRASH*, *NCSKEW* 및 *DUVOL*)이며, 설명변수는 두 가지 방식으로 측정한 법인세 발생액의 질(*Tax_AQ1*과 *Tax_AQ2*)이다. 만약 <MODEL 1>에서 β_1 이 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이면, 법인세 발생액의 질이 낮은 기업일수록 추가급락위험이 더 증가한다고 해석한다. 즉, 기회주의적 조세회피 성향이 큰 기업은 미래 추가급락위험이 더 증가한다고 해석한다.

<MODEL 2>는 정보비대칭이 상대적으로 큰 KOSDAQ 시장과 그렇지 않은 KOSPI 시장에서 t연도 법인세 발생액의 질과 t+1연도 추가급락위험 간에 관계의 강도가 상이한지를 조사하는 가설 2에 대한 검증모형이다. 본 연구는 전체표본을 각각 KOSPI와 KOSDAQ 시장으로 각각 구분한 후에 <MODEL 2>를 표본집단별로 분석한다. 본 연구는 KOSPI 표본보다 KOSDAQ 표본에서 β_1 이 더 강한 음(-)의 값을 나타낼 것으로 예측한다. 만약 예측과 같은 결과를 보인다면, 기회주의적 조세회피로 인한 추가급락위험 증가 현상은 정보비대칭이 큰 KOSDAQ 시장에서 더 강하게 나타난다고 해석한다.

<MODEL 3>은 전체표본을 재무분석가 분석하는 기업과 분석하지 않는 기업으로 각각 구분하고, t연도 법인세 발생액의 질과 t+1연도 추가급락위험 간에 관계의 강도를 비교하는 가설 3에 대한 검증모형이다. 본 연구는 전체표본을 (i) 주어진 연도에서 개별기업에 대한 재무분석가의 예측치가 적어도 1회 이상 제공된 기업과 (ii) 재무분석가의 예측치가 제공되지 않은 기업으로 각각 구분하고, 각 표본집단별로 <MODEL 3>을 적용한다. 본 연구는 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업보다 재무분석가의 예측치가 제공되는 않는 기업에서 β_1 이 더 강한 음(-)의 값을 나타낼 것으로 예측한다. 만약 예측과 같은 결과를 보인다면, 경영자의 기회주의적 조세회피는 재무분석가의 분석활동에 의해 부분적으로 제약된다고 해석한다.

<MODEL 4>는 전체표본을 정교한 투자자(국내기관과 외국인)의 거래비중이 높은 기업과 낮은 기업으로 각각 구분하고, t연도 법인세 발생액의 질과 t+1연도 추가급락위험 간에 관계의 강도를 비교하는 가설 4에 대한 검증모형이다. 본 연구는 전체표본을 (i) 주어진 연도에서 개별기업에 대한 정교한 투자자의 거래비율이 10% 이상인 기업 과 (ii) 정교한 투자자의 거래비율이 10% 미만인 기업 각각 구분하고, 각 표본집단별로 <MODEL 4>를 적용한다. 본 연구는 정교한 투자자의 거래비율이 10% 이상인 기업보다 10% 미만인 기업에서 β_1 이 더 강한 음(-)의 값을 나타낼 것으로 예측한다. 만약 예측과 같은 결과를 보인다면, 경영자의 기회주의적 조세회피는 기관투자자의 영향력이 큰 기업에서 축소된다고 해석한다.

<MODEL 5>는 전체표본을 소유권집중도가 높은 기업과 낮은 기업으로 각각 구분하고, t연도 법인세 발생액의 질과 t+1연도 추가급락위험 간에 관계의 강도를 비교하는 가설 5에 대한 검증모형이다. 본 연구는 전체표본을 (i) 소유권집중도(최대주주와 특수관계자 지분율)이 중위수 이상인 기업(ii) 중위수 미만인 기업 각각 구분하고, 각 표본집단별로 <MODEL 5>를 적용한다. 본 연구는 소유권집중도가 높은 기업보다 낮은 기업에서 β_1 이 더 강한 음(-)의 값을 나타낼 것으로 예측한다. 만약 예측과 같은 결과를 보인다면, 기회주의적 조세회피로 인한 추가급락위험은 대리인 문제가 더 큰 상황에서 증가된다고 해석한다.

<가설 1에 대한 검증모형> 표본: 전체표본

$$\begin{aligned}
 & CRASH\ RISK_{i,t+1} [\textcircled{1} CRASH_{i,t+1}, \textcircled{2} NCSKEW_{i,t+1} \textcircled{3} DUVOL_{i,t+1}] \\
 & = \beta_0 + \beta_1 Tax_AQ_{i,t} + \beta_2 OPACITY_{i,t} + \beta_3 BETA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} \\
 & \quad + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 OWNER_{i,t} + \beta_9 ANALYST_{i,t} + \beta_{10} RETURN_{i,t} \\
 & \quad + \beta_{11} SIGMA_{i,t} + \beta_{12} TURNOVER_{i,t} + \beta_{13} INST_Ratio_{i,t} + \beta_{14} MARKET_{i,t} \\
 & \quad + \Sigma INDUSTRY_{i,t} + \Sigma YEAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad < MODEL 1 >
 \end{aligned}$$

<가설 2에 대한 검증모형> 표본: (1) KOSPI 상장 표본

(2) KOSDAQ 상장 표본

$$\begin{aligned}
 & CRASH\ RISK_{i,t+1} [\textcircled{1} CRASH_{i,t+1}, \textcircled{2} NCSKEW_{i,t+1} \textcircled{3} DUVOL_{i,t+1}] \\
 & = \beta_0 + \beta_1 Tax_AQ_{i,t} + \beta_2 OPACITY_{i,t} + \beta_3 BETA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} \\
 & \quad + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 OWNER_{i,t} + \beta_9 ANALYST_{i,t} + \beta_{10} RETURN_{i,t} \\
 & \quad + \beta_{11} SIGMA_{i,t} + \beta_{12} TURNOVER_{i,t} + \beta_{13} INST_Ratio_{i,t} + \Sigma INDUSTRY_{i,t} \\
 & \quad + \Sigma YEAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad < MODEL 2 >
 \end{aligned}$$

<가설 3에 대한 검증모형> 표본: (1) $Analyst\ Coverage \geq 1$
 (2) $Analyst\ Coverage = 0$

$$\begin{aligned}
 & CRASH\ RISK_{i,t+1} [\textcircled{1} CRASH_{i,t+1}, \textcircled{2} NCSKEW_{i,t+1} \textcircled{3} DUVOL_{i,t+1}] \\
 & = \\
 & \beta_0 + \beta_1 Tax_AQ_{i,t} + \beta_2 OPACITY_{i,t} + \beta_3 BETA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} \\
 & + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 OWNER_{i,t} + \beta_9 RETURN_{i,t} + \beta_{10} SIGMA_{i,t} \\
 & + \beta_{11} TURNOVER_{i,t} + \beta_{12} INST_Ratio_{i,t} + \beta_{13} MARKET_{i,t} + \Sigma INDUSTRY_{i,t} \\
 & + \Sigma YEAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad < MODEL\ 3 >
 \end{aligned}$$

<가설 4에 대한 검증모형> 표본: (1) 정교한 투자자의 거래비중이 높은 기업
 (2) 정교한 투자자의 거래비중이 낮은 기업

$$\begin{aligned}
 & CRASH\ RISK_{i,t+1} [\textcircled{1} CRASH_{i,t+1}, \textcircled{2} NCSKEW_{i,t+1} \textcircled{3} DUVOL_{i,t+1}] \\
 & = \beta_0 + \beta_1 Tax_AQ_{i,t} + \beta_2 OPACITY_{i,t} + \beta_3 BETA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} \\
 & + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 OWNER_{i,t} + \beta_9 ANALYST_{i,t} + \beta_{10} RETURN_{i,t} \\
 & + \beta_{11} SIGMA_{i,t} + \beta_{12} TURNOVER_{i,t} + \beta_{13} MARKET_{i,t} + \Sigma INDUSTRY_{i,t} \\
 & + \Sigma YEAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad < MODEL\ 4 >
 \end{aligned}$$

<가설 5에 대한 검증모형> 표본: (1) 소유권집중도가 높은 기업
 (2) 소유권집중도가 낮은 기업

$$\begin{aligned}
 & CRASH\ RISK_{i,t+1} [\textcircled{1} CRASH_{i,t+1}, \textcircled{2} NCSKEW_{i,t+1} \textcircled{3} DUVOL_{i,t+1}] \\
 & = \\
 & \beta_0 + \beta_1 Tax_AQ_{i,t} + \beta_2 OPACITY_{i,t} + \beta_3 BETA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} \\
 & + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 ANALYST_{i,t} + \beta_9 RETURN_{i,t} + \beta_{10} SIGMA_{i,t} \\
 & + \beta_{11} TURNOVER_{i,t} + \beta_{12} INST_Ratio_{i,t} + \beta_{13} MARKET_{i,t} + \Sigma INDUSTRY_{i,t} \\
 & + \Sigma YEAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad < MODEL\ 5 >
 \end{aligned}$$

변수 정의:

(1) Dependent Variables: $CRASH\ RISK_{i,t+1}$

$CRASH_{i,t+1}$ = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수

$NCSKEW_{i,t+1}$ = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도

$DUVOL_{i,t+1}$ = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율

(2) Explanatory Variables: $Tax_AQ_{i,t}$

$Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질

$Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질

(3) Control Variables

$OPACITY_{i,t}$ = 기업의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합

	계
$BETA_{i,t}$	= 기업의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
$SIZE_{i,t}$	= 기업의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
$BM_{i,t}$	= 기업의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
$LEV_{i,t}$	= 기업의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
$ROA_{i,t}$	= 기업의 t연도말의 총자산이익률
$OWNER_{i,t}$	= 기업의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분을
$ANALYST_{i,t}$	= 기업의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
$RETURN_{i,t}$	= 기업의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
$SIGMA_{i,t}$	= 기업의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
$TURNOVER_{i,t}$	= 기업의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
$INST_RATIO_{i,t}$	= 기업의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율. [기관총거래량(매도+매입)+외국인총거래량(매도+매입)]/[기관총거래량(매도+매입)+외국인총거래량(매도+매입)+개인총거래량(매도+매입)]
$MARKET_{i,t}$	= KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	= 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
$\Sigma YEAR_{i,t}$	= 연도통제 더미변수

V. 표본선정

5.1 표본선정, 표본분포 및 변수에 대한 기술통계량

(1) 표본선정기준

실증분석을 위해, 유가증권 및 코스닥 시장에 상장된 기업과 IFRS 의무 채택한 이후 기간(2010년부터 2021년까지)을 최초표본을 선택한다. 특히 법인세 발생액의 질은 $t-4$ 년도부터 t 년도까지 5년 동안 비정상 법인세 발생액의 변동성으로 측정하고 추가급락위험은 $t+1$ 년도 자료를 사용하므로, 본 연구에서는 2011년부터 2021년까지를 변수측정 기간으로 선정하였다. 또한 측정된 변수를 이용하여 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 관계를 분석하는 회귀모형에 사용된 표본은 2015년부터 2019년까지 5년을 대상으로 한다.⁶⁾ 본 연구의 표본선정기준은 다음과 같다.

- ① 표본기간 동안 KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 기업 중 금융업을 제외한 비금융업 기업을 표본으로 선정
- ② 연차재무제표 결산일이 12월인 기업을 표본으로 선정
- ③ 자본잠식기업은 표본에서 제거
- ④ FnGuide 데이터베이스에서 채무, 주가 및 거래량 등 필요한 데이터의 수집이 가능한 기업
- ⑤ 변수측정 과정에서 결측값이 있는 표본은 제외

6) 회귀분석 표본기간이 2015년부터 2019년까지 5년으로 제약된 것은 법인세 발생액(법인세비용-법인세 현금지불액) 측정을 위해 사용되는 법인세 현금지불액을 IFRS 채택 이후 기간에서 획득할 수 있기 때문이다. K-GAAP 기간에는 많은 기업이 현금흐름표를 간접법으로 작성함에 따라 법인세 현금납부액 정보를 현금흐름표 상에서 취득하지 못하고, 다른 재무제표를 이용하여 간접적으로 추정하는 방법을 사용하거나 사업보고서에 기업이 주식 공시된 수치를 사용하였다. 그러나 2011년부터 의무채택된 IFRS는 현금흐름표를 직접법으로 작성하기 때문에 t 연도 회계이익에 대한 법인세 현금지불금액은 $t+1$ 연도 현금흐름표를 통해 실제치를 획득할 수가 있다. 본 연구는 (i) 추정치가 아닌 실제치를 사용하여 법인세 발생액을 측정하여 측정 정확도를 높이고, (ii) IFRS 채택 이후 최근 정보환경을 반영하기 위해, 실증분석 표본기간을 2015년부터 2019년까지 5년으로 설정하였다.

위와 같은 표본선정기준에 따라 분석기간(2015년부터 2019년까지) 동안 최종선정된 표본은 8,445개 기업-연도 표본이다.

(2) 표본분포 및 변수들에 대한 기술통계량

<Table 1>은 최종 선정된 표본(8,445개)에 대한 연도 및 산업별 분포를 제시한 것이다. Panel A는 2015년부터 2019년까지 5년 동안 연도별 표본분포를 전체표본, KOSPI 표본, KOSDAQ 표본으로 각각 구분하여 분석한 결과이다. 선정된 표본 중에서 KOSPI 시장에 상장된 표본은 3,188개이고, KOSDAQ 시장에 상장된 표본은 5,257개이다. Panel B는 최종선정된 8,445개 표본에 대한 산업별 분포를 제시한 것이다. 산업유형은 표준산업코드를 이용하여 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 요약하였다. 정밀기계·전기·전자·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업이 19%로 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 그다음으로 전문서비스(연구·통신·컴퓨터·정보 등) 업종이 17%의 비중을 차지하고 있고, 자동차·트레일러·기계 및 장비 제조업이 14%로 세 번째로 많은 표본 비중을 차지하였다. 시장유형(KOSPI와 KOSDAQ)별 차이와 산업유형별 차이의 효과를 통제하기 위해, 본 연구의 연구모형에서는 시장더미변수와 산업더미변수를 추가하였다.

<Table 1> 법인세 발생액의 질과 추가폭락위험 간의 관계를 분석하기 위해 사용된 분석표본의 연도 및 산업별 분포

Panel A. 연도별 표본분포

	전체표본	KOSPI 표본	KOSDAQ 표본
2015	1584	615	969
2016	1651	634	1017
2017	1697	643	1054
2018	1746	649	1097
2019	1767	647	1120
합계	8,445	3,188	5,257

Panel B. 산업별 표본분포

산업유형		표본 수	비율
(1)	음료 및 식료품 제조업	309	4%
(2)	섬유, 의복, 목재, 펄프 제조업	353	4%

(3)	석유, 화학 제품 제조업	587	7%
(4)	의료용 물질 및 의약품 제조업	530	6%
(5)	비금속광물제품, 고무 및 플라스틱제품 제조업	474	6%
(6)	1차 금속 및 금속가공제품 제조업	587	7%
(7)	정밀기계, 전기, 전자, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	1580	19%
(8)	자동차 및 트레일러, 기타 기계 및 장비 제조업	1214	14%
(9)	건설 관련 업종	265	3%
(10)	도소매업	725	9%
(11)	전문서비스(연구, 통신 컴퓨터, 정보 등) 업종	1458	17%
(12)	일반서비스(부동산, 사업관리, 음식점, 숙박, 운송) 업종	363	4%
	합 계	8,445	100%

<Table 2>는 본 연구의 회귀모형에 사용되는 변수들에 대한 기술통계량을 제시한 것이다. 모든 변수는 극단치의 효과를 완화하기 위해 상하 1% 수준으로 조정(winsorization)하였다. $CRASH_{i,t+1}$, $NCSKEW_{i,t+1}$ 및 $DUVOL_{i,t+1}$ 는 추가급락위험을 나타내는 세 가지 변수로 본 연구의 종속변수이다. $CRASH_{i,t+1}$ 는 t+1연도 고유주간 수익률이 매우 크게 하락한 기업(고유주간수익률 분포에서 $-3.2 \times$ 표준편차 이하 구간의 수익률을 경험한 기업)이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. $CRASH_{i,t+1}$ 의 평균은 0.131로 전체표본 중에서 13.1%가 급격한 수익률 감소를 경험했음을 의미한다.⁷⁾ $NCSKEW_{i,t+1}$ 는 개별기업의 52주 고유주간수익률에 대한 음의 수익률 왜도를 측정하는 것으로 평균은 -0.268 이고 표준편차는 0.785 이다. $DUVOL_{i,t+1}$ 는 음의 고유주간수익률에 대한 표준편차와 양의 고유주간수익률에 대한 표준편차의 비율로 측정된 추가급락 측정치이며, 평균은 0.003 이고, 표준편차는 0.232 이다.

$Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 는 Choudhary et al.(2016)의 방식으로 측정하는 기회주의적 조세회피에 대한 측정치(법인세 발생액의 질)를 의미한다. $Tax_AQ1_{i,t}$ 는 기본모형에 기초하여 측정하는 것이고, $Tax_AQ2_{i,t}$ 는 일시적 회계-세무적 차이를 통제한 수정모형으로 측정하는 것이다. $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 평균은 -0.008 이고 표준편차는 0.007 이며, $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 평균은 -0.006 이고 표준편차는 0.005 이다.

통제변수들에 대한 기술통계량은 다음과 같다. 회계불투명성을 나타내는 $OPACITY_{i,t}$ 는 평균이 0.162 이고, 표준편차는 0.005 이다. $BETA_{i,t}$ 는 체계적위험을 나

7) <Table 2>에 제시한 $CRASH_{i,t+1}$ 측정치는 고유주간수익률의 분포를 전체표본을 대상으로 구성하고 측정하는 것이다. 개별기업의 52주 고유주간수익률만을 대상으로 표본분포를 구성하고 $CRASH_{i,t+1}$ 를 측정하는 경우에는 평균이 0.105 이고, 표준편차는 0.307 로 측정된다.

타내며 평균은 0.844이고 표준편차는 0.390이다. 기업규모를 나타내는 $SIZE_{i,t}$ 는 평균이 5.013이고, 표준편차는 1.278이다. 성장성을 나타내는 $BM_{i,t}$ 은 평균이 0.962이고, 표준편차는 0.672이다. $LEV_{i,t}$ 는 부채비율을 의미하며, 평균은 0.371이고 표준편차는 0.202이다. $ROA_{i,t}$ 는 수익성을 반영하는 비율로서 평균은 0.002이고, 표준편차는 0.111이다. 소유권집중도를 나타내는 $OWNER_{i,t}$ 는 평균이 0.391이고 표준편차는 0.169이다. 재무분석가의 커버리지를 나타내는 $ANALYST_{i,t}$ 는 평균이 0.244이고 표준편차는 0.388이다. $RETURN_{i,t}$ 은 t연도 동안의 누적초과수익률을 의미하며, 평균은 -0.107이며 표준편차는 0.109이다. $SIGMA_{i,t}$ 는 t연도 수익률의 변동성을 나타내며, 평균은 0.064이고 표준편차는 0.031이다. $TURNOVER_{i,t}$ 는 주식의 유동성을 나타내는 측정치(주식거래회전율)를 의미하며, 평균은 0.016이고 표준편차는 0.020이다. $INST_RATIO_{i,t}$ 는 국내기관과 외국인 거래량이 전체거래량에서 차지하는 비중을 나타내며, 평균은 0.177이고 표준편차는 0.182이다.

<Table 2> 변수들에 대한 기술통계량

	Mean	Std.dev	Min	Q1	Q2	Q3	Max
$CRASH_{i,t+1}$	0.131	0.338	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$NCSKEW_{i,t+1}$	-0.268	0.785	-2.696	-0.670	-0.215	0.173	2.219
$DUVOL_{i,t+1}$	0.003	0.232	-0.631	-0.137	0.008	0.146	0.666
$Tax_AQ1_{i,t}$	-0.008	0.007	-0.042	-0.010	-0.006	-0.003	-0.001
$Tax_AQ2_{i,t}$	-0.006	0.005	-0.027	-0.007	-0.004	-0.002	0.000
$OPACITY_{i,t}$	0.162	0.111	0.023	0.084	0.135	0.208	0.610
$BETA_{i,t}$	0.844	0.390	0.007	0.567	0.834	1.107	1.811
$SIZE_{i,t}$	5.013	1.278	3.011	4.131	4.746	5.593	9.551
$BM_{i,t}$	0.962	0.672	0.075	0.458	0.806	1.296	3.344
$LEV_{i,t}$	0.371	0.202	0.032	0.202	0.367	0.517	0.879
$ROA_{i,t}$	0.002	0.111	-0.478	-0.018	0.021	0.055	0.243
$OWNER_{i,t}$	0.391	0.169	0.063	0.259	0.386	0.509	0.787
$ANALYST_{i,t}$	0.244	0.388	0.000	0.000	0.000	0.477	1.462
$RETURN_{i,t}$	-0.107	0.109	-0.622	-0.132	-0.071	-0.039	-0.006
$SIGMA_{i,t}$	0.064	0.031	0.017	0.042	0.057	0.078	0.176
$TURNOVER_{i,t}$	0.016	0.020	0.000	0.004	0.009	0.020	0.106
$INST_RATIO_{i,t}$	0.177	0.182	0.015	0.053	0.095	0.236	0.774

변수 정의:

- $CRASH_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수
- $NCSKEW_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도
- $DUVOL_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율
- $Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $OPACITY_{i,t}$ = 기업i의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- $BETA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- $SIZE_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- $BM_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- $LEV_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- $ROA_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총자산이익률
- $OWNER_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율
- $ANALYST_{i,t}$ = 기업i의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
- $RETURN_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- $SIGMA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
- $TURNOVER_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
- $INST_RATIO_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율. [기관총거래량(매도+매입)+외국인총거래량(매도+매입)]/[기관총거래량(매도+매입)+외국인총거래량(매도+매입)+개인총거래량(매도+매입)]

5.2 법인세 발생액의 질에 대한 유용성 검증

<Table 3>은 본 연구의 관심변수인 법인세 발생액의 질 추정에 사용된 변수들에 대한 기술통계량과 법인세 발생액의 질에 대한 각 연도별 평균과 표본편차를 제시한 것이다. Panel A는 4.1 변수추정에 제시된 식(1)과 식(2)에 사용된 비정상 법인세 발생액 추정모형에 사용된 변수들에 대한 기술통계량을 제시한 것이다. Panel B는 과거 5년 동안 비정상 법인세 발생액의 표준편차에 -1을 곱하여 산출한 법인세 발생액의 질에 대한 기술통계량을 연도별로 제시한 것이다. Tax_AQ1 은 식(1)에 따라 법인세 발생액과 시계열 법인세 현금지불액 간의 함수관계를 이용하여 측정된 비정상 법인세 발생액을 측정하고, 과거 5년 동안 비정상 법인세 발생액의 표준편차에 -1을 곱해서 구한 법인세 발생액의 질이다. Tax_AQ2 는 식(2)와 같이 회계와 세금보고 간에 일시적 시차 차이의 효과를 통제하기 위해 식(1)에 이연법인세부채(ΔDTL) 및 이연법인세자산(ΔDTA)의 변동을 통제변수로 추가한 모형에 기초하여 비정상 법인세 발생액을 추정하고, 이를 기반으로 법인세 발생액의 질을 측정하는 것이다. Tax_AQ1 의 평균과 표준편차는 -0.00791과 0.00740이며,

Tax_AQ2 의 평균과 표준편차는 - 0.00562와 0.00471이다.

<Table 3> 법인세 발생액의 질 추정에 사용된 변수들에 대한 기술통계량 및 연도별 분포

Panel A. 법인세 발생액의 질의 추정에 사용된 변수에 대한 기술통계량

Variables	Mean	Std.dev	Min	Q1	Q2	Q3	Max
$TaxACC_{i,t} / A_{i,t}$	-0.001	0.015	-0.045	-0.005	0.000	0.003	0.049
$CTP_{i,t-1} / A_{i,t}$	0.009	0.014	-0.006	0.000	0.004	0.014	0.061
$CTP_{i,t} / A_{i,t}$	0.010	0.016	-0.007	0.000	0.004	0.015	0.073
$CTP_{i,t+1} / A_{i,t}$	0.011	0.026	-0.007	0.000	0.004	0.015	0.091
$\Delta DTL_{i,t} / A_{i,t}$	0.000	0.009	-0.024	0.000	0.000	0.000	0.033
$\Delta DTA_{i,t} / A_{i,t}$	0.001	0.011	-0.032	0.000	0.000	0.001	0.037

Panel B. 연도별 표본 수와 법인세 발생액의 질에 대한 연도별 기술통계량

연도	추정 표본 수	유효 표본 수	Tax_AQ1		Tax_AQ2	
			Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev
2011	1811	-	-	-	-	-
2012	1811	-	-	-	-	-
2013	1811	-	-	-	-	-
2014	1811	-	-	-	-	-
2015	1811	1584	-0.00773	0.00708	-0.00561	0.00441
2016	1920	1651	-0.00773	0.00716	-0.00541	0.00451
2017	1920	1697	-0.00777	0.00739	-0.00552	0.00475
2018	1920	1746	-0.00798	0.00755	-0.00575	0.00488
2019	1920	1767	-0.00831	0.00772	-0.00577	0.00495
합계 및 평균	16,735	8,445	-0.00791	0.00740	-0.00562	0.00471

변수 정의:

$TaxACC_{i,t}$ = 기업의 t기 법인세발생액을 의미하며 t기 법인세비용에서 t기 법인세 관련 현금흐름을 차감하여 계산함

$CTP_{i,t-1}$ = 기업의 t-1기의 법인세 관련된 현금흐름

$CTP_{i,t}$ = 기업의 t기의 법인세 관련된 현금흐름

$CTP_{i,t+1}$ = 기업의 t+1기의 법인세 관련된 현금흐름

$\Delta DTL_{i,t}$ = 기업의 t기 이연법인세부채에서 t-1기 이연법인세부채를 차감한 값

$\Delta DTA_{i,t}$ = 기업의 t기 이연법인세자산에서 t-1기 이연법인세자산을 차감한 값

$A_{i,t}$ = 기업의 t기 기초총자산

$Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질

$Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질

<Table 4>는 비정상 법인세 발생액을 추정하기 위해 사용되는 법인세 발생액 결정모형(식1과 식2)에 대한 적합성을 확인하기 위한 회귀모형이다. Panel A는 식(1)과 같은 기본모형에 대한 회귀계수와 결정계수를 제시한 것이다. $CTP_{i,t-1}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 0.352($t=40.751$)로 1% 수준에서 유의한 양의 값을 나타냈다. $CTP_{i,t}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 -0.434($t=-54.332$)로 1% 수준에서 유의한 음의 값을 보였고, $CTP_{i,t+1}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 0.026($t=5.812$)로 1% 수준에서 유의한 양의 값을 나타냈다. 더불어 수정결정계수(adjusted R^2)는 16.6%를 나타냈다. 전반적으로 기본추정모형에서 시계열 변수들에 대한 회귀계수의 부호는 Choudhary et al.(2016)의 결과와 일치하였다.

Panel B는 식(2)과 같은 수정모형을 적용한 경우 회귀계수와 결정계수를 제시한 것이다. $CTP_{i,t-1}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 0.347($t=52.012$)로 1% 수준에서 유의한 양의 값을 나타냈다. $CTP_{i,t}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 -0.400($t=-64.633$)으로 1% 수준에서 유의한 음의 값을 보였고, $CTP_{i,t+1}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 0.020($t=5.932$)으로 1% 수준에서 유의한 양의 값을 나타냈다. $\Delta DTL_{i,t}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 0.277($t=30.754$)으로 1% 수준에서 유의한 양의 값을 나타냈고, $\Delta DTA_{i,t}/A_{i,t}$ 의 회귀계수는 -0.778($t=-100.262$)으로 1% 수준에서 유의한 음의 값을 나타냈다. 전반적으로 Panel B에서 모든 변수의 회귀계수는 예측부호와 일치했고, 강한 통계적 유의성을 나타냈다. 특히 수정모형은 수정결정계수(adjusted R^2)가 50.2%로 기본모형보다 큰 값을 나타냈다.

전반적으로, <Table 4>의 결과는 Choudhary et al.(2016)가 제안한 비정상 법인세 발생액 추정모형이 한국시장에서도 유용하게 활용될 수 있음을 암시하고 있다.

<Table 4 > 비정상 법인세 발생액 추정모형의 적합성

Panel A. 비정상 법인세발생액($Abnormal\ TaxACC_{i,t}$)의 추정모형: 법인세 발생액 결정 모형(기본모형)

$TaxACC_{i,t}/A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CTP_{i,t-1}/A_{i,t} + \beta_2 CTP_{i,t}/A_{i,t} + \beta_3 CTP_{i,t+1}/A_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ Eq (1)			
		Dependent Variable = $TaxACC_{i,t} / A_{i,t}$	
Independent Variables	Predicted sign	Coeff	t-value
INTERCEPT _{i,t}		0.000	-0.969
$CTP_{i,t-1} / A_{i,t}$	(+)	0.352	40.751***
$CTP_{i,t} / A_{i,t}$	(-)	-0.434	-54.332***
$CTP_{i,t+1} / A_{i,t}$	(+)	0.026	5.812***
N			16,735
F-stat			1112
Adjusted R^2			0.166

Panel B. 비정상 법인세발생액($Abnormal TaxACC_{i,t}$)의 추정모형: 법인세 발생액 결정 모형(수정모형)

$$TaxACC_{i,t}/A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CTP_{i,t-1}/A_{i,t} + \beta_2 CTP_{i,t}/A_{i,t} + \beta_3 CTP_{i,t+1}/A_{i,t} + \beta_4 \Delta DTL_{i,t}/A_{i,t} + \beta_5 \Delta DTA_{i,t}/A_{i,t} + \nu_{i,t} \quad Eq (2)$$

Independent Variables	Predicted sign	Dependent Variable = $TaxACC_{i,t} / A_{i,t}$	
		Coeff	t-value
$INTERCEPT_{i,t}$		0.000	1.276
$CTP_{i,t-1} / A_{i,t}$	(+)	0.347	52.012***
$CTP_{i,t} / A_{i,t}$	(-)	-0.400	-64.633***
$CTP_{i,t+1} / A_{i,t}$	(+)	0.020	5.932***
$\Delta DTL_{i,t} / A_{i,t}$	(+)	0.277	30.754***
$\Delta DTA_{i,t} / A_{i,t}$	(-)	-0.778	-100.262***
N			16,735
F-stat			3378
Adjusted R ²			0.502

변수 정의

$TaxACC_{i,t}$ = 기업i의 t기 법인세발생액을 의미하며 t기 법인세비용에서 t기 법인세 관련 현금흐름을 차감하여 계산함

$CTP_{i,t-1}$ = 기업i의 t-1기의 법인세 관련된 현금흐름

$CTP_{i,t}$ = 기업i의 t기의 법인세 관련된 현금흐름

$CTP_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1기의 법인세 관련된 현금흐름

$\Delta DTL_{i,t}$ = 기업i의 t기 이연법인세부채에서 t-1기 이연법인세부채를 차감한 값

$\Delta DTA_{i,t}$ = 기업i의 t기 이연법인세자산에서 t-1기 이연법인세자산을 차감한 값

$A_{i,t}$ = 기업i의 t기 기초총자산

5.3 법인세 발생액의 질이 추가급락위험에 미치는 효과

(1) 피어슨 상관관계

본 연구의 목적은 법인세 발생액의 질이 추가급락위험에 미치는 효과를 회귀분석을 통해 조사하는 것이다. <Table 5>는 회귀분석에 사용된 종속변수, 설명변수 및 통제변수들에 대한 피어슨 상관관계를 제시한 것이다. 먼저 $Tax_AQ1_{i,t}$ 와 추가급락위험 측정치($CRASH_{i,t+1}$, $NCSKEW_{i,t+1}$, $DUVOL_{i,t+1}$) 간에 상관계수는 각각 -0.08(p=0.00), -0.02(p=0.04), -0.03(p=0.00)로 모두 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 나타냈다. 다음으로 $Tax_AQ2_{i,t}$ 와 추가급락위험 측정치($CRASH_{i,t+1}$, $NCSKEW_{i,t+1}$,

$DUVOL_{i,t+1}$) 간에 상관계수는 각각 $-0.03(p=0.01)$, $-0.02(p=0.02)$, $-0.03(p=0.02)$ 로 모두 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 나타냈다. 이러한 결과는 법인세 발생액의 질이 낮은 기업(기회주의적 조세회피가 큰 기업)에서 추가급락위험이 증가할 가능성을 암시하고 있다.

종속변수와 통제변수들 간의 상관관계는 대부분 유의한 관계를 나타내고 있다. $CRASH_{i,t+1}$ 는 $OPACITY_{i,t}$, $SIZE_{i,t}$, $BM_{i,t}$, $LEV_{i,t}$, $ROA_{i,t}$, $OWNER_{i,t}$, $ANALYST_{i,t}$, $RETURN_{i,t}$, $SIGMA_{i,t}$, $TURNOVER_{i,t}$, $INST_RATIO_{i,t}$, $MARKET_{i,t}$ 등과 통계적으로 유의한 상관관계를 나타냈다. 즉, $BETA_{i,t}$ 를 제외한 다른 통제변수들과 유의한 관계를 나타냈다. $NCSKEW_{i,t+1}$ 는 $BETA_{i,t}$, $LEV_{i,t}$, $ROA_{i,t}$, $RETURN_{i,t}$, $SIGMA_{i,t}$, $TURNOVER_{i,t}$ 등과는 유의한 관계를 보이지 않았지만, $OPACITY_{i,t}$, $SIZE_{i,t}$, $BM_{i,t}$, $OWNER_{i,t}$, $ANALYST_{i,t}$, $INST_RATIO_{i,t}$, $MARKET_{i,t}$ 등과는 통계적으로 유의한 상관관계를 보였다. $DUVOL_{i,t+1}$ 은 $TURNOVER_{i,t}$, $MARKET_{i,t}$ 등과는 유의한 상관관계를 보이지 않았지만, 나머지 통제변수들과는 통계적으로 유의한 상관관계를 나타냈다.

<Table 5> 피어슨 상관관계

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) $CRASH_{i,t+1}$	1.00	0.17 (0.00)	0.24 (0.00)	-0.08 (0.00)	-0.03 (0.01)	0.13 (0.00)	0.02 (0.14)	-0.15 (0.00)	-0.15 (0.00)
(2) $NCSKEW_{i,t+1}$	0.17 (0.00)	1.00	0.81 (0.00)	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.02)	0.03 (0.02)	0.01 (0.37)	0.15 (0.00)	-0.08 (0.00)
(3) $DUVOL_{i,t+1}$	0.24 (0.00)	0.81 (0.00)	1.00	-0.03 (0.00)	-0.03 (0.01)	0.05 (0.00)	0.02 (0.06)	0.11 (0.00)	-0.09 (0.00)
(4) $Tax_AQ1_{i,t}$	-0.08 (0.00)	-0.02 (0.04)	-0.03 (0.00)	1.00	0.65 (0.00)	-0.18 (0.00)	-0.07 (0.00)	0.04 (0.00)	0.15 (0.00)
(5) $Tax_AQ2_{i,t}$	-0.03 (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.03 (0.01)	0.65 (0.00)	1.00	-0.17 (0.00)	-0.06 (0.00)	-0.06 (0.00)	0.11 (0.00)
(6) $OPACITY_{i,t}$	0.13 (0.00)	0.03 (0.02)	0.05 (0.00)	-0.18 (0.00)	-0.17 (0.00)	1.00	0.04 (0.00)	-0.06 (0.00)	-0.24 (0.00)
(7) $BETA_{i,t}$	0.02 (0.14)	0.01 (0.37)	0.02 (0.06)	-0.07 (0.00)	-0.06 (0.00)	0.04 (0.00)	1.00	0.14 (0.00)	-0.24 (0.00)
(8) $SIZE_{i,t}$	-0.15 (0.00)	0.15 (0.00)	0.11 (0.00)	0.04 (0.00)	-0.06 (0.00)	-0.06 (0.00)	0.14 (0.00)	1.00	-0.18 (0.00)
(9) $BM_{i,t}$	-0.15 (0.00)	-0.08 (0.00)	-0.09 (0.00)	0.15 (0.00)	0.11 (0.00)	-0.24 (0.00)	-0.24 (0.00)	-0.18 (0.00)	1.00

<Continuance>

	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
(1) $CRASH_{i,t+1}$	0.12 (0.00)	-0.28 (0.00)	-0.16 (0.00)	-0.15 (0.00)	-0.26 (0.00)	0.26 (0.00)	0.20 (0.00)	-0.20 (0.00)	0.09 (0.00)
(2) $NCSKEW_{i,t+1}$	0.00 (0.93)	-0.01 (0.18)	-0.06 (0.00)	0.13 (0.00)	-0.01 (0.44)	0.00 (0.72)	0.01 (0.42)	0.12 (0.00)	-0.02 (0.04)
(3) $DUVOL_{i,t+1}$	0.02 (0.08)	-0.05 (0.00)	-0.07 (0.00)	0.11 (0.00)	-0.04 (0.00)	0.04 (0.00)	0.02 (0.16)	0.09 (0.00)	0.01 (0.36)
(4) $Tax_AQ1_{i,t}$	-0.04 (0.00)	0.09 (0.00)	0.08 (0.00)	0.03 (0.00)	0.11 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.05 (0.00)	0.11 (0.00)	-0.10 (0.00)
(5) $Tax_AQ2_{i,t}$	0.04 (0.00)	0.00 (0.68)	0.01 (0.60)	-0.04 (0.00)	0.05 (0.00)	-0.07 (0.00)	0.00 (0.86)	0.01 (0.64)	-0.06 (0.00)
(6) $OPACITY_{i,t}$	0.06 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.17 (0.00)	-0.04 (0.00)	-0.16 (0.00)	0.18 (0.00)	0.09 (0.00)	-0.11 (0.00)	0.20 (0.00)
(7) $BETA_{i,t}$	0.07 (0.00)	-0.07 (0.00)	-0.20 (0.00)	0.09 (0.00)	-0.30 (0.00)	0.40 (0.00)	0.27 (0.00)	-0.10 (0.00)	0.01 (0.27)
(8) $SIZE_{i,t}$	-0.08 (0.00)	0.25 (0.00)	0.08 (0.00)	0.77 (0.00)	0.14 (0.00)	-0.16 (0.00)	-0.23 (0.00)	0.78 (0.00)	-0.37 (0.00)
(9) $BM_{i,t}$	-0.08 (0.00)	0.11 (0.00)	0.27 (0.00)	-0.13 (0.00)	0.33 (0.00)	-0.39 (0.00)	-0.28 (0.00)	0.06 (0.00)	-0.28 (0.00)

<Continuance>

	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
(10) $LEV_{i,t}$	1.00 (0.00)	-0.27 (0.00)	-0.12 (0.00)	0.01 (0.37)	-0.14 (0.00)	0.16 (0.00)	0.09 (0.00)	-0.11 (0.00)	-0.10 (0.00)
(11) $ROA_{i,t}$	-0.27 (0.00)	1.00 (0.00)	0.27 (0.00)	0.25 (0.00)	0.30 (0.00)	-0.30 (0.00)	-0.21 (0.00)	0.27 (0.00)	-0.09 (0.00)
(12) $OWNER_{i,t}$	-0.12 (0.00)	0.27 (0.00)	1.00 (0.00)	0.03 (0.01)	0.22 (0.00)	-0.25 (0.00)	-0.33 (0.00)	0.12 (0.00)	-0.23 (0.00)
(13) $ANALYST_{i,t}$	0.01 (0.37)	0.25 (0.00)	0.03 (0.01)	1.00 (0.00)	0.20 (0.00)	-0.20 (0.00)	-0.24 (0.00)	0.74 (0.00)	-0.23 (0.00)
(14) $RETURN_{i,t}$	-0.14 (0.00)	0.30 (0.00)	0.22 (0.00)	0.20 (0.00)	1.00 (0.00)	-0.96 (0.00)	-0.64 (0.00)	0.33 (0.00)	-0.16 (0.00)
(15) $SIGMA_{i,t}$	0.16 (0.00)	-0.30 (0.00)	-0.25 (0.00)	-0.20 (0.00)	-0.96 (0.00)	1.00 (0.00)	0.66 (0.00)	-0.38 (0.00)	0.21 (0.00)
(16) $TURNOVER_{i,t}$	0.09 (0.00)	-0.21 (0.00)	-0.33 (0.00)	-0.24 (0.00)	-0.64 (0.00)	0.66 (0.00)	1.00 (0.00)	-0.40 (0.00)	0.21 (0.00)
(17) $INST_RATIO_{i,t}$	-0.11 (0.00)	0.27 (0.00)	0.12 (0.00)	0.74 (0.00)	0.33 (0.00)	-0.38 (0.00)	-0.40 (0.00)	1.00 (0.00)	-0.40 (0.00)
(18) $MARKET_{i,t}$	-0.10 (0.00)	-0.09 (0.00)	-0.23 (0.00)	-0.23 (0.00)	-0.16 (0.00)	0.21 (0.00)	0.21 (0.00)	-0.40 (0.00)	1.00 (0.00)

Note: <Table 5>는 변수들에 대한 피어슨 상관계수를 제시한 것이며, 괄호 안의 수치는 통계적 유의성을 표시하기 위해 p-value를 제시한 것이다.

변수 정의:

- $CRASH_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한 번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수
- $NCSKEW_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도
- $DUVOL_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율
- $Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $OPACITY_{i,t}$ = 기업i의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- $BETA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- $SIZE_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- $BM_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- $LEV_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- $ROA_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총자산이익률
- $OWNER_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율
- $ANALYST_{i,t}$ = 기업i의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
- $RETURN_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- $SIGMA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
- $TURNOVER_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
- $INST_RATIO_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율.
- $MARKET_{i,t}$ = KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수

(2) 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 미래 주가급락($CRASH$) 간의 관계

<Table 6>은 두 가지 방식으로 측정한 t기 법인세 발생액의 질과 t+1기 주가급락을 경험할 가능성 간에 관계를 로지스틱 회귀분석으로 검증한 결과이다. <Table 6>의 종속변수($CRASH_{i,t+1}$)는 t+1기에 개별기업의 52주 고유주간수익률이 주어진 연도의 전체표본에 대한 고유주간수익률에 대한 표본분포에서 -3.2 표준편차 미만의 값을 적어도 1회 이상 경험한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수이다. 설명변수인 $Tax_AQ1_{i,t}$ 는 식(1)과 같은 기본모형으로 추정된 법인세 발생액의 질을 의미하며, $Tax_AQ2_{i,t}$ 는 일시적 회계-세무 차이를 통제한 식(2)와 같은 수정모형으로 추정된 법인세 발생액의 질을 나타낸다.

분석 결과, $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 회귀계수는 -10.111(p=0.018)로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈다. 또한 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 -16.269(p=0.022)로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 법인세 발생액의 질이 낮은 기업(기회주의적 조세회피가 큰 기업)일수록 미래 주가급락을 경험할 확률이 높아짐을 의미한다. <Table 6>의 결과는 <가설 1-1>이 통계적으로 성립할 가능성을 시사하고 있다.

<Table 6> t기 법인세 발생액의 질(*Tax_AQ*)과 t+1기 추가급락더미(*CRASH*) 간의 관계

	<i>Dependent Variable = CRASH_{i,t+1}</i>			
	(1)		(2)	
	Coeff	p-value	Coeff	p-value
<i>Intercept_{i,t}</i>	-1.080	0.008***	-1.038	0.011**
<i>Tax_AQ1_{i,t}</i>	-10.111	0.018**		
<i>Tax_AQ2_{i,t}</i>			-16.296	0.022**
<i>OPACITY_{i,t}</i>	0.706	0.023**	0.681	0.030**
<i>BETA_{i,t}</i>	-0.529	0.000***	-0.532	0.000***
<i>SIZE_{i,t}</i>	-0.099	0.079*	-0.104	0.066*
<i>BM_{i,t}</i>	-0.401	0.000***	-0.412	0.000***
<i>LEV_{i,t}</i>	0.477	0.011**	0.486	0.010*
<i>ROA_{i,t}</i>	-3.014	0.000***	-3.048	0.000***
<i>OWNER_{i,t}</i>	-1.003	0.000***	-1.028	0.000***
<i>ANALYST_{i,t}</i>	-0.170	0.379	-0.160	0.406
<i>RETURN_{i,t}</i>	1.214	0.266	1.170	0.284
<i>SIGMA_{i,t}</i>	15.962	0.000***	15.766	0.001***
<i>TURNOVER_{i,t}</i>	0.215	0.917	0.170	0.934
<i>INST_RATIO_{i,t}</i>	-2.346	0.000***	-2.378	0.000***
<i>MARKET_{i,t}</i>	-0.820	0.000***	-0.824	0.000***
Σ <i>INDUSTRY_{i,t}</i>		Include		Include
Σ <i>YEAR_{i,t}</i>		Include		Include
<i>N</i>		8,445		8,445
<i>Cox and Snell R²</i>		0.113		0.113

Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수 정의:

- CRASH_{i,t+1}* = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수
- Tax_AQ1_{i,t}* = 기본모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- Tax_AQ2_{i,t}* = 수정모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- OPACITY_{i,t}* = 기업의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- BETA_{i,t}* = 기업의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- SIZE_{i,t}* = 기업의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- BM_{i,t}* = 기업의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- LEV_{i,t}* = 기업의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- ROA_{i,t}* = 기업의 t연도말의 총자산이익률
- OWNER_{i,t}* = 기업의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율
- ANALYST_{i,t}* = 기업의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
- RETURN_{i,t}* = 기업의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- SIGMA_{i,t}* = 기업의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
- TURNOVER_{i,t}* = 기업의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
- INST_RATIO_{i,t}* = 기업의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율.

$MARKET_{i,t}$ = KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수
 $\Sigma INDUSTRY_{i,t}$ = 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
 $\Sigma YEAR_{i,t}$ = 연도통제 더미변수

(3) 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 부의 조건부 왜도($NCSKEW$) 간의 관계

<Table 7>은 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)이 t+1기 고유주간수익률에 대한 부의 조건부 왜도($NCSKEW$)에 미치는 효과를 OLS 회귀분석으로 조사한 결과이다. 부의 조건부 왜도($NCSKEW$)는 식(5)와 같이 고유주간수익률에 대한 표준정규포의 왜도를 통해 추가급락위험을 측정하는 것이다. $NCSKEW$ 의 값이 클수록 부의 왜도가 큼을 의미하며 이는 추가급락위험이 높음을 나타낸다.

분석 결과, $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 회귀계수는 -2.826(t=-2.395)로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈다. 또한 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 -3.904(t=-2.116)로 5% 수준에서 유의한 음의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 법인세 발생액의 질이 낮은 기업일수록 미래 고유주간수익률 분포의 음의 왜도가 유의하게 증가함을 의미한다. 즉, 기회주의적 조세회피 성향이 큰 기업에서 미래 추가급락위험이 증가함을 시사한다. <Table 7>의 결과는 <가설 1-2>가 통계적으로 성립함을 보여주고 있다.

<Table 7> t기 법인세 발생액의 질($Tax_AQ_{i,t}$)이 t+1기 부의 조건부 왜도($NCSKEW_{i,t+1}$)에 미치는 효과

	<i>Dependent Variable = NCSKEW_{i,t+1}</i>			
	(1)		(2)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value
$Intercept_{i,t}$	-0.528	-5.396***	-0.519	-5.313***
$Tax_AQ1_{i,t}$	-2.826	-2.395**		
$Tax_AQ2_{i,t}$			-3.904	-2.116**
$OPACITY_{i,t}$	0.083	1.019	0.081	1.001
$BETA_{i,t}$	-0.025	-0.902	-0.025	-0.915
$SIZE_{i,t}$	0.078	5.808***	0.077	5.745***
$BM_{i,t}$	-0.052	-3.125***	-0.053	-3.246***
$LEV_{i,t}$	-0.054	-1.151	-0.051	-1.076
$ROA_{i,t}$	-0.327	-3.733***	-0.336	-3.842***
$OWNER_{i,t}$	-0.213	-3.675***	-0.219	-3.781***
$ANALYST_{i,t}$	0.033	0.866	0.034	0.899

$RETURN_{i,t}$	-0.281	-0.895	-0.290	-0.924
$SIGMA_{i,t}$	-1.658	-1.341	-1.685	-1.362
$TURNOVER_{i,t}$	1.529	2.481**	1.504	2.441**
$INST_RATIO_{i,t}$	0.193	2.035**	0.185	1.958*
$MARKET_{i,t}$	0.016	0.718	0.015	0.677
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$		Include		Include
$\Sigma YEAR_{i,t}$		Include		Include
N		8,445		8,445
$Adjusted R^2$		0.039		0.039

Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수 정의:

- $NCSKEW_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도
- $Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $OPACITY_{i,t}$ = 기업i의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- $BETA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- $SIZE_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- $BM_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- $LEV_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- $ROA_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총자산이익률
- $OWNER_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율
- $ANALYST_{i,t}$ = 기업i의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
- $RETURN_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- $SIGMA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
- $TURNOVER_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
- $INST_RATIO_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율.
- $MARKET_{i,t}$ = KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수
- $\Sigma INDUSTRY_{i,t}$ = 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
- $\Sigma YEAR_{i,t}$ = 연도통제 더미변수

(4) 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 하락-상승 변동성 비율($DUVOL$) 간의 관계

<Table 8>은 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)이 t+1기 고유주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율($DUVOL$)에 미치는 효과를 OLS 회귀분석으로 조사한 결과이다. 하락-상승 변동성 비율($DUVOL$)은 식(6)와 같이 고유주간수익률이 음인 값들의 분산을 양의 값들에 대한 분산으로 나눈 비율이다. $DUVOL$ 이 크다는 것은 양의 변동성보다 음의 변동성이 더 크다는 것을 의미하며, 이는 주가급락위험이 더 높음을 의미한다.

분석 결과, $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 회귀계수는 $-0.687(t=-1.965)$ 로 5% 수준에서 통계적으

로 유의한 음의 값을 나타냈다. 또한 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 $-0.850(t=-1.656)$ 으로 10% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 법인세 발생액의 질이 낮은 기업일수록 음의 고유주주간수익률 변동성이 양의 고유주주간수익률 변동성보다 유의하게 커짐을 의미한다. 즉, 기회주의적 조세회피 성향이 큰 기업에서 미래 추가급락위험이 증가함을 시사한다. <Table 8>의 결과는 <가설 1-3>이 통계적으로 성립함을 나타내고 있다.

<Table 8> t기 법인세 발생액의 질($Tax_AQ_{i,t}$)과 t+1기 하락-상승 변동성 비율($DUVOL_{i,t+1}$) 간의 관계

	<i>Dependent Variable = $DUVOL_{i,t+1}$</i>			
	(1)		(2)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value
$Intercept_{i,t}$	-0.074	-2.563***	-0.072	-2.487**
$Tax_AQ1_{i,t}$	-0.687	-1.965**		
$Tax_AQ2_{i,t}$			-0.850	-1.656*
$OPACITY_{i,t}$	0.042	1.755*	0.043	1.764*
$BETA_{i,t}$	-0.010	-1.267	-0.011	-1.278
$SIZE_{i,t}$	0.014	3.444***	0.014	3.398***
$BM_{i,t}$	-0.013	-2.721***	-0.014	-2.819***
$LEV_{i,t}$	-0.005	-0.378	-0.004	-0.320
$ROA_{i,t}$	-0.115	-4.442***	-0.117	-4.529***
$OWNER_{i,t}$	-0.060	-3.501***	-0.062	-3.579***
$ANALYST_{i,t}$	0.021	1.850*	0.021	1.883*
$RETURN_{i,t}$	0.034	0.366	0.032	0.346
$SIGMA_{i,t}$	0.371	1.014	0.367	1.002
$TURNOVER_{i,t}$	-0.019	-0.102	-0.026	-0.143
$INST_RATIO_{i,t}$	0.070	2.500**	0.068	2.432**
$MARKET_{i,t}$	0.010	1.545	0.010	1.515
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$		Include		Include
$\Sigma YEAR_{i,t}$		Include		Include
N		8,445		8,445
Adjusted R^2		0.031		0.031

Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수 정의:

- $DUVOL_{i,t+1}$ = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율
- $Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $OPACITY_{i,t}$ = 기업의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- $BETA_{i,t}$ = 기업의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험

$SIZE_{i,t}$	= 기업i의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
$BM_{i,t}$	= 기업i의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
$LEV_{i,t}$	= 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
$ROA_{i,t}$	= 기업i의 t연도말의 총자산이익률
$OWNER_{i,t}$	= 기업i의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율
$ANALYST_{i,t}$	= 기업i의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
$RETURN_{i,t}$	= 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
$SIGMA_{i,t}$	= 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
$TURNOVER_{i,t}$	= 기업i의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
$INST_RATIO_{i,t}$	= 기업i의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율.
$MARKET_{i,t}$	= KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	= 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
$\Sigma YEAR_{i,t}$	= 연도통제 더미변수

전반적으로 <Table 6>, <Table 7>, <Table 8>의 결과는 법인세 발생액의 질이 낮은 기업에서 미래 추가급락위험이 증가하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피성향을 포착하는 유용한 측정치가 될 수 있다는 Choudhary et al.(2016)의 주장과 일치하고 있다. 특히 미국과 세법 및 재무보고 정보환경에 차이가 있는 한국시장에서도 법인세 발생액의 질이 경영자의 기회주의적 조세회피를 효과적으로 포착함을 보여줌으로써, 조세회피로 인한 투자자의 역선택 위험을 완화하기 위한 유용한 측정 도구를 제안하고 있다는 점에서 학술적·실무적 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

5.4 법인세 발생액의 질이 추가급락위험에 미치는 조건부 효과

제5장 4절에서는 앞서 관측한 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 음의 관계가 개별기업의 상황적 요인에 따라 차별적으로 나타나는지를 검증하는 <가설 2>~<가설 5>에 대한 분석결과를 제시한다. 본 연구에서는 상황적 요인으로 (i) 시장유형, (ii) 재무분석가 커버리지, (iii) 정교한 투자자의 거래비중 및 (iv) 소유권집중도 등을 선정하였다. 이들 상황요인들은 개별기업의 대리인 위험 및 정보비대칭 수준을 반영하고 있다. 개별 상황요인에 따른 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 관계를 분석한 결과는 다음과 같다.

(1) KOSPI와 KOSDAQ 시장을 구분하여 분석한 결과: 가설 2의 검증결과

<Table 9>는 전체표본을 KOSPI와 KOSDAQ 시장으로 각각 구분한 후, 각 시장표본별로 법인세 발생액의 질과 미래주가급락 간의 관계를 분석한 것이다. <가설 2>에서는 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 탐지하는 유용한 측정도구가 될 수 있다면, 정보비대칭성이 더 큰 KOSDAQ 상장기업에서 법인세 발생액의 질과 미래 주가급락위험 간의 음의 관계가 더 강화될 것으로 예측하였다. <가설 2>에 대한 검증 결과를 제시하면 다음과 같다.

<Table 9>의 Panel A는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 주가급락($CRASH$)간에 관계를 KOSPI와 KOSDAQ 시장으로 구분하고 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과이다. 분석 결과, KOSPI 표본에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 1.445(p=0.855)와 -6.277(p=0.644)로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 KOSDAQ 표본에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 -15.393(p=0.003)과 -23.356(p=0.006)으로 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 강한 음의 관계를 나타냈다. 이러한 결과는 정보비대칭이 상대적으로 높은 상황(KOSDAQ 상장기업)에서 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 미래 주가 수익률이 급락할 확률이 증가할 수 있음을 시사한다.

<Table 9>의 Panel B는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 부의 조건부 수익률 왜도($NCSKEW$)간에 관계를 KOSPI와 KOSDAQ 시장으로 구분하고 OLS 회귀분석을 실시한 결과이다. 분석 결과, KOSPI 표본에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 -0.708(t=-0.343)와 -3.746(t=-1.187)로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 KOSDAQ 표본에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 회귀계수는 -3.601(t=-2.481)로 통계적으로 유의한 음의 값을 보였고, $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 -3.717(t=-1.618)로 음의 값을 보였으나 통계적으로 유의할 정도로 강한 관계를 나타내지는 않았다. 이러한 결과는 정보비대칭이 상대적으로 높은 상황(KOSDAQ 상장기업)에서 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 미래 주가수익률 분포에 음의 왜도를 증가시킴을 시사한다.

<Table 9>의 Panel C는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)이 t+1기 하락-상승 변동성 비율($DUVOL$)에 미치는 효과를 KOSPI와 KOSDAQ 시장으로 구분하고 OLS 회귀분석을 통해 검증한 결과이다. 분석 결과, KOSPI 표본에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과

$Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 0.280($t=0.459$)와 $-0.446(t=-0.477)$ 로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 KOSDAQ 표본에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 회귀계수는 $-1.078(t=-2.502)$ 로 통계적으로 유의한 음의 값을 보였고, $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 $-0.976(t=-1.432)$ 로 음의 값을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 이러한 결과는 정보비대칭이 상대적으로 높은 상황(KOSDAQ 상장기업)에서 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 음의 수익률의 변동성이 상대적으로 증가할 가능성을 부분적으로 시사하고 있다.

전반적으로 <Table 9>의 결과는 KOSPI 시장에서는 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간에 음의 관계가 관측되지 않았지만, KOSDAQ시장에서는 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간에 음의 관계가 관측됨을 보여주고 있다. 즉, 비교적 기업규모가 크고, 국내기관 및 외국인 투자자 비중이 높으며, 많은 재무분석가가 분석하는 KOSPI 기업은 경영자가 기회주의적 목적으로 조세회피했을 때 적발가능성이 높아져 상대적으로 조세회피의 유인이 감소할 수 있음을 시사한다. 대조적으로 기업규모가 작고, 국내기관 및 외국인 투자자 비중이 낮으며, 적은 재무분석가가 분석하는 KOSDAQ 기업은 높은 정보비대칭성으로 인하여 기회주의적 조세회피에 대한 적발 가능성이 낮아져 경영자의 조세회피 유인이 증가할 수 있음을 시사한다. 본 연구의 결과는 정보비대칭성이 높은 상황에서 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착하는 도구로써 유용성을 가짐을 보여주고 있다.

<Table 9> KOSPI와 KOSDAQ 시장으로 구분하고 분석한 결과

Panel A. $CRASH_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = CRASH_{i,t+1}</i>							
	KOSPI market				KOSDAQ market			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeffp-value		Coeffp-value		Coeffp-value		Coeffp-value	
<i>Intercept_{i,t}</i>	-0.113	0.856	-0.135	0.829	-2.224	0.000***	-2.106	0.000***
<i>Tax_AQ1_{i,t}</i>	1.445	0.858			-15.393	0.003***		
<i>Tax_AQ2_{i,t}</i>			-6.277	0.644			-23.356	0.006***
<i>OPACITY_{i,t}</i>	0.593	0.311	0.534	0.366	0.786	0.035**	0.768	0.040**
<i>BETA_{i,t}</i>	-0.231	0.154	-0.231	0.154	-0.814	0.000***	-0.825	0.000***
<i>SIZE_{i,t}</i>	-0.229	0.011**	-0.229	0.010***	-0.027	0.724	-0.039	0.602
<i>BM_{i,t}</i>	-0.510	0.000***	-0.510	0.000***	-0.362	0.002***	-0.387	0.001***
<i>LEV_{i,t}</i>	0.985	0.002***	0.986	0.002***	0.083	0.736	0.080	0.745

$ROA_{i,t}$	-2.569	0.000***	-2.585	0.000***	-3.060	0.000***	-3.098	0.000***
$OWNER_{i,t}$	-1.351	0.001***	-1.369	0.000***	-0.914	0.003***	-0.957	0.002***
$ANALYST_{i,t}$	0.406	0.153	0.396	0.164	-0.801	0.005***	-0.784	0.006***
$RETURN_{i,t}$	-1.154	0.558	-1.149	0.560	2.382	0.078*	2.281	0.091*
$SIGMA_{i,t}$	5.262	0.501	5.236	0.504	21.333	0.000***	20.892	0.000***
$TURNOVER_{i,t}$	-2.981	0.446	-2.943	0.452	1.675	0.497	1.543	0.530
$INST_RATIO_{i,t}$	-2.743	0.000***	-2.718	0.000***	-2.205	0.017**	-2.275	0.014**
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
$\Sigma YEAR_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
N	3188		3188		5257		5257	
<i>Cox and Snell</i> R^2	0.117		0.116		0.121		0.121	

Panel B. $NCSKEW_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $NCSKEW_{i,t+1}$</i>							
	KOSPI market				KOSDAQ market			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value
$Intercept_{i,t}$	-0.389	-2.616***	-0.392	-2.641***	-0.648	-5.121***	-0.624	-4.946***
$Tax_AQ1_{i,t}$	-0.708	-0.343			-3.601	-2.481**		
$Tax_AQ2_{i,t}$			-3.746	-1.187			-3.717	-1.618
$OPACITY_{i,t}$	-0.035	-0.229	-0.064	-0.416	0.115	1.187	0.121	1.252
$BETA_{i,t}$	0.042	0.968	0.041	0.961	-0.061	-1.618	-0.063	-1.666*
$SIZE_{i,t}$	0.067	3.339***	0.067	3.332***	0.092	5.036***	0.090	4.915***
$BM_{i,t}$	-0.066	-2.941***	-0.066	-2.950***	-0.037	-1.484	-0.041	-1.649*
$LEV_{i,t}$	-0.160	-2.062**	-0.156	-2.010**	0.025	0.418	0.028	0.457
$ROA_{i,t}$	0.035	0.191	0.022	0.122	-0.394	-3.801***	-0.403	-3.894***
$OWNER_{i,t}$	-0.121	-1.304	-0.128	-1.374	-0.268	-3.553***	-0.276	-3.656***
$ANALYST_{i,t}$	0.004	0.072	0.002	0.039	0.096	1.779*	0.098	1.822*
$RETURN_{i,t}$	-0.189	-0.343	-0.201	-0.365	-0.296	-0.763	-0.302	-0.778
$SIGMA_{i,t}$	-2.362	-1.146	-2.448	-1.187	-1.282	-0.817	-1.275	-0.813
$TURNOVER_{i,t}$	1.794	1.494	1.858	1.546	1.601	2.178**	1.535	2.089***
$INST_RATIO_{i,t}$	0.172	1.339	0.175	1.369	0.162	1.056	0.151	0.985
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
$\Sigma YEAR_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
N	3188		3188		5257		5257	
<i>Adjusted R^2</i>	0.037		0.037		0.047		0.047	

Panel C. $DUVOL_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $DUVOL_{i,t+1}$</i>							
--	--	--	--	--	--	--	--	--

	KOSPI market				KOSDAQ market			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value
<i>Intercept_{i,t}</i>	-0.034	-0.771	-0.035	-0.796	-0.104	-2.778***	-0.097	-2.589***
<i>Tax_AQ1_{i,t}</i>	0.280	0.459			-1.078	-2.502**		
<i>Tax_AQ2_{i,t}</i>			-0.446	-0.477			-0.976	-1.432
<i>OPACITY_{i,t}</i>	-0.001	-0.019	-0.009	-0.200	0.058	2.037**	0.061	2.124**
<i>BETA_{i,t}</i>	0.016	1.249	0.016	1.235	-0.024	-2.127**	-0.024	-2.173**
<i>SIZE_{i,t}</i>	0.010	1.656*	0.010	1.628	0.018	3.362***	0.018	3.251***
<i>BM_{i,t}</i>	-0.017	-2.611***	-0.017	-2.592***	-0.010	-1.358	-0.011	-1.519
<i>LEV_{i,t}</i>	-0.031	-1.369	-0.031	-1.341	0.010	0.533	0.010	0.576
<i>ROA_{i,t}</i>	-0.057	-1.053	-0.059	-1.090	-0.120	-3.902***	-0.123	-3.998***
<i>OWNER_{i,t}</i>	-0.031	-1.110	-0.032	-1.148	-0.080	-3.555***	-0.082	-3.650***
<i>ANALYST_{i,t}</i>	0.017	1.042	0.017	1.009	0.032	1.974**	0.032	2.023**
<i>RETURN_{i,t}</i>	0.017	0.107	0.015	0.093	0.056	0.490	0.055	0.477
<i>SIGMA_{i,t}</i>	0.086	0.141	0.068	0.111	0.546	1.174	0.551	1.184
<i>TURNOVER_{i,t}</i>	-0.166	-0.469	-0.153	-0.429	0.065	0.298	0.043	0.199
<i>INST_RATIO_{i,t}</i>	0.069	1.809*	0.071	1.889*	0.053	1.154	0.049	1.080
<i>ΣINDUSTRY_{i,t}</i>	Include		Include		Include		Include	
<i>ΣYEAR_{i,t}</i>	Include		Include		Include		Include	
<i>N</i>	3188		3188		5257		5257	
<i>Adjusted R²</i>	0.034		0.034		0.030		0.030	

Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수 정의:

- CRASH_{i,t+1}* = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한 번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수
- NCSKEW_{i,t+1}* = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도
- DUVOL_{i,t+1}* = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율
- Tax_AQ1_{i,t}* = 기본모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- Tax_AQ2_{i,t}* = 수정모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- OPACITY_{i,t}* = 기업i의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- BETA_{i,t}* = 기업i의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- SIZE_{i,t}* = 기업i의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- BM_{i,t}* = 기업i의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- LEV_{i,t}* = 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- ROA_{i,t}* = 기업i의 t연도말의 총자산이익률
- OWNER_{i,t}* = 기업i의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율
- ANALYST_{i,t}* = 기업i의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
- RETURN_{i,t}* = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- SIGMA_{i,t}* = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
- TURNOVER_{i,t}* = 기업i의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
- INST_RATIO_{i,t}* = 기업i의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율.
- ΣINDUSTRY_{i,t}* = 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
- ΣYEAR_{i,t}* = 연도통제 더미변수

(2) 재무분석가의 예측정보가 제공되는 기업과 제공되지 않는 기업으로 구분하여 분석한 결과: 가설 3에 대한 분석결과

<Table 10>은 전체표본을 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업과 그렇지 않은 기업으로 각각 구분한 후, 각 표본집단별로 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 관계를 분석한 것이다. <가설 3>에서는 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 탐지하는 유용한 측정도구가 될 수 있다면, 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 기업에서 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 음의 관계가 더 강화될 것으로 예측하였다. <가설 3>에 대한 검증 결과를 제시하면 다음과 같다.

<Table 10>의 Panel A는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 추가급락($CRASH$)간에 관계를 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업($Analyst\ Coverage \geq 1$)과 예측치가 제공되지 않는 기업($Analyst\ Coverage = 0$)으로 각각 구분하고 분석한 결과이다. 분석 결과, 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 $-9.421(p=0.313)$ 과 $1.505(p=0.923)$ 로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 $-8.130(p=0.091)$ 과 $-16.510(p=0.041)$ 으로 모두 통계적으로 유의한 음의 관계를 나타냈다. 이러한 결과는 재무분석가가 분석하지 않는 기업에서 경영자의 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 미래 추가수익률이 급락할 확률이 증가할 수 있음을 시사한다.

<Table 10>의 Panel B는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 부의 조건부 수익률 왜도($NCSKEW$) 간에 관계를 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업($Analyst\ Coverage \geq 1$)과 예측치가 제공되지 않는 기업($Analyst\ Coverage = 0$)으로 구분하고 각 집단별로 OLS 회귀분석을 실시한 결과이다. 분석 결과, 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 $-0.188(t=-0.111)$ 과 $-1.883(t=0.758)$ 로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 기업에서, $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 $-3.427(t=-2.198)$ 과 $-5.965(t=-2.375)$ 로 모두 통계적으로 유의한 음의 관계를 나타냈다. 이러한 결과는 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 기업에서 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 미래 추가수익률 분포에서

음의 왜도가 더 커짐을 시사한다.

<Table 10>의 Panel C는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)이 t+1기 하락-상승 변동성 비율($DUVOL$)에 미치는 효과를 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업 ($Analyst\ Coverage \geq 1$)과 예측치가 제공되지 않는 기업($Analyst\ Coverage = 0$)으로 구분하고 각 집단별로 OLS 회귀분석을 실시한 결과이다. 분석 결과, 재무분석가의 예측치가 제공되는 표본에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 0.500($t=0.914$)와 $-0.526(t=0.655)$ 로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 재무분석가의 예측치가 제공되는 표본에서, $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 $-1.046(t=-2.331)$ 과 $-1.295(t=-1.791)$ 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 기업에서 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 음의 수익률의 변동성이 상대적으로 증가하고 있음을 시사한다.

전반적으로 <Table 10>의 결과는 재무분석가의 예측치가 제공되는 기업은 경영자가 조세회피를 위한 이익조정이 제약되므로 기회주의적 조세회피의 유인이 축소되고 있음을 시사한다. 대조적으로 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 기업은 경영자의 이익조정 유인을 제약되기 어렵고, 이로 인해 기회주의적 조세회피 유인이 증가함을 시사한다. 본 연구의 결과는 재무분석가의 예측치가 제공되지 않는 상황에서 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착하는 도구로써 유용성을 가짐을 보여주고 있다.

<Table 10> 재무분석가가 분석하는 기업과 분석하지 않는 기업을 구분하고 분석한 결과

Panel A. $CRASH_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $CRASH_{i,t+1}$</i>							
	재무분석가가 분석하는 기업 (Analyst following > 0)				재무분석가가 분석하지 않는 기업 (Analyst following = 0)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeffp-value		Coeffp-value		Coeffp-value		Coeffp-value	
$Intercept_{i,t}$	-4.152	0.000***	-4.155	0.000***	-0.628	0.177	-0.582	0.210
$Tax_AQ1_{i,t}$	-9.421	0.313			-8.130	0.091*		
$Tax_AQ2_{i,t}$			1.505	0.923			-16.510	0.041**
$OPACITY_{i,t}$	1.452	0.028**	1.503	0.023**	0.858	0.013**	0.818	0.018**
$BETA_{i,t}$	-0.703	0.009***	-0.710	0.009***	-0.517	0.000***	-0.522	0.000***

$SIZE_{i,t}$	0.176	0.099*	0.184	0.085*	-0.176	0.008***	-0.183	0.006***
$BM_{i,t}$	-0.412	0.052*	-0.427	0.044**	-0.470	0.000***	-0.481	0.000***
$LEV_{i,t}$	0.631	0.148	0.634	0.147	0.289	0.173	0.285	0.179
$ROA_{i,t}$	-3.728	0.000***	-3.766	0.000***	-2.532	0.000***	-2.556	0.000***
$OWNER_{i,t}$	0.236	0.677	0.278	0.626	-1.332	0.000***	-1.362	0.000***
$RETURN_{i,t}$	1.491	0.670	1.614	0.644	0.916	0.432	0.874	0.453
$SIGMA_{i,t}$	23.015	0.090*	23.824	0.079*	14.261	0.004***	14.063	0.004***
$TURNOVER_{i,t}$	-8.413	0.315	-8.592	0.304	-0.856	0.690	-0.864	0.687
$INST_RATIO_{i,t}$	-3.908	0.000***	-3.981	0.000***	-3.347	0.000***	-3.363	0.000***
$MARKET_{i,t}$	-0.178	0.418	-0.184	0.401	-0.151	0.133	-0.157	0.118
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
$\Sigma YEAR_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
N	3054		3054		5391		5391	
Cox and Snell R^2	0.063		0.063		0.127		0.127	

Panel B. $NCSKEW_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $NCSKEW_{i,t+1}$</i>							
	재무분석가가 분석하는 기업 (Analyst following > 0)				재무분석가가 분석하지 않는 기업 (Analyst following = 0)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value
$Intercept_{i,t}$	-0.476	-3.431***	-0.474	-3.422**	-0.613	-4.640***	-0.598	-4.542***
$Tax_AQ1_{i,t}$	-0.188	-0.111			-3.427	-2.198**		
$Tax_AQ2_{i,t}$			1.883	0.758			-5.965	-2.375**
$OPACITY_{i,t}$	0.133	1.198	0.145	1.314	0.018	0.158	0.006	0.055
$BETA_{i,t}$	-0.067	-1.604	-0.069	-1.634	-0.031	-0.842	-0.033	-0.894
$SIZE_{i,t}$	0.079	5.314***	0.080	5.379***	0.088	4.458***	0.086	4.354***
$BM_{i,t}$	-0.106	-4.329***	-0.107	-4.339***	-0.018	-0.836	-0.022	-0.974
$LEV_{i,t}$	-0.115	-1.742*	-0.119	-1.802*	-0.002	-0.036	-0.001	-0.010
$ROA_{i,t}$	-0.382	-2.408**	-0.383	-2.414**	-0.379	-3.429***	-0.390	-3.526***
$OWNER_{i,t}$	-0.047	-0.565	-0.044	-0.532	-0.312	-4.007***	-0.324	-4.152***
$RETURN_{i,t}$	1.040	1.616	1.057	1.642	-0.483	-1.270	-0.495	-1.302
$SIGMA_{i,t}$	2.266	1.007	2.381	1.057	-2.230	-1.456	-2.275	-1.485
$TURNOVER_{i,t}$	2.574	1.773*	2.556	1.761*	1.864	2.551**	1.850	2.534**
$INST_RATIO_{i,t}$	-0.030	-0.275	-0.037	-0.337	0.450	2.908***	0.448	2.891***
$MARKET_{i,t}$	-0.040	-1.298	-0.040	-1.302	0.034	1.171	0.033	1.122
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
$\Sigma YEAR_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
N	3054		3054		5391		5391	
Adjusted R^2	0.046		0.046		0.027		0.028	

Panel C. $DUVOL_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $DUVOL_{i,t+1}$</i>							
	재무분석가가 분석하는 기업 (Analyst following > 0)				재무분석가가 분석하지 않는 기업 (Analyst following = 0)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff t-value		Coeff t-value		Coeff t-value		Coeff t-value	
$Intercept_{i,t}$	-0.107	-2.387**	-0.108	-2.400**	-0.078	-2.049**	-0.073	-1.917*
$Tax_AQ1_{i,t}$	0.500	0.914			-1.046	-2.331**		
$Tax_AQ2_{i,t}$			0.526	0.655			-1.295	-1.791*
$OPACITY_{i,t}$	0.016	0.451	0.015	0.421	0.048	1.502	0.048	1.495
$BETA_{i,t}$	-0.024	-1.783*	-0.024	-1.795*	-0.010	-0.980	-0.011	-1.028
$SIZE_{i,t}$	0.020	4.139***	0.020	4.124***	0.013	2.309**	0.013	2.216**
$BM_{i,t}$	-0.032	-3.970***	-0.031	-3.938***	-0.004	-0.647	-0.005	-0.785
$LEV_{i,t}$	-0.017	-0.802	-0.018	-0.831	0.008	0.414	0.008	0.463
$ROA_{i,t}$	-0.173	-3.377***	-0.172	-3.349***	-0.107	-3.377***	-0.110	-3.467***
$OWNER_{i,t}$	0.000	0.003	0.000	0.011	-0.090	-4.003***	-0.092	-4.119***
$RETURN_{i,t}$	0.406	1.949*	0.407	1.955*	-0.034	-0.311	-0.037	-0.336
$SIGMA_{i,t}$	1.625	2.234***	1.623	2.230**	0.145	0.329	0.140	0.317
$TURNOVER_{i,t}$	0.022	0.046	0.032	0.067	0.091	0.432	0.081	0.385
$INST_RATIO_{i,t}$	0.016	0.458	0.019	0.530	0.129	2.894***	0.128	2.874***
$MARKET_{i,t}$	-0.001	-0.078	-0.001	-0.052	0.014	1.685*	0.014	1.657*
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
$\Sigma YEAR_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
N	3054		3054		5391		5391	
Adjusted R^2	0.031		0.031		0.027		0.027	

Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수 정의:

- $CRASH_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한 번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수
- $NCSKEW_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도
- $DUVOL_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율
- $Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 절
- $Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 절
- $OPACITY_{i,t}$ = 기업i의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 채량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- $BETA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- $SIZE_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- $BM_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- $LEV_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- $ROA_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총자산이익률
- $OWNER_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율
- $RETURN_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- $SIGMA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차

$TURNOVER_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
 $INST_RATIO_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율.
 $MARKET_{i,t}$ = KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수
 $\Sigma INDUSTRY_{i,t}$ = 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
 $\Sigma YEAR_{i,t}$ = 연도통제 더미변수

(3) 정교한 투자자의 거래비율이 큰 기업과 작은 기업으로 구분하고 분석한 결과: 가설 4에 대한 분석결과

<Table 11>은 전체표본을 정교한 투자자(국내기관과 외국인 투자자)의 거래비율이 큰 기업과 작은 기업으로 각각 구분한 후, 각 표본집단별로 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 관계를 분석한 것이다. <가설 4>에서는 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 탐지하는 유용한 측정도구가 될 수 있다면, 외부감시효과가 낮아 대리인 위험이 큰 상황에서 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 음의 관계가 더 강화될 것으로 예측하였다. <가설 4>에 대한 검증 결과를 제시하면 다음과 같다.

<Table 11>의 Panel A는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 추가급락($CRASH$) 간에 관계를 정교한 투자자의 거래비율이 큰 기업과 작은 기업으로 각각 구분하여 분석한 결과이다. 분석 결과, 정교한 투자자의 거래비율이 큰 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 -12.643(p=0.129)과 -12.021(p=0.923)로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 정교한 투자자의 거래비율이 작은 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 회귀계수는 -8.931(p=0.074)로 유의한 음의 값을 보였고 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 -13.578(p=0.105)로 음의 값을 보였지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이러한 결과는 정교한 투자자의 거래비율이 작은 기업에서 경영자의 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 미래 추가수익률이 급락할 확률이 증가할 가능성을 부분적으로 시사하고 있다.

<Table 11>의 Panel B는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 부의 조건부 수익률 왜도($NCSKEW$) 간에 관계를 정교한 투자자의 거래비율이 큰 기업과 작은 기업으로 각각 구분하여 분석한 결과이다. 정교한 투자자의 거래비율이 큰 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 -2.326(t=-1.454)과 -0.351(t=-0.148)로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 정교한 투자자의 거래비율이 작은 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 의 회귀계수는 -2.362(t=-1.387)로 유

$Tax_AQ2_{i,t}$			-12.021	0.383			-13.578	0.105
$OPACITY_{i,t}$	1.147	0.060*	1.175	0.054*	0.962	0.007***	0.939	0.008***
$BETA_{i,t}$	-0.152	0.526	-0.154	0.522	-0.703	0.000***	-0.708	0.000***
$SIZE_{i,t}$	-0.026	0.779	-0.031	0.735	-0.196	0.006***	-0.202	0.004***
$BM_{i,t}$	-0.431	0.006***	-0.441	0.005***	-0.428	0.000***	-0.440	0.000***
$LEV_{i,t}$	1.083	0.007***	1.127	0.005***	0.170	0.436	0.168	0.442
$ROA_{i,t}$	-3.266	0.000***	-3.292	0.000***	-2.573	0.000***	-2.606	0.000***
$OWNER_{i,t}$	-1.112	0.034**	-1.106	0.035**	-0.880	0.001***	-0.902	0.001***
$ANALYST_{i,t}$	-0.640	0.010***	-0.638	0.011**	-0.601	0.105	-0.595	0.108
$RETURN_{i,t}$	5.998	0.074	6.146	0.066*	0.298	0.803	0.243	0.839
$SIGMA_{i,t}$	33.810	0.005***	34.313	0.005***	12.454	0.014**	12.244	0.016**
$TURNOVER_{i,t}$	1.814	0.873	2.007	0.860	0.651	0.757	0.599	0.776
$MARKET_{i,t}$	-0.093	0.620	-0.095	0.610	-0.174	0.098*	-0.177	0.092*
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$		Include		Include		Include		Include
$\Sigma YEAR_{i,t}$		Include		Include		Include		Include
N		4092		4092		4353		4353
<i>Cox and Snell</i> R^2		0.058		0.112		0.058		0.112

Panel B. $NCSKEW_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $NCSKEW_{i,t+1}$</i>							
	기관투자자거래 비율이 큰 기업 (10% 이상)				기관투자자거래 비율이 작은 기업 (10% 미만)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value
$Intercept_{i,t}$	-0.309	-2.390**	-0.308	-2.382**	-0.703	-4.540***	-0.697	-4.519***
$Tax_AQL_{i,t}$	-2.326	-1.454			-2.362	-1.387		
$Tax_AQ2_{i,t}$			-0.351	-0.148			-5.714	-2.049**
$OPACITY_{i,t}$	0.123	1.144	0.144	1.334	-0.005	-0.045	-0.020	-0.168
$BETA_{i,t}$	-0.046	-1.158	-0.046	-1.140	-0.046	-1.158	-0.047	-1.191
$SIZE_{i,t}$	0.063	4.487***	0.062	4.454***	0.099	4.329***	0.097	4.252***
$BM_{i,t}$	-0.060	-2.993***	-0.060	-3.013***	-0.041	-1.475	-0.044	-1.584
$LEV_{i,t}$	-0.092	-1.476	-0.090	-1.429	-0.020	-0.290	-0.023	-0.323
$ROA_{i,t}$	-0.413	-2.969***	-0.418	-3.001***	-0.393	-3.214***	-0.403	-3.294***
$OWNER_{i,t}$	-0.110	-1.418	-0.109	-1.395	-0.308	-3.588***	-0.318	-3.702***
$ANALYST_{i,t}$	0.022	0.576	0.022	0.574	0.282	2.671***	0.281	2.668***
$RETURN_{i,t}$	1.035	1.623	1.085	1.701*	-0.332	-0.817	-0.340	-0.838
$SIGMA_{i,t}$	0.420	0.200	0.630	0.300	-1.240	-0.744	-1.283	-0.770
$TURNOVER_{i,t}$	6.232	2.786***	6.259	2.797***	1.464	1.989**	1.462	1.989**
$MARKET_{i,t}$	-0.043	-1.535	-0.043	-1.523	0.059	1.788*	0.058	1.743*
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$		Include		Include		Include		Include
$\Sigma YEAR_{i,t}$		Include		Include		Include		Include

N	4092	4092	4353	4353
Adjusted R ²	0.042	0.041	0.032	0.033

Panel C. $DUVOL_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $DUVOL_{i,t+1}$</i>							
	기관투자자거래 비율이 큰 기업 (10% 이상)				기관투자자거래 비율이 작은 기업 (10% 미만)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value
<i>Intercept_{i,t}</i>	-0.044	-1.113	-0.044	-1.110	-0.095	-2.122**	-0.092	-2.069**
<i>Tax_AQ1_{i,t}</i>	-0.364	-0.738			-0.691	-1.402		
<i>Tax_AQ2_{i,t}</i>			0.031	0.042			-1.342	-1.663*
<i>OPACITY_{i,t}</i>	0.017	0.519	0.021	0.635	0.049	1.397	0.046	1.318
<i>BETA_{i,t}</i>	-0.018	-1.478	-0.018	-1.470	-0.015	-1.318	-0.016	-1.351
<i>SIZE_{i,t}</i>	0.014	3.283***	0.014	3.270***	0.015	2.315**	0.015	2.242**
<i>BM_{i,t}</i>	-0.018	-2.957***	-0.018	-2.965***	-0.008	-1.029	-0.009	-1.137
<i>LEV_{i,t}</i>	0.002	0.105	0.002	0.120	-0.010	-0.489	-0.010	-0.509
<i>ROA_{i,t}</i>	-0.127	-2.959***	-0.128	-2.976***	-0.128	-3.622***	-0.131	-3.697***
<i>OWNER_{i,t}</i>	-0.027	-1.145	-0.027	-1.127	-0.087	-3.495***	-0.089	-3.588***
<i>ANALYST_{i,t}</i>	0.015	1.296	0.015	1.297	0.073	2.389**	0.073	2.395**
<i>RETURN_{i,t}</i>	0.430	2.190**	0.439	2.237**	0.002	0.013	-0.001	-0.009
<i>SIGMA_{i,t}</i>	0.967	1.496	1.006	1.556	0.442	0.917	0.432	0.896
<i>TURNOVER_{i,t}</i>	1.260	1.827*	1.264	1.834***	-0.073	-0.345	-0.077	-0.361
<i>MARKET_{i,t}</i>	-0.007	-0.810	-0.007	-0.802	0.022	2.285**	0.022	2.250**
Σ INDUSTRY _{i,t}		Include		Include		Include		Include
Σ YEAR _{i,t}		Include		Include		Include		Include
N	4092		4092		4353		4353	
Adjusted R ²	0.029		0.028		0.033		0.033	

Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수 정의:

- $CRASH_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한 번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수
- $NCSKEW_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도
- $DUVOL_{i,t+1}$ = 기업i의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율
- $Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업i의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $OPACITY_{i,t}$ = 기업i의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- $BETA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- $SIZE_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- $BM_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- $LEV_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- $ROA_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 총자산이익률
- $OWNER_{i,t}$ = 기업i의 t연도말의 최대주주와 특수관계자 지분율

- $ANALYST_{i,t}$ = 기업i의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
- $RETURN_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- $SIGMA_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
- $TURNOVER_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)
- $MARKET_{i,t}$ = KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수
- $\Sigma INDUSTRY_{i,t}$ = 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
- $\Sigma YEAR_{i,t}$ = 연도통제 더미변수

(4) 소유권집중도가 높은 기업과 낮은 기업으로 구분하고 분석한 결과: 가설 5에 대한 분석결과

<Table 12>는 전체표본을 소유권집중도가 높은 기업과 낮은 기업으로 구분한 후, 각 표본집단별로 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 관계를 분석한 것이다. <가설 5>에서는 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 탐지하는 유용한 측정도구가 될 수 있다면, 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간의 음의 관계는 소유권집중도가 낮아 대리인 위험이 큰 상황에서 더 강화될 것으로 예측하였다. <가설 5>에 대한 검증 결과를 제시하면 다음과 같다.

<Table 12>의 Panel A는 t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 추가급락($CRASH$) 간에 관계를 소유권집중도가 높은 기업과 낮은 기업으로 각각 구분하여 분석한 결과이다. 분석 결과 소유권집중도가 높은 표본에서, $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 -1.540(p=0.841)과 5.762(p=0.633)로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 소유권집중도가 낮은 표본에서, $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 -11.487(p=0.028)과 -20.742(p=0.022)로 모두 통계적으로 유의한 음의 관계를 나타냈다. 이러한 결과는 소유권집중도가 낮은 기업은 경영자에 대한 주주의 통제가 약화되어 대리인 문제가 증가할 수 있으므로 경영자의 기회주의적 조세회피 유인이 증가할 수 있다. 결과적으로 소유권집중도가 낮은 기업은 미래 추가수익률이 급락할 확률이 상대적으로 증가할 수 있음을 시사하고 있다.

<Table 12>의 Panel B는 소유권집중도가 높은 기업과 낮은 기업으로 각각 구분한 후에, t기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)과 t+1기 부의 조건부 수익률 왜도($NCSKEW$) 간에 관계를 각 집단별로 분석한 결과이다. 소유권집중도가 높은 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 -2.548(t=-1.411)과 -2.197(t=-0.148)로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 소유권집중도가 낮은 기업에서 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 -

2.721($t=-1.734$)와 $-5.075(t=-1.945)$ 이고 모구 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 소유권집중도가 낮은 기업에서 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 미래 추가수익률 분포에서 음의 왜도가 더 커짐을 시사한다.

<Table 12>의 Panel C는 t 기 법인세 발생액의 질(Tax_AQ)이 $t+1$ 기 하락-상승 변동성 비율($DUVOL$)에 미치는 효과를 소유권집중도가 높은 기업과 낮은 기업으로 구분하고 각 집단별로 OLS 회귀분석을 실시한 결과이다. 분석 결과, 소유권집중도가 높은 기업 $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 $-0.047(t=-0.088)$ 과 $0.385(t=0.500)$ 로 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 대조적으로 소유권집중도가 낮은 표본의 경우, $Tax_AQ1_{i,t}$ 과 $Tax_AQ2_{i,t}$ 의 회귀계수는 각각 $-1.038(t=-2.217)$ 과 $-1.778(t=-2.283)$ 으로 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 경영자에 대한 주주의 감시가 낮은 기업에서 경영자의 기회주의적 조세회피가 증가하고, 이로 인해 음의 수익률의 변동성이 상대적으로 확대될 가능성을 시사한다.

전반적으로 <Table 12>의 결과는 소유권집중도가 높은 기업(경영자 및 외부대주주 지분율이 높은 기업)은 경영자 이해일치 및 대주주의 감시로 인해 경영자의 기회주의적 조세회피가 억제되어 추가급락위험도 완화되고 있음을 시사한다. 대조적으로 소유권집중도가 낮은 기업 낮은 기업은 대리인 문제가 확대됨에 따라 경영자의 기회주의적 조세회피 유인이 증가할 가능성을 시사하고 있다. 본 연구의 결과는 소유권집중도가 낮은 상황에서 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착하는 도구로써 유용성을 가짐을 보여주고 있다.

<Table 12> 소유권집중도가 높은 기업과 낮은 기업으로 구분하고 분석한 결과
Panel A. $CRASH_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $CRASH_{i,t+1}$</i>							
	소유권집중도가 높은 기업 (중위수 이상)				소유권집중도가 낮은 기업 (중위수 미만)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff		p-value		Coeff		p-value	
$Intercept_{i,t}$	-1.210	0.063*	-1.166	0.073*	-2.152	0.000***	-2.087	0.000***
$Tax_AQ1_{i,t}$	-1.540	0.841			-11.487	0.028**		
$Tax_AQ2_{i,t}$			5.762	0.633			-20.742	0.022**
$OPACITY_{i,t}$	1.481	0.004***	1.525	0.003***	0.917	0.016**	0.875	0.022**
$BETA_{i,t}$	-0.309	0.085*	-0.308	0.086*	-0.672	0.000***	-0.678	0.000***

$SIZE_{i,t}$	-0.295	0.003***	-0.297	0.003***	0.063	0.387	0.053	0.466
$BM_{i,t}$	-0.519	0.000***	-0.523	0.000***	-0.387	0.001***	-0.406	0.001***
$LEV_{i,t}$	-0.093	0.758	-0.098	0.746	0.787	0.002***	0.791	0.001***
$ROA_{i,t}$	-3.284	0.000***	-3.300	0.000***	-2.888	0.000***	-2.920	0.000***
$ANALYST_{i,t}$	0.359	0.236	0.371	0.220	-0.869	0.002***	-0.858	0.002***
$RETURN_{i,t}$	0.192	0.919	0.216	0.909	1.562	0.256	1.514	0.271
$SIGMA_{i,t}$	12.298	0.105	12.395	0.102	15.976	0.008***	15.705	0.009***
$TURNOVER_{i,t}$	0.326	0.935	0.245	0.951	1.377	0.560	1.427	0.545
$INST_RATIO_{i,t}$	-3.312	0.000***	-3.323	0.000***	-2.116	0.010***	-2.151	0.009***
$MARKET_{i,t}$	-0.235	0.098*	-0.238	0.095*	-0.089	0.464	-0.095	0.435
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
$\Sigma YEAR_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
N	4222		4222		4223		4223	
Cox and Snell R^2	0.083		0.145		0.083		0.145	

Panel B. $NCSKEW_{i,t+1}$

	<i>Dependent Variable = $NCSKEW_{i,t+1}$</i>							
	소유권집중도가 높은 기업 (중위수 이상)				소유권집중도가 낮은 기업 (중위수 미만)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value	Coeff	t-value
$Intercept_{i,t}$	-0.657	-5.107***	-0.652	-5.067***	-0.641	-4.459***	-0.632	-4.405***
$Tax_AQ1_{i,t}$	-2.548	-1.411			-2.721	-1.734*		
$Tax_AQ2_{i,t}$			-2.197	-0.839			-5.075	-1.945*
$OPACITY_{i,t}$	0.021	0.175	0.031	0.256	0.157	1.424	0.148	1.340
$BETA_{i,t}$	0.083	2.015**	0.084	2.036**	-0.093	-2.478**	-0.093	-2.494**
$SIZE_{i,t}$	0.083	4.236***	0.083	4.231***	0.082	4.323***	0.080	4.228***
$BM_{i,t}$	-0.017	-0.785	-0.018	-0.861	-0.101	-3.814***	-0.103	-3.925***
$LEV_{i,t}$	-0.233	-3.515***	-0.233	-3.514***	0.163	2.391**	0.166	2.449**
$ROA_{i,t}$	-0.095	-0.585	-0.108	-0.666	-0.317	-2.979***	-0.325	-3.059***
$ANALYST_{i,t}$	0.054	1.068	0.056	1.115	0.057	0.942	0.058	0.957
$RETURN_{i,t}$	-0.500	-1.012	-0.500	-1.011	0.033	0.078	0.022	0.052
$SIGMA_{i,t}$	-3.989	-2.190**	-3.963	-2.174**	0.227	0.129	0.167	0.095
$TURNOVER_{i,t}$	4.615	4.183***	4.538	4.120***	0.355	0.473	0.367	0.489
$INST_RATIO_{i,t}$	0.201	1.633	0.191	1.555	0.066	0.429	0.059	0.383
$MARKET_{i,t}$	0.007	0.224	0.006	0.199	0.035	1.061	0.033	0.998
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
$\Sigma YEAR_{i,t}$	Include		Include		Include		Include	
N	4222		4222		4223		4223	
Adjusted R^2	0.047		0.047		0.039		0.039	

Panel C. $DUVOL_{i,t+1}$

	Dependent Variable = $DUVOL_{i,t+1}$							
	소유권집중도가 높은 기업 (중위수 이상)				소유권집중도가 낮은 기업 (중위수 미만)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coeff t-value		Coeff t-value		Coeff t-value		Coeff t-value	
$Intercept_{i,t}$	-0.095	-2.502**	-0.093	-2.469**	-0.115	-2.694***	-0.112	-2.615***
$Tax_AQ1_{i,t}$	-0.047	-0.088			-1.038	-2.217**		
$Tax_AQ2_{i,t}$			0.385	0.500			-1.778	-2.283**
$OPACITY_{i,t}$	0.016	0.446	0.019	0.541	0.071	2.165**	0.069	2.082**
$BETA_{i,t}$	0.024	1.964**	0.024	1.973**	-0.031	-2.739***	-0.031	-2.763***
$SIZE_{i,t}$	0.013	2.166**	0.013	2.177**	0.017	2.934***	0.016	2.825***
$BM_{i,t}$	-0.006	-0.878	-0.006	-0.897	-0.025	-3.231***	-0.026	-3.366***
$LEV_{i,t}$	-0.061	-3.119***	-0.061	-3.143***	0.057	2.809***	0.058	2.887***
$ROA_{i,t}$	-0.033	-0.697	-0.033	-0.690	-0.122	-3.843***	-0.125	-3.943***
$ANALYST_{i,t}$	0.033	2.224**	0.033	2.248**	0.021	1.163	0.021	1.186
$RETURN_{i,t}$	-0.047	-0.326	-0.044	-0.301	0.145	1.145	0.141	1.113
$SIGMA_{i,t}$	-0.324	-0.605	-0.307	-0.574	0.939	1.784*	0.919	1.746*
$TURNOVER_{i,t}$	0.694	2.139**	0.684	2.115**	-0.250	-1.117	-0.247	-1.104
$INST_RATIO_{i,t}$	0.057	1.570	0.055	1.537	0.053	1.167	0.051	1.107
$MARKET_{i,t}$	0.006	0.641	0.005	0.629	0.019	1.912*	0.018	1.843*
$\Sigma INDUSTRY_{i,t}$		Include		Include		Include		Include
$\Sigma YEAR_{i,t}$		Include		Include		Include		Include
N		4222		4222		4223		4223
Adjusted R^2		0.030		0.030		0.038		0.038

Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수 정의:

- $CRASH_{i,t+1}$ = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률이 전체표본 분포의 하위 0.1%에 한번 또는 그 이상 포함되면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수
- $NCSKEW_{i,t+1}$ = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 부의 조건부 수익률의 왜도
- $DUVOL_{i,t+1}$ = 기업의 t+1연도 52주 기업고유 주간수익률에 대한 하락-상승 변동성 비율
- $Tax_AQ1_{i,t}$ = 기본모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $Tax_AQ2_{i,t}$ = 수정모형을 기초로 계산한 기업의 t연도에 대한 법인세 발생액의 질
- $OPACITY_{i,t}$ = 기업의 t-2년도부터 t연도까지 각 연도별 재량적발생액의 절댓값에 대한 합계
- $BETA_{i,t}$ = 기업의 t연도 동안 시장모형으로 추정된 체계적 위험
- $SIZE_{i,t}$ = 기업의 t연도말의 시가총액(단위 10억)에 대한 자연로그값
- $BM_{i,t}$ = 기업의 t연도말의 장부가치대 시장가치 비율
- $LEV_{i,t}$ = 기업의 t연도말의 총부채를 총자산으로 나눈 비율
- $ROA_{i,t}$ = 기업의 t연도말의 총자산이익률
- $ANALYST_{i,t}$ = 기업의 t연도 재무분석가 보고서가 공시된 증권사 수에 대한 로그값
- $RETURN_{i,t}$ = 기업의 t연도 동안의 일별(또는 주별)누적초과수익률
- $SIGMA_{i,t}$ = 기업의 t연도 동안의 일별(또는 주별)수익률의 표준편차
- $TURNOVER_{i,t}$ = 기업의 t연도 동안의 거래회전율(총보통주거래량/유통보통주식수)

$INST_RATIO_{i,t}$ = 기업i의 t연도 동안 총거래량에서 기관과 외국인 거래량이 차지하는 비율.
 $MARKET_{i,t}$ = KOSDAQ=1, KOSPI=0 인 더미변수
 $\Sigma INDUSTRY_{i,t}$ = 금융업을 제외하고 12개의 산업으로 구분한 산업통제 더미변수
 $\Sigma YEAR_{i,t}$ = 연도통제 더미변수

VI. 결론

기업의 조세회피는 세금 절세효과로 인해 기업가치를 증가시킨다는 긍정적인 측면을 갖는다. 하지만 동시에 공격적 조세회피는 조직의 재무적 복잡성이 증가시켜 기업투명성을 낮추고 이로 인한 자본비용 증가는 절세효과로부터 얻는 효익을 상쇄시킬 수 있다. 따라서 조세회피의 효과성에 대해서는 연구자들 간에 논쟁이 존재한다. Choudhary et al.(2016)는 경영자의 공격적 법인세 회피 성향을 포착하는 측정치(법인세 발생액의 질)를 개발하고, 법인세 발생액의 낮은 기업에서 세무 관련된 재무제표 재작성이 증가함을 보여줌으로써 해당 측정치의 유용성을 입증하였다. Choudhary et al.(2016)의 연구를 확장하여, 본 연구는 법인세 발생액의 질이 낮은 기업에서 미래 추가급락위험이 증가하는지를 검증함으로써 한국시장에서도 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착하는 유용한 도구가 될 수 있는지를 검증하고, 법인세 발생액의 질과 미래 추가급락위험 간에 음의 관계가 조절되는 상황적 요인을 조사하는 것에 연구초점을 맞추고 있다.

실증분석을 위해, IFRS 의무채택 이후 기간을 대상으로 법인세 발생액의 질을 측정하고, 2015년부터 2019년까지 5년 동안 유가증권 및 코스닥 상장기업을 분석표본으로 선정한 후 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 관계를 회귀분석을 통해 조사하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. (i) 법인세 발생액의 질이 낮은 기업(기회주의적 조세회피 성향이 큰 기업)은 큰 폭의 추가급락을 경험하고, 부의 조건부 수익률 왜도와 하락-상승 변동성 비율이 증가함을 발견하였다. 이러한 결과는 공격적으로 조세회피를 하는 경영자는 이를 숨기기 위해 재무적 복잡성 확대와 정보공개 은폐를 통해 기업 내부에 부정적 정보가 축적할 유인이 증가하며, 정보은폐가 임계점에 도달할 때 큰 폭의 추가급락이 발생함을 시사한다. (ii) 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간에 음의 관계는 상대적으로 정보비대칭성이 큰 KOSDAQ 기업, 재무분석가 예측치가 제공되지 않아 경영자의 기회주의적 재무보고가 증가할 가능성이 큰 기업, 정교한 투자자(국내기관 및 외국인 투자자)의 거래비율이 낮아 외부감사가 약한 기업, 소유권집중도가 낮아 대리인 문제가 클 가능성이 있는 기업 등에서 강화됨을 확인하였다. 이러한 결과는 법인세 발생액의 질과 추가급락위험 간의 관계에 대한 원인이 정보비대칭과 대리인 위험에 기반하고 있음을 설명하고 있고, 기회주의적 조세회피를 포착하는 도구로써 법인세 발생액의

질이 유용하게 사용될 수 있는 상황적 요인을 제공하고 있다는 점에서 학술적·실무적 시사점을 제공하고 있다.

본 연구 결과는 다음과 같은 공헌점을 제공할 것으로 기대한다. 첫째, 본 연구 결과는 법인세 발생액의 질이 기회주의적 조세회피를 포착하는 도구로써 유용성을 갖는다는 것을 자본시장에서 주가수익률의 비대칭적 분포(주가급락위험)를 사용하여 최초로 입증하였다. 즉, 한국 시장에서 공격적 조세회피는 세금 절세효과로 얻는 이득보다 정보위험 증가로 인한 주식가격 하락으로 인한 손실이 더 크게 발생할 수 있음을 자본시장을 통해 입증하였다는 점에서 공헌점을 제공하고 있다.

둘째, 법인세 발생액의 질이 주가급락위험에 미치는 음의 관계가 강화되는 상황적 요인을 제공하고 있다는 점에서 공헌점을 제공하고 있다. 특히 정보비대칭과 대리인 문제가 크게 나타날 수 있는 상황에서 발생액의 질과 주가급락위험 간의 음의 관계가 강화된다는 결과는 법인세 발생액의 질이 주가급락위험에 영향을 미치는 체계적 원리를 부분적으로 설명해 주고 있다. 이는 법인세 발생액의 질이 경영자의 기회주의를 반영하고 있음을 이론과 연결하여 증명함으로써 측정치의 신뢰성을 높이고 있다.

셋째, 공격적 조세회피가 투자자의 역선택 위험에 영향을 미치는 고유정보위험요인에 포함될 가능성을 제시하였다는 점에서 공헌점을 갖는다. 다수의 선행연구는 정보비대칭 및 대리인 문제로 발생하는 고유위험은 분산투자를 하더라도 완전히 제거할 수 없으므로, 투자자는 고유정보위험을 위험요인으로 인식하여 위험프리미엄을 부과할 수 있다고 주장한다(Easley and O'Hara 2004; Lambert et al. 2007; Francis et al.2004, 2005). 특히 회계수치를 이용한 측정치(발생액의 질)가 고유정보위험에 대한 효과적인 측정치가 될 수 있음을 보여주었다. 본 연구는 세무적 수치를 이용하여 측정한 '법인세 발생액의 질'이 고유정보위험에 대한 보완적인 측정치로 사용될 수 있음을 보여줌으로써 투자자의 주식 포트폴리오 선택에 부분적으로 도움을 줄 것으로 기대한다.

넷째, 본 연구의 결과는 규제기관(세무당국)의 세금 징수 및 부당행위 감시활동에서 효율성 제고에 부분적으로 공헌할 것으로 기대한다. 즉, 기회주의적 조세회피가 증가할 수 있는 상황적 요인 및 측정 도구의 제공은 제한된 인력·시간·자금을 가지고 있는 세무당국이 세무조사 및 기타 부당행위 감시활동의 대상을 선정하는 과정에서 실무적 효율성을 제공하는데 도움을 줄 것으로 판단된다.

마지막으로, 본 연구는 회계-세무 차이를 계산하는 Choudhary et al.(2016)가 제

안한 새로운 방법론을 소개하고, 이 측정 방법이 IFRS 체계에서 측정 측면에서 유용성을 제공할 것으로 기대한다. 조세회피를 측정하는 기존방식은 현금유효법인세 산출과정에서 법인세 현금납부액을 재무제표를 이용한 추정치 또는 주식 공시된 기업의 예상치를 적용해 왔고, 회계이익과 과세소득의 차이(book-tax difference: BTD)를 산출하는 과정에서 과세소득금액을 추정치를 적용하여 조세회피를 측정해왔다. 따라서 전통적 조세회피 측정치의 타당성은 추정치의 정확성이 전제되어야 한다는 문제점을 내포하고 하고 있다. 그러나 Choudhary et al.(2016)가 제안한 법인세 발생액(tax accruals)은 손익계산서에 표시된 법인세비용에서 현금흐름표 상의 법인세 현금납부액을 차감하여 구한다는 점에서 실제 수치를 사용하고 있다. 간접법을 적용하여 현금흐름표를 작성한 과거에는 현금흐름표에 법인세 실제 납부액이 표시되지 않았지만, IFRS 도입 이후에는 현금흐름표를 직접법으로 작성함에 따라 법인세 현금납부액을 현금흐름표를 통해 확인할 수 있다. 따라서 본 연구는 추정치가 아니라 실제 법인세 납부금액을 이용하여 기회주의적 조세회피를 측정하고 있다는 점에서 이전 연구의 문제점을 보완하고 있다. 이 논문에서 소개한 측정치는 향후 세무회계 연구에서 유용하게 활용될 것으로 기대한다.

본 연구의 한계점을 제시하면 다음과 같다. (i) 현금흐름표를 법인세 현금납부액이 표시된 것은 K-IFRS 도입 이후 기간이고 법인세 발생액의 질 측정을 위해서 과거 5년 비정상 법인세 발생액이 요구되기 때문에, 본 연구의 표본기간은 2015년부터 2019년까지 5년으로 제약되는 한계점이 있다. 결과의 일반화 가능성을 높이기 위해서는 향후 더 긴 표본기간을 대상으로 추가적인 검증이 필요할 수 있다. (ii) 법인세 현금납부액의 대응치로 선행연구는 재무제표 수치를 이용하여 계산한 추정치 또는 사업보고서 주식에 기업이 공시한 납부예상액 등을 이용하였다. 본 연구는 법인세 실제납부액을 이용하여 법인세 발생액의 질을 측정하고 그것의 유용성을 검증하였지만, 이전 연구와 같이 법인세 납부액 추정치를 사용하여 법인세 발생액의 질을 계산하고 분석한 보완적 결과도 확인할 필요가 있을 것이다. (iii) 내생성 문제를 검토했을 때, t연도 법인세 발생액의 질과 t+1년도 추가급락위험 간의 관계를 분석하기 때문에 동시적 인과관계 문제는 크지 않을 것으로 판단된다. 또한 전제 상장기업을 대상으로 표본을 선택하고 분석하였기 때문에 표본선택의 오류 문제도 크지 않을 것이다. 그러나 추가급락위험에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제하지 못함으로써 발생하는 생략변수의 문제가 이 연구 결과에 여전히 내재되어 있을 가능성이 있다.

참고문헌

- Aboody, D., I. Hughes and J. Liu. 2005. Earnings quality, insider trading, and cost of capital. *Journal of Accounting Research* 43 (5): 651-673.
- An, H., and T. Zhang. 2013. Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors. *Journal of Corporate Finance* 21 (3): 1-15.
- Andreou, P. C., C. Antoniou, J. Horton, and C. Louca. 2016. Corporate governance and firm-specific stock price crashes. *European Financial Management* 22 (5): 916-956.
- Ang, J., A. Rebel, and W. James. 2000. Agency cost and ownership structure. *Journal of Finance* 55 (1): 81-106.
- Armstrong, C., J. Blouin., A. Jagolinzer, and D. Larcker. 2015. Corporate governance, incentives, and tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics* 60 (1): 1-17
- Ayers, B. C., S. K. Laplante, and S. T. McGuire. 2010. Credit ratings and taxes: the effect of book-tax differences on ratings changes. *Contemporary Accounting Research* 27 (2): 359-402.
- Balakrishnan, K., J. Blouin. and W. Guay. 2019. Tax aggressiveness and corporate transparency. *The Accounting Review* 94 (1): 45 - 69.
- 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.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 83 - 128.
- Bange, M. M., and W.F.M. De Bondt. 1998. R&D budgets and corporate earnings targets. *Journal of Corporate Finance* 4 (2): 153-184.
- Banz, R. 1981. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics* 9(1), pp. 3-18.
- Barth, M. E., Y. Konchitchki, and W. R. Landsman. 2013. Cost of capital and earnings transparency. *Journal of Accounting and Economics* 55 (2-3): 206-224.

- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 3-37.
- Bauer, A. M., X. Fang, and J. A. Pittman. 2021. The importance of IRS enforcement to stock price crash risk: The role of CEO power and incentives. *The Accounting Review*. 96 (4): 81-109.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1): 1-24.
- Bedard, J., S. M. Chtourou, and L. Courteau. 2004. The effect of audit committee expertise, independence, and activity on aggressive earnings management. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 23 (2): 13-35.
- Benmelech, E., E. Kandel, and P. Veronesi. 2010. Stock-based compensation and CEO (dis) incentives. *The Quarterly Journal of Economics* 125 (4): 1769 - 1820.
- Bertrand, M. and A. Schoar. 2003. Managing with style: The effect of managers on firm policies. *The Quarterly Journal of Economics* 118 (4): 1169-1208
- Bhattacharya, N., F. Ecker, P. Olsson, and K. Schipper. 2012. Direct and mediated associations among earnings quality, information asymmetry, and the cost of equity. *The Accounting Review* 87 (2): 449-482.
- Bhaumik, S. and E. Selarka. 2012, Does ownership concentration improve M&A outcomes in emerging markets?. *Journal of Corporate Finance* 18 (4): 717-726.
- Bleck, A., and X. Liu. 2007. Market transparency and the accounting regime. *Journal of Accounting Research* 45 (2): 229-256.
- Brennan, M. and A. Subrahmanyam. 1996. Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock return. *Journal of Financial Economics* 41 (3): 441-464.
- Boubaker, S., H. Mansali, and H. Rjiba. 2014. Large controlling shareholders and stock price synchronicity. *Journal of Banking and Finance* 40 (3): 80 - 96.
- Bushee, B. J. 1998. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. *The Accounting Review* 73 (3): 305-333.
- Cai, H., H. Fang, and L. C. Xu. 2011. Eat, drink, firms, government: An investigation of corruption from the entertainment and travel costs of

- Chinese firms. *The Journal of Law and Economics* 54 (1): 55-78.
- Callen, J. L., and X. Fang. 2017. Crash risk and the auditor-client relationship. *Contemporary Accounting Research* 34 (3): 1715-1750.
- Campbell, J. Y., and L. Hentschel. 1992. No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics* 31 (3): 281 - 318.
- Campbell, J., J. Hilscher, and J. Szilagyi. 2008. In search of distress risk. *Journal of Finance* 63 (6): 2899 - 2939.
- Chan, L., Y. Hamao, and J. Lakonishok. 1991. Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance* 46 (5): 1467-1484.
- Chen, C., J. B. Kim, and L. Yao. 2017. Earnings smoothing: Does it exacerbate or constrain stock price crash risk? *Journal of Corporate Finance* 42 (3): 36-54.
- Chen J., H. Hong, and J. C. Stein. 2001. Forecasting crashes, trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics* 61 (3): 345-381.
- Chen, J., C. Chan, and W. Dong. 2017. Internal control and stock price crash risk: Evidence from China. *European Accounting Review* 26 (1): 125-152.
- Chen, S., Y. Ye, and K. Jebran. 2022. Tax enforcement efforts and stock price crash risk: Evidence from China. *Journal of International Financial Management and Accounting*. Forthcoming.
- Chung, R., M. Firth, and J. B. Kim. 2002. Institutional monitoring and opportunistic earnings management. *Journal of Corporate Finance* 8 (1): 29-48.
- Choudhary, P., A. Koester, and T. Shevlin. 2016. Measuring income tax accrual quality. *Review of Accounting Studies* 21 (1): 89 - 139.
- Cohen, D., A. Dey, and T. Z. Lys. 2008. Real and accrual-based earnings management in the pre- and post-Sarbanes-Oxley Periods. *The Accounting Review* 83 (3): 757-787.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1996. Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (1): 1-36.
- DeFond, M. L., M. Hung, and S. Li. 2015. Does mandatory IFRS adoption affect

- crash risk? *The Accounting Review* 90 (1): 265-299.
- Del Guercio, D., and J. Hawkins. 1999. The motivation and impact of pension fund activism. *Journal of Financial Economics* 52 (3): 293-340.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 (1): 145-179.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2009. Corporate tax avoidance and firm value. *Review of Economics and Statistics* 91 (3): 537-546.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *Accounting Review* 83 (1): 61-82.
- Easley, D., and M. O'Hara. 2004. Information and the cost of capital. *Journal of Finance* 59 (4): 1553-1583.
- Ertugrul, M., J. Lei, J. Qiu, and C. Wan. 2017. Annual report readability, tone ambiguity, and the cost of borrowing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 52 (2): 811-836.
- Fama, E. F and K. R. French. 1992. The Cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47 (2): 427-465.
- Francis, B., I. Hasan and L. Li. 2016. Abnormal real operations, real earnings management, and subsequent crashes in stock prices. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 46 (2): 217-260.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper. 2004. Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4): 967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2): 259-327.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh. 1987. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics* 19 (1): 3-29.
- Gelb, D. S., and J. A. Strawser. 2001. Corporate social responsibility and financial disclosures: an alternative explanation for increased disclosure. *Journal of Business Ethics* 33 (1): 1-13.
- Graham, J. and A. Tucke. 2006. Tax shelters and corporate debt policy. *Journal of Financial Economics* 81(3): 563-594.
- Goh, B., J. Lee., C. Y. Lim, and T. Shevlin. 2016. The effect of corporate tax avoidance on the cost of equity. *The Accounting Review* 91 (6): 1647-1670.

- Habib, A., and M. Hasan. 2016. Auditor-provided tax services and stock price crash risk. *Accounting and Business Research* 46 (1): 51-82.
- Hanlon, M. and J. Slemrod. 2009. What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reactions to news about tax shelter involvement. *Journal of Public Economics* 93(1-2): 126-141.
- He, G. 2015. The effect of CEO inside debt holdings on financial reporting quality. *Review of Accounting Studies* 20 (1): 501-536.
- He, G., L. Bai and H. M. Ren. 2019. Analyst coverage and future stock price crash risk. *Journal of Applied Accounting Research* 20 (1): 63-77.
- Healy, P., and K. Palepu. 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics* 31(1) : 405-440.
- Holderness, C.G, and D.P. Sheehan. 1988. The role of majority shareholders in publicly held corporations: An exploratory analysis. *Journal of Financial Economics* 20 (1-2): 317-346
- Hutton, A., A. Marcus, and H. Tehranian. 2009. Opaque financial reports, R^2 , and crash risk. *Journal of Financial Economics* 94 (1): 67-86.
- Jensen, M. and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: managerial behaviour, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360.
- Jin, L., and S. Myers. 2006. R^2 around the World: New theory and new tests. *Journal of Financial Economics* 79 (2): 257-292.
- Kim, D. and Y. Qi. 2010. Accruals quality, stock returns, and macroeconomic conditions. *The Accounting Review* 85 (3): 937-978.
- Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. 2011a. CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes. *Journal of Financial Economics* 101 (3): 713-730.
- Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. 2011b. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis. *Journal of Financial Economics* 100 (3): 639-662.
- Kim, J. B., and L. Zhang. 2016. Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence. *Contemporary Accounting Research* 33 (1): 412-441.
- Kim, J. B., Z. Wang, and L. Zhang. 2016. CEO overconfidence and stock price

- crash risk. *Contemporary Accounting Research* 33 (4): 1720-1749.
- Kim, J. B., L. Li., L. Y. Lu, and Y. Yu. 2016. Financial statement comparability and expected crash risk. *Journal of Accounting and Economics* 61 (2-3): 294-312.
- Kim, K.S., C. Y. Chung and C. Liu. 2020. Is institutional monitoring time-varying? Evidence from the Korean market. *Finance Research Letters* 32: 1-8.
- Kim, K. S., C. Y. Chung, J. H. Lee and S. Cho. 2020. Accruals quality, information risk, and institutional investors' trading behavior: Evidence from the Korean stock market. *North American Journal of Economics and Finance* 51: 1-22
- Kim, Y., H. Li, and S. Li. 2014. Corporate social responsibility and stock price crash risk. *Journal of Banking and Finance* 43 (3): 1-13.
- Kim, Y., M. S. Park, and B. Wier. 2012. Is earnings quality associated with corporate social responsibility? *The Accounting Review* 87 (3): 761-796.
- Kothari S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki. 2009. Do managers withhold bad news? *Journal of Accounting Research* 47 (1): 241-276.
- Lambert, R., C. Leuz, and R. Verrecchia. 2007. Accounting information, disclosure and the cost of capital. *Journal of Accounting Research* 45 (2): 385 - 420.
- Larcker, D. F., S. A. Richardson, and I. Tuna. 2007. Corporate governance, accounting outcomes, and organizational performance. *Accounting Review* 82 (4): 963-1008.
- Li, B., and C. Ma. 2021. Can tax enforcement affect misstatements? From the perspective of tax account and non-tax account misstatements. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* 28 (3): 357-374.
- Ma, L., and L. Li. 2012. Government size, local governance and tax avoidance. *The Journal of World Economy* 6(2): 93-114.
- Malmendier, U. and G. Tate. 2005. CEO overconfidence and corporate investment. *Journal of Finance* 60 (6): 2661-2700.
- McConnell, J., and H. Servaes. 1990. Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics* 27 (2): 595-612.
- Mitra, S., and W. M. Cready. 2005. Institutional stock ownership, accrual

- management, and information environment. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 20 (3): 257-286.
- Ogneva, M. 2012. Accrual quality, realized returns, and expected returns, the importance of controlling for cash flow shocks. *The Accounting Review* 87 (4): 1415-1444.
- Panousi, V. and D. Papanikolaou. 2012. Investment, idiosyncratic risk, and ownership. *Journal of Finance* 67 (3): 1113-1148.
- Reinganum, M. R. 1988. The Anatomy of a Stock Market Winner. *Financial Analysts Journal* 44 (2): 16-28.
- Robin, A., and H. Zhang. 2015. Do industry-specialist auditors influence stock price crash risk? *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 34 (1): 47-79.
- Scholes, M. S. and M. A. Wolfson. 1992. Taxes and business strategy: A planning approach. *National Tax Journal* 45 (4): 451-455.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny. 1986. Large Shareholders and Corporate Control. *Journal of Political Economy* 94 (3): 461-488.
- Slemrod, J. 2004. The economics of corporate tax selfishness. *National Tax Journal* 57 (4): 877-899.
- Smith, M. P. 1996. Shareholder activism by institutional investors: evidence from CalPERS. *Journal of Finance* 51 (1): 227-252.
- Velury, U., and D. S. Jenkins. 2006. Institutional ownership and the quality of earnings. *Journal of Business Research* 59 (9): 1043-1051.
- Watts, R. L. 2003a. Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons* 17 (3), 207 - 221.
- Watts, R. L. 2003b. Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons* 17 (4), 287 - 301.
- Wilson, R. J. 2009. An examination of corporate tax shelter participants. *The Accounting Review* 84 (3): 969-999.
- Xu, N., X. Jiang., K. C. Chan, and Z. Yi. 2013. Analyst coverage, optimism, and stock price crash risk: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal* 25 (3): 217 - 239.
- Yu, F. F. 2008. Analyst Coverage and Earnings Management. *Journal of Financial Economics* 88 (2) : 245-271.

- Zhang, M., L. Xie, and H. Xu. 2016. Corporate philanthropy and stock price crash risk: Evidence from China. *Journal of Business Ethics* 139 (3): 595-617.
- Zhu, W. 2016. Accruals and price crashes. *Review of Accounting Studies* 21 (2): 349 - 399.
- 강승구·김진수·고종권. 2017. 조세회피와 세무위험이 내재자본비용에 미치는 영향. 회계저널 (제26권 제5호): 311-346.
- 강정연·김지홍·최원욱. 2007. 조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구. 세무학연구 (제24권 제4호): 9-40.
- 강정연·고종권. 2014. 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향. 회계학연구 (제39권 제1호): 147-183).
- 강정연. 2018. 조세회피와 기업가치 및 세무위험. 국제회계연구 (제78권): 245-270.
- 고윤성·김지홍·최원욱. 2007. 조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구. 세무학연구 (제24권 제4호): 9-40.
- 고종권. 2009. 세금과 자본구조가 내재자본비용에 미치는 영향. 세무학연구 (제26권 제4호): 87-123.
- 권영창·홍정화·차진화. 2016. 기업지배구조, 조세회피 및 기업가치의 관계: IFRS 도입 전후 비교. 상업교육연구 (제30권 제2호): 235-267.
- 기은선. 2012. 기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향. 세무학연구 (제29권 제2호): 107-136.
- 기은선·이광숙. 2016. 장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향. 경영학연구 (제45권 제4호): 1407-1434.
- 김경화, 권순창, 김형국. 2018. 조세회피와 감사인의 산업전문성이 추가폭락위험에 미치는 영향. 세무와회계저널 19(1): 173-212.
- 김진수·고종권. 2016. 조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향. 세무학연구 (제33권 제3호): 267-298.
- 김문현. 2016. 조세회피가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향. 산업혁신연구 (제32권 제2호): 153-175.
- 김민수와 임현일. 2015. 조세회피를 통한 정보의 불투명성과 추가급락에 관한 연구. 재무관리연구 32(1): 35-68.

- 김영훈·박성욱. 2018. 건설업의 재무보고비용이 조세회피 및 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구. 세무와회계저널 (제19권 제3호): 9-43.
- 김현진. 2019. 조세회피와 주가폭락위험. 세무회계연구 61: 61-96.
- 박민주·박종국. 2015. 지속적인 조세회피와 기업가치: 조세전략 컨설팅을 중심으로. 경영컨설팅연구 (제15권 제2호): 49-59.
- 박석진·김갑순. 2015. 감사인의 산업전문성이 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향. 세무와회계저널 (제16권 제6호): 295-331.
- 박석진·김갑순. 2019. 발생액을 이용한 조세전략이 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향에 관한 연구. 세무와회계저널 (제20권 제1호): 41-66.
- 박종일. 2016. 비상장기업의 조세회피와 미래 경영성과와의 관계. 세무와회계연구 (제5권 제2호): 257-300.
- 박주영. 2018. 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향: 한국기업지배구조원의 기업지배구조 평가 자료를 이용하여. 세무와회계연구 (제7권 제1호): 43-80.
- 박태진. 2015. 코스닥상장 벤처기업의 조세회피와 기업지배구조가 기업가치에 미치는 영향에 대한 연구. 경영연구 (제30권 제1호): 29-57.
- 박호진·반혜정. 2020. 경영 불확실성이 높은 기업의 혁신 및 조세회피 활동이 기업가치에 미치는 영향. 회계정보연구 (제38권 제4호): 181-205.
- 배진철, 장기, 고재민. 2016. 재무분석가가 주가폭락 위험에 미치는 직접 및 매개효과. 회계정보연구 34 (3): 215-248.
- 서갑수·박미영. 2017. 장단기 조세회피활동과 경영자보상. 국제회계연구 (제71권): 331-356.
- 서반석·김서영·김갑순. 2016. 조세회피가 기업성과와 기업가치에 미치는 영향. 재무와회계정보저널 (제16권 제3호): 1-34.
- 손언승·양동훈·이상철·김갑순. 2012. 기업지배구조가 조세절감활동과 기업가치의 관련성에 미치는 영향에 대한 연구. 세무와회계저널 (제13권 제3호): 385-419.
- 송하림·최문수. 2022. 소유경영자의 조세회피와 기업가치에 관한 실증연구: 코스닥 기업을 중심으로. 대한경영학회지 (제35권 제2호): 353-373.
- 신재은·이건. 2018. 여성임원 보유와 조세회피, 기업가치 간의 관련성에 대한 연구. 세무와회계저널 (제19권 제6호): 33-63.
- 신지우. 2019. 기업지배구조와 기업가치의 관계에서 단기조세회피 및 장기조세전략

- 의 매개효과. 회계와정책연구 (제24권 제4호): 129-162.
- 신현미·박원. 2021. 조세회피가 경영자 보상과 기업가치의 관계에 미치는 영향. 세무회계연구 (제69호): 79-99.
- 심충진·이준규. 2013. 세무조사 여부에 따른 조세회피와 기업가치에 관한 연구. 회계정보연구 (제31권 제4호): 81-104.
- 오정택·김영화. 2010. 기업소유구조와 조세회피. 조세연구 (제10권 제2호): 191-220.
- 이광숙·기은선·윤성수. 2017. 조세회피와 기업가치. 세무와회계저널 (제18권 제3호): 121-143.
- 이균봉·최수비. 2015. 기업지배구조 및 감사품질이 조세회피와 기업가치의 관련성에 미치는 영향. 산업경제연구 (제28권 제5호): 2105-2128.
- 전주성. 2011. 조세회피와 기업가치: 지배구조의 역할을 중심으로. 재정학연구 (제4권 제4호): 59-85.
- 정광화·기은선. 2018. 조세회피와 기업가치의 관계는 경기에 따라 달라지는가?. 회계와정책연구 (제23권 제4호):101-122.
- 정성환·유승원. 2012. 자율공시와 보수주의가 자기자본비용에 미치는 영향. 회계학연구 (제374권 제1호): 267-308.
- 최혁. 2019. 시장 경쟁에 따라 조세회피가 기업가치에 미치는 영향. 세무와회계연구 (제8권 제2호): 5-30.
- 황보영·정규언. 2021. 명성비용과 공격적 조세회피 및 기업가치의 관계. 세무학연구 (제38권 제4호): 139-164.