

# 경영자 기회주의, 과신 성향 그리고 주가의 급락 위험

김병모\* 단국대학교 경영학부 부교수

## 요약

주가의 급락은 부정적 정보가 공개되지 않고 축적되다가 한계점에서 일시에 노출되면서 발생한다. 부정적 정보를 은닉하려는 기업의 동기를 제시하고 주가 급락에 대한 영향력을 분석하는 것이 본 연구의 목적이다. 정보 은닉의 첫째 동기는 경영자 기회주의이다. 경영자는 경력 관리와 같은 개인적 목적을 위해 기업의 부정적 정보가 공개되는 것을 저지할 가능성이 있다. 둘째는 경영자 과신이다. 과신 성향의 경영자는 발생한 부정적 정보가 일시적이거나 실상을 오도한다고 믿기 때문에 공개를 꺼리게 된다. 경영자의 기회주의 실현 정도를 측정하기 위해서는 기업의 절세 성향(장기유효세율)을 사용하며, 경영자 과신 성향은 기업의 재무 및 투자 성향에서 추론한다. 주가 급락 위험의 변수로는 기업 고유수익률의 급락 여부와 음의 조건부 왜도값을 이용한다. 분석 결과 절세 성향이 클수록 즉, 장기유효세율이 작을수록 주가의 급락 위험은 증가하는 것으로 검증된다. 사적 이익 추구를 위한 부정적 정보의 은닉이 미래 주가의 급락으로 연계되고 있음을 의미한다. 절세 성향과 주가 급락과의 상관관계는 연도별 분석과 고정효과를 고려한 분석, 그리고 세금 회피에 대한 대안 변수를 사용한 경우에서도 강건하다. 반면 경영자 과신 더미변수는 주가의 급락과 유의적인 상관관계를 보이지 않는다. 정보비대칭의 크기에 따라 구분하여 분석하면, 장기유효세율과 주가 급락과의 상관관계는 기업과 투자자와의 정보비대칭이 큰 그룹에서 더욱 명확히 검증된다. 그러나 경영자 과신 변수와 주가 급락과의 상관관계는 정보비대칭에 따라서도 유의성의 차이를 보이지 않는다. 부정적 정보 은닉의 원인이 과신 성향이 아닌 기회주의에 있음을 의미하는 것이다. 아울러, 정보비대칭이 큰 그룹에서는 투자자 보호가 약할수록 장기유효세율과 주가 급락 위험과의 상관관계가 강하게 나타난다. 경영자 의사결정에 대한 감시가 허술하면 경영자의 사적 이익 추구에 대한 기회비용이 작으므로, 절세 거래에 기회주의적 의도가 내재될 가능성이 크기 때문인 것으로 해석된다. 이러한 결과들은 경영자의 과신 성향보다는 기회주의가 주가 급락을 야기하는 동기라는 해석을 견지케 한다.

주요단어      기회주의, 경영자 과신, 세금 회피, 주가 급락 위험, 정보비대칭

투고일      2015년 06월 03일

수정일      2015년 09월 16일

게재확정일      2015년 12월 24일

\* 교신저자. 주소 : 16890, 경기도 용인시 수지구 죽전로 152, 단국대학교 ; E-mail : bmkim@dankook.ac.kr ; 전화 : 031-8005-3411.

유익한 조언을 해주신 두 분의 심사자와 박광우 편집위원장님께 깊이 감사드립니다. 이 연구는 2015년도 단국대학교 대학연구비의 지원으로 연구되었음.

# Managerial Opportunism, Overconfidence and Stock Price Crash Risk

**Byungmo Kim\*** Associate Professor, Department of Business Administration, Dankook University

**Received** 03 Jun. 2015

**Revised** 16 Sep. 2015

**Accepted** 24 Dec. 2015

## Abstract

A stock's price crashes when bad news accumulated within the firm is released all at once. I suggest two incentives for bad news hoarding—managerial opportunism and overconfidence—and examine their effects on firm-specific stock price crash risk. In a corporate setting in which there is separation of ownership and control, managers have multiple incentives to conceal bad news, such as extracting rent, securing their jobs, maintaining reputations and meeting the conditions for extra compensation. Overconfident managers also have incentives to ignore negative news. They tend to overestimate the cash flows of investment projects and misperceive negative news as temporary or untrue. They are reluctant to disclose negative news because doing so might prompt investors to halt the projects. Thus, both opportunism and overconfidence can motivate managers to hoard bad news, which in turn can lead to stock price crashes.

These two incentives are not, however, mutually exclusive. Opportunism assumes that managers are rational expected-utility maximizers, whereas overconfident managers are expected to behave according to irrational psychological traits. This suggests that overconfident managers can conceal bad news even if they are benevolent to shareholders. The difference allows them to empirically decide which incentive is the main

---

\* Corresponding Author. Dankook University, 152 Jukjeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do 16890, Korea; E-mail: bmkim@dankook.ac.kr; Tel: 82-31-8005-3411.

source of the stock price crash.

I use tax avoidance (long-run effective tax rate) as a proxy for opportunism because it is widely involved in managerial opportunistic decisions such as earnings management and resource diversion. As a proxy for firm-level overconfidence, I use a dummy variable constructed following Schrand and Zechman (2012). Overconfidence is a persistent trait that affects all business decisions, suggesting that the level of overconfidence can be inferred from the firm's financial and investment decisions. Schrand and Zechman (2012) developed an overconfidence score using a list of financial and investment decisions typically conducted by overconfident managers. Following Chen, Chen, Cheng, and Shevlin (2001) and Hutton, Marcus, and Tehrani (2009), I use two measures of firm-specific stock price crash risk: the likelihood of extreme and negative firm-specific weekly returns and the negative conditional skewness of firm-specific weekly returns.

Using non-financial firms listed on the Korea Stock Exchange for the 2001 ~ 2011 period, I find that while tax avoidance is positively related to stock price crash risk, overconfidence is not. The results are consistent with the hypothesis that opportunism motivates managers to hoard bad news, which leads to stock price crashes. The finding is robust when I control for firm-fixed effects and use alternative tax avoidance measures, such as the book-tax income difference and the long-term effective tax rate adjusted for earnings management.

I also find that the relation between tax avoidance and crash risk is more pronounced in firms with greater information asymmetry. In contrast, information asymmetry does not help explain the relation between overconfidence and crash risk. I further examine the effect of investor protection on the relation between tax avoidance and crash risk. Investor protection variables include largest shareholder ownership, foreign ownership, proportion of outside directors, amount of external financing, big audit firm dummy, chaebol affiliation dummy and the disparity between control and cash flow rights. It appears that the effect of tax avoidance on crash risk is less pronounced for firms with greater investor protection. Specifically, firms with higher largest shareholder ownership and greater external financing, firms audited by big audit companies, non-chaebol firms and firms with lower disparity between control and cash flow rights all exhibit relatively weak relations between tax avoidance and crash risk. The results reinforce that opportunism is a more promising source of stock price crashes than overconfidence.

Earlier studies have tried to find the determinants of stock price crashes, focusing on market mechanisms. Recently, related research expanded its focus to include firm-side mechanisms, but most studies have explained stock price crashes using the agency framework. This study complements those works by suggesting a managerial behavioral trait as a source of stock price crashes.

**Keywords** Opportunism, Overconfidence, Tax Evasion, Stock Price Crash Risk, Information Asymmetry

## I. 서 론

아시아 외환위기와 글로벌 금융위기를 거치며 자산 가치의 극한적 변동을 경험한 투자자들은 주가의 급락 가능성에 대한 우려가 크다. 체계적 변동성과는 달리 극단적 손실 위험은 분산투자가 아닌 자산의 선별적 투자에 의해 감소될 수 있으므로 급락의 예측은 중요하다. 주가의 급락은 부정적 정보가 공개되지 않고 축적되다가 일시에 시장에 노출되면서 발생한다. 이전의 연구들은 시장 메커니즘 및 투자자 측면에서 정보 축적의 원인을 찾으려는 노력을 기울여 왔다. 대표적으로, Hong and Stein(2003)과 Chen, Hong, and Stein(2001)은 투자자 의견의 다양성과 공개 제한을 그 원인으로 지적한 바 있다.

본 연구는 기업 측면에서 주가 급락의 원인을 분석한다. 경영진의 정보 은닉을 유발하여 궁극적으로 주가의 급락 예측에 기여할 수 있는 두 요인을 제시하고 그 영향을 검증한다. 첫째는, 경영자 기회주의(opportunism)이다. 대리인 관계 하에서 경영자는 추가보상 조건의 충족, 경력 관리, 영향력 확대 등 자신의 효용을 증가시키기 위해 기업의 부정적 정보를 은닉하려는 동기를 가진다. 둘째는 경영자 과신(overconfidence)이다. 경영자가 자신과 회사의 능력을 지나치게 긍정적으로 평가하면 미래 현금흐름을 과대평가하기 쉽다. 현재 성과가 좋지 않음에도 불구하고 투자를 지속하려 하고 자신의 판단을 믿도는 부정적 정보의 공개를 꺼리게 된다.

두 요인은 서로 배타적이지 않다. 개별적으로 혹은 동시에 경영자의 정보 은닉 동기를 자극하여 주가의 급락 위험을 증가시킬 수 있다. 그러나 전자는 경영자가 기대효용의 극대화를 추구하는 이성적 주체임을 가정하는 반면 후자는 경영자가 과신이라는 비이성적 특성에 의해 행동한다고 가정한다. 즉, 기회주의적 경영자는 부정적 정보를 부정적인 것으로 인식하고 감추려 하지만, 과신 성향의 경영자는 부정적 정보가 일시적이거나 실상을 오도하는 것이라고 오관하기 때문에 감추려 한다. 투자안이 기업의 가치를 증가시키리라는 믿음 하에서, 경영자는 투자의 중단이 기업 가치를 증가시킬 기회를 상실하는 것으로 인식한다. 때문에, 부정적 정보의 공개로 인해 투자가 중단될 가능성을 우려하여 정보를 감추려 하는 것이다. 따라서 경영자가 주주 부의 증진이라는 대리인 본연의 역할에 충실한 경우에도 정보를 은닉할 수 있다는 점에서 기회주의적 정보 은닉과는 구별된다.

본 연구는 두 요인의 측정치로 장기유효세율과 경영자 과신 더미변수를 사용하여 주가의

급락에 미치는 영향을 검증한다. 장기유효세율은 기업의 절세 거래의 정도를 가늠하기 위한 변수이다. 세금 회피는 회계이익의 조정, 자원의 유출과 같은 경영자의 기회주의적 행태와 빈번히 동반된다는 증거들에 근거한다(Armstrong, Blouin, Jagolinzer, and Larcker, 2015; Kim, Li, and Zhang, 2011; Chen, Chen, Cheng, and Shevlin, 2010; Desai and Dharmapala, 2006, 2009a; Graham and Tucker, 2006; Desai, 2005; Slemrod, 2004). 개별 기업의 과신 성향에 대한 변수는 Schrand and Zechman(2012)의 방법을 따라 설정한다. 과신은 성격적 특성이므로 기업의 의사결정 전반에 지속적으로 영향을 미친다. 따라서 과신된 경영자들의 투자와 재무 의사결정은 유사성을 가지게 된다. 이는 현재 기업의 투자와 재무 상황을 이용해서 경영자의 과신 정도를 역추론 할 수 있음을 의미한다. Schrand and Zechman(2012)은 기존의 연구들이 보고한 과신된 경영자들의 의사결정의 전형을 파악하여 기업별 과신의 정도를 유추하였다(Campbell, Gallmeyer, Johnson, Rutherford, and Stanley, 2011; Graham, Harvey, and Puri, 2013; Ferris, Jayaraman, and Sabherwal, 2013; Hirshleifer, Low, and Teoh, 2012; Galasso and Simcoe, 2011; Hilary and Hsu, 2011; Malmendier, Tate, and Yan, 2011; Ben-David, Graham, and Harvey, 2013; Malmendier and Tate, 2005, 2008). 이에 근거하여 본 연구에서 과신된 경영자를 구분하기 위해서 사용한 기준은 네 가지로, 각 기업의 초과적 투자 수준, 인수합병의 적극성, 부채의 사용의 공격성 그리고 배당 지급 여부이다.

2001년부터 2011년까지 유가증권시장에 상장된 제조 기업을 표본으로 분석한 결과, 장기 유효세율이 작을수록 즉, 세금 회피의 정도가 클수록 주가의 급락 위험이 증가하는 것으로 확인된다. 장기유효세율과 주가 급락과의 상관성은 강건하다. 연도별 분석과, 고정효과를 고려한 분석, 그리고 세금 회피에 대한 대안 변수를 사용하는 경우에서 지속적으로 유의하다. 반면, 경영자 과신 변수는 주가 급락과 유의적인 상관관계를 보이지 않는다. 주가의 급락 요인이 경영자 과신보다는 기회주의적 동기에 있음을 나타내는 결과이다.

정보비대칭의 크기에 따라 구분하여 분석하면, 장기유효세율과 주가 급락과의 상관관계는 기업과 투자자와의 정보비대칭이 큰 그룹에서 더욱 명확히 검증된다. 정보비대칭이 큰 환경에서 경영자가 부정적인 정보를 감추기 쉽다는 점을 생각하면 정보 은닉의 동기가 기회주의에서 기인한 것임을 짐작할 수 있다. 만일 경영자 과신이 정보 은닉의 동기라면 과신 터미변수도 정보비대칭이 큰 그룹에서 주가 급락과 더 유의적인 상관관계를 보일 것이다. 그러나, 경영자

과신 변수는 정보비대칭 수준에 관계없이 유의적이지 않은 것으로 검증된다.

아울러, 정보비대칭이 큰 그룹에서는 투자자 보호가 약할수록 장기유효세율과 주가 급락 위험과의 상관관계가 강하게 나타난다. 경영자 의사결정에 대한 감시가 허술하면 경영자의 사적 이익 추구에 대한 기회비용이 작으므로, 절세 거래에 기회주의적 의도가 내재될 가능성이 크기 때문인 것으로 해석된다.

본 연구의 결과는 경영자의 과신 성향보다는 기회주의가 주가 급락을 야기하는 동기라는 해석을 견지케 한다. 이는 대리인적 요인이 주가 급락의 주된 원인임을 지적한 기존의 연구들과 일관된다(Benmelech, Kandel, and Veronesi, 2010; DeFond, Hung, Li, and Li, 2015; Hutton, Marcus, and Tehranian, 2009; Kim et al., 2011). 그리고, 절세 성과가 경영 효율성의 척도 중 하나임에도 불구하고, 오히려 기회주의의 채널로 사용되고 있다는 증거와도 일관된다(Chen et al., 2010; Hanlon and Slemrod, 2009). 하지만, 경영자의 과신 성향이 기업의 재무, 투자 그리고 회계 전반에 유의적인 영향을 미친다는 최근의 결과들과는 괴리가 있다(Malmendier and Tate, 2005, 2008; Malmendier et al., 2011; Graham et al., 2013; Hribar and Yang, 2014; Hirshleifer et al., 2012; Kim, Wang, and Zhang, 2015; Schrand and Zechman, 2012; Ahmed and Duellman, 2013).

주가 급락에 대한 연구들의 대부분은 투자자 측면에서 접근해 왔다. 기업 측면으로 관점을 확대한 후에도 그 관점은 줄곧 대리인 문제에 치우쳐 있다. 본 연구는 대리인적 요인 외에도 과신 성향이라는 비이성적 특성이 주가 급락을 야기할 가능성을 함께 고려한다는 점에서 실증적 의의가 있다. 최근 지배구조에 대한 투자자의 관심이 높아지면서 대리인 비용 경감이라는 시류로 이어져 기업 의사결정에 대한 언론과 주주들의 감시는 어느 때보다 견고하다. 때문에 경영자는 기회주의 발현을 위해 보다 은밀한 채널을 모색할 가능성이 있다. 본질적으로 모호하고 복잡한 세금 회피 과정에서 기회주의에 대한 증거를 찾을 수 있는 것도 이러한 추측과 일관된다. 아울러, 자산 가치 급변에 대한 투자자들의 우려가 큰 시기에 주가 급락의 예측을 돕는 기업 요인을 제시한다는 측면에서도 본 연구의 기여점을 찾을 수 있다.

제II장에서는 배경 연구와 검증 가설을 설명한다. 제III장은 변수의 설정과 모형을 제시하고, 제IV장은 표본을 설명한다. 제V장은 두 요인 변수와 주가 급락과의 상관성에 대한 실증 분석 결과와 강건성 검증 결과를 설명한다. 제VI장은 결론을 맺는다.

## II. 배경 연구와 검증 가설

Hong and Stein(2003)은 투자자 의견의 다양성이 주가의 급락 혹은 수익률 분포의 비대칭성의 주된 요인이라고 지적하였다. 이들의 이론에 따르면, 향후 주가에 대한 다양한 전망이 존재할 때 부정적 정보는 공매 제한에 의해 시장에 충분히 반영되지 못한다. 축적된 정보들이 시장이 하락 추세에 있을 때 쏟아져 나오면서 주가가 급락하거나 음의 수익률이 과대하게 관측되는 것이다. Hong and Stein(2003)과 Chen et al.(2001)은 이와 일관된 실증적 증거를 제시하였다.

Jin and Myers(2006)와 Bleck and Liu(2007)는 대리인 관계가 주가 급락의 요인이라고 주장하였다. 이들은 경영자와 주주가 이해의 상충관계에 있음을 가정하고, 경영자는 기업의 자원을 사적으로 유용하기 위해 자신의 지위 유지에 방해되는 부정적 정보를 은닉한다고 설명한다. 이 때 기업의 불투명성과 투자자 보호는 경영자의 기회주의에 따른 부정적 정보의 은닉을 자극하는 요인이다. Benmelech et al.(2010)은 경영자의 보상체계가 주가에 지나치게 연동되면 경영자는 주가 관리를 위해 부정적 뉴스의 유출을 막으려 한다고 주장하였다.

최근 이와 일관된 증거들이 제시되고 있다. Hutton et al.(2009)과 Kim et al.(2011)은 기업이 불투명하거나 세금 회피가 클수록 주가 급락 위험이 증가한다고 보고하였다. Callen and Fang(2013)과 DeFond et al.(2015)은 각각 기관투자자의 존재 및 국제회계기준의 준수가 급락의 위험을 감소시키는 효과를 가지고 있다고 보고하였다. 임현일, 김민수(2014)는 이익조정이 클수록 주가의 급락 위험이 증가함을 보고하였다.

Kim et al.(2015)은 경영자 과신이 정보 은닉의 원인이 될 수 있다고 제시하였다. 과신 성향은 기업과 자신의 능력에 대해 긍정적으로 편의된 판단을 하는 인간의 성격 특성으로서 경영자에게 드물지 않게 발견되며(Ben-David et al., 2013; Camerer and Lovo, 1999; Graham et al., 2013), 다방면에서 기업 의사결정과 경영 결과에 영향을 미친다고 알려져 있기 때문이다(예를 들어, 투자 효율성 저하(Ben-David et al., 2013; Malmendier and Tate, 2005), 혁신적 투자의 증가(Galasso and Simcoe, 2011; Hirshleifer et al., 2012), 가치 하락 합병(Ferris et al., 2013; Malmendier and Tate, 2008), 외부 자본 조달(Graham et al., 2013; Malmendier et al., 2011)). 과신 성향의 경영자는 부정적 정보가 실제의 상황을 오도한다고 믿기 때문에 공개하지 않으려 한다(Markus, 1977). 부정적 정보가 공개되면 후일

기업 가치를 증가시키리라고 믿는 투자가 중단될 수 있기 때문이다. 이 점에서 경영자 과신에 의한 정보 은닉은 기회주의에 의한 것과는 차별된다. 기회주의에 의한 정보 은닉은 경영자가 이성적으로 자신의 효용을 증가시키기 위한 행동이기 때문이다. 단, 기회주의와 경영자 과신에 의한 정보 은닉이 서로 배타적이지는 않다. 두 요인이 단독으로 또는 함께 정보의 은닉을 유발하고 주가의 급락을 야기할 수 있다. 이러한 논리 하에 다음의 가설을 설정한다.

H1: 경영자의 기회주의(또는 과신 성향)는 주가의 급락 위험을 증가시킬 것이다.

기회주의 또는 과신 성향이 주가의 급락을 야기할 것이라는 예측은 이들 두 요인이 경영자가 부정적 정보를 은닉하려는 동기를 자극할 것이라는 논리에 근거한다. 따라서 기회주의 또는 과신 성향이 주가 급락 위험에 미치는 영향력은 기업의 정보비대칭 수준이 클수록 더 명백하게 나타날 것으로 기대할 수 있다. 투자자와 기업과의 정보비대칭이 클수록 경영자의 정보 은닉이 쉬워지기 때문이다(Callen and Fang, 2013). 따라서 정보 은닉에 대한 정보비대칭의 역할에 근거하여 다음의 가설을 설정할 수 있다.

H2: 기업과 투자자와의 정보비대칭이 클수록 경영자 기회주의(또는 과신 성향)에 의한 주가 급락 위험의 증가 효과는 증가할 것이다.

위 가설에 부합하는 실증 결과는 기회주의 또는 과신 성향이 정보의 은닉을 통해 주가의 급락으로 연계된다는 H1의 타당성을 뒷받침 할 것이다.

경영자의 기회주의는 대리인 갈등을 전제로 한다. 이는 기회주의와 주가 급락과의 상관관계는 기업의 투자자 보호 수준에 따라 횡단면적 차이가 있을 것임을 함의한다. 지배구조와 경영자 감시가 우수할수록 경영자가 사적인 이익을 목적으로 정보를 은닉하려는 시도는 감소 할 것이기 때문이다(Jin and Myers, 2006; Bleck and Liu, 2007). 이러한 논리에 근거해서 다음 가설의 설정이 가능하다.

H3: 투자자 보호 체계가 우수할수록 경영자 기회주의에서 기인한 주가 급락 위험의 증가 효과는 감소할 것이다.

이 가설의 검증 결과는 기회주의가 주가 급락의 요인인지를 판단하기 위한 근거로 이용될

수 있다.

반면, 급락 위험의 증가가 경영자의 과신 성향에서 기인한 것이라면, 그 관계는 투자자 보호 수준에 의해 영향을 받지 않을 가능성이 크다. 과신 성향의 경영자는 기회주의에 노출되지 않은 충실한(benevolent) 대리인일 수 있다. 대리인 갈등이 존재하지 않는 경우 투자자 보호의 차이가 경영자의 정보 은닉 동기에 영향을 미치지 못할 것이기 때문이다.

### III. 변수 및 모형

#### 1. 기회주의 측정 변수

본 연구는 기업의 세금 회피 정도를 이용하여 경영자 기회주의가 실현된 정도를 측정한다. 효율적인 세금 전략은 납세의 부담을 줄여 기업 가치를 증가시킨다. 그렇기 때문에 절세 거래는 본질적으로 불투명하고 복잡한 구조를 가지고 있음에도 불구하고 경영자가 투자자들에게 그 필요성을 정당화하기 쉽다. 뿐만 아니라, 그 과정에서 세금 회피 전략의 수행에 필요한 자신들의 권한을 확보하기도 수월하다(Desai and Dharmapala, 2006; Desai and Dharmapala, 2009b). 따라서 세금 회피 과정은 경영자에게 기업의 자원을 오용하거나 관련된 부정적 정보를 은닉할 수 있는 기회로 이용될 수 있다. 예를 들어 세금 회피를 위해서 이익을 세금 피신처로 이동시키는 과정에서 경영자는 그 일부를 착복하거나 남용할 수도 있는 것이다(Kim et al., 2011).

이처럼 경영자의 세금 회피를 대리인 관점에서 해석하려는 이론적, 실증적 연구들은 매우 다양한데, 이는 세금 회피가 경영자의 기회주의적 동기의 실현 정도를 가늠할 수 있는 효과적인 변수라는 증거로 이해될 수 있다.<sup>1)</sup>

1) 이익조정 및 보수주의와 같은 회계 측정치를 제외하면, 개별기업 수준에서 기회주의 동기와 실현 가능성을 함께 가늠할 수 있는 변수를 찾는 것은 쉽지 않다. Armstrong, Larker, Ormazabal, and Taylor(2013) 등의 연구는 주식 옵션과 같은 경영자의 지분 동기(equity incentive)를 이용하여 기회주의를 가능하지만, 본 연구에서는 적절치 않다고 판단하였다. 그 이유로 첫째는 표본기간 동안 국내 기업에서 주식옵션의 역할이 미미하기 때문이다. 김수정, 설원식(2010)에 따르면 2002~2008년 기간에 유가증권시장에서 주식옵션을 부여한 기업의 수는 금융기관을 제외하면 각각 31, 10, 9, 10, 19, 10, 3에 불과하다. 그리고 이들은 주식옵션 부여가 수익률의 변동성에 영향을 미치지 못한다고 보고하였는데 이는 주식옵션이 경영자의 지분 동기를 가능하기 위한 유의적 측정치가 아니라는 것을 의미한다. 둘째로는 지분 동기가 증가하면, 주주와 경영자와의 이해관계가 일치되어 정보 은닉이 감소되는 효과 외에도 목표주가의 달성을 위해 경영자가 오히려 부정적 정보의 은닉을 부추기는 반대효과가 공존하기 때문이다.

Chen and Chu(2005)와 Crocker and Slemrod(2005)는 세금 회피와 대리인 문제를 연계하는 이론적 모형을 제시하였다. Graham and Tucker(2006), Slemrod(2004), Desai(2005) 그리고 Desai and Dharmapala(2006)는 여러 사례들을 이용해서, 세금 회피 거래가 이익 조작, 관계자 거래, 자원 유출과 같이 경영자의 기회주의 발현의 채널로 이용될 수 있음을 주장하였다.

Desai and Dharmapala(2006)은 투자자 보호가 허술한 경우 경영자 지분이 상승하면 세금 회피가 줄어드는 현상을 보고하였다. Chen et al.(2010)은 가족기업의 세금 회피 성향이 보수적인 것은 세금 회피 거래로 인해 기업가치가 하락하는 것을 피하기 위한 선택이라고 주장하였다. Desai and Dharmapala(2009a)는 기관투자자의 지분이 높은 경우 세금 회피가 클수록 기업의 가치가 상승함을 보고하였다. 경영자의 기회주의를 효과적으로 감시할 주체가 있는 경우로 한정해서, 절세의 순이익이 0보다 크다는 것을 의미하는 결과이다. Hanlon and Slemrod(2009)는 세금 회피 사실이 시장에 공개된 후 평균적인 주가의 반응은 음(-)이고 투자자 보호가 건전한 경우 부정적 주가 반응이 완화됨을 보여주었다. 김병모(2012)는 세금 회피가 클수록 기업 가치가 감소함을 보고하였다.

세금 회피에 대한 다양한 측정치들 중에서 연구의 목적에 부합하는 측정치를 선정하는 것은 중요하다(Hanlon and Heitzman, 2010). 본 연구는 Dyreng, Hanlon, and Maydew (2008)의 장기유효세율(the long-run cash effective tax rate, LRETR)을 이용한다. 장기간에 걸쳐 부정적 기업 정보를 감추고 자원을 사적인 용도로 남용하는데 사용될 불투명하고 지속적인 세금 회피 거래를 가늠하기 위함이다. 이는 다음과 같이 정의된다.

$$LRETR_{it} = \frac{\sum_{j=t-4}^t \text{현금 납부세액}_{ij}}{\sum_{j=t-4}^t \text{법인세비용차감전손익}_{ij}} \quad (1)$$

현금 납부 세액으로 계산된 유효세율은 주식매수선택권이나 평가성충당금과 같이 당장 확정된 지출은 아니지만 기업 회계기준에 따라 비용으로 인식되어 실제 납부세액과는 무관하게 세율의 변화를 초래하는 항목들을 고려할 수 있다는 장점을 가진다(Dyreng et al., 2008).<sup>2)</sup> 이외에도, 본 연구가 LRETR을 본 연구의 목적에 가장 부합되는 측정치로 판단한

2) 현금 납부 세액은 재무상태표와 손익계산서의 항목들(미지급법인세, 이연법인세자산/부채, 법인세비용)을 이용하여 역산하여 추정한다.

이유는 첫째, 이익조정에 의한 일시적 세율 변화를 제어할 수 있다는 점과 둘째, 회계이익과 과세소득의 차이와 같이 그 결과가 겉으로 드러나는 절세 전략이 아니라, 복잡 불투명하여 단기적으로는 명확히 드러나지 않는 세금 회피 행태를 효과적으로 측정할 것이라는 점 때문이다. 주가의 급락으로 연계되는 부정적 정보의 축적은 장기적 관점에서 분석되어야 한다는 점도 그 적합성을 뒷받침한다. 측정의 기간을 5년으로 정한 것은 이상의 기간으로 설정하는 경우 표본이 생존 편이에 노출될 가능성이 있기 때문이며 최소 3년 이상 관련 자료가 지속적으로 존재하는 경우로 표본을 한정한다. LRETR의 값이 작을수록 기업의 세금 회피 성향이 큰 것을 의미한다.

이외의 세금 회피의 측정치로는 회계이익과 과세소득의 차이가 대표적이다. Mills(1998)는 회계이익과 과세소득의 차이가 세금 회피에 대한 적절한 측정치로서 그 값이 클수록 과세 당국으로부터 세무 감사를 받을 위험이 커진다고 보고하였다. 그러나 회계이익과 과세소득의 차이의 상당 부분은(세금 회피 의지와는 무관한) 발생액을 통한 이익조정에서 기인한 것이거나 단순히 기업회계기준과 세법의 과세 규정 차이에서 기인했을 가능성이 크다(유상열, 2010). 따라서 본 연구의 목적을 위해서는 장기유효세율(LRETR)을 사용하는 것이 상대적으로 적합하다고 판단된다. 단, 이전 연구들과의 비교 가능성 및 강건성 검증을 위해 2001~2008년에 한해 회계이익과 과세소득의 차이(book-tax difference, BTD)를 세금 회피의 대안 변수로 사용한다.

## 2. 경영자 과신 더미변수 설정

Schrand and Zechman(2012)이 제시한 방법을 따라 경영자의 과신 성향을 가늠한다. 이들은 과신 성향은 인간의 성격적 특성으로서, 기업 의사결정 전반에 영향을 미친다는 사실을 이용하여 기업의 투자, 재무 의사결정으로부터 경영자(개별 기업)의 과신 정도를 추론하였다. 이들이 제시한 다음의 4항목 중 2항목 이상에서 과신 성향을 가지는 것으로 판단되면 해당 기업의 경영자 과신 더미변수는 1의 값을 갖고 그 미만이면 0의 값을 갖는 것으로 설정한다.<sup>3)</sup>

---

3) Schrand and Zechman(2012)은 이외에 우선주의 유무를 고려하였다. 우선주를 무한 만기의 위험성 부채로 간주하고 우선주로 자금조달을 조달하는 것은 과신의 성향을 반영하는 것이라고 판단하였다. 국내의 경우 우선주라 하더라도 배당을 약정하여 정기적으로 지급하는 경우는 제한적이므로 장기의 위험 채권으로 간주하는 것은 무리가 있다고 판단하여 항목에서 제외하였다.

- (1) 산업 조정 초과 투자 수준: 매년 총자산의 성장률을 매출액 성장률에 회귀하여 얻어진 잔차가 동일 산업에 속한 기업들의 잔차의 중간값보다 크면 과신적 성향이 있다고 판단한다. 과신적 경영자들은 투자안의 현금흐름을 과대평가하고 위험을 과소평가하여 과잉투자의 성향을 가지고 있다는 실증결과에 근거한다(Ben-David et al., 2013; Malmendier and Tate, 2005).
- (2) 인수합병의 적극성: 인수합병으로 인한 순현금 지출이 0보다 큰 경우 과신 성향이 있는 것으로 판단한다. Schrand and Zechman(2012)은 순현금 지출이 동일 산업의 중간값보다 큰 경우로 정의하였다. 그러나 본 연구의 표본에서 인수합병으로 인한 현금흐름을 보고한 기업의 수가 제한적이어서, 순현금지출의 유무를 기준으로 판단하였다. 과신 성향의 경영자는 인수합병에 적극적이라는 Malmendier and Tate(2008)의 증거에 근거한다.
- (3) 산업조정 부채비율: 매년 부채와 자기자본 비율이 산업의 중간값보다 큰 경우 과신 성향이 있다고 판단한다. Heaton(2002)은 과신 성향의 경영자는 자본조달의 순위이론을 따를 가능성이 크다고 예측하였고 Malmendier et al.(2011)과 Ben-David et al.(2013)은 이와 일관된 증거를 제시하였다. 따라서 자기자본 보다 부채를 통한 자본조달에 우선순위를 둘 것으로 예측한다.
- (4) 배당 지급 여부: 과신 성향의 경영자는 투자 기회를 놓치지 않기 위해 현금 유출을 꺼리므로 배당을 지급하지 않을 가능성이 크다는 Ben-David et al.(2013)의 분석에 근거한다.<sup>4)</sup>

Malmendier and Tate(2005)는 경영자의 주식 옵션 행사의 시점을 기준으로 과신 성향을 측정하였다. 과신 성향의 경영자는 옵션이 상당한 내가격 상태에 있음에도 불구하고 행사를 미루는 성향이 있음을 전제로 한 것이다. 옵션 행사로 인한 수익이 인덱스(S&P 500) 수익률을 초과하지 못한 것을 증거로, 행사의 지연이 내부 정보가 아닌 과신에 의한 것이라고 간주하였다.

---

4) 배당의 지급 여부는 과신 성향뿐 아니라 기업의 고정적 특성에 의해 결정될 가능성이 있다. 이 때문에, 배당 지급 여부 항목을 제외하고 경영자 과신 변수를 설정한 경우도 결과는 후술할 결과와 다르지 않다. 이러한 문제점은 부채비율에도 적용된다. 산업조정 측정치를 이용해 문제를 완화하였지만 기업 고유의 특성이 기업 부채비율의 횡단면적 차이를 유발할 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 이를 고려하기 위해 부채비율(stock) 대신((부채에 의한 순현금유입(flow)-자기자본에 의한 순현금유입)/재무활동에 의한 현금유입 총액)으로 나누어 산업의 중간값을 차감한 후 사용하였으나 이 경우도 결과는 질적으로 동일하다. 순현금유입은 매년 현금흐름표의 유입에서 유출을 차감하여 계산한다.

본 연구에서는 각주 (2)에서 언급한 바와 같이 표본기간 동안 주식 옵션이 부여된 경우가 드물고 각 경영진의 옵션 행사 시점과 수익상황(moneyness)을 파악할 수 없다는 점 때문에 다소 간접적인 Schrand and Zechman(2012)의 방법을 따르기로 한다.

### 3. 주가 급락 위험의 측정

주가 급락 위험 측정의 일관성을 위해 회계월이 12월인 기업만을 표본으로 한다. 각 기업년의 급락 위험의 측정을 위해 먼저 각 기업년 고유의 주별 수익률(firm-specific weekly return,  $W$ )을 계산한다.  $W$ 는 다음의 확장된 시장모형 회귀식의 추정에서 얻어진 잔차를 이용하여 정의한다(Kim et al., 2011).

$$r_{i\tau} = \alpha_i + \beta_{1i}r_{m\tau-2} + \beta_{2i}r_{m\tau-1} + \beta_{3i}r_{m\tau} + \beta_{4i}r_{m\tau+1} + \beta_{5i}r_{m\tau+2} + \epsilon_{i\tau} \quad (2)$$

여기서  $r_{i\tau}$ 는 주식  $i$ 의 주(week)  $\tau$ 의 수익률을 의미하고  $r_{m\tau}$ 는 주  $\tau$ 의 KOSPI 수익률을 나타낸다. 시장 인덱스( $m$ )의 전, 후주의 수익률( $r_{m\tau-1}$ 과  $r_{m\tau+1}$ )을 포함하는 것은 비동기거래(nonsynchronous trading)를 고려하기 위함이다(Dimson, 1979). 회귀식의 추정 기간은  $t$ 년 4월 첫째 주부터  $t+1$ 년 3월 마지막 주까지이다. 기업  $i$ 의 주  $\tau$ 의 주별고유수익률  $W$ 는 (식 (2)의) 잔차+1의 자연로그 값으로 정의한다( $W_{i,\tau} = \ln(1 + \epsilon_{i,\tau})$ ). 그리고, Hutton et al. (2009)의 방법과 같이, 각 기업년의  $W$ 가 평균을 기준으로  $3.09 \times$  표준편차보다 작으면 ( $W_{i,\tau} < \mu_W - 3.09 \times \sigma_W$ ), 이 주를 주가 급락 주(crash week)로 지정한다. 3.09는 정규분포에서 0.1%의 발생 빈도를 지정하기 위한 값이다. 급락 위험을 측정하기 위한 첫째 변수로,  $t$ 년에 주가 급락 주(crash week)가 한개 이상이면 1, 없으면 0을 갖는 더미 변수 CRASH를 설정한다.

두 번째 변수로는 주별고유수익률( $W$ )의 음의 조건부 왜도값(the negative conditional return skewness, NCSKEW)을 사용한다(Chen et al., 2001). 기업  $j$ 의  $t$ 년에 대한 NCSKEW는 다음과 같이 정의된다.

$$NCSKEW_{jt} = - \left[ \frac{n(n-1)^{3/2} \sum W_{j\tau}^3}{(\sum W_{j\tau}^2)^{3/2}} \right] \quad (3)$$

여기서  $n$ 은 관측치(week)의 수를 의미한다. 따라서, 두 측정치 CRASH와 NCSKEW는 모두

그 값이 클수록 주가의 급락 위험이 큰 것을 의미한다.

#### 4. 기본 모형

세금 회피 성향( $LRETR_t$ )과 과신 성향( $OC_t$ )이 미래의 주가 급락 위험( $CRASH_t$ 과  $NCSKEW_t$ )에 미치는 영향을 검증하기 위해 다음의 회귀모형을 사용한다.

$$CRASH_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LRETR_{i,t-1} + \alpha_2 OC_{i,t-1} + \sum_k \beta_k (Control Variable k_{i,t-1}) + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$NCSKEW_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LRETR_{i,t-1} + \alpha_2 OC_{i,t-1} + \sum_k \beta_k (Control Variable k_{i,t-1}) + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

식 (4)는 logit 분석을, 식 (5)는 OLS(ordinary least squares)를 이용하여 추정한다.  $LRETR(OC)$ 이 작을(클)수록 급락 위험은 증가할 것으로 예측하므로  $\alpha_1(\alpha_2)$ 의 추정값은 음(-)(양(+))으로 기대한다.

통제 변수(*Control Variable*)로는 Chen et al.(2001), Hutton et al.(2009)과 Kim et al.(2011)에서 주가의 급락에 영향을 있다고 알려진 변수들( $NCSKEW_1$ ,  $SDW$ ,  $AVEW$ ,  $SIZE$ ,  $MB$ ,  $LEV$ ,  $ROA$ ,  $ACC$ ,  $FD$ , 그리고  $AGE$ )을 사용한다.

$NCSKEW_1$ 는  $t-1$ 시점의 음의 조건부 왜도값이다. Chen et al.(2001)은  $t-1$ 시점 수익률의 왜도값이 큰 기업의  $t$ 시점의 왜도값 역시 크다고 보고하였다.  $SDW$ 와  $AVEW$ 는 각각  $t-1$  동안의 주별고유수익률(W)의 표준편차와 산술평균이다. Chen et al.(2001)은 고유수익률의 평균과 분산이 클수록 미래 주식가격의 급락 가능성이 커진다고 보고하였다.  $SIZE$ 와  $MB$ 는 각각  $t-1$ 시점에서의 총자산의 자연로그 값 그리고 시장가치와 장부가치의 비율이다. Chen et al.(2001)과 Hutton et al.(2009)은 기업의 규모가 크고 성장성이 클수록 주가의 급락 가능성이 크다고 보고하였다.  $LEV$ 는 장기부채/총자산으로 정의하며,  $ROA$ 는 영업이익/총자산으로 정의된다. Hutton et al.(2009)은 부채비율과 수익성이 주가의 급락 위험과 음(-)의 상관관계가 있음을 보고하였다.  $ACC$ 는 과거 3년 동안의 총 발생액 절대치의 합으로서 발생액을 통한 이익조정 효과를 통제하기 위한 변수이다.<sup>5)</sup> 발생액을 경로로 하는 주가 급락 위험의

5) 발생액 변수는 특히 회계이익과 과세소득의 차이를 세금 회피의 측정치로 사용하는 경우 통제변수로 사용되는데, 세금 회피 동기와 관련이 없는 이익조정에 의해서도 회계이익과 과세소득의 차이가 유발되기 때문이다. 일부의 연구는 회계이익과 과세소득의 차이를 발생액의 질을 가능하기 위해 사용한다(Hanlon, 2005; Lev and Nissim, 2004).

증가 효과(Hutton et al., 2009)는 분리하고 세금 회피 거래와 급락 위험과의 상관성만을 선별하기 위함이다. *FD*는 기업이 재무적으로 곤경 상황에 처한 경우 이에 따른 주가 급변을 통제하기 위한 변수이다. 표본기간 동안 투자등급(BB+) 이상의 채권을 한차례 이상 발행한 경험이 있으면 1 없으면 0의 값을 가지는 더미변수로 정의한다. *AGE*는 기업의 나이 변수로 현재와 최초 상장된 해의 차이이다. 성숙도(life cycle)에 따라 주가 급변 위험이 달라질 가능성을 통제하기 위한 변수이다.

## IV. 표본 및 기초통계량

### 1. 표본

본 연구는 2001년부터 2011년까지 유가증권시장에 상장된 기업 중 자료의 수집이 가능한 기업을 대상으로 한다.<sup>6)</sup> 금융 기업은 제외한다. 자본이 완전히 잠식된 기업과 거래정지 기업은 일관된 세금 전략을 유지하기 어렵고 경영자 정보 은닉 이외의 요인에 의해 주가의 변동이 심할 것으로 판단하여 표본에서 제외한다. 주별 수익률 자료가 30주/년 이상 보고되지 않은 관측치는 제외한다. 정규분포의 모수 추정 오차가 클 것으로 우려되기 때문이다. 산업 구분은 한국표준산업분류를 기준으로 제공되는 한국상장회사협의회 중분류(3digit)를 이용한다. 산업조정변수의 설정을 위해서 각 해에 동일 산업에 속한 기업의 수가 5개 미만이면 표본에서 제외한다.

최종 표본은 522개 기업, 3,596개의 관측치(기업년)로 구성된다. 재무자료 및 소유지분 자료는 한국 상장사협의회 TS2000으로부터 수집하였고 주가 자료는 한국거래소와 DataGuide의 자료를 이용하였다. 이사회 관련 자료와 소유지분 자료의 일부는 금융감독원 공시시스템 DART로부터 수작업으로 수집된 것이다. 대규모기업집단 포함 여부는 공정거래 위원회의 자료를 이용하여 판단한다.

---

6) 주가급락 위험을 추정하기 위한 주별수익률 자료는 1년 4월부터 t+1년 3월까지이므로 수익률자료의 범위는 2012년 3월까지이며, 장기유효세율을 계산하기 위해 재무자료는 1995년부터 사용한다.

## 2. 기초통계량

〈표 1〉의 패널 A는 독립변수들의 기초통계량을 보여준다.<sup>7)</sup> LRETR(장기유효세율)의 평균과 중간값은 각각 0.244와 0.247인데 이 수치는 미국에 비해 다소 낮다. Kim et al.(2011)에 따르면 미국의 평균과 중간값은 각각 0.365와 0.301이다. 최소값이 0보다 작은 것은 법인세 차감전손익이 결손이거나 세무조정 항목이 음(-)인 경우 가능하다. OC(과신 더미변수)의 평균은 0.443으로 전체 관측치의 44.3%가 과신 성향을 가진 것을 의미한다. OC 구성을 위한 네 항목에 대한 더미변수의 합은 0부터 3까지의 값을 가지며, 각 값에 해당되는 관측치의 비중은 순서대로 16.1%, 39.6%, 35.7% 그리고 8.6%이다. 더미변수 중 인수합병 관련 현금지출이 있는 관측치는 총 10개로 제한적이며, 배당을 지급한 관측치는 924개로 전체 관측치의 25.7%이다.

MB(Market-to-book)의 평균값은 0.843이며 자기자본의 시장가치가 장부가치에 비해 작음을 나타낸다. ACC의 평균값(중간값)은 0.059(0.045)이며 이는 회계이익이 영업현금 흐름을 초과하고 있음을 나타낸다. FD(재무건경 더미)의 평균은 0.520이다. 절반에 해당되는 기업들이 표본기간 동안 투자등급의 채권을 발행한 바가 없음을 의미한다. LAROWN(소유 경영자지분율)의 평균값은 41.416%로 중간값(41.610%)과 큰 차이가 없으나, FRNOWN(외국인 지분율)의 평균과 중간값은 각각 11.89%와 4.50%로 차이가 크다. OUTDIR(사외이사비중)의 평균(중간값)은 33.3%(28.6%)이다. AUBIG(대형회계법인감사더미)의 평균값 0.602는 60.2%의 관측치가 대형회계법인으로부터 감사를 받았음을 나타낸다. CH(재벌 더미)의 평균은 0.256으로 전체 관측치 중 대규모기업집단에 속한 관측치의 비중은 25.6%임을 의미한다. DISP(지배소유권과리도)는 소유경영자의 현금흐름권을 초과하는 지배권의 값이 평균적으로 전체 지분의 20.432%임을 나타낸다. COI(영업이익변화)의 평균값은 0.004이며 이는 ROA(영업이익률)의 평균값 0.064의 6.25%에 해당한다. AC(애널리스트존재여부)의 평균 0.486은 해당 관측치에 대한 애널리스트의 분석 보고서가 존재하는 경우가 전체의 48.6%임을 의미한다.

패널 B는 주요 독립변수 LRETR과 OC의 산업별 통계량을 보여준다. 각 산업의 평균값은 전체 LRETR(OC) 평균값인 0.244(0.443)에 근접한다. 단, LRETR의 경우 ‘육상운송 및 파이프라인 운송업’의 경우 0.349, ‘수상운송업’의 경우 0.076으로 최대값과 최소값을 가진다. OC는 ‘전문서비스업 등’의 경우 최소값(0.310)을, ‘종합건설업’의 경우 최대값(0.496)을 가진다.

7) 더미변수를 제외한 모든 변수의 값은 상, 하위 2%를 기준으로 winsorize하였다.

〈표 1〉 기초통계량

패널 A는 모든 독립변수의 기초통계량을 보여준다. 패널 B는 LRETR과 OC의 산업별 통계량을 나타낸다. 각 변수의 정의는 부록 〈표 A〉에 제시된다. 산업 구분은 한국상장회사협의회 중분류에 근거한다.

패널 A: 기초통계량

	평균	표준편차	최소값	p25	p50	p75	최대값
LRETR	0.244	0.200	-0.517	0.157	0.247	0.323	1.201
OC	0.443	0.497	0	0	0	1	1
NCSKEW_1	-0.297	0.630	-2.095	-0.669	-0.249	0.134	1.194
SDW	0.055	0.023	0.024	0.039	0.050	0.064	0.165
AVEW	0.0000	0.0004	-0.0008	-0.0002	0.0000	0.0002	0.0008
SIZE	19.632	1.352	17.017	18.627	19.379	20.457	23.305
MB	0.843	0.710	0.140	0.378	0.612	1.035	4.784
LEV	0.428	0.174	0.091	0.296	0.433	0.564	0.877
ROA	0.064	0.054	-0.132	0.029	0.056	0.094	0.219
ACC	0.059	0.053	0.002	0.021	0.045	0.080	0.327
FD	0.520	0.500	0	0	1	1	1
AGE	19.593	9.754	5	12	18	28	54
LAROWN	41.416	15.888	2.510	30.100	41.610	51.415	92.950
FRNOWN	11.888	16.094	0	0.430	4.495	17.360	92.970
OUTDIR	0.333	0.117	0	0.250	0.286	0.400	0.900
EXTFIN	0.047	0.091	-0.134	-0.001	0.020	0.087	0.457
AUDBIG	0.602	0.490	0	0	1	1	1
CH	0.256	0.436	0	0	0	1	1
DISP	20.432	20.014	0	2.105	15.120	34.680	92.700
BTD	-0.033	0.069	-0.447	-0.050	-0.009	0.000	0.098
COI	0.004	0.049	-0.438	-0.016	0.003	0.023	0.488
AC	0.486	0.500	0	0	0	1	1

패널 B: LRETR과 OC의 산업별 통계량

산업명	관측치수	LRETR		OC
		평균	중간값	평균
A. 식료품 제조업 등	609	0.260	0.262	0.440
B. 화학물질 제조업 등	1,808	0.240	0.237	0.460
C. 자동차 및 트레일러 제조업 등	290	0.198	0.186	0.345
D. 전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	93	0.264	0.275	0.473
E. 종합 건설업	282	0.333	0.338	0.496
F. 자동차 및 부품 판매업 등	257	0.219	0.260	0.447
G. 육상운송 및 파이프라인 운송업	74	0.349	0.301	0.446
H. 수상 운송업 등	34	0.076	0.052	0.382
I. 방송업 등	20	0.214	0.201	0.400
J. 전문서비스업 등	129	0.175	0.177	0.310
모든 산업	3,596	0.244	0.247	0.443

〈표 2〉는 종속변수 CRASH와 NCSKEW의 통계량을 보여준다. 패널 A의 연도별 통계치를 보면 3,596개의 관측치 중 주가 급락을 1회/년 이상 경험한 즉, CRASH = 1인 관측치(기업년)는 총 407개이며 이는 전체의 11.3%에 해당한다. 이 중 1회의 주가 급락을 경험한 관측치는 403개이고 2회의 주가 급락을 경험한 관측치는 4개이다. 전체 관측치 중 주가급락이 발생한 관측치의 비중은 2009년 최소 7.7%에서 2002년 최대 17.9%이다. 연간 발생 비율에 대한 표준편차는 3.17%로 주가급락이 발생하는 빈도는 비교적 균일하다. NCSKEW의 평균과 중간값은 음(-)인 것은 주별고유이익률의 분포가 우측의 꼬리가 두터운 형태임을 나타낸다. 미국의 경우 급락을 경험한 관측치의 비중은 16.1%로 한국에 비해 다소 높았으며, NCSKEW의 평균과 중간값은 -0.079와 -0.077로 한국과 마찬가지로 음(-)이지만 절대치는 작다(Kim et al., 2011).

패널 B는 산업별로 CRASH와 NCSKEW의 통계량을 비교한다.<sup>8)</sup> CRASH 및 NCSKEW의 평균과 중간값은 산업별로 큰 차이가 없다. 이는 본 연구의 결과가 특정 산업에 치중된 주가의 급락 현상에 의해 지배될 가능성이 크지 않음을 나타낸다. 단, '방송업 등'의 20개 관측치에 대해서는 단 한차례의 주가급락도 보고되지 않았다.<sup>9)</sup>

패널 C는 표본기간 중 각 기업별로 CRASH 값이 1인 횟수(연도 수)에 대한 통계량을 보여준다. CRASH 값이 1인 횟수가 0인 기업들 즉, 표본기간 동안 한 해도 주가 급락을 경험하지 않은 기업의 수는 254개이며 이는 전체 522개 기업의 48.7%에 해당한다. 표본기간 중에 CRASH 값이 1인 횟수가 한번인 기업들 즉, 한 해만 주가의 급락을 경험한 기업은 166개로 전체 기업의 31.8%를 차지한다. 이들 166개 기업의 주가 급락 관측치(기업 년)는 166개(= 1×166)이며 전체 주가 급락 관측치 407개의 40.8%에 해당한다. 표본기간 중, CRASH의 값이 1인 횟수가 4(5)회인 기업들, 즉 4(5)년 동안 주가의 급락을 경험한 기업의 수는 7(2)개이고 전체 기업의 1.3%(0.4%)에 해당한다. 이 기업들의 주가 급락 관측치는 28(= 4×7)(10(= 5×2))개이고 전체 주가급락 관측치의 6.9%(2.5%)를 차지한다. 동일 기업의 반복적인 주가 급락이 전체 주가 급락 관측치에서 차지하는 비중은 크지 않음을 알 수 있다. 한편, 주가 급락을 여러 차례 경험한 기업들의 NCSKEW의 값이 큰 것이 확인된다.

8) '화학물질 제조업 등'에 속한 관측치가 현저히 많은 것을 고려해서 이 산업에 속한 기업들을 세부분류(4digit) 기준으로 구분한 경우도 분석 결과는 후술할 결과들과 다르지 않다.

9) 전체 관측치에서 차지하는 비중은 0.556%이며, 20개의 관측치를 제거한 경우에도 그 결과는 이후 보고된 결과들과 질적으로 동일하다.

〈표 2〉 종속변수 CRASH와 NCSKEW의 기초통계량

이 표는 종속변수 CRASH와 NCSKEW의 기초통계량을 보여준다. 패널 A는 연도별로 주가의 급락을 경험한 관측치의 수와 비중 그리고 NCSKEW의 통계량을 보여준다. 패널 B는 CRASH와 NCSKEW의 산업별 통계량을 나타낸다. 패널 C는 동일 기업에 표본기간 중 몇 년 동안 CRASH 값이 1인지 그 횟수에 대한 통계량을 요약한 것이며, 해당 기업들의 NCSKEW 값을 함께 보여준다. 각 변수의 정의는 부록 〈표 A〉에 제시된다. 산업 구분은 한국상장회사협의회회의 중분류에 근거한다.

패널 A: 연도별 통계량

	관측치 수	CRASH = 0인 관측치 수	CRASH = 1인		CRASH = 1인 관측치의 비중	NCSKEW	
			관측치 수			평균	중간값
			주가급락 1	횟수 2			
2001	239	211	28		0.117	-0.335	-0.338
2002	252	207	45		0.179	-0.087	-0.080
2003	275	236	39		0.142	-0.320	-0.224
2004	309	279	30		0.097	-0.446	-0.311
2005	342	304	37	1	0.111	-0.301	-0.286
2006	352	325	25	2	0.077	-0.321	-0.272
2007	378	346	31	1	0.085	-0.302	-0.264
2008	395	337	58		0.147	-0.097	-0.067
2009	362	334	28		0.077	-0.444	-0.369
2010	316	280	36		0.114	-0.335	-0.283
2011	376	330	46		0.122	-0.322	-0.255
All	3,596	3,189	403	4	0.113	-0.301	-0.252

패널 B: 산업별 CRASH와 NCSKEW의 통계량

산업명	CRASH	NCSKEW	
	평균	평균	중간값
A. 식료품 제조업 등	0.135	-0.305	-0.264
B. 화학물질 제조업 등	0.103	-0.308	-0.251
C. 자동차 및 트레일러 제조업 등	0.114	-0.285	-0.238
D. 전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	0.194	-0.256	-0.358
E. 종합 건설업	0.124	-0.294	-0.254
F. 자동차 및 부품 판매업 등	0.101	-0.330	-0.291
G. 육상운송 및 파이프라인 운송업	0.162	-0.308	-0.241
H. 수상 운송업 등	0.088	-0.107	-0.005
I. 방송업 등	0.000	-0.508	-0.544
J. 전문서비스업 등	0.093	-0.234	-0.192
All	0.113	-0.301	-0.252

패널 C: 표본기간 중 각 기업별로 CRASH = 1인 연도(year)의 횟수에 따른 통계량

표본기간 중 CRASH = 1인 연도 수(a)	기업의 수(b) [비중]	CRASH = 1인 관측치 수 [a × b] [비중]	NCSKEW						
			평균	표준 편차	최소값	p25	p50	p75	최대값
0	254[0.487]	0[0]	-0.386	0.584	-2.065	-0.707	-0.311	0.026	0.995
1	166[0.318]	166[0.408]	-0.277	0.635	-2.089	-0.653	-0.240	0.164	1.239
2	76[0.146]	152[0.373]	-0.201	0.668	-2.008	-0.599	-0.151	0.266	1.229
3	17[0.033]	51[0.125]	-0.184	0.752	-1.934	-0.607	-0.084	0.408	1.190
4	7[0.013]	28[0.069]	-0.223	0.751	-1.955	-0.776	-0.052	0.319	1.217
5	2[0.004]	10[0.025]	-0.074	0.811	-1.563	-0.540	0.045	0.374	1.194
All	522[1]	407[1]	-0.301	0.635	-2.089	-0.678	-0.252	0.133	1.239

표로 포함하지 않았으나, 주요 변수들의 Pearson 상관계수를 보면 종속변수 CRASH와 NCSKEW의 상관계수는 0.418이며 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 동일한 위험의 측정치로서 양(+)의 상관계수를 보이는 것은 직관적이나, 미국의 0.585에 비해서는 다소 낮은 수치이다 (Kim et al., 2011). LRETR과 종속변수, CRASH와 NCSKEW는 모두 음(-)의 상관관계를 보이고 이는 가설과 일관된 방향이다. 하지만, CRASH와의 상관계수값은 통계적으로 유의하지 않다. OC와 NCSKEW는 유의적인 음(-)의 계수값(-0.034)을 가진다. 대부분의 상관계수는 다중공선성을 우려할 만큼 크지 않지만, 재무적곤경(FD)과 규모(SIZE)와의 상관계수는 -0.625로 다소 크다.<sup>10)</sup>

## V. 실증 분석

### 1. 단변량 분석

LRETR, OC와 주가 급락 위험과의 선형적 관계 파악을 위해 단변량 분석을 실시한다. CRASH와 NCSKEW에 근거하여, 주가 급락의 위험이 작은 그룹(low)과 큰 그룹(high)으로 구분하고 LRETR, 산업조정(Industry-adjusted) LRETR, OC의 값을 비교한다. CRASH의 값이 0(1)이거나 NCSKEW의 값이 각 해의 중간값 보다 작은(큰) 경우 급락 위험이 적은(큰) 그룹으로 구분한다. 산업조정 LRETR은 LRETR에서 매년 동일 산업 내에 존재하는 기업들의 LRETR의 중간값을 차감한 것이다.

〈표 3〉의 결과를 보면, CRASH가 0(Low)인 그룹의 LRETR의 평균값(중간값)이 CRASH가 1(High)인 그룹보다 크다. 이러한 차이는 산업조정 LRETR의 경우 더욱 명확하고 통계적으로도 유의하다. 급락 위험을 NCSKEW에 근거하여 구분한 경우도 결과는 동일하다. LRETR의 평균값(중간값)은 주가 급락의 위험이 적은(Low) 그룹의 경우 0.257(0.252)이고 큰(High) 그룹의 경우 0.232(0.240)이며 그 차이는 통계적으로 유의하다( $t = 3.72$ ,  $z = 3.52$ ). 산업조정 LRETR도 급락 위험이 적은 그룹의 평균과 중간값이 위험이 큰 그룹에 비해 유의적으로 크다. 이러한 결과는 기업의 절세 성향과 주가 급락의 위험이 양(+)의 상관성을 가지리라는

10) 재무적곤경(FD) 변수를 제외한 경우에도 이후의 모든 실증결과는 질적으로 동일하다.

### 〈표 3〉 단변량 분석

이 표는 주가 급락 위험에 따른 LRETR과 OC의 차이를 보여준다. CRASH와 NCSKEW에 근거하여, 주가 급락의 위험이 작은 그룹(low)과 큰 그룹(high)으로 구분하고 LRETR, 산업조정(industry-adjusted) LRETR, OC의 값을 비교한다. CRASH의 값이 0(1)이거나 NCSKEW의 값이 각 해의 중간값 보다 작은(큰) 경우 급락 위험이 작은(큰) 그룹으로 구분한다. 차이에 대한 t-stat.과 z-stat.은 각각 t-test와 Wilcoxon ranksum test로부터 얻어진 것이다. 각 변수의 정의는 부록 〈표 A〉에 제시된다. \*\*\*, \*\*와 \*는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

주가 급락 위험		CRASH			NCSKEW		
		LRETR	Ind.-adj. LRETR	OC	LRETR	Ind.-adj. LRETR	OC
작은 그룹 (Low)	#	3189			1800		
	평균	0.246	0.001	0.442	0.257	0.011	0.456
	중간값	0.247	0.000	0.000	0.252	0.004	0.000
큰 그룹 (High)	#	407			1796		
	평균	0.236	-0.015	0.455	0.232	-0.012	0.430
	중간값	0.243	-0.004	0.000	0.240	-0.003	0.000
차이	t-stat.	0.90	1.69*	-0.50	3.72***	3.86***	1.52
	z-stat.	0.47	1.84*	-0.50	3.52***	3.58***	1.52

예측과 일관된다.

반면, OC(과신 더미)는 급락 위험의 크기에 따라 유의적인 차이를 보이지 않는다. NCSKEW로 급락 위험을 구분한 경우 급락 위험이 작은 그룹의 평균값이 큰 그룹에 비해 다소 크지만 통계적 유의성이 부족하며 방향이 예측과 일치하지 않는다.

## 2. 장기유효세율, 경영자 과신, 주가의 급락

〈표 4〉 패널 A는 식 (4)와 식 (5)에 대한 회귀분석 결과이다.<sup>11)</sup> 먼저 CRASH를 종속변수로 하는 logit 분석 결과를 보면 LRETR의 계수값이 -0.611이며 통계적으로 5% 수준에서 유의하다.<sup>12)</sup> 평균에서의 한계효과(marginal effect at means)는 -0.058이다. 이는 장기유효세율이 작을수록 주가 급락의 위험이 커진다는 것을 의미하며, 예측에 부합하는 결과이다. NCSKEW를 종속변수로 하는 OLS 분석도 결과는 동일하다. LRETR의 계수값은 -0.164이며 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 다른 조건이 동일할 때 LRETR의 값이 표준편차만큼 감소하면 NCSKEW의 값은 평균을 기준으로 10.9% 증가하는 것을 의미한다. 그러나 기대와는

11) FD를 포함하지 않는 경우에도 모든 추정 계수의 질적 차이는 없다. 즉, FD와 SIZE와의 상관계수로부터 발생 가능한 다중공선성 문제는 미미한 것으로 확인된다.

12) logit 분석의 관측치는 3,576개이다. '방송업 등(산업 I)'의 관측치(20개)에서는 주가 급락 현상이 발생하지 않았기에, 이에 대한 산업더미 변수가 종속변수를 완벽히 span하므로 분석 시 자동 제거되기 때문이다.

**〈표 4〉 경영자 기회주의(LRETR)와 과신 성향(OC)이 주가 급락 위험에 미치는 영향**

패널 A는 총표본을 대상으로 한 검증 결과이다. 패널 B는 연도별 추정 후 LRETR과 OC의 계수값만을 정리한 것이다. 종속변수가 CRASH(NCSKEW)인 경우 logit(OLS) 분석의 결과를 보여준다. 패널 C는 종속변수가 NCSKEW인 경우 고정효과 분석의 결과를 보여준다. 각 변수의 정의는 부록 〈표 A〉에 제시된다. \*\*\*, \*\*와 \*는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

**패널 A: 총 표본**

	CRASH			NCSKEW	
	Coef.	z-stat.	Marginal effect	Coef.	t-stat.
LRETR	-0.611**	(-2.09)	-0.058	-0.164***	(-2.94)
OC	-0.003	(-0.03)	-0.000	-0.024	(-1.01)
NCSKEW_1	0.017	(0.17)	0.002	0.056***	(3.05)
SDW	-4.248	(-1.43)	-0.403	0.057	(0.09)
AVEW	7.277	(0.05)	0.690	29.423	(1.08)
SIZE	-0.226***	(-3.59)	-0.021	0.069***	(6.73)
MB	0.196*	(2.20)	0.019	0.069***	(4.09)
LEV	0.419	(1.03)	0.040	-0.270***	(-3.41)
ROA	-1.704	(-1.54)	-0.162	0.599***	(2.79)
ACC	-0.244	(-0.24)	-0.023	0.052	(0.25)
FD	0.027	(0.19)	0.003	-0.013	(-0.49)
AGE	0.002**	(0.32)	0.000	-0.002**	(-1.86)
Constant	2.978**	(2.31)		-1.390**	(-5.85)
Industry and year dummies	o.k.			o.k.	
#	3576			3596	
Pseudo R <sup>2</sup> (Adj. R <sup>2</sup> )/chi <sup>2</sup> (F)	0.03/73.32			0.07/10.87	

**패널 B: 연도별 분석**

	CRASH				NCSKEW			
	LRETR		OC		LRETR		OC	
	Coef.	z-stat.	Coef.	z-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
2001	-0.504	-0.35	0.202	0.44	-0.367	-1.54***	-0.051	-0.53
2002	-1.262	-1.04	0.285	0.77	-0.67	-2.63***	0.041	0.49
2003	-1.959	-1.51	-0.265	-0.48	-0.521	-1.81*	-0.09	-0.94
2004	-1.573	-1.13	0.179	0.42	-0.078	-0.36	-0.025	-0.30
2005	-2.158	-1.66*	0.298	0.68	-0.426	-2.25**	0.022	0.30
2006	-0.79	-0.75	0.425	0.80	-0.083	-0.52	-0.000	-0.01***
2007	-1.574	-1.21	-1.219	-2.74	-0.059	-0.30	-0.195	-2.66***
2008	-0.46	-0.43	-0.414	-1.13	-0.018	-0.10	-0.043	-0.63
2009	-0.049	-0.05	0.441	0.95	-0.277	-1.58	-0.077	-0.94
2010	0.782	0.79	-0.277	-0.67	0.109	0.58	-0.095	-1.24
2011	0.274	0.31	-0.093	-0.23	-0.108	-0.74	0.095	1.29
Mean/Fama-MacBeth t-stat.	-0.843	-2.95***	-0.040	-0.27	-0.227	-3.11***	-0.038	-1.61

**패널 C: 고정효과 분석(종속변수 NCSKEW)**

	Coef	t-stat
LRETR	-0.256***	
OC	-0.047*	(-3.45)
NCSKEW_1	-0.100***	(-1.68)
SDW	-0.225	(-5.26)
AVEW	-4.107***	(-0.35)
SIZE	-0.225	(-0.14)
MB	0.148***	(2.79)
LEV	0.086	(2.91)
ROA	-0.259	(-1.50)
ACC	0.424	(1.46)
AGE	0.002***	(0.01)
Constant	-0.020	(-2.85)
Constant	-3.272***	(-2.85)
Industry and year dummies	o.k.	
#/F	3596	6.73

달리, OC(과신 더미)는 종속변수에 관계없이 유의적이지 않다. 경영자 과신 성향이 급락 위험에 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 검증된다.

기업규모(SIZE)는 종속변수에 따라 결과가 상이한데, CRASH가 종속변수인 경우 급락 위험과 음(-)의 상관관계를 보이는 반면 NCSKEW와는 양(+)의 상관관계를 보인다. 대규모 기업의 경우 과도한 주가 하락의 가능성은 적지만, 다각화에 따른 가치할인 효과로 인해 수익률 분포가 편향되었을 가능성이 있다. MB의 추정계수는 (+)이며 통계적으로 유의한데 기업의 투자기회가 클수록 혹은 기업의 가치에서 성장성이 차지하는 비중이 클수록 급락의 위험이 커지는 것을 의미한다. ROA는 CRASH와는 음(-)의 상관관계를 가지고 있으나 통계적으로 유의하지 않은 반면, NCSKEW와는 유의적인 양(+)의 상관관계를 보인다. 수익성이 증가하면 수익률의 분포의 왜도값이 작아진다는 사실은 기대와 다르다. LEV는 NCSKEW와 유의적인 음(-)의 관계를 보인다. 부채비율이 커지면 수익성과 함께 주가의 편차도 커질 수 있으나 분포의 편향을 유발하지는 않고, 오히려 음의 왜도값을 감소시키는 역할을 하는 것을 알 수 있다. 부채 조달의 신호 효과(Ross, 1977)가 가능한 원인의 하나로 생각된다. ACC는 급락 위험과 유의적인 상관관계를 보이지 않는데 이는 발생액의 증가가 주가의 급락 위험을 증가시킨다는 Hutton et al.(2009)의 결과와는 일관되지 않다. AGE가 클수록 음의 왜도값이 감소하는 것은 기업이 성숙해지면서 수익이 안정화되기 때문인 것으로 해석된다.

이상의 결과는 장기유효세율이 감소할수록 즉, 절세 성향이 증가할수록 주가 급락의 위험이 증가하는 것을 의미한다. 그러나 그 상관관계의 원인이 기업별 장기유효세율의 차이가 아니라 기업 고유의 고정효과(fixed-effects)일 가능성이 있다. <표 2>의 패널 C에 따르면 주가 급락을 반복해서 경험한 기업은 소수이므로 고정효과가 급락 위험을 결정짓는 주된 요인이라고 보는 것은 무리가 있다. 그럼에도 불구하고 고정효과가 추정에 미치는 영향을 고려하기 위해 다음의 방법을 사용한다.

먼저, CRASH가 종속변수인 식 (4)를 연도별로 추정한다(<표 4> 패널 B). 연도별 분석은 고정효과에 의해 내생적으로 LRETR, OC와 CRASH와의 상관관계가 추정될 오류가 적기 때문이다.<sup>13)</sup> NCSKEW를 종속변수로 사용하는 경우는 연도별 분석 외에, 총 표본을 대상으로 한 고정효과 분석 결과를 함께 보고한다(<표 4> 패널 C).

13) 총 표본(pooled sample)을 대상으로 fixed-effects logit 분석을 시도하는 경우 CRASH의 within-variation이 충분치 않아서 로그최우도함수의 값이 수렴하지 않는 것도 연도별 분석을 선택한 이유이다.

패널 B는 식 (4)과 식 (5)의 연도별 추정 결과에서 LRETR과 OC의 계수값과 z/t 통계량만을 정리한 것이다. 마지막 행은 계수값의 평균과 Fama-MacBeth t 통계량을 보여준다. 결과는 패널 A와 다르지 않다. CRASH와 NCSKEW를 종속변수로 한 경우 연도별 LRETR의 추정계수는 대부분 음(-)이고 평균도 그러하다. 통계적 유의성을 논하기에 자료수가 다소 부족하지만 계수값의 평균에 대한 Fama-MacBeth t 통계량도 두 경우 모두 1% 수준에서 유의하다. 그러나, OC의 추정계수는 2007년을 제외하면 유의적이지 않고 평균의 통계적 유의성도 부족한 것으로 검증된다.

패널 C를 보면, LRETR의 계수값이 -0.256으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. OC는 NCSKEW와 10% 수준에서 통계적으로 유의한 상관관계를 보이는데, 그 방향은 예측과 일관되지 않는다. 이외의 통제변수들 SIZE, MB, LEV, AGE의 추정결과는 패널 A와 다르지 않다. 단, ROA의 통계적 유의성은 감소한다. FD는 고정효과(기업터미변수)에 의해 완벽히 span 되므로 추정에서 제외된다.

패널 B와 C의 결과들은 A와 일관된다. 즉, LRETR과 주가 급락 위험과의 상관관계가 시계열 상의 기업 고정효과에서 기인했을 가능성이 크지 않음을 보여준다.

### 3. 강건성 분석

#### 3.1 회계이익과 과세소득의 차이(Book-Tax Difference)

세금 회피 성향 혹은 세금 보고의 과감성에 대한 변수로서 일부의 연구들은 회계이익과 과세소득의 차이를 사용하였다(Chen et al., 2010; 고윤성, 김지홍, 최원욱, 2007; 김병모, 2012). 회계이익과 과세소득의 차이는 평균 회귀의 성질이 있고, 주가 관리를 위한 이익조정의 수단으로 사용되는 것(Phillips, Pincus, and Rego, 2003; Mills and Newberry, 2001)을 고려하면 주가의 급락으로 이어지는 절세 성향의 측정치로는 장기유효세율이 보다 적합하다고 판단된다.

그러나 이전 연구들과의 호환을 위해 회계이익과 과세소득의 차이(BTD)를 장기유효세율(LRETR)의 대안 변수로 사용하여 결과를 비교한다.<sup>14)</sup> BTD는 회계이익(법인세비용차감전 손익)과 과세소득(각 사업연도 소득금액)의 차이를 전기 총자산으로 나누어 정의한다. 소득

14) BTD 산출을 위한 자료의 수집은 사업보고서로부터 수작업으로 이루어졌으며, 분석 가능 기간은 2001~2008년이다.

금액은 법인세비용차감전손익에서 익금산입과 손금산입을 가감하여 계산한다. LTD의 증가는 세금 회피가 적극적임을 의미하며 따라서 주가 급락 위험과 양(+)의 상관관계를 가질 것으로 예측된다.

전체 표본을 대상으로 LTD를 이용한 식 (4)와 식 (5)의 추정결과를 보면, LTD는 두 종속변수 CRASH, NCSKEW와 모두 양(+)의 상관관계를 가진다.<sup>15)</sup> 이는 LRETR을 이용한 결과와 동일하다. 절세 거래가 주가 급락의 가능성을 증가시키는 것을 의미하며 기회주의가 급락의 요인이라는 가설과 일관된다. 반면, OC의 추정계수는 여전히 유의적이지 못하다. 통제변수들의 추정결과도 앞선 결과와 다르지 않다. SIZE, MB, LEV 그리고 ROA가 급락 위험과 유의한 관계를 보인다.

연도별 추정 결과를 요약하면, LTD의 계수는 CRASH와 NCSKEW를 종속변수로 하는 두 경우 모두에서 대부분 양(+)의 값을 가진다. 평균도 양(+)이고 자료 수는 부족하지만 Fama-MacBeth t 통계량도 각각 2.299와 3.086로 5%와 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. OC는 연도별 분석에서도 급락 위험과 일관된 상관관계를 보이지 않는다. 그리고, NCSKEW를 종속변수로 고정효과 분석을 시행한 경우에는, LTD의 계수는 양(+)으로 추정되나 통계적 유의성은 부족하고, OC의 계수는 여전히 유의하지 않은 것으로 검증된다.

### 3.2 비세금비용 감소 유인의 통제

기업이 세금 관련 거래를 통해서 과세 대상 소득을 낮추면 주어진 회계 이익에 비해 납부 세액이 감소하며 장기유효세율(LRETR)은 감소한다. 본 연구에서는 이를 절세 거래의 척도로 인식한다. 그러나 과세 소득에는 영향이 없는 즉, 세금 거래가 동반되지 않는 회계이익조정 이거나, 비세금 비용(non-tax costs)을 감소시키기 위해 회계이익을 조정하는 경우에도 LRETR의 값은 변화한다.<sup>16)</sup> 즉 분모의 변화가 장기유효세율의 차이를 유발하여 급락 위험과의 관계가 생성될 가능성이 있다.

이처럼 세금 거래 외적인 이유로 LRETR의 차이가 생기는 것을 피하기 위해, 절세와는 관련이 없이 이익조정을 유발할 수 있는 네 가지 동기를 고려한다. 첫째는 부채비율(LEV)이다. 부채비율이 높은 기업은 채권자들의 지속적인 감시를 받게 되므로 부채비율이 낮은 기업에

15) 지면의 절약에 의해 표는 제외하였다.

16) Mills and Newberry(2001)는 기업이 절세를 위해 과세 대상 소득을 낮추는 과정에서 회계 이익이 동반 하락하여 발생하는 비용을 비세금비용(non-tax costs)라 칭하였다.

비해 회계이익을 높이려는 유인을 가진다(Watts and Zimmerman, 1986; Maydew, 1997). 따라서 부채조항(debt covenant)을 만족시키기 위한 이익조정 유인의 측정치로 부채비율을 사용한다. 둘째는 영업이익의 변화(COI)이다. 이익의 감소는 주가의 하락을 가져올 수 있다. 주가 하락은 경영자의 부담을 증가시키고 주가와 연동된 보상을 받지 못하게 하는 이유가 된다(Bartov, 1993). 따라서 법인세비용차감전손익 산출 이전의 영업이익의 변화((당기영업 이익-전기영업이익)/전기총자산)를 이용하여 이익조정 동기를 측정한다. 셋째는 소유경영자 지분율(LAROWN)이다. 지분율이 적은 경영자는 지분이 많은 경영자에 비해 자신에 대한 자본시장의 평가에 더 큰 부담을 느끼게 된다. 이 경우 지위를 견고히 하기 위해 이익을 실망스럽지 않은 수준에서 유지하려는 동기를 가진다(Klassen, 1997). 지분율이 증가하면 일시적이거나 사소한 이익의 감소에 대해서는 큰 부담을 느끼지 않으므로 이익조정 동기는 감소하게 된다. 따라서 경영자가 자본시장으로부터 느끼는 부담에 대한 측정치로 경영자 지분율을 사용한다. 마지막으로, 이익조정 측정치로 빈번히 사용되는 발생액(ACC)을 이용하여 여타의 회계 이익조정 동기를 가늠한다(Dechow and Dichev, 2002).

다음의 회귀식을 이용하여 위 이익조정 동기들이 장기유효세율(LRETR)에 미치는 영향을 제거한다. 여기서  $MLRETR$ 은 동일 산업에 속한 기업들의 LRETR의 중간값으로 산업별 세금 거래의 차이를 통제하기 위한 변수이다.

$$LRETR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LEV_{i,t} + \alpha_2 COI_{i,t} + \alpha_3 LAROWN_{i,t} + \alpha_4 ACC_{i,t} + \alpha_5 MLRETR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

연도별로 식 (6)을 추정하여 얻어진 잔차( $\epsilon_{i,t}$ )를 이익조정 동기를 제거한 장기유효세율 즉, LRETR residual로 정의한다.

지면의 절약을 위해 표는 생략하였다. 결과를 요약하면, CRASH(NCSKEW)를 종속변수로 하는 logit(OLS) 분석의 경우 LRETR residual의 계수값은  $-0.635(-0.173)$ 이고 5%(1%) 수준에서 통계적으로 유의하다. LRETR에 잠재하는 이익조정 효과를 제거한 경우도 장기유효세율과 주가 급락 위험과의 음(-)의 상관관계는 일관된다. 연도별 추정과 고정효과 회귀분석에서도 LRETR residual의 계수값은 유의적인 음(-)의 값을 유지한다. 반면 앞선 결과와 마찬가지로 OC는 유의적이거나 일관된 결과를 보여주지 못한다. NCSKEW를 종속변수로 하는 고정효과

회귀분석에 한해 한계적 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보이는데, 이는 예측된 방향과 일치하지 않는다.

#### 4. 정보비대칭 및 투자자 보호 변수와의 교차관계

투자자와의 정보비대칭이 큰 기업에서 경영자는 보다 쉽게 부정적 정보를 감출 수 있을 것이다. 따라서 그 동기가 기회주의든 경영자 과신이든, 부정적 정보의 은닉을 유발하여 주가의 급락과의 상관관계가 관측되는 것이라면, 정보비대칭이 큰 기업에서 그 상관관계는 더욱 명확하게 나타날 것이다. 이를 확인하기 위해 정보비대칭의 크기에 따라 표본을 두 그룹으로 구분하고 각각의 표본에서 식 (4)와 식 (5)를 검증하여 비교한다.

정보비대칭 크기의 구분은 애널리스트 존재 여부(analyst coverage, AC)를 이용한다. 애널리스트는 기업과 투자자 사이에서 정보가 이동하는 채널 역할을 한다. 존재하는 경우 정보비대칭은 작을 것이고 경영자의 부정적 정보 은닉 시도는 감소할 것으로 예측된다(Hutton et al., 2009; Kim et al., 2011).<sup>17)</sup> 애널리스트 존재 여부는 각 회계년 말 이전 3개월 동안 분석 보고서를 제출한 기관이 있는가를 기준으로 판단한다. 존재하면 정보비대칭의 수준이 낮은 그룹(low information asymmetry)으로, 존재하지 않으면 높은 그룹(high information asymmetry)으로 구분한다. 더미변수 AC는 전자의 경우 1, 후자의 경우 0의 값을 갖는 것으로 정의한다.

〈표 5〉는 상수항과 통제변수를 제외한 주요 변수들의 추정 결과를 요약한 것이다.<sup>18)</sup> 먼저, 패널 A의 모형 (1)은 CRASH가 종속변수일 때 검증결과이다. LRETR의 계수값은 정보비대칭이 작은 그룹(AC = 1) 보다 큰 그룹(AC = 0)에서 더 유의적인 음(-)의 값을 가진다. 표본을 구분하지 않고 두 계수값의 차이를 AC와 LRETR의 교차변수를 이용하여 검증한 결과도 이와 일관된다. 교차변수 AC × LRETR의 계수값은 양(+)이고 t값은 1.73으로 통계적으로 10% 수준에서 유의하다. 종속변수가 NCSKEW인 경우(패널 B 모형 (1))도 결과는 유사하다. LRETR의 계수값이 정보비대칭이 작은 그룹(AC = 1)보다 큰 그룹(AC = 0)에서 더 유의적인 음(-)의

17) 표본에서 애널리스트 분석 보고서가 제출된 기업년이 전체의 절반에 미치지 못하여 애널리스트(기관)의 수 대신 존재 여부로 정의한다.

18) 지면 절약을 위해 생략된 통제변수는 모형 (1)의 경우 NCSKEW\_1, SDW, AVEU, SIZE, MB LEV, ROA, ACC, FD, AGE이고, 모형 (2)~모형 (5)의 경우에는 각 모형에 따라 LAROWN, FRNOWN, OUTDIR, EXTFIN, AUDBIG, CH, DISP 중 LRETR과 교차변수로 사용된 변수들이 추가적으로 생략되었다.

〈표 5〉 정보비대칭에 따른 장기유타세율(LRETR)과 투자자정보 변수와의 교차효과 분석

이 표는 표본을 정보비대칭의 크기에 따라 구분하고 각각의 경우 투자자 보호 수준에 따라 LRETR과 주가 급락과의 상관성에 차이가 있는가를 검증한 결과로서, 통제변수를 제외한 주요 변수들의 계수만을 요약한 것이다. 애널리스트의 존재 여부(AC)에 따라, 애널리스트가 존재하면 정보비대칭이 작은 그룹(low information asymmetry)으로, 존재하지 않으면 높은 그룹(high information asymmetry)으로 구분한다. 패널 A(B)는 종속변수가 CRASH(NCSKEW)이고 logit(OLS) 분석 결과를 보여준다. 각 변수의 정의는 부록 〈표 A〉에 제시된다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

패널 A: 종속변수 CRASH

	High information asymmetry(AC = 0)					Low information asymmetry(AC = 1)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LRETR	-0.661** (-2.03)	-0.839 (-1.62)	-0.172 (-0.47)	-0.536 (-1.08)	-0.493 (-0.89)	-0.560 (-1.05)	-0.910 (-1.36)	-1.137* (-1.94)	-0.985 (-1.51)	-1.774 (-1.52)
OC	-0.049 (-0.31)	-0.180 (-0.81)	-0.063 (-0.38)	-0.216 (-0.96)	-0.223 (-1.00)	-0.006 (-0.03)	0.030 (0.10)	0.050 (0.26)	0.157 (0.48)	0.171 (0.53)
LRETR × LAROWN		0.004** (2.28)			0.003* (1.82)		-0.000 (-0.91)			0.011 (0.86)
LRETR × FRNOWN		-0.026 (-1.30)			-0.033 (-1.48)		0.017 (0.79)			0.042 (0.61)
LRETR × OUTDIR			0.335 (0.76)		-0.195 (-0.25)			-0.207 (-1.17)		2.101 (1.51)
LRETR × EXTFIN			2.986** (2.26)	1.942 (1.40)	0.950 (0.70)			2.235 (1.17)	3.001 (1.19)	4.539 (1.58)
LRETR × AUDBIG				-0.135 (-0.92)	0.191 (0.69)				-0.063 (-0.11)	-1.778* (-1.70)
LRETR × CH		-0.341** (-2.14)		-0.238 (-1.02)	-0.510* (-1.69)		-0.276 (-0.76)		-0.031 (-0.06)	-0.923 (-1.46)
LRETR × DISP			-0.018*** (-2.59)		-0.013* (-1.74)			0.002 (0.85)		0.021 (1.42)
LRETR × OC		0.309 (0.51)		0.698 (1.15)	0.427 (0.70)		-0.183 (-0.17)		-0.518 (-0.48)	-0.497 (-0.45)
Industry and year dummies	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.
N	1842	1842	1842	1842	1842	1734	1734	1734	1734	1734
pseudo R-sq	0.031	0.042	0.039	0.040	0.047	0.056	0.058	0.060	0.060	0.069
chi <sup>2</sup>	47.699	62.753	56.409	56.407	68.590	55.101	65.004	65.208	63.985	81.292

패널 B: 종속변수 NCSKEW

	High information asymmetry(AC = 0)					Low information asymmetry(AC = 1)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LRETR	-0.175** (-2.32)	-0.299*** (-2.86)	-0.171** (-2.07)	-0.235** (-2.26)	-0.223** (-1.97)	-0.152** (-1.97)	-0.271*** (-2.69)	-0.140* (-1.78)	-0.219** (-2.03)	-0.218** (-2.06)
OC	-0.026 (-0.74)	-0.057 (-1.14)	-0.028 (-0.77)	-0.032 (-0.63)	-0.059 (-1.15)	-0.032 (-1.03)	-0.074 (-1.54)	-0.032 (-0.98)	-0.062 (-1.29)	-0.087* (-1.82)
LRETR × LAROWN		0.002*** (4.08)			0.001** (2.12)		0.000*** (6.56)			0.004 (1.50)
LRETR × FRNOWN		-0.004 (-1.32)			-0.002* (-0.69)		0.000 (0.05)			-0.000 (-0.03)
LRETR × OUTDIR			-0.040 (-0.42)		0.003 (0.02)			0.116 (1.38)		0.329 (1.16)
LRETR × EXTFIN			0.378** (2.04)	0.235*** (4.47)	0.349** (2.02)			-0.311 (-1.60)	-0.529 (-1.40)	-0.434 (-0.96)
LRETR × AUDBIG				0.055** (2.28)	0.054 (1.13)				0.040 (0.55)	-0.138 (-0.99)
LRETR × CH		-0.106*** (-2.86)		-0.128*** (-4.41)	-0.063 (-1.63)		-0.002 (-0.12)		-0.045 (-0.64)	-0.155 (-1.45)
LRETR × DISP			-0.002* (-1.90)		-0.002* (-1.88)			-0.003 (-1.34)		-0.004 (-1.00)
LRETR × OC		0.109 (0.75)		0.047 (0.32)	0.097 (0.65)		0.175 (1.15)		0.145 (0.98)	0.211 (1.44)
Industry and year dummies	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.	o.k.
N	1847	1847	1847	1847	1847	1749	1749	1749	1749	1749
pseudo R-sq	0.038	0.042	0.041	0.040	0.041	0.065	0.065	0.070	0.068	0.073
chi <sup>2</sup>	3.560	3.680	3.723	4.226	3.426	5.177	6.478	5.899	4.770	4.096

값을 가진다. 이러한 계수값의 차이는 교차변수를 이용한 검증에서도 확인된다.  $AC \times LRETR$ 의 계수값은 양(+)이며 t값은 1.92로 통계적으로 10% 수준에서 유의하다.

OC의 추정계수는 정보비대칭에 따라 차이를 보이지 않는다. 패널 A의 정보비대칭이 큰 그룹과 작은 그룹에서 모형 (1)의 계수값을 비교하면, 전자에서 더 음(-)의 값을 가진다 (-0.049와 -0.006). 그러나 그 차이에 대한 통계적인 유의성이 부족하고(t = 0.74) 이론적으로 예측된 방향과는 상이하다. 패널 B에서도 유의적인 차이가 발견되지 않는다. 두 정보비대칭 그룹 모두에서 OC의 계수는 유의하지 않고, 두 그룹 간 차이 즉, 전체 관측치를 대상으로 검증된  $AC \times OC$ 의 계수값도 통계적으로 유의하지 않다(t = -0.94).

이상의 결과에 따르면, 정보비대칭이 클수록 OC와 주가 급락과의 관계에는 변함이 없는 반면, LRETR과 주가 급락과의 상관관계는 보다 명확하다. 이는 첫째, 주가의 급락이 경영자의 부정적 정보 은닉에서 연계된 것이며 둘째, 정보 은닉의 동기는 (과신 성향 보다는) 기회주의라는 해석을 강건케 한다.

과신 성향에서 기인하는 정보 은닉은 경영자가 충실한 대리인이어도 가능하다. 그렇지만 기회주의에 의한 정보 은닉은 대리인 갈등을 전제로 한다. 만약 정보의 은닉이 기회주의에서 기인하는 것이라면, 투자자 보호가 건전한 환경에서는 장기유효세율에 내재된 기회주의 정보는 감소할 것이다(Desai and Dharmapala, 2009a; Hanlon and Slemrod, 2009). 경영자의 기회주의적 정보 은닉 수행이 어려워지기 때문이다. 그리고 그 결과 장기유효세율과 주가 급락과의 상관관계도 약화될 것이다. 그러므로 장기유효세율(LRETR)과 주가 급락과의 상관관계는 투자자 보호 수준에 따라 횡단면적 차이가 있을 것으로 예측할 수 있다. 다음의 회귀식을 이용하여 그 교차관계를 검증한다.

$$\begin{aligned}
 CRASH_{i,t} \text{ (or } NCSKEW_{i,t}) &= \alpha_0 + \alpha_1 LRETR_{i,t-1} + \alpha_2 OC_{i,t-1} & (7) \\
 &+ \alpha_3 PROTECTION_{i,t-1} + \alpha_4 LRETR_{i,t-1} \\
 &\times PROTECTION_{i,t-1} + \sum_k \beta_k (\text{Control Variable } k_{i,t-1}) \\
 &+ \epsilon_{i,t}.
 \end{aligned}$$

종속변수가 *CRASH*인 경우 logit 분석을 *NCSKEW*인 경우에는 OLS를 사용하여 검증한다. 투자자 보호 수준을 측정하기 위한 변수, *PROTECTION*으로는 소유경영자지분율(*LAROWN*), 외국인지분율(*FRNOWN*), 사외이사비율(*OUTDIR*), 외부자본조달(*EXTFIN*), 대형회계

법인감사더미(*AUDBIG*), 재벌더미(*CH*), 그리고 지배소유권과리도(*DISP*)를 사용한다.<sup>19)</sup>

소유경영자지분율(*LAROWN*)이 높을수록 경영자와 투자자와의 이해관계가 일치하고 경영자가 사적인 목적을 위해 지속적으로 절세 거래를 이용할 유인은 감소할 것이다. 장기 유효세율(*LRETR*)과 급락 위험과의 상관관계는 완화되리라 예측된다. 소유경영자지분율 자료는 사업보고서의 ‘최대주주 및 그 특수관계인의 주식소유 현황’에서 보통주 지분율의 합계 자료를 사용한다.

외국인 투자자는 전문 기관투자자이며 경영진과 독립적 관계에 있을 가능성이 크다. 외국인 지분율(*FRNOWN*)이 크면 경영자의 의사결정을 견제하는 역할이 강화되어 기회주의에서 기인하는 주가 급락 가능성은 감소할 것이다. 외국인지분율은 외국인 투자자 지분의 합으로 정의된다.

사외이사비율(*OUTDIR*)은 이사회에서 사외이사가 차지하는 비중이다. 사외이사의 비중이 높으면 경영 의사결정이 주주의 이해관계와 일치하는 방향으로 이루어 질 가능성이 커지고 (강윤식, 국찬표, 윤진수, 2015), *LRETR*이 주가 급락에 미치는 영향은 작아질 것으로 기대된다. 사외이사비율은 사업보고서에서 수집한 것이며, 사외이사 수/전체 이사수로 정의한다.

대형회계법인감사더미(*AUDBIG*)는 대형 회계 법인으로부터 감사를 받는 경우 1, 아닌 경우 0의 값을 갖는다. 평판의 손실에 대한 비용이 커서 감사 품질이 우수한 대형 회계법인으로부터 감사를 받는 경우 부정적 정보의 축적이나 자원 유출을 위해 세금 거래를 지속할 가능성은 작아진다. 때문에 *LRETR*과 급락 위험과의 연관성은 완화될 것으로 기대된다. 이 때, 대형회계 법인은 삼일, 삼정, 안건, 안진, 그리고 영화 회계법인으로 한정한다(유상열, 2010).

외부로부터 자본을 조달하는 경우 기업은 자본의 상환 가능성에 대한 검증과정을 거치게 된다. 따라서 외부 자본 조달이 많으면 기회주의적인 세금 거래의 여지는 줄고 *LRETR*과 주가 급락 위험과의 상관관계는 감소할 것으로 예측할 수 있다. 자본 제공자의 감시효과를 가능하기 위한 변수로 외부자본 조달액(*EXTFIN*)을 이용한다. 현금흐름표의 부채 및 자기자본 순조달액을 전기총자산으로 나누어 계산한다.

재벌더미(*CH*)는 소유구조, 계열사 관계, 세금 전략의 전문성과 같이 재벌의 특수한 경영 및 지배구조 환경을 반영하기 위한 변수이다. 매년 공정거래위원회에서 발표하는 대규모기업 집단에 포함된 경우 1 아니면 0의 값을 갖는 것으로 정의한다. 그 효과가 복잡적이지만 일반적으로

19) 본 연구에서 ‘투자자 보호 수준’은 경영자의 기회주의적 동기 유발에 영향을 미칠 수 있는 기업 내외부 환경을 의미한다.

재벌기업은 특수한 지배 구조를 이용해 그룹 전체 혹은 지배대주주를 위해 소액주주의 가치에 어긋나는 의사결정을 하는 것으로 알려져 있다(Bae, Kang, and Kim, 2002; 이운아, 연강흠, 2014). 따라서 다른 조건이 동일하다면, 재벌기업에서 LRETR과 주가 급락과의 상관관계는 더 명확할 것으로 기대한다.

지배소유권과리도(DISP)가 크면 경영자는 현금흐름권을 초과하는 영향력을 행사할 수 있다. 사적 이익을 위해 보다 쉽게 부정적 정보를 감출 수 있으며 이 경우 장기유효세율과 주가 급락과의 상관관계는 더욱 명확해질 것이다. 괴리도는 최대주주 및 특수관계인의 지분에서 계열 법인의 지분을 차감한 것으로 정의하며, 각 기업의 사업보고서에서 수집된 것이다.

투자자 보호의 수준이 높을수록 LRETR(장기유효세율)이 급락 위험에 미치는 영향력은 감소할 것이므로 계수,  $\alpha_4$ 는 LAROWN, FRNOWN, OUTDIR, AUDBIG, EXTFIN의 경우 양(+)의 값을, CH, DISP의 경우에는 음(-)의 값을 가질 것으로 예측할 수 있다.

〈표 5〉의 모형 (2)~모형 (5)는 식 (7)의 회귀분석 결과를 요약한 것이다. 투자자 보호 변수들의 교차효과는 전반적으로 정보비대칭이 큰 그룹(AC = 0)에서 유의하게 검증된다. 대조적으로, 정보비대칭이 작은 그룹(AC = 1)에서는 투자자 보호 변수가 LRETR과 주가 급락과의 상관성에 유의적인 설명력을 갖지 못하는 것으로 확인된다. 정보비대칭이 작은 환경에서는 LRETR이 경영자 기회주의에 대한 정보를 충분히 함유하지 못하기 때문인 것으로 해석된다. 이는 CRASH (패널 A)와 NCSKEW(패널 B)이 종속변수인 경우 모두에 해당된다.

종속변수가 CRASH인 경우(패널 A), LRETR과 LAROWN, EXTFIN의 교차변수는 양(+)의 계수값을 가지며 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. LRETR과 CH, DISP의 교차변수는 음(-)의 계수값을 가지며 각각 5%와 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 앞선 예측에 부합되는 결과이다. FRNOWN, OUTDIR, AUDBIG의 교차변수들은 통계적으로 유의하지 않다. NCSKEW가 종속 변수인 경우(패널 B)도 결과는 다르지 않다. LRETR과 LAROWN, EXTFIN의 교차변수는 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값을 갖는다. CH, DISP의 교차변수도 여전히 음(-)의 계수값을 가진다.

주주와의 이해 일치도가 떨어지고 기회주의 실현이 수월한 환경에서 LRETR이 주가 급락에 미치는 영향력이 더 명확하게 검증된다. 이는 기회주의가 주가 급락의 원인이라는 가설을 지지하는 결과이다.

모형 (2), 모형 (4)와 모형 (5)는 LRETR과 OC와의 교차변수를 포함한다. Rego and Wilson

(2012)은 위험을 선호하는 경영자는 세금 전략도 공격적으로 선택한다고 주장하였다. 과신 성향의 경영자는 위험이 큰 투자안을 선호한다(Hirshleifer et al., 2012). 만약 LRETR과 주가 급락과의 음(-)의 상관관계가 경영자의 과도한 위험추구에 의해 생성된 것이라면, 경영자가 과신적 성향을 가졌을 때 그 관계는 더욱 명확하게 나타날 것이다. 즉, LRETR과 OC의 교차변수는 음(-)의 계수값을 가질 것이다. 그러나 검증결과는 예측과 어긋난다. 종속변수와 모형에 관계없이 LRETR×OC의 계수값은 유의하지 않다. 경영자의 위험 추구가 LRETR의 차이를 유발하여 주가 급락과의 상관관계를 만들어 낼 가능성은 크지 않음을 나타낸다.

표로 표기하지 않았으나 LRETR 대신 LTD를 사용하여 강건성을 검증하였다. 결과를 요약하면, CRASH를 종속변수로 한 경우(패널 A) 정보비대칭이 큰 그룹( $AC = 0$ )에서는 LTD의 계수값이 양(+)의 값(3.373)을 가지며 5% 수준에서 통계적으로 유의한 반면, 작은 그룹( $AC = 1$ )에서는 유의하지 않다. 종속변수가 NCSKEW인 OLS 분석의 결과(패널 B)도 다르지 않다. 정보비대칭이 큰 그룹에서 LTD는 양(+)의 계수값(0.624)을 갖고 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 반면 정보비대칭이 작은 그룹에서는 계수값이 -0.019이며 유의하지 않다.

투자자 보호 변수와의 교차관계를 보면, 정보비대칭이 큰 그룹에 한해서 LTD×LAROWN와 LTD×CH 두 변수의 부호가 각각 음(-)과 양(+)이며 한계적 수준에서 통계적으로 유의하다. 소유경영자지분율이 낮거나 재벌 기업인 경우 즉, 투자자 보호 체계가 열등한 경우에 LTD와 주가 급락과의 양(+)의 상관관계가 더 두드러짐을 의미한다. 정보비대칭이 작은 그룹에서는 통계적으로 유의한 교차변수가 확인되지 않는다. 그러나 NCSKEW가 종속변수인 결과를 보면 정보비대칭이 큰 그룹에서도 통계적 유의성이 다소 부족하다. 아울러, <표 5>와 마찬가지로 OC의 추정계수는 종속변수와 모형에 관계없이 유의하지 않다. 경영자의 과신 성향이 정보 은닉과 주가 급락의 요인이라는 가설을 뒷받침하지 않는 결과이다. LTD와 OC의 교차변수 또한 유의하지 않은데, 이는 LTD와 주가 급락과의 상관관계가 경영자의 지나친 위험 추구에서 기인하지는 않았음을 의미한다.

## VI. 결 론

본 연구는 경영자의 기회주의 및 과신 성향이 주가의 급락 위험과 유의적인 상관관계가

있는가를 검증한다. 분석 결과 장기유효세율이 작을수록 즉, 절세 성향이 클수록 주가의 급락 위험은 증가한다. 이는 사적 이익 추구를 위한 부정적 정보의 은닉이 미래 주가 급락 위험의 증가로 연계되고 있다는 해석을 뒷받침한다. 절세 성향과 주가 급락과의 상관관계는 연도별 분석과 고정효과를 고려한 분석에서도 지속적으로 확인된다. 그러나 경영자 과신 변수는 주가의 급락과 유의적인 상관관계를 보이지 않는다.

장기유효세율과 주가 급락과의 상관관계는 정보비대칭이 큰 그룹에서 더욱 명확히 검증된다. 주가 급락이 부정적 정보의 은닉에서 기인하리라는 예측과 부합된다. 그러나 경영자 과신 변수는 정보비대칭의 크기에 따라 유의성의 차이를 보이지 않는다. 부정적 정보 은닉의 원인이 경영자 과신이 아니라, 기회주의적 동기임을 가늠케 하는 결과이다. 투자자 보호 변수들은 장기유효세율과 주가의 급락 위험과의 상관관계의 횡단면적 차이에 대해 유의적 설명력을 갖는데, 그 효과는 정보비대칭이 큰 그룹에 한정된다. 장기유효세율과 주가 급락과의 상관관계가 대리인 문제에서 기인한다는 예측과 일관된 결과이다. 이러한 결과들에 근거할 때, 대리인 문제 즉, 기회주의가 주가 급락의 주요 원인인 것으로 판단할 수 있다.

대리인 문제에 대한 시장 참여자들의 인식이 확대되며 경영자 기회주의는 보다 은밀한 채널을 통해 발현될 가능성이 크다. 이에 대한 증거를 제시한다는 측면에서 본 연구는 시의적으로 적절하다. 그리고, 소유구조, 계열사 등 국내의 기업 구조와 경영 환경이 미국과는 큰 차이가 있는 바, 이를 고려한다면 경영자 과신의 영향력 부족에 대한 원인을 찾을 수 있을 것으로 생각한다.

## 참고문헌

- 강운식, 국찬표, 윤진수, “좋은 기업지배구조가 어떻게 기업가치를 제고시키는가?: 이사회 독립성과 현금의 보유,” 재무연구, 제28권 제2호 (2015), pp. 309–350.
- (Translated in English) Kang, Y.-S., C.-P. Kook, and J.-S. Yoon, “How Does Good Corporate Governance Contribute to Firm Value?: Board Independence and Firm’s Cash Holdings,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 28, No. 2 (2015), pp. 309–350.
- 고윤성, 김지홍, 최원욱, “조세회피와 기업특성 및 기업 가치에 관한 연구,” 세무학연구, 제4권 제4호 (2007), pp. 9–40.
- (Translated in English) Koh, Y. S., J. H. Kim, and W. W. Choi, “A Study on Corporate Tax Avoidance,” *Korean Journal of Taxation Research*, Vol. 4, No. 4 (2007), pp. 9–40.
- 김병모, “공격적 세금전략에 대한 시장의 평가와 지배구조와의 연관성에 관한 연구,” 재무관리연구, 제29권 제4호 (2012), pp. 61–92.
- (Translated in English) Kim, B., “Tax Avoidance, Corporate Governance, and Firm Value,” *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 29, No. 4 (2012), pp. 61–92.
- 김수정, 설원식, “성과연동형 스톡옵션 부여와 기업가치: 한국 금융업을 대상으로,” 재무관리연구, 제27권 제2호 (2010), pp. 85–114.
- (Translated in English) Kim, S. and W. Sul, “The Performance-based Executive Stock Options and Firm Value,” *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 27, No. 2 (2010), pp. 85–114.
- 유상열, “회계이익과 과세소득 차이에 영향을 미치는 기업 특성,” 회계저널, 제19권 제1호 (2010), pp. 107–139.
- (Translated in English) Ryu, S.-L., “Book-Tax Difference and Firm Characteristics,”

*Korea Accounting Journal*, Vol. 19, No. 1 (2010), pp. 107–139.

이윤아, 연강흠, “대규모기업집단과 중견기업집단의 계열사 간 거래의 효율성과 터널링,”  
재무연구, 제27권 제4호 (2014), pp. 567–601.

(Translated in English) Lee, Y. A. and K. H. Yon, “Efficiency and Tunneling of  
Intra-Group Transactions between Korean Large Business Groups and Medium  
Business Groups,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 27, No. 4 (2014),  
pp. 567–601.

임현일, 김민수, “기업의 재무적 불투명성이 추가급락에 미치는 영향에 대한 연구,” 금융연구,  
제28권 제3호 (2014), pp. 89–121.

(Translated in English) Lim, H. -I. and M. -S. Kim, “Corporate Opacity and Crash  
Risk: Evidence from Korean Listed Firms,” *Journal of Money & Finance*, Vol.  
28, No. 3 (2014), pp. 89–121.

Armstrong, C. S., J. L. Blouin, A. D. Jagolinzer, and D. V. Larcker, “Corporate  
Governance, Incentives, and Tax Avoidance,” *Journal of Accounting and  
Economics*, Vol. 60, No. 1 (2015), pp. 1–17.

Armstrong, C. S., D. F. Larker, G. Ormazabal, and D. J. Taylor, “The Relation between  
Equity Incentives and Misreporting: The Role of Risk-Taking Incentives,”  
*Journal of Financial Economics*, Vol. 109, No. 2 (2013), pp. 327–350.

Ahmed, A. S. and S. Duellman, “Managerial Overconfidence and Accounting Con-  
servatism,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 51, No. 1 (2013), pp. 1–30.

Bae, K. -H., J. -K. Kang, and J. -M. Kim, “Tunneling or Value Added? Evidence from  
Mergers by Korean Business Groups,” *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 6 (2002),  
pp. 2695–2740.

Bartov, E., “The Timing of Asset Sales and Earnings Manipulation,” *The Accounting  
Review*, Vol. 68, No. 4 (1993), pp. 840–855.

Ben-David, I., J. R. Graham, and C. R. Harvey, “Managerial Miscalibration,” *Quarterly  
Journal of Economics*, Vol. 128, No. 4 (2013), pp. 1547–1584.

- Benmelech, E., E. Kandel, and P. Veronesi, “Stock-based compensation and CEO (dis)incentives,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125 (2010), pp. 1769–1820.
- Bleck, A. and X. Liu, “Market Transparency and the Accounting Regime,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 45, No. 2 (2007), pp. 229–256.
- Callen, J. L. and X. Fang, “Institutional Investor Stability and Crash Risk: Monitoring versus Short-Termism?,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 37, No. 8 (2013), pp. 3047–3063.
- Camerer, C. and D. Lovo, “Overconfidence and Excess Entry: An Experimental Approach,” *American Economic Review*, Vol. 89, No. 1 (1999), pp. 306–318.
- Campbell, T., M. Gallmeyer, S. Johnson, J. Rutherford, and B. Stanley, “CEO Optimism and Forced Turnover,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, No. 3 (2011), pp. 695–712.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng, and T. Shevlin, “Are Family firms More Tax Aggressive than Non-Family Firms?,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 95, No. 1 (2010), pp. 41–61.
- Chen, K.-P. and C. Y. C. Chu, “Internal Control versus External Manipulation: A Model of Corporate Income Tax Evasion,” *The RAND Journal of Economics*, Vol. 36, No. 1 (2005), pp. 151–164.
- Chen, J., H. Hong, and J. Stein, “Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 61, No. 3 (2001), pp. 345–381.
- Crocker, K. J. and J. Slemrod, “Corporate Tax Evasion with Agency Costs,” *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 9–10 (2005), pp. 1593–1610.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev, “The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors,” *The Accounting Review*, Vol. 77, No. 1 (2002), pp. 35–59.
- DeFond, M., M. Hung, S. Li, and Y. Li, “Does Mandatory IFRS Adoption Affect Crash Risk?,” *The Accounting Review*, Vol. 90, No. 1 (2015), pp. 265–299.

- Desai, M., “The Degradation of Reported Corporate Profits,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 4 (2005), pp. 171–192.
- Desai, M. and D. Dharmapala, “Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, No. 1 (2006), pp. 145–179.
- Desai, M. and D. Dharmapala, “Corporate Tax Avoidance and Firm Value,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 3 (2009a), pp. 537–546.
- Desai, M. and D. Dharmapala, “Earnings Management, Corporate Tax Shelters, and Book-Tax Alignment,” *National Tax Journal*, Vol. 62, No. 1 (2009b), pp. 169–186.
- Dimson, E., “Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, No. 2 (1979), pp. 197–226.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew, “Long-Run Corporate Tax Avoidance,” *The Accounting Review*, Vol. 83, No. 1 (2008), pp. 61–82.
- Ferris, S., N. Jayaraman, and S. Sabherwal, “CEO Overconfidence and International Merger and Acquisition Activity,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 48, No. 1 (2013), pp. 137–164.
- Galasso, A. and T. S. Simcoe, “CEO Overconfidence and Innovation,” *Management Science*, Vol. 57, No. 8 (2011), pp. 1469–1484.
- Graham, J. and A. Tucker, “Tax Shelters and Corporate Debt Policy,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, No. 3 (2006), pp. 563–594.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and M. Puri, “Managerial Attitudes and Corporate Actions,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 109, No. 1 (2013), pp. 103–121.
- Hanlon, M., “The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms have Large Book-Tax Differences,” *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 1 (2005), pp. 137–166.
- Hanlon, M. and S. Heitzman, “A Review of Tax Research,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50, No. 2–3 (2010), pp. 127–178.
- Hanlon, M. and J. Slemrod, “What Does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement,” *Journal of*

- Public Economics*, Vol. 93, No. 1–2 (2009), pp. 126–141.
- Heaton, J. B., “Managerial Optimism and Corporate Finance,” *Financial Management*, Vol. 31, No. 2 (2002), pp. 33–45.
- Hilary, G. and C. Hsu, “Endogenous Overconfidence in Managerial Forecasts,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 51, No. 3 (2011), pp. 300–313.
- Hirshleifer, D. A., A. Low, and S. H. Teoh, “Are Overconfident CEOs better Innovators?,” *Journal of Finance*, Vol. 67, No. 4 (2012), pp. 1457–1498.
- Hong, H. and J. C. Stein, “Differences of Opinion, Short–Sales Constraints, and Market Crashes,” *Review of Financial Studies*, Vol. 16, No. 2 (2003), pp. 487–525.
- Hribar, P. and H. Yang, “CEO Overconfidence and Management Forecasting,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 33, No. 1 (2014), pp. 204–227.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, “Opaque Financial Reports,  $R^2$ , and Crash Risk,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 94, No. 1 (2009), pp. 67–86.
- Jin, L. and C. S. Myers, “ $R^2$  around the World: New Theory and New Tests,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, No. 2 (2006), pp. 257–292.
- Kim, J.–B., Y. Li, and L. Zhang, “Corporate tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm–Level Analysis,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, No. 3 (2011), pp. 639–662.
- Kim, J.–B., Z. Wang, and L. Zhang, “CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk,” *Contemporary Accounting Research*, Forthcoming, 2015.
- Klassen, K., “The Impact of Inside Ownership Concentration on the Trade–Off Between Financial and Tax Reporting,” *The Accounting Review*, Vol. 72, No. 3 (1997), pp. 455–474.
- Lev, B. and D. Nissim, “Taxable Income, Future Earnings, and Equity Values,” *The Accounting Review*, Vol. 79, No. 4 (2004), pp. 1039–1074.
- Malmendier, U. and G. Tate, “CEO Overconfidence and Corporate Investment,” *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 6 (2005), pp. 2661–2700.
- Malmendier, U. and G. Tate, “Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and

- the Market's Reaction," *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, No. 1 (2008), pp. 20–43.
- Malmendier, U., G. Tate, and J. Yan, "Overconfidence and Early-Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies," *Journal of Finance*, Vol. 66, No. 5 (2011), pp. 1687–1733.
- Markus, H., "Self-Schemata and Processing Information about the Self," *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 35 (1977), pp. 63–78.
- Maydew, E. L., "Tax-Induced Earnings Management by Firms with Net Operating Losses," *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, No. 2 (1997), pp. 83–96.
- Mills, L., "Book-Tax Differences and Internal Revenue Service Adjustments," *Journal of Accounting Research*, Vol. 36, No. 2 (1998), pp. 343–356.
- Mills, L. and K. Newberry, "The Influence of Tax and Nontax Costs on Book-Tax Reporting Differences: Public and Private Firms," *Journal of the American Taxation Association*, Vol. 23, No. 1 (2001), pp. 1–19.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. O. Rego, "Earnings Management: New Evidence Based on Deferred Tax Expense," *The Accounting Review*, Vol. 78, No. 2 (2003), pp. 491–521.
- Rego, S. O. and R. Wilson, "Equity Risk Incentives and Corporate Tax Aggressiveness," *Journal of Accounting Research*, Vol. 50, No. 3 (2012), pp. 775–810.
- Ross, S., "The Determination of Financial Structure: The Incentive Signaling Approach," *Bell Journal of Economics*, Vol. 8, No. 1 (1977), pp. 23–40.
- Schrand, C. M. and S. Zechman, "Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 53, No. 1–2 (2012), pp. 311–329.
- Slemrod, J., "The Economics of Corporate Tax Selfishness," *National Tax Journal*, Vol. 57, No. 4 (2004), pp. 877–899.
- Watts, R. and J. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall, 1986.

## 〈부 록〉

### 〈표 A〉 변수의 정의

변수	정의
CRASH	t년 4월부터 t+1년 3월까지의 주별 고유수익률(식 (2)의 잔차)이 평균값-(3.09×표준편차) 이하로 실현된 적이 한번 이상 있다면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
NCSKEW <sub>(1)</sub>	t년 4월부터 t+1년 3월까지의 주별 고유수익률(식 (2)의 잔차) 분포에 대한 음의 조건부왜도 값(전기 NCSKEW의 값)
LRETR	t-4 부터 t까지의 현금납부세액의 합을 법인세비용차감전손익의 합으로 나누어 계산함. 이 때, 당해년도의 현금납부세액은 법인세비용과 전년대비 이연법인세자산의 증가분과 이연법인세부채의 감소분의 합으로 정의함
OC	(1) 산업조정초과투자 (2) 인수합병지출 (3) 산업조정부채비율 (4) 배당지급여부 중 2개 이상의 항목에서 과신 성향으로 구분되면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
SDW	주별 고유수익률(식 (2)의 잔차)의 표준편차
AVEW	주별 고유수익률(식 (2)의 잔차)의 평균
SIZE	Ln(총자산)
MB	(시가총액(보통주+우선주))/(총자산-총부채)
LEV	총부채/총자산
ROA	영업이익/전기총자산
ACC	((당기순이익-영업현금흐름)/전기총자산)의 절대치
FD	표본기간 동안(2001년-2011년) 투자등급(BB+ 이상)의 채권발행이 없으면 1 있으면 0의 값을 갖는 더미변수
AGE	회계년-상장년+1
LAROWN	최대주주 및 특수관계인 지분율의 합
FRNOWN	외국인주주 지분율의 합
OUTDIR	사외이사 수/이사회 전체 이사 수
EXTFIN	부채 조달액과 자기자본 조달액의 합을 전기 총자산으로 나누어 계산함. 부채 조달액은 단장기채권 및 차입금(외화차입금 포함)에 대한 현금유입에서 유출을 차감하여 계산 자기자본 조달액은 자본금과 자본잉여금에 따른 현금유입에서 유출을 차감하여 계산함
AUDBIG	대형회계법인(삼일, 삼정, 안건, 안진, 영회에 의해 감사를 받은 경우 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
CH	공정거래위원회의 당해 대규모기업집단 목록에 포함된 경우 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
DISP	최대주주 및 특수관계인 지분율에서 계열 법인 지분율을 차감하여 계산함
BTD	회계이익과 과세소득의 차이/전기 총자산. 이때, 회계이익은 법인세비용차감전손익으로 과세소득은 각 사업연도 소득금액으로 정의함 소득금액은 법인세비용차감전손익에서 익금산입과 손금산입을 가감하여 계산함
COI	당해와 전년도의 영업이익 차이를 전기 총자산으로 나누어 계산함
AC	회계연말 이전 3개월 동안 해당 기업에 대한 애널리스트 보고서를 제출한 기관이 있으면 1 없으면 0의 값을 갖는 더미변수