주가급락과 내부자거래

조은영(서울대학교)*, 김종오(한국방송통신대학교)†,

<요약>

본 연구는 2005년부터 2014년까지 한국 주식시장에 대하여, 내부자들의 거래패턴이 주가폭락을 예측하는 정보로서의 가치가 있는지를 분석하였다. 또한, 내부자집단 안에서도 상대적으로 소송위험에 따르는 기회비용이 다른 최대주주와 주요주주로 나누어 분석하여 차익거래기회의 이익과 소송위험의 기회비용이 각 내부자집단간에 어떻게 적용되는지를 보고자 하였다. 실증분석 결과, 최대주주 및 특수관계인들의 주가폭락 직전 한 달간을 제외한, 과거 일년간의 순매수는 주가폭락과 유의미하게 유의미한 음의 관계를 보였으나, 주가폭락 직전 한달 간의 순매수와는 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 반면에, 최대주주를 제외한 주요주주들의 주가폭락 직전 한 달을 제외한 과거 일년간의 순매수는 주가폭락과 양의 상관관계가 있었지만, 직전 한달간의 매도는 유의미한 음의 상관관계를 보였다. 이러한 결과는 기업에 악재가 되는 정보가 내부자들에게 주어진다면, 소송 및 적발위험이 상대적으로 다른 내부자간에 비대칭적 거래가 존재한다는 점을 보여준다. 상대적으로 소송 및 적발위험이 큰 최대주주는 주가급락 직전에 자신이 매도를 할 경우 소송위험과 같은 기회비용이 크기 때문에 침묵하는 반면에, 상대적으로 소송위험이 적은 주요주주는 차익거래를 할 유인이 있다는 점을 시사한다.

핵심 단어: 내부자거래, 소송위험가설, 주가급락, 자본시장법, 침묵효과

JEL 분류기호: G10, G14, G18, G32

* 서울대학교, 경영대학, 주소: 서울특별시 관악구 관악로 1 서울대학교 경영대학(원) 59동 109호, 08826; E-mail: eyocho@gmail.com

† 한국방송통신대학교, 경영학과. 주소: 서울 종로구 동숭동 한국방송통신대학교 169 제 1연구동 411호; E-mail: jokim@knou.ac.kr

Litigation risk and Insider trading

Kim, Jongoh[*], Cho, Eun-young[†]

<Abstract>

This paper examine the information content of insider trading before a large drop in the stock price. We hypothesize that, to avoid litigation risk, rational insiders do not sell own-firm shares when they anticipate crashes. Specifically, sales by top shareholders in the distant past is positively correlated with the likelihood of a crash, while sales by insiders in the recent past is not significantly associated with the probability of a crash. On the contrary to this, sales by other insiders in the distant past is negatively correlated with the likelihood of a crash, and sales in the recent past is positively correlated with the likelihood of a crash. These findings suggests that the top shareholders appear to be aware of the effect of their selling on litigation risk and reduce their opportunistic sales prior to a crash. On the contrast, low-litigation-risk insiders sold opportunistically. Also, this finding stronger in firms has access to more private information.

Keywords: Insider trading, Litigation risk, Crash, Capital market Act, Silent effect

JEL Classification: G10, G14, G18, G32

[*] Korea National Open University, Address: Department of Management, Korea National Open University, 169, Daehak-ro, Jongno-gu, Seoul, Korea, 110-791; E-mail: jokim@knou.ac.kr

[†] Seoul National University, Address: LG Building 59-109, Business School, Seoul National University 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul, Korea, 08826, E-mail: eyocho@gmail.com

Ⅰ. 서론

내부자는 주식시장 참여자중에서도, 기업의 사적 정보에 접근이 용이하다는 점에서 특별한 클래스군으로 분류된다. 따라서, 내부자들과 일반 투자자들 사이의 정보의 비대칭성(information asymmetry)이 존재하며, 정보우위를 통한 내부자들의 차익거래기회(opportunity trades)의 발생이 가능하다. 이러한 이유로 내부자거래는 감시 및 법률적인 관리 대상이 된다. 자본시장과 금융투자업에 관련 법률 제174조는 미공개중요정보 이용행위 금지를 명시하고 있으며, 제 176조는 시세조종, 제 178조는 부정거래행위를 금지하고 있다. 또한, 금융감독원 및 한국 증권거래소는 매매주문·체결전산자료 등으로 내부자들의 매매를 분석하는 적극적인 조치를 취하고 있다. 한편, 2005년 증권집단소송제가 도입되면서 내부자거래에 대한 감시와 제재가 강화되고 있다.

본 연구는 국내 주식시장에서 법률적·행정적 소송위험이 내부자거래에 영향을 주는지에 대한 의문에서 시작하였다. 특히 주가폭락과 같이 소송위험이 극대화되는 사건에 직면했을 때, 내부자들은 소송위험 회피와 금전적인 손실회피 중 무엇을 우선시 하는가? 질문에 답을 찾기 위해, 소송위험이 극대화되는 주가급락 전의 내부자거래의 패턴을 살펴보고자 한다. 만약 합리적인 내부자가 존재한다면, 주가급락이 예상되는 부정적인 정보가 있을 경우, 구체적인 법률적 규정하에서 주식을 매도할 때 소송위험을 고려하기 때문에 매도 주문을 쉽게 하지 못하게 된다.

예를 들어, 주가급락과 같은 특별한 사건 직전에는 소송위험이 극대화 되기 때문에, 내부자거래 감시의 직접적인 대상이 되는 최대주주와 특수관계인들이 소송위험을 대비하고자 할 것이다. 따라서, 충분한 정보를 가지고 있음에도 불구하고, 주가급락 직전에 보유주식을 매도하는 방식의 차익거래를 선택할 가능성은 적다(Huddart, Ke, and Shi, 2007; Johnson, Nelson, and Pritchard,

2007; Kim and Skinner, 2012). 이를 두고, 최대주주의 기업에 대한 책임의식 때문으로 볼 수도 있다. 그러나 주가급락 직전에는 침묵하지만, 그 훨씬 이전에 주식을 매도하였다면 이는 소송위험에 민감하다는 점을 시사한다.

반면에, 최대주주를 제외한 주요주주는 내부정보에 접근이 용이하지만 소송위험이 상대적으로 적으므로 마켓타이밍을 통한 차익거래를 할 가능성이 높다. 주요주주가 직면한 소송위험을 피해서 획득할 수 있는 이익보다 차익거래를 통한 이익이 더 크기 때문에 주가급락 직전에 보유 주식을 매도할 가능성이 있다 (Han et al., 2014). 따라서, 주요주주는 최대주주들과는 달리 주가급락 직전에 주식을 매도할 유인이 존재한다.

실제, 한국 주식시장에서 2005년부터 2014년까지 개별주식의 주가급락 전의 내부자거래 패턴을 분석한 결과, 최대주주와 10%이상의 지분을 보유한 주요주주 간에 비대칭적인 거래패턴이 있음을 발견하였다. 흥미로운 점은 주가폭락 직전 최대주주의 순매도는 한달 후 주가폭락과는 상관이 없었다는 것이다. 그러나, 주가폭락 직전 한 달을 제외한 과거 일년간의 최대주주의 순매도는 주가폭락과 밀접한 관련이 있다. 반면에, 최대주주를 제외한 주요주주의 경우 주가급락 직전 한달 간의 순매도와 다음달 주가급락의 확률은 통계적으로 유의미한 상관관계가 있다.

이러한 결과는 국내 주식시장에서 최대주주에 집중되어 있는 내부자거래에 대한 감독과 감시가 최대주주의 거래를 제한할 수는 있지만, 소송위험이 적은 내부자들은 상대적으로 자유로운 거래한다는 점을 시사한다. 즉, 소송위험의 범위와 정도에 따라 내부자 그룹간에 주가폭락 직전의 비대칭적 거래가 존재한다.

한편, 본 연구는 최근에 주목 받고 있는 '짖지 않은 개(The dog that did not bark) 효과' 와도 관련을 가진다(Bagnoli, Kross, and Watts, 2002; Marin and Olivier, 2008; Billings and Cedergren, 2015; Hanley and Hoberg, 2012;

Gao, Ma, and NG, 2015). 명마가 사라졌음에도 마구간을 지키는 개가 짖지 않았다는 사실이 사건의 실마리로 작용한다는 셜록 홈즈의 추리를 빌려, '조용함'이 오히려 정보를 가지고 있다는 맥락과 함께한다. 특히 '짖지 않는 개' 효과는 내부자거래관련 연구에 많이 적용되고 있다. 미리 사적 정보를 가진 내부자들이 사건 이전에 미리 행동하고, 사건직전에 오히려 행동하지 않는 현상(stay silent)과 일맥상통하기 때문이다. 이 효과는 내부자들이 매도를 지속하다가 어느순간 '침묵'의 타이밍이 오면, 이것이 오히려 주가하락의 신호가 될 수 있다는 점을 설명하고 있다.

한국 주식시장에서 2005년부터 2014년까지 내부자거래를 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 소송위험이 상대적으로 큰 최대주주들의 주가급락 이전 일년 간의 순매수(순매도)와 주가급락의 확률간에는 음(양)의 상관관계가 있지만, 주가급락 직전 한달 간의 순매도와 주가급락의 확률간에는 상관관계가 없다. 둘째, 소송위험이 상대적으로 적은 주요주주들의 주가급락 전의 매도패턴과 주가급락의 확률간에는 최대주주의 결과와 반대로 나타났다. 이러한 각기 서로 다른 범위 및 정도의 소송위험에 직면한 두 내부자집단 간에 주가급락전의 거래의 비대칭성은, 소송위험이 내부자거래에 영향을 준다는 점을 제시한다. 셋째, 앞의 결과들은 실적공시를 통제하여도 동일하게 나타난다. 따라서, 실적공시 및 캘린더 효과와 관계없이 '소송 및 적발위험' 효과가 나타난다는 점을 확인할 수 있었다. 마지막으로 사적 정보가 큰 기업집단에서 '소송위험 효과'가 더 크게 나타났다. 여기서 사적 정보를 측정하는 변수로 Teoh, Yang, and Zhang(2006)과 Jin and Myers(2006)의 방법론에 따라 R^2를 이용하였다.

본 연구는 기존의 연구들과 다음과 같은 차별성을 가진다. 첫째, 본 연구는 기존 연구들의 연구대상인 '통상적인' 내부자거래[1]가 아닌 시장 및 일반 투

[1] Lakonishock and Lee, 2001; Finnerty, 1976; Lorie and Niederhoffer, 1968; Jaffe, 1974; Sehyhun, 1986 and many others

자자에게 큰 영향을 줄 수 있는 주가폭락이라는 ‘특별한’ 사건 전의 내부자 거래’를 다루고 있다. 둘째, 주로 최대주주의 소송위험에 초점이 맞추어진 기존 연구들과 달리, 본 연구에서는 내부자 그룹을 최대주주와 주요주주로 나누어 분석하여, 소송위험가설을 더욱 견고하게 입증하였다. 마지막으로 기업의 사적 정보가 소송위험과 내부자거래간의 관계에 영향을 줄 수 있다는 점을 보임으로서 사적 정보가 큰 기업들이 소송위험에 대해 더 민감하다는 결과를 제시하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 내부자거래 및 소송위험가설과 관련된 선행연구를 검토하고, 이를 토대로 연구가설을 제시하였다. 제 3장에서는 표본 및 연구방법론을 논하고 있다. 제 4장에서는 실증분석 결과를 제시하고 있으며, 마지막 제 5장에서는 본 연구 결과를 정리하고 시사점을 기술하고 있다.

Ⅱ. 선행연구 및 연구가설

1. 선행연구

기존의 많은 연구들은 통상적인 내부자거래가 미래의 주식가격의 변동을 예측할 수 있다는 결과를 제시해왔다(Lakonishok and Lee, 2001; Jeng, Metrick, and Zeckhauser, 2003; Finnerty, 1976; Lorie and Niederhoffer, 1968; Jaffe, 1974; Seyhun, 1986, and many others). 또한, 대부분의 선행연구들은 내부자의 ‘매도’보다는 ‘매수’에 초점을 두고 있다. Lakonishok and Lee (2001)은 미국 주식시장에서 내부자들이 강하게 매수한 주식으로 포트폴리오를 구성했을 때 약 4.82%의 초과 수익률을 얻지만, 반대로 강하게 매도한 주식으로 포트폴리오를 구성했을 때는 통계적으로

유의미한 초과 수익률을 얻지 못한다는 결과를 제시하였다. Jeng, Metrick, and Zeckhause(2003)는 내부자거래의 6개월 보유 수익률을 분석한 결과, 내부자들이 매수한 종목들은 유의미하게 양의 초과 수익률을 보였지만, 매도한 종목은 유의미한 결과를 얻지 못함을 제시하였다. Fidrmuc, Goergen, and Renneboog(2006) 역시 영국 시장을 대상으로 내부자 매도로 인한 주가 반응보다 내부자 매수에 대한 주가 반응이 더 강하다는 점을 보였다.

그와는 반대로, 최근의 연구들은 내부자의 매도가 정보적 가치가 있다는 새로운 증거를 제시하고 있다. 이러한 연구들은 주가급락과 같은 특별한 사건에 초점을 두고 있다(diamond and Verrecchia, 1987; Bagnoli, Kross, and Watts, 2002; AKBAS, 2016). 이와 관련된 연구들은 특별한 사건 전에 내부자들은 이를 미리 예상하고, 사건이 벌어지기 훨씬 전에 행동을 한다는 결과들을 제시하고 있다(Sehyun and Bradley, 1997; Bagnoli, Kross, and Watts, 2002; Huddart, Ke, and Shi, 2007; Marin and Olivier, 2008; Billings and Cedergren, 2015; Chen, Martin. And Wang, 2013; Hanley and Hoberg, 2012; Gao, Ma, and NG, 2015). 이러한 연구 결과들은 기존 연구들에서 내부자의 매도의 주가 예측성이 상대적으로 통계적 유의성이 적었던 이유와 직결된다. 구체적인 연구들을 제시하면 다음과 같다.

Sehyun and Bradley(1997)은 내부자들이 부도 신청일 전에 매도를 늘린다는 사실을 발견했다. 이어서 Huddart, Ke, and Shi(2007)는 높은 소송위험을 피하기 위해서 실적공시 직전에는 차익거래 기회를 이용하지 않는다는 결과를 제시하였다. Marin and Olivier(2008)은 수개월 전부터 내부자의 매도가 강하게 나타난 반면에, 갑자기 내부자들이 침묵한다면 이것은 향후 주가가 폭락할 확률이 높다는 이론적 모델을 제시하였다. Chen, Martin. And Wang(2013)은 내부자 매도거래가 매수거래보다 높은 소송위험과 경영실패위험을 수반한다는 결과를 제시하였다. Gao, Ma, and NG(2015)은

내부자들이 소송위험을 피하기 위하여 회사에 악재가 있음을 알고도, 보유한 주식을 매도하지 않는다는 결과를 제시하였다. 이외에도 부정적인 실적발표 직전에는 내부자들이 보유주식을 매도하지 않는다는 연구 결과들이 제시되기도 하였다(Billings and Cedergren, 2015). 이러한 결과들은, 소송위험으로 인한 내부자들의 독특한 매도패턴이 향후 주식가격 또는 기업의 가치에 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

특별한 사건 이전의 내부자거래의 특이패턴의 원인으로 제시되고 있는 소송위험이 기업의 가치에 미치는 영향에 관한 연구들[2]은 사적 정보를 이용한 내부자거래에 대한 법률적·행정적인 제한의 등장 및 강화는 내부자의 거래를 제한한다는 결과를 제시하고 있다. Johnson, Nelson, and Pritchard(2007)은 내부자의 순매도가 PSLRA(the Private Securities Litigation Reform Act) 개정 이후 소송건수와 강하게 관련 있다는 점을 제시하였다. Kim and Skinner(2012)는 소송건수와 내부자의 매도간에는 음(−)의 상관관계가 있다는 점을 보였다. Chen, Martin. And Wang(2013)은 내부자 매도거래가 매수거래보다 높은 소송위험과 경영실패위험을 수반한다는 결과를 제시하였다. Gao, Ma, and NG(2015)도 내부자들이 소송위험을 피하기 위하여 회사에 악재가 있음을 알고도 보유한 주식을 매도하지 않는다는 결과를 제시하였다.

한편, 국내 연구로는 주가급락과 같은 특별한 사건과 내부자거래간의 관계를 다룬 논문은 없었다. 내부자거래관련 주요 국내 연구들은 일반적인 내부자거래가 높은 초과 수익률을 가져온다는 결과를 제시하고 있다(강종만, 1994); 윤계섭, 강종만, 1995; 정성빈, 최순재, 1998; 최도성, 고봉찬, 2002;

[2] 예를들어, 소송위험이 공시에 미치는 효과(Skinner, 1994, 1997; Kasznik and Lev, 1995), 자본비용에 미치는 효과(Ashbaugh-Skaife, Collins, Kinney, and Lafond, 2009; Hail and Leuz, 2009), 지배구조 변화에 미치는 효과(Ferries, Jandik, Lawless, and Makhija, 2007; Helland, 2006), 회계감사에 미치는 효과(Khurana and Raman, 2004); IPO 저가발행현상에 미치는 효과(Lowry and Shu, 2002; Ritter and Welch, 2002; Hanley and Hoberg, 2012), 기관투자자의 거래행위에 미치는 효과(Barabanov, Ozocak, Turtle, and Walker, 2008)등이 있다.

박수철, 정재만, 2007). 또한, 주식 매수뿐 아니라 주식 매도에서도 초과 수익률을 보인다는 결과를 보였다.

윤계섭, 강종만(1995)은 증권관리위원회에 적발된 불법적 내부자거래를 중심으로 살펴본 결과, 내부자의 자기회사 주식 매각 시 유의한 초과수익률이 존재함을 보였다. 정성빈·최순재(1998)은 내부자거래의 빈도수와 초과 수익률을 실증 분석하여, 국내의 내부자거래는 외국의 내부자거래보다 그 빈도수와 초과 수익률이 더 높다는 결과를 제시하였다. 최도성, 고봉찬(2002)의 연구에서는 정보공시일 이전에 이루어진 내부자거래의 경우 매수 및 매도거래 모두 유의한 초과수익을 보임을 보였다. 또한 기업규모가 작을수록, 기업내부자와 외부자간 정보 불균형이 심해지기 때문에, 내부자거래의 초과수익률이 매수주문과 매도주문 모두에서 높다는 점을 보였다. 박수철, 정재만(2007) 역시 내부자가 중요정보를 이용하여 초과 수익률을 거둔다는 결과를 제시하였다. 한편, 김태규, 신정순(2014)은 내부자거래의 초과 수익률이 미공개 내부정보에 기인한 것인지, 역(逆)투자전략을 이용하여 타이밍 능력인지를 분석하여 두 요인 모두 초과 수익률에 기여한다는 결과를 제시하였다.

2. 연구가설

본 연구는 주가폭락 이전의 내부자의 독특한 거래패턴과 주가폭락간의 관계성이 있다고 보는 소송위험가설(litigation risk hypothesis)을 검증한다. 이를 위하여, 선행 연구들의 결과를 반영하여 아래의 가설을 설정하였다. 그러나 주가급락 이전의 내부자거래 행위가 소송위험에 의한 것이라고 단정하는데 한계가 있다. 따라서, 주가가 폭락함을 예상하는 정보를 가진 내부자 중 소송위험이 상대적으로 큰 그룹과 그렇지 않은 그룹을 나누어

거래패턴을 살펴보았다. 만약 두 그룹간에 거래 패턴의 차이점이 존재한다면, 소송위험가설은 더 큰 설명력을 얻게 된다.

첫째, 최대주주의 보유주식 매도패턴은 투자정보로서 가치를 가진다. 만약 소송위험가설이 참이라면, 과거의 내부자의 매도주문은 주가폭락의 가능성과 양(+)의 관계에 있지만, 가장 최근의 내부자 매도주문은 주가폭락과 음(−) 또는 유의미한 관계가 없을 것으로 예상 가능하다. 이는 소송위험을 회피할 수 있는 시기에는 최대주주들이 사적 이익을 추구하는 거래를 할 가능성이 있음을 말한다.

[가설1] 최대주주의 매도패턴과 향후 주가폭락 가능성간에 상관관계가 존재한다.

i. 주가급락과 주가급락 직전월을 제외한 과거 1년간의 최대주주의 순매도는 유의미한 양의 상관관계를 가진다.

ii. 주가급락과 주가급락 직전월의 순매도는 상관관계가 없다.

둘째, 법률적으로 내부자로 분류 되지만 소송위험의 부담이 상대적으로 적은, 지분율 10%이상의 주요주주는 차익거래를 할 가능성이 크다. 같은 내부자집단이라 할지라도 실질적으로 금융당국이나 일반 투자자들의 주목의 대상은 최대주주이다. 따라서, 상대적으로 주요주주는 감시의 대상에서 비켜 있기 때문에, 소송위험이 다른 최대주주와 주요주주간에 비(非) 대칭적 거래패턴이 나타날 가능성이 있다. 결국, 주가폭락 직전에 침묵하는 최대주주와는 달리 주요주주들은 마켓타이밍을 이용한 차익거래를 통해 손실을 최소화 할 유인이 존재한다.

[가설2] 주가급락 이전의 최대주주와 주요주주간에 비(非) 대칭적인 내부자거래 패턴을 보인다.

셋째, 실적공시와 주가급락간에 관계를 밝힌 기존 연구들을 반영하여 본 연구의 결과들이 실적공시나 캘린더 효과가 아님을 확인할 필요가 있다. 실적공시가설(earnings announcement hypothesis[3])에 따르면, 주식 시장의 기대에 실적이 못 미칠 경우, 실적공시가 있는 해당월에 주가급락이 발생할 가능성이 높다. 따라서, 주가급락 이전에 최대주주 및 주요주주들의 거래패턴이 실적공시에 의해 나타난 현상인지를 검증해볼 필요가 있다. 만약 실적공시 가설의 설명이 참이라면, 주가급락과 내부자거래의 관련성은 캘린더 효과(calendar effects)에 불과하다고 볼 수 있다. 따라서, 실적공시를 통제하고도 [가설1]과 [가설2]의 결과가 도출되는지를 검증할 필요성이 있다.

[가설3] 최대주주의 매도패턴과 향후 주가폭락 가능성간의 상관관계는 실적공시나 캘린더효과와는 무관하게 존재한다.

마지막으로, 주식가격은 기업 내 사적 정보와 관련이 높다. Roll(1988)은 R^2가 낮은 주식일수록 주가 동시성이 낮고, 공개된 공적 정보보다 기업의 사적 정보가 주가에 반영되어있다고 주장하였다. 또한, Morck, Yeung, and Yu(2000)도 사적 정보 높을수록 이러한 사적 정보가 주가에 반영되어 R^2가 낮게됨을 보고한 바가 있다. 이렇게 R^2 낮은 기업일수록 주가 내 사적 정보가 많을 뿐 아니라 저성과 경영자의 교체가 빈번해진다(Defond and Hung, 2004),

[3] 예를들어, Billings and Cedergren(2015)

이에 따라, R^2가 낮은 기업일수록 기업 내 사적 정보가 많아지고, 소송위험에 대한 부담이 커질 것으로 예상해볼 수 있다. 이를 근거로 다음과 같은 가설을 설정한다.

[가설4] 사적 정보가 많은 기업집단의 내부자들은 소송위험 관리를 통해 주가급락을 대처한다.

3. 소송위험(Litigation Risk)

우리나라 자본시장법은 내부자가 미공개 정보를 이용한 거래[4], 시세조종[5], 또는 부정거래 행위[6]를 금지하는 규정을 두고 있다. 구법에서는 내부자를 해당 회사의 최대주주 또는 임직원으로 규제범위를 한정하는 한계점이 있었다. 이에 따라 2015년 7월 법 개정을 통해 미공개정보 2차 이상 수령자까지 그 감시영역을 확대하게 되었다. 금융감독원에 고발된 사건의 혐의유형은 크게 시세조정, 미공개정보 이용, 부정거래 및 단기매매차익취득, 대량·소유주식 보고 위반으로 나뉜다. 기업의 내부자들이 이를 위반할 경우, 입증 정도와 위반 혐의자의 신분 등을 고려하여 처분을 받게 된다. 이렇게 불공정 거래로 적발된 거래건수는 상당하다.

---

[4] 자본시장법 제 174조; 미공개중요정보를 직무와 관련하여 알게된 자와 그들로부터 정보를 수령한 1차 정보수령자를 규제대상자로 규정하고 있다. 한편, 2015년 7월 법개정을 통해 규제 범위를 2차 이상의 정보수령자 까지 확대하여 금융 관계자(애널리스트, 펀드매니저 등) 또는 해킹 및 절취 등 부정한 방법으로 정보를 알게된 자도 규제대상에 포함되었다.

[5] 자본시장법 제 176조; 상장증권 또는 장내파생상품에 대한 수요와 공급을 인위적으로 조작함으로써 가격을 조종하려는 행위를 금지하고 있다.

[6] 자본시장법 제 178조; 부정거래행위는 금융투자상품의 매매 그 밖의 거래와 관련한 일정한 부정거래행위(제 178조 제1항)를 금지하고 있으며, 부정한 수단을 사용하는 행위(제1호), 허위표시를 하는 행위(제2호), 허위시세를 이용하는 행위(제3호) 등 부정거래를 3가지 유형으로 구분하고 있다.

<Table1>은 2006년부터 2014년까지 금융감독원에 접수된 불공정거래 혐의사건 접수현황을 보여준다. Panel A에서는 증권시장별 불공정거래 사건 접수현황을 보여주고 있으며, Panel B에서는 금융감독원이 검찰에 이첩한 혐의 유형별 처리건수를 나타내고 있다. Panel A는 2006년부터 2014년까지 불공정거래로 접수된 내부자거래의 연평균 건수가 유가 증권시장의 경우 약 58건이었고 코스닥시장의 경우 약 140건으로 불공정 거래로 접수되는 건수가 적지 않음을 보여준다. 금융감독원에 적발된 불공정 거래의 유형별 건수를 나타내는 Panel B에서 시세조종(매년 평균 54건)과 미공개정보이용(매년 평균 45건)이 가장 빈번하게 적발 되었다. 또한, 부정거래(매년 평균 35건), 지분보고 위반 등(매년 평균 31건)도 적지 않게 매년 보고되고 있다. <Table 1>은 우리나라 주식시장에서 내부자들이 거래를 할 때 법률적·행정적 감시 및 제한이 무시할 수 없는 수준이라는 점을 시사한다.

<Table 1 here>

Ⅲ. 표본 및 주가급락 정의

1. 표본

본 연구에서 사용한 내부자거래 데이터는 금융감독원 전자공시시스템(DART: Data Analysis, Retrieval and Transfer System)에서 수집하였으며, 샘플기간은 2005년 1월부터 2014년 12월까지이다. 표본의 선정방법은 Marin

and Olivier(2008)의 방법론과 유사하게 다음과 같이 진행하였다. 첫째, 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 보통주만을 대상으로 하였다. 둘째, 해당월의 수익률 자료를 구할 수 없는 관측치는 표본에서 제외하였다. 셋째, 측정오차(Measurement errors)를 줄이기 위하여 연초 주식가격이 1,000원 미만의 주식은 제외하였다. 넷째, 100주 미만의 내부자 거래는 제외하였다. 마지막으로 장외매도 및 시간외 매매의 경우를 제외한 장내매도 및 장내매수만을 대상으로 하였다. 위의 절차로 구성된 내부자거래 데이터와 수익률 및 기타 주식정보를 제공하고 있는 FN가이드의 데이터를 결합하여 총 141,640 주식/월별 자료를 얻을 수 있었다.

<Table 2>는 2006년부터 2014년까지 우리나라 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 상장기업의 최대주주 및 주요주주가 일회이상 내부자거래를 한 주식의 수와 연평균 순매수를 보여준다. 순매수는 매수주문 수량에서 매도주문 수량을 차감한 차이값을 상장주식수로 나누어준 값이다. 따라서, 이 값이 양(+)수라면 매수주문이 매도주문보다 컸음을 의미하고, 반대로 음(−)수라면 매수주문이 매도주문보다 적었음을 의미한다.

매년 내부자거래가 한 번이라도 있었던 주식은 전체 주식 중 66%로 상당수가 내부자거래를 하고 있음을 알 수 있다. 한 번이라도 내부자거래가 있었던 주식의 연평균 최대주주와 10%이상 주요주주의 순매수는 최대주주 1.60%, 10%이상 주요주주는 2.13%였다. 일반적으로 내부자들의 매도세보다는 매수세가 더 컸다. 이러한 결과는 내부자의 매도주문 이벤트가 매수주문 이벤트보다 일반적인 사건이 아님을 의미한다.

<Table 2 here>

2. 주식급락(Crash)

본 연구에서는 Marin and Olivier(2008)의 방법론에 따라 다음의 두 가지 변수를 이용하여 주식 급락을 정의하고 있다. 주가급락의 첫번째 변수(MMCRASH)는 과거 60개월 자료를 이용하여 구한 마켓베타를 이용하여 주가급락을 측정하는 것이다. 매월(t) 개별주식(i)에 대하여 $r_{i,t}^{MM} \equiv r_{i,t} - (r_{f,t} + \widehat{\beta_{i,t}}(r_{mkt,t} - r_{f,t}))$ 를 구한다. 여기에서 $\widehat{\beta_{i,t}}$ 는 CAPM모델을 이용하여 과거 60개월간의 자료로 추정한 베타값이고, $r_{f,t}$ 는 무위험 이자율로 통안증권 1년물의 수익률을 이용하였다. 그 후, 다음과 같은 식에 따라, 해당월의 수익률($r_{i,t}^{MM}$)과 과거 60개월의 수익률($\overline{r_{i,t}^{MM}}$)의 차이값이 표준편차($\sigma_{i,t}^{MM}$)의 두 배보다 작은 경우에 주가가 폭락했다고 정의한다.

$$\text{MMCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{MM} - \overline{r_{i,t}^{MM}} < -2\sigma_{i,t}^{MM} \\ 0, & otherwise \end{cases} \quad (1)$$

주가급락을 측정하는 두번째 방법은 첫번째 방법과 유사하지만 시장 조정 수익률이 아닌 순 수익률을 이용하는 방법이다. 매월(t) 개별 주식의 수익률($r_{i,t}^{RAW}$)과 과거 60개월간의 수익률간의 차이가 과거 60개월간의 표준편차의 두 배보다 작을 때 주식 가격이 급락했다고 정의한다.

$$\text{RAWCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{RAW} - \overline{r_{i,t}^{RAW}} < -2\sigma_{i,t}^{RAW} \\ 0, & otherwise \end{cases} \quad (2)$$

[Figure 1]은 2006년부터 2014년까지 위에서 정의한 MMCRASH와

RAWCRASH로 정의된 주가급락의 빈도를 보여준다. 주가폭락이 가장 많이 발생한 시점은 세계 금융위기가 있었던 2008년으로 RAWCRASH기준으로 821건의 주가폭락 이벤트가 있었고 MMCRASH 기준으로는 202건의 주가폭락 이벤트가 있었다. 반면에, 2009년 주가폭락의 빈도수가 매우 감소하였는데 이는 미국의 양적 완화 등으로 외국인 투자가 증가하면서 유동성 및 주가가 상승했던 한국 주식시장의 상황이 반영된 결과로 해석된다.

[Figure 1 here]

<Table 3>는 2006년부터 2014년까지의 데이터를 이용한 개별 주식의 주가급락 빈도 및 급락한 해당월의 수익률을 보고하고 있다. <Table 3>의 Panel A는 MMCRASH와 RAWCRASH 각각의 정의를 이용한 주가급락의 빈도를 나타내고 있는데, 2,107개의 주식 중, 샘플기간 동안 1회 이상의 주가급락을 경험한 주식은 MMCRASH 기준으로 762개로 전체 샘플 주식의 약 36%의 비중을 차지하였고, RAWCRASH 기준으로 961개로 전체 샘플 주식 중 약 46%에 해당하였다.

<Table 3>의 Panel B는 주가급락이 발생한 해당월과 그렇지 않은 월의 수익률과 시장 인덱스를 차감한 시장조정 수익률을 보고하고 있다. 첫 행은 MMCRASH가 있었던 주식의 평균 월별 수익률을 보여준다. 주식가격이 급락한 해당월의 평균 수익률은 −28.9%였고, 시장 조정 수익률도 −28.2%의 수익률을 보였다. 두번째 행의 RAWCRASH도 평균 −32.8%의 수익률을 보였으며, 시장조정 수익률로는 −24.7%로 매우 낮은 값을 보였다. 반면에, MMCRASH가 없었던 달의 평균 수익률을 나타내는 다음 행에서, 수익률은 1.64%였고, 시장조정수익률 2.21%였다. 마지막 행은 RAWCRASH가 없었던

월의 수익률을 나타내는데, 수익률과 시장조정수익률이 각각 1.80%와 2.28%로 주가폭락이 있었던 해당월과 큰 차이를 보였다.

따라서, 주가가 폭락할 경우의 수익률과 일상적인 수익률과 비교하였을 때, 주가가 폭락 폭이 컸다. <Table3>의 결과는 주가가 폭락할 경우 그 정도가 크기 때문에 증권거래소나 금융감독원의 조사 또는 고발이나 소액 주주들의 집단소송 등으로 이어질 가능성이 크다는 점을 시사한다.

<Table 3 here>

3. 추정방법

내부자의 매도가 주가급락의 가능성과 연결되는지를 살펴보기 위해서, 주가급락의 유무를 나타내는 MMCRASH와 RAWCRASH를 종속변수로 하는 이항변수 모델을 세우고자 한다. 이항변수(binary variable)를 종속변수로 분석하는 모델은 크게 선형확률모델(OLS, the linear probability model)과 로짓모델(Logit model), 그리고 프로빗모델(probit model)로 나뉜다. 본 연구에서는 이 중 OLS와 로짓모델로 가설을 검증하고 있다.

프로빗모델은 고정효과를 통제한 패널분석을 할 경우, 최우추정치(MLE, Maximum Likelihood Estimation)가 일치추정치(consistent estimator)가 되지 못하기 때문에 적합하지 않다(Chamberlain, 1980; Heckman, 1981). OLS 는 일치추정량으로서의 문제점은 발생하지 않지만 이분산(Heteroskedasticity)의 문제로 BLUE(Best Linear Unbiased Estimator)가 되지 못하는 문제가 존재하며, 독립변수의 자기상관(autocorrelation)이 존재할 수 있다. 따라서, 이러한 문제점을 최소화

하기 위해서 OLS 의 상관계수의 유의성과 p-value 는 Newey-West standard errors 로 계산하였다. 한편, 로짓모델의 경우에도 프로빗모델과 마찬가지로 이항변수가 종속변수일 경우 일치추정량의 문제가 발생할 수 있다. 그러나 Chamberlain(1980)은 조건부 최대우도추정 (Conditional maximum likelihood estimator)을 통해서 그러한 문제점을 극복할 수 있다는 점을 보였다. 이러한 계량경제학적 이슈들을 고려하여, 본 연구에서는 Newey-West standard error 를 이용한 OLS 와 조건부 로짓 모델(Conditional logit with fixed effects, CLFE)에 따른 분석 결과를 제시하고자 한다.

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 내부자거래와 주가급락

본 장에서는 내부자의 매도패턴과 향후 주가급락 확률간에 상관관계가 존재한다는 [가설 1]과 주가폭락 전에 직면하고 있는 소송위험의 정도가 다른 최대주주와 주요주주간에 비대칭적 매도패턴을 보인다는 [가설 2]를 검증하고자 한다. 이를 위해 Marin and Olivier의 회귀방법론을 따라 $\mathbf{MMCRASH}_{i,t}$ 와 $\mathbf{RAWCRASH}_{i,t}$를 종속변수로 하고, 직전 월(t-1)의 내부자거래($\mathbf{INSNET}^{k}_{t-1}$)와 직전 월을 제외한 과거 1년간의 내부자거래($\mathbf{INSNET}^{k}_{t-2,t-12}$)를 주요 독립변수로 사용하였다. 여기서 k는 최대주주인 경우 'Top', 주요주주인 경우 'Large'로 표현한다. 통제변수로 과거 1년간의 수익률(PRE1Yret), 직전월의 턴오버($\mathbf{TTV}_{t-1}$), 그리고 과거 12개월의 턴오버($\mathbf{TTV}_{t-2,t-12}$)를 사용하였다. 이 때, 턴오버는 거래량을 상장주식수로 조정한 값이다.

<Table 4>는 고정효과 OLS와 CLFE를 이용하여 추정한 결과를 제시하고 있다. Panel A에서는 MMCRASH를 Panel B에서는 RAWCRASH를

주가급락으로 정의하여 종속변수로 이용하고 있다. 첫 두 열은 최대주주의 순매도를 주요 독립변수로 사용하여 OLS로 추정한 결과(모델 (1))와 CLFE로 추정한 결과(모델 (2))의 결과를 보여준다. 그리고 다음의 두 개의 열에서는 최대주주를 제외한 10%이상 주요주주의 순매도를 주요 독립변수로 사용하여 OLS로 추정한 결과(모델 (3))와 CLFE로 추정한 결과(모델(4))를 보고하고 있다. Panel A에서 OLS의 결과인 모델(1)과 CLFE의 결과인 모델(2)에서 $\mathrm{INSNET}_{t-2,t-12}^{\mathrm{Top}}$의 상관계수는 모두 통계적으로 유의미하게 음수(−)였으며, 각각 −0.012(p−value=0.005)와 −1.760(p−value=0.004)였다. 반면에 급락 직전월의 최대주주의 순매수 $\mathrm{INSNET}_{t-1}^{\mathrm{Top}}$는 통계적으로 유의하지 않았으며 양(+)의 값을 보였다.

최대주주를 제외한 10%이상의 주요주주의 순매수를 주요 독립변수로 분석한 모델(3)과 모델(4)에서 $\mathrm{INSNET}_{t-2,t-12}^{Large}$ 의 계수값이 각각 0.013(p−value=0.039)와 1.191(p−value=0.075)로 모두 양(+)수이며 그 값이 통계적으로 유의하였다. 주가급락 직전월의 순매수를 나타내는 $\mathrm{INSNET}_{t-1}^{\mathrm{Large}}$ 의 상관계수는 모델(3)과 모델(4) 각각 −0.073(p−value=0.023)과 −7.447(p−value=0.000)으로 통계적으로 유의미한 음수(−)임을 확인하였다.

이러한 최대주주와 주요주주간의 주가폭락 직전의 비대칭적인 거래패턴의 결과는 RAWCRASH를 종속변수로 이용한 Panel B에서도 유사하게 나타났다. 결국, 최대주주들이 소송위험을 피하기 위해 주가급락 직전에는 주식을 크게 매도하지는 못한다는 [가설1]이 지지되었다. 또한, 상대적으로 소송위험에서 자유로운 주요주주들은 내부정보를 이용하여 급락직전에 매도를 한다는 사실을 알 수 있다. 이는 주식폭락 직전에 최대주주와 주요주주 사이에 비대칭적 거래패턴이 존재한다는 [가설2]와 일치하는 결과이다.

<Table 4 here>

<Table 4>의 결과는 다음과 같은 점을 시사한다. 대다수의 비(非)정보기반 투자자(Uninformed investors)들은 최대주주가 높은 순매도세를 안 좋은 뉴스라는 신호로 받는다. 그러나 최대주자가 순매도를 지속하다가 침묵하는 타이밍은, 최대주주의 높은 순매도가 지속되는 시기보다 투자자들에게 더욱 나쁜 뉴스가 될 수 있다.

2. 소송위험 vs. 실적공시

이 장에서는 앞 장의 주가폭락과 내부자거래의 상관관계가 실적공시 때문에 나타난 현현상 의한 것이 아님을 검증하여, 앞장의 결과들의 강건성을 보이고자 한다. 실적공시가설(earnings announcement hypothesis)은 실적공시가 시장의 기대에 못 미칠 경우, 실적공시가 있는 당월에 주가폭락이 발생할 가능성을 제시한다. 따라서, 주가폭락 이전에 최대주주 및 주요주주들의 거래패턴이 실적공시에 의해 나타난 현상인지를 검증해볼 필요가 있다. 실적공시가설이 지지되기 위해서는 내부자들의 거래패턴이 투자자들에게 정보로서 가치가 없어야 할 뿐만 아니라, 주가급락과 내부자거래의 관련성은 공시효과(announcement effect) 또는 캘린더효과(calendar effects)에 불과하다는 결과가 나타나야 한다.

본 연구의 결과가 실적공시에 의한 것인지를 검증하기 위해서, 표본을

실적공시 발표가 있었던 관측치와 그렇지 않은 관측치로 구분했다. 그런 다음 실적공시가 없었던 관측치 만을 대상으로 앞 장의 분석방법과 동일한 방법으로 분석하였다. 만약 소송위험가설이 참이라면, 실적공시의 유무가 결과에 영향을 주지 않아야하므로, 실적공시 없는 관측치로만 구성된 부표본(sub-sample)에서도 앞 장의 결과와 동일하게 나타나야 한다. 반면에, 만약 실적공시가설이 참이라면, 앞 장의 결과는 사라져야 한다.

실적공시가 없었던 관측치로만 구성된 부표본의 분석 결과를 <Table 5>에 보고하였다. MMCRASH로 급락을 정의한 Panel A에서 모델(1)-(4) 모두에서 앞장의 결과와 유사한 결과를 얻을 수 있었다. 최대주주의 순매수를 중요 독립변수로 추정한 OLS(모델(1))와 CLFE(모델(2))에서 모두 $\mathbf{INSNET}^{\mathbf{Top}}_{\mathbf{t-2,t-12}}$ 의 상관계수가 음수로 통계적으로 유의미하였고, $\mathbf{INSNET}^{\mathbf{Top}}_{\mathbf{t-1}}$ 의 상관계수는 유의미하지 않았다. 한편, 10%이상의 지분을 소유한 주요주주를 중요 독립변수로 추정한 OLS(모델(3))과 CLFE(모델(4))에서 $\mathbf{INSNET}^{\mathbf{Large}}_{\mathbf{t-1}}$ 의 상관계수는 유의미하게 음수를 나타냈다. RAWCRASH로 추정한 결과 역시 panel A와 유사하였다. 따라서, 실적공시 효과 및 캘린더 효과가 앞 장의 결과에 영향을 주지 않음을 확인하였으며, 이는 [가설3]와 일치하는 결과이다.

<Table 5 here>

이번에는 앞 장의 결과의 해석을 확장하기 위하여, 실적공시가 있었던 관측치만을 가지고 같은 분석을 반복하였다. 대부분의 기업들은 내부적으로

실적공시가 있는 해당월과 직전월에 내부자거래를 제한한다. 따라서 이러한 제약하에서 내부자의 순매수와 순매도는 일반 투자자들에게 정보적 가치가 없어야 한다. 결국, 실적공시가 있었던 관측치로만 구성된 부표본에서는 내부자거래의 통계적 유의성이 없어야 한다. <Table 6>에 새로운 부표본으로 분석한 결과를 제시하고 있다. MMCRASH가 종속변수인 Panel A와 RAWCRASH가 종속변수인 Panel B 모두에서 내부자거래 변수의 상관계수의 통계적 유의성이 감소했음을 알 수 있다.

<Table 6 here>

3. 기업의 사적 정보

기업의 사적정보는 기업의 내부자들은 가지고 있지만 시장에 공개되지 않은 정보로 정의된다(Roll, 1988; Morck, Yeung, and Yu, 2000; Durnev, Morck, Yeung, and Zarowin, 2003). 기업마다 서로 다른 수준의 사적 정보를 가지고 있기 때문에, [가설1]과 [가설2]의 결과가 개별주식의 가격에 내재된 사적 정보에 따라 달라지는지를 분석해 볼 필요가 있다. Roll(1988)은 R^2가 낮은 주식일수록 주가 동시성이 낮고, 공개된 공적 정보보다 기업의 사적 정보가 주가에 반영되어있다고 주장하였다. 또한, Morck, Yeung, and Yu(2000)도 사적 정보 높을수록 이러한 사적 정보가 주가에 반영되어 R^2가 낮게됨을 보고한 바가 있다.. 따라서 본 논문에서도, R^2를 기업의 사적 정보의 정도를 측정하는 변수로 보았다.

Teoh, Yang, and Zhang(2006), Jin and Myers(2006), Stow and Xing(2011)의 방법론에 따라 다음과 같은 식을 이용하여 R^2를 구하였다.

$$r_{i,j,t} = \alpha + \beta_i \cdot r_{m,t} + \gamma_i \cdot r_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

여기서, $r_{i,j,t}$는 t시점의 산업 j에 속해 있는 주식 i의 주간 수익률을 의미하고, $r_{m,t}$는 t시점에서의 주간 시장 수익률, $r_{j,t}$는 t 시점의 산업 j의 주간 수익률을 의미한다. 주간 시장 수익률은 시장 인덱스를 사용하였고, 산업별 주간 수익률은 한국표준산업분류 2digit(중분류)을 이용하여 해당 산업에 속한 주식들의 주간 수익률을 가치가중 평균하여 구하였다. 위의 식을 연도별로 회귀분석하여 다음과 같은 결정계수 $R^2_{i,t}$를 구했다.

$$R^2_{i,t} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{Var(r_{i,t}) - Var(\varepsilon_{i,t})}{Var(r_{i,t})} \quad (4)$$

$R^2_{i,t}$가 낮을수록 주가에 내재된 기업의 고유 정보가 많으며 시장과 산업의 주가 상황에 대한 해당 주식의 비동시성이 크다고 말할 수 있다. 이렇게 구한 $R^2_{i,t}$값을 가지고, 매년 33%와 66%기준으로 세 개의 부표본으로 나누었다. 그 후, $R^2_{i,t}$값이 가장 큰 그룹(High R^2) $R^2_{i,t}$가 가장 낮은 그룹(Low R^2) 각각 나누어 OLS와 CLFE 분석을 하여 그 결과를 <Table 7>에 보고하였다.

<Table 7>은 높은 R^2(High R^2)값을 보이는 부표본에서는 최대주주와 주요주주의 순매수의 상관계수 모두 통계적으로 유의미하지 하지는 않았지만, 모델(2)의 $INSNET^{Large}_{t-1}$의 계수값을 제외하고는 소송위험가설이 예측하는 상관계수의 방향과 같았다. 반면에 낮은 R^2 (Low R^2) 값을 가진 부표본에서는 $INSNET^{Top}_{t-2,t-12}$의 계수값이 통계적으로 유의미하게 음(−)수로 나왔고(p−value=0.078(OLS), 0.049(CLFE)), 주가급락 직전의 $INSNET^{Top}_{t-1}$의 상관계수는 통계적으로 유의미하지 않았다(p−value=0.781(OLS), 0.693(CLFE)). 한편, $INSNET^{Large}_{t-12,t-2}$의 상관계수 값은 모델(4)와 모델(8) 모두 양수(+)였으며,

모델(8)에서는 통계적으로 유의미하였다. $\mathrm{INSNET}_{t-1}^{\mathrm{Large}}$의 상관계수 값은 모델(4)와 모델(5) 모두에서 통계적으로 유의미한 음수(−)를 보였다. 비록 $R_{i,t}^2$을 기준으로 세 개의 부표본으로 나누었음으로 통계적 유의성은 감소하였지만, 앞의 결과들의 방향성과는 같은 결과를 얻을 수 있었으며, 사적 정보가 많은 부표본에서 그 결과가 더 강하게 나타났다.

이러한 결과는 두 가지로 해석될 수 있다. 첫째, 기업의 사적 정보가 많을수록 소송 및 적발처벌의 위험에 민감하다. 둘째, 사적 정보가 많은 기업일수록 향후 주가폭락에 대한 예측력이 높다.

<Table 7 here>

Ⅴ. 결론

본 연구는 '일반적인' 내부자의 매수 또는 매도에 따르는 수익성이 아닌, 내부자거래의 패턴이 향후 '특별한 사건'을 예측하는 신호로서 작용할 수 있다는 것을 제시했다는 점에서 의의가 있다. 또한, 주가폭락 전 법률적 감시의 정도가 다른 최대주주와 주요주주간의 상반된 거래패턴을 보였다는 점에서 최근과 같은 하락장에서 금융당국과 일반 투자자들에게 내부자 거래의 패턴에 대한 시사점을 제시하고 있다.

2005년부터 2014년까지 우리나라 주식시장에서의 주가급락 전 내부자거래를 분석한 결과는 다음과 같다. 최대주주들이 주가급락 직전 월에는 침묵하지만, 그 훨씬 이전에 내부자들은 주식 지분을 차츰 처분하였다. 이는 소송위험이 상대적으로 적은 시기에는 매도를 하다가, 소송으로 이어질 가능성이 높은 시기

에는 매도를 잘 하지 않는다는 점을 보여준다. 한편, 소송위험이 적은 주요주주들은 주가폭락 직전에 매도하는 거래패턴을 보였다. 이러한 내부자간에 상반된 결과는 소송위험이 내부자거래를 제한한다는 증거를 보여준다. 그리고 이러한 결과의 강건성을 보고자 실적공시나 캘린더효과에 영향을 받지 않는다는 점을 보였다. 마지막으로 사적 정보가 많은 기업(R^2)에서 본 연구의 핵심 결과들이 통계적으로 유의미하게 나왔다. 사적정보가 많은 기업일수록 내부자들이 주가급락이 예상되면 소송위험을 관리하기 위한 전략적인 거래를 할 가능성이 있다는 점을 시사한다.

본 연구는 내부자들이 주가 대(大)변동과 같은 큰 사건이 발생하기 전에 어떤 거래패턴을 보이는지를 밝혔다. 이러한 결과는 투자자 및 금융당국에 흥미로운 결과를 제시할 것으로 기대된다. '일상적'이거나 '일반적인' 내부자거래는 금융당국의 조사대상이 아니지만, 대형 사건과 관련된 내부자거래는 금융당국의 적극적인 조치의 대상이기 때문에 일반 투자들에게도 투자정보로써 가치가 크다. 따라서, 본 연구의 결과가 정책적·법률적인 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대해본다.

참 고 문 헌

강종만. "내부자거래이익 추정에 관한 실증분석." 증권학회지, 제16권 제1호, 1994, 17-49.

김태규, 신정순. "신용등급과 주식수익률." 재무연구, 제27권 제3호, 2014, 423-455.

박수철, 정재만, "내부자는 미공개정보를 이용하는가", 한국증권학회, 제1차

정기학술발표대회 발표논문, 2007.

윤계섭, 강종만, “내부자거래와 주가변동”, 증권금융연구, 창간, 1995, 141-166.

전성빈, 최순재, "내부자거래의 내부정보이용에 관한 연구." 증권학회지 제22권, 1998, 1-29.

최도성, 고봉찬, "내부자거래 규제의 경제적 타당성 평가." 증권학회지, 제30권, 2002, 1-32.

Akbas, F, "The calm before the storm," *The Journal of Finance*, 71(1), (2016), 225-266.

Bagnoli, M., Kross, W., & Watts, S. G, "The information in management's expected earnings report date: A day late, a penny short," *Journal of Accounting Research*, 40(5), 2002, 1275-1296.

Billings, M. B., & Cedergren, M. C, "Strategic silence, insider selling and litigation risk," *Journal of Accounting and Economics*, 59(2), 2015, 119-142.

Chen, C., Martin, X., & Wang, X, "Insider trading, litigation concerns, and auditor going-concern opinions," *The Accounting Review*, 88(2), 2012, 365-393.

Diamond, D. W, & Verrecchia, R. E, "Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information," *Journal of Financial Economics*, 18(2), 1987, 277-311.

Fidrmuc, J. P., Goergen, M., & Renneboog, L, "Insider trading, news releases, and ownership concentration," *The Journal of Finance*, 61(6), 2006, 2931-2973.

Finnerty, J. E, "Insiders and market efficiency," *The Journal of Finance*, 31(4), 1976, 1141-1148.

Gao, G., Ma, Q., & Ng, D. T, "The Sound of Silence: What Do We Know When Insiders Do Not Trade?," *Johnson School Research Paper Series*, 2015.

Hanley, K. W., & Hoberg, G, "Litigation risk, strategic disclosure and the underpricing of initial public offerings," *Journal of Financial Economics*, 103(2), 2012, 235-254.

Huddart, S., Ke, B., & Shi, C, "Jeopardy, non-public information, and insider trading around SEC 10-K and 10-Q filings," *Journal of Accounting and Economics*, 43(1), 2007, 3-36.

Huddart, S., Ke, B., & Shi, C, "Jeopardy, non-public information, and insider trading around SEC 10-K and 10-Q filings," *Journal of Accounting and Economics*, 43(1), 2007, 3-36.

Jaffe, J. F, "Special information and insider trading," *The Journal of Business*, 47(3), 1974, 410-428.

Jeng, L. A., Metrick, A., & Zeckhauser, R, "Estimating the returns to insider trading: A performance-evaluation perspective," *Review of Economics and Statistics*, 85(2), 2003, 453-471.

Jin, L., & Myers, S. C, "R2 around the world: New theory and new tests," *Journal of Financial Economics*, 79(2), 2006, 257-292.

Johnson, M. F., Nelson, K. K, & Pritchard, A. C., "Do the merits matter more? The impact of the Private Securities Litigation Reform Act," *Journal of Law, Economics, and Organization*, 23(3), 2007, 627-652.

Kim, I., & Skinner, D. J, "Measuring securities litigation risk," *Journal of Accounting and Economics*, 53(1), 2012, 290-310.

Lakonishok, J., & Lee, I, "Are insider trades informative?," *Review of financial studies*, 14(1), 2001, 79-111.

Lorie, J. H., & Niederhoffer, V, "Predictive and statistical properties of insider trading," *JL & Econ.*, 11, 1968, 35.

Marin, J. M., & Olivier, J. P, "The dog that did not bark: Insider trading and crashes," *The Journal of Finance*, 63(5), 2008, 2429-2476.

Seyhun, H. Nejat, and Michael Bradley, "Corporate Bankruptcy and Insider Trading," The Journal of Business 70.2, 1997, 189-216. Seyhun, H. N, "Insiders' profits, costs of trading, and market efficiency," *Journal of financial Economics*, 16(2), 1986, 189-212.

Teoh, S. H., Yang, Y., & Zhang, Y, "R-square: Noise or firm-specific information," *University of California and Chinese University of Hong Kong working paper*, 2006.

Figure 1. Time-series of number of Crashes

The figure shows the aggregate number of crashes for common stocks. The sample period is from January 2006 to December 2014. Light line indicate RAWCRASH, and Dark line indicate MMCRASH.

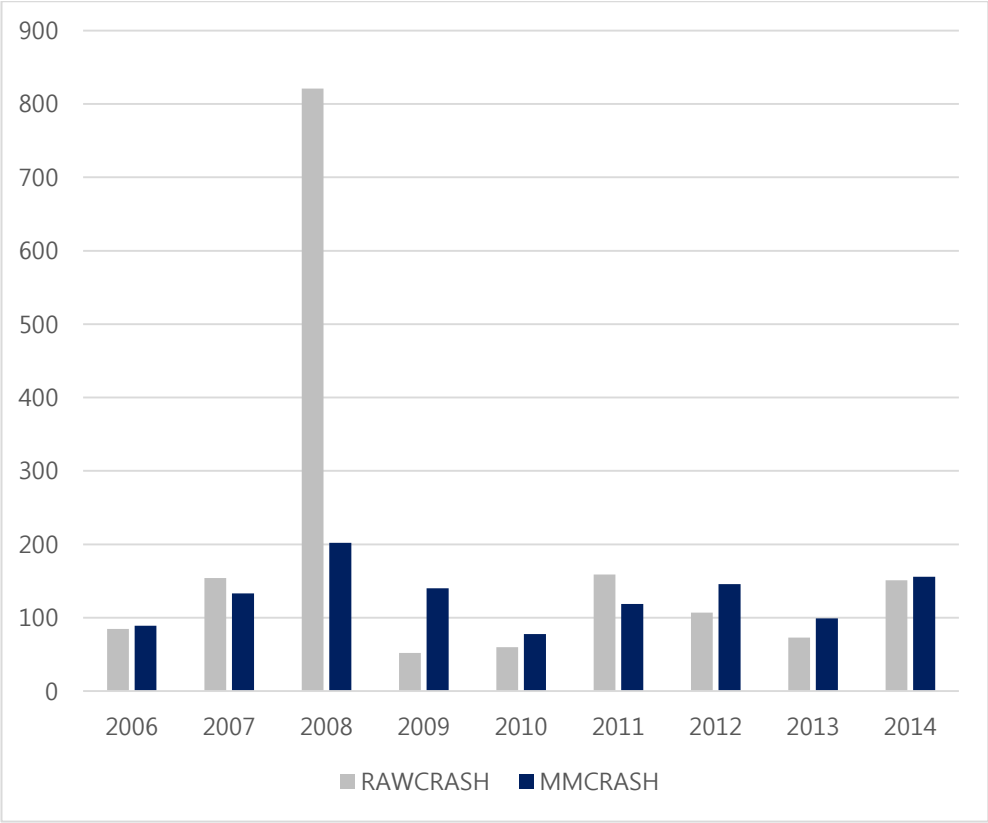

Table 1. Number of enforcement cases

Table shows the number of unfair trading cases that the FSS(Financial Supervisory Service) handled during 2006-2014.

Panel A. Alleged Unfair Trading by stock market (# filings)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Avg
KOSPI	27	50	63	71	46	56	70	67	64	57
KOSDAQ	116	170	136	143	142	155	188	102	107	140
Derivatives and Others	0	7	6	21	6	11	13	17	7	10
Total	143	227	205	235	194	222	271	186	178	

Panel B. Unfair Trading Cases Addressed (# filings)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Avg
Referred to the Prosecutors' Office										
Market manipulation	59	64	48	45	49	47	76	47	49	54
Using Private information	43	57	48	49	53	43	39	39	36	45
Fraudulent trading	42	44	39	57	44	28	10	23	27	35
Violation of reporting duty of shareholding	21	37	22	25	32	34	55	34	23	31
Settled with administrative penalties	0	0	0	0	0	28	35	56	36	17
No action	21	16	26	23	23	29	28	30	24	24
Total	186	218	183	199	201	209	243	229	195	

Table 2. Insider trading activity : 2006 to 2014

This table reports statistics of insider trading. N and Fraction shows the number of firms and the faction of firms with at least on insider trade per year, respectively; INSNET is the ratio the average of the won volume of insiders' trades per firm and year to market capitalization. There are two mutually exclusive insider groups: Top shareholders, and Large shareholder and directors(excluding Top shareholders). INSNET is yearly insider order imbalances.

		The Top shareholders			The large shareholders (owning 10% or more)		
	ALL	N	Fraction	INSNET	N	Fraction	INSNET
2005	1,273	871	0.68	0.64	275	0.22	2.08
2006	1,470	1,026	0.70	2.41	348	0.24	4.47
2007	1,556	1,123	0.72	2.69	442	0.28	3.30
2008	1,551	1,044	0.67	2.49	395	0.25	4.02
2009	1,518	1,003	0.66	1.47	725	0.48	1.39
2010	1,526	983	0.64	1.24	578	0.38	0.56
2011	1,528	1,011	0.66	1.13	562	0.37	1.13
2012	1,555	1,011	0.65	0.99	548	0.35	1.24
2013	1,544	967	0.63	0.88	593	0.38	1.68
2014	1,541	962	0.62	1.13	565	0.37	1.40

Table 3. Summary statistics

Panel A reports the number of crashes for each stock individually over the period 2006-2014. The table is reported for the following definitions of a crash:

$$\text{RAWCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{RAW} - \overline{r_{i,t}^{RAW}} < -2\sigma_{i,t}^{RAW} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

$$\text{MMCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{MM} - \overline{r_{i,t}^{MM}} < -2\sigma_{i,t}^{MM} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

where $r_{i,t}^{MM} \equiv r_{i,t} - (r_{f,t} + \widehat{\beta_{i,t}}(r_{mkt,t} - r_{f,t}))$, $r_{i,t}$ is the raw return of stock i in month t, $r_{f,t}$ is the risk-free rate, and $\widehat{\beta_{i,t}}$ is the beta of the stock estimated over a 60-month rolling window. $\overline{r_{i,t}^{g}}$ and $\sigma_{i,t}^{g}$, $g = RAW, MM$ represent the sample mean and standard deviation are estimated using a 60-month rolling window.

Panel B reports the mean and median of stock returns for Crash months and All Other months. The first set of columns presents statistics for raw returns. The last set of columns report statistic for market adjusted returns, formed by subtracting the market equally weighted index each month.

Panel A. Crash Frequency

	MMCRASH		RAWCRASH	
Frequency of firm-specific crashes	N(stocks)	N(obs)	N(stocks)	Percent
0	1,345	63.8	1,146	54.4
1	503	23.9	522	24.8
2	169	8.0	269	12.8
3	60	2.8	111	5.3
4	18	0.9	42	2.0
≥ 5	12	0.6	17	0.8
Total (#stocks)	2,107		2,107	

Panel B. Return in Crash months versus all other months

		Raw ret		MKT adj.ret	
	N	Mean	Median	Mean	Median
MMCRASH months (1)	1,161	-28.9	-26.4	-28.2	-25.2
RAWCRASH months (2)	1,659	-32.8	-31.2	-24.7	-22.1

All Other Months (NON-(1))	140,489	1.64	-0.25	2.21	0.17
All Other Months (NON-(2))	139,991	1.80	-0.19	2.28	0.21

Table 4. Insider order imbalance and Crashes

This table represents regression analysis relating Stock Crash to past insider trading in the KOSPI and KOSDAQ from January 2006 to December 2014. In model (1) and (3), we report OLS regression results with firm and year fixed effects through mean-differing. P-values are computed using Newey-West standard errors to control for autocorrelation and heteroskedasticity. In mode (2) and (4), we report CLFE regression results using conditional logit with firm fixed effects and including a full set of year dummy variables. The dependent variables are defined as:

$$\text{RAWCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{RAW} - \overline{r_{i,t}^{RAW}} < -2\sigma_{i,t}^{RAW} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

$$\text{MMCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{MM} - \overline{r_{i,t}^{MM}} < -2\sigma_{i,t}^{MM} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

where $r_{i,t}^{MM} \equiv r_{i,t} - (r_{f,t} + \widehat{\beta_{i,t}}(r_{mkt,t} - r_{f,t}))$, $r_{i,t}$ is the raw return of stock i in month t, $r_{f,t}$ is the risk-free rate, and $\widehat{\beta_{i,t}}$ is the beta of the stock estimated over a 60-month rolling window. $\overline{r_{i,t}^{g}}$ and $\sigma_{i,t}^{g}$, $g = RAW, MM$ represent the sample mean and standard deviation are estimated using a 60-month rolling window. $\text{INSNET}_{\text{t-1}}^{\text{k}}$ is the previous month's insider order imbalances, $\text{INSNET}_{\text{t-2,t-12}}^{\text{k}}$ is insider order imbalances from t-12 to t-2, k=the top shareholders, the large shareholders (owning 10% or more and directors) PRE1Yret is previous one year's excess returns over the equally weighted market index, $\text{VT}_{\text{t-1}}$ is the previous month's volume turnover(volume divided by shares outstanding) , $\text{VT}_{\text{t-2,t-12}}$ is volume turnover during the period t-12, t-2. ***, **, and * indicate p-values of 1%, 5%, and 10%, respectively.

Panel A: MMCRASH

	k=The top shareholders		k= The large shareholders (owning 10% or more)	
Estimation Technique:	(1) OLS	(2) CLFE	(3) OLS	(4) CLFE
$\text{INSNET}_{\text{t-1}}^{\text{k}}$	0.012	1.414	**-0.073****	**-7.447****
	(0.530)	(0.434)	(0.023)	(0.000)
$\text{INSNET}_{\text{t-2,t-12}}^{\text{k}}$	**-0.012*****	**-1.760*****	**0.013****	**1.191***
	(0.005)	(0.004)	(0.039)	(0.075)
PRE1Yret	**0.000*****	**0.831*****	**0.000*****	**0.842*****
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\text{TTV}_{\text{t-1}}$	**0.002*****	**0.077*****	**0.002*****	**0.074*****
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.002)
$\text{TTV}_{\text{t-2,t-12}}$	**-0.001****	**-0.075***	**-0.001****	**-0.083****
	(0.020)	(0.059)	(0.018)	(0.035)

Firm and Year fixed	YES	YES	YES	YES

Panel B: RAWCRASH

	k=The Top shareholders		k= The large shareholders (owning 10% or more)	
Estimation Technique:	(1) OLS	(2) CLFE	(3) OLS	(4) CLFE
$INSNET^{k}_{t-1}$	-0.027	-1.271	**-0.080*** **	**-6.860*** **
	(0.246)	(0.444)	(0.005)	(0.001)
$INSNET^{k}_{t-2,t-12}$	**-0.023*** **	**-1.774*** **	-0.002	0.11
	(0.000)	(0.002)	(0.802)	(0.875)
PRE1Yret	**0.004*** **	**0.661*** **	**0.004*** **	**0.679*** **
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
TTV_{t-1}	**0.002*** **	**0.121*** **	**0.002*** **	**0.118*** **
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$TTV_{t-2,t-12}$	**-0.001*** **	**-0.172*** **	**-0.001*** **	**-0.179*** **
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
Firm and Year fixed	YES	YES	YES	YES

Table 5. No Earning Announcements

This table represents CLFE regression results using conditional logit with firm fixed effects and including a full set of year dummy variables from January 2006 to December 2014. We drop observations corresponding to months of the earnings announcement. The dependent variables are defined as:

$$\text{RAWCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{RAW} - \overline{r_{i,t}^{RAW}} < -2\sigma_{i,t}^{RAW} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

$$\text{MMCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{MM} - \overline{r_{i,t}^{MM}} < -2\sigma_{i,t}^{MM} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

where $r_{i,t}^{MM} \equiv r_{i,t} - (r_{f,t} + \widehat{\beta_{i,t}}(r_{mkt,t} - r_{f,t}))$, $r_{i,t}$ is the raw return of stock i in month t, $r_{f,t}$ is the risk-free rate, and $\widehat{\beta_{i,t}}$ is the beta of the stock estimated over a 60-month rolling window. $\overline{r_{i,t}^{g}}$ and $\sigma_{i,t}^{g}$, $g = RAW, MM$ represent the sample mean and standard deviation are estimated using a 60-month rolling window. $\text{INSNET}_{\text{t}-1}^{\text{k}}$ is the previous month's insider order imbalances, $\text{INSNET}_{\text{t}-2,\text{t}-12}^{\text{k}}$ is insider order imbalances from t-12 to t-2, k=the top shareholders, the large shareholders (owning 10% or more and directors) PRE1Yret is previous one year's excess returns over the equally weighted market index, $\text{VT}_{\text{t}-1}$ is the previous month's volume turnover(volume divided by shares outstanding) , $\text{VT}_{\text{t}-2,\text{t}-12}$ is volume turnover during the period t-12, t-2. ***, **, and * indicate p-values of 1%, 5%, and 10%, respectively.

Panel A: MMCRASH

	k=The Top shareholders		k= The large shareholders (owning 10% or more)	
Estimation Technique:	(1) OLS	(2) CLFE	(3) OLS	(4) CLFE
$\text{INSNET}_{\text{t}-1}^{\text{k}}$	0.019	0.650	-0.069 *	-7.816 ***
	(0.464)	(0.761)	(0.090)	(0.002)
$\text{INSNET}_{\text{t}-2,\text{t}-12}^{\text{k}}$	-0.017 ***	-1.953 ***	0.01	0.562
	(0.002)	(0.008)	(0.161)	(0.498)
PRE1Yret	0.004 ***	0.774 ***	0.004 ***	0.785 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\text{TTV}_{\text{t}-1}$	0.001 ***	0.225 ***	0.001 ***	0.228 ***
	(0.004)	(0.000)	(0.004)	(0.000)
$\text{TTV}_{\text{t}-2,\text{t}-12}$	-0.001 **	-0.127 **	-0.001 **	-0.131 ***
	(0.022)	(0.013)	(0.022)	(0.009)
Firm and Year fixed	YES	YES	YES	YES

Panel B: RAWCRASH

	k=The Top shareholders		k= The large shareholders (owning 10% or more)	
Estimation Technique:	(1) OLS	(2) CLFE	(3) OLS	(4) CLFE
$INSNET^{k}_{t-1}$	-0.043 *	-0.555	-0.083 **	-6.973 ***
	(0.097)	(0.774)	(0.014)	(0.005)
$INSNET^{k}_{t-2,t-12}$	-0.032 ***	-2.092 ***	-0.011	-0.638
	(0.000)	(0.002)	(0.187)	(0.448)
PRE1Yret	0.004 ***	0.497 ***	0.004 ***	0.519 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
TTV_{t-1}	0.001 **	0.292 ***	0.001 **	0.289 ***
	(0.026)	(0.000)	(0.023)	(0.000)
$TTV_{t-2,t-12}$	-0.002 ***	-0.208 ***	-0.002 ***	-0.211 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Firm and Year fixed	YES	YES	YES	YES

Table 6. Earning Announcements

This table represents CLFE regression results using conditional logit with firm fixed effects and including a full set of year dummy variables from January 2006 to December 2014. We only use observations with earnings announcements. In model (1) and (3), we report OLS regression results with firm and year fixed effects through mean-differing. P-values are computed using Newey-West standard errors to control for autocorrelation and heteroskedasticity. In mode (2) and (4), we report CLFE regression results using conditional logit with firm fixed effects and including a full set of year dummy variables. The dependent variables are defined as:

$$\text{RAWCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{RAW} - \overline{r_{i,t}^{RAW}} < -2\sigma_{i,t}^{RAW} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

$$\text{MMCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{MM} - \overline{r_{i,t}^{MM}} < -2\sigma_{i,t}^{MM} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

where $r_{i,t}^{MM} \equiv r_{i,t} - (r_{f,t} + \widehat{\beta_{i,t}}(r_{mkt,t} - r_{f,t}))$, $r_{i,t}$ is the raw return of stock i in month t, $r_{f,t}$ is the risk-free rate, and $\widehat{\beta_{i,t}}$ is the beta of the stock estimated over a 60-month rolling window. $\overline{r_{i,t}^{g}}$ and $\sigma_{i,t}^{g}$, $g = RAW, MM$ represent the sample mean and standard deviation are estimated using a 60-month rolling window. $\text{INSNET}_{\text{t}-1}^{\text{k}}$ is the previous month's insider order imbalances, $\text{INSNET}_{\text{t}-2,\text{t}-12}^{\text{k}}$ is insider order imbalances from t-12 to t-2, k=the top shareholders, the large shareholders (owning 10% or more and directors) PRE1Yret is previous one year's excess returns over the equally weighted market index, $\text{VT}_{\text{t}-1}$ is the previous month's volume turnover(volume divided by shares outstanding) , $\text{VT}_{\text{t}-2,\text{t}-12}$ is volume turnover during the period t-12, t-2. ***, **, and * indicate p-values of 1%, 5%, and 10%, respectively.

Panel A: MMCRASH

	k=The Top shareholders		k= The large shareholders (owning 10% or more)	
Estimation Technique:	(1) OLS	(2) CLFE	(3) OLS	(4) CLFE
$\text{INSNET}_{\text{t}-1}^{\text{k}}$	0.001	0.816	-0.08	-7.288
	(0.968)	(0.803)	(0.104)	(0.114)
$\text{INSNET}_{\text{t}-2,\text{t}-12}^{\text{k}}$	-0.003	-0.784	0.018	3.179 ***
	(0.685)	(0.473)	(0.125)	(0.006)
PRE1Yret	0.004 ***	0.829 ***	0.004 ***	0.839 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\text{TTV}_{\text{t}-1}$	0.003 ***	0.154 ***	0.003 ***	0.156 ***
	(0.006)	(0.002)	(0.007)	(0.002)
$\text{TTV}_{\text{t}-2,\text{t}-12}$	-0.001	-0.119	-0.001	-0.134 *

	(0.318)	(0.104)	(0.296)	(0.083)
Firm and Year fixed	YES	YES	YES	YES

Panel B: RAWCRASH

	k=The Top shareholders		k= The large shareholders (owning 10% or more)	
Estimation Technique:	(1) OLS	(2) CLFE	(3) OLS	(4) CLFE
$INSNET^{k}_{t-1}$	-0.006	-0.823	-0.084	-7.772 *
	(0.811)	(0.814)	(0.103)	(0.079)
$INSNET^{k}_{t-2,t-12}$	-0.003	-0.095	0.018	2.263 *
	(0.717)	(0.929)	(0.165)	(0.059)
PRE1Yret	0.005 ***	0.800 ***	0.005 ***	0.799 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
TTV_{t-1}	0.003 ***	0.148 ***	0.003 ***	0.152 ***
	(0.007)	(0.004)	(0.008)	(0.003)
$TTV_{t-2,t-12}$	-0.001	-0.204 **	-0.001	-0.223 **
	(0.124)	(0.022)	(0.113)	(0.012)
Firm and Year fixed	YES	YES	YES	YES

Table 7. The firm private information (R^2)

This table represents the results for the leading CLFE regression for each subsample from January 2006 to December 2014. We sort our sample into three R^2 groups(low, middle, high). The dependent variables are defined as:

$$\text{RAWCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{RAW} - \overline{r_{i,t}^{RAW}} < -2\sigma_{i,t}^{RAW} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

$$\text{MMCRASH}_{\text{i,t}} = \begin{cases} 1, & if\ r_{i,t}^{MM} - \overline{r_{i,t}^{MM}} < -2\sigma_{i,t}^{MM} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

where $r_{i,t}^{MM} \equiv r_{i,t} - (r_{f,t} + \widehat{\beta_{i,t}}(r_{mkt,t} - r_{f,t}))$, $r_{i,t}$ is the raw return of stock i in month t, $r_{f,t}$ is the risk-free rate, and $\widehat{\beta_{i,t}}$ is the beta of the stock estimated over a 60-month rolling window. $\overline{r_{i,t}^{g}}$ and $\sigma_{i,t}^{g}$, $g = RAW, MM$ represent the sample mean and standard deviation are estimated using a 60-month rolling window. $\text{INSNET}_{\text{t-1}}^{\text{k}}$ is the previous month's insider order imbalances, $\text{INSNET}_{\text{t-2,t-12}}^{\text{k}}$ is insider order imbalances from t-12 to t-2, k=the top shareholders, the large shareholders (owning 10% or more and directors) PRE1Yret is previous one year's excess returns over the equally weighted market index, $\text{VT}_{\text{t-1}}$ is the previous month's volume turnover(volume divided by shares outstanding) , $\text{VT}_{\text{t-2,t-12}}$ is volume turnover during the period t-12, t-2. ***, **, and * indicate p-values of 1%, 5%, and 10%, respectively.

	OLS(High R^2)		OLS(Low R^2)		CLFE(High R^2)		CLFE(Low R^2)	
	(1) Top	(2) >10%	(3) Top	(4) >10%	(5) Top	(6) >10%	(7) Top	(8) >10%
$\text{INSNET}_{\text{t-1}}^{\text{k}}$	-0.005	0.008	0.009	-0.112 **	0.295	-1.556	1.067	-6.715 **
	(0.909)	(0.885)	(0.781)	(0.032)	(0.940)	(0.742)	(0.693)	(0.012)

$INSNET^{k}_{t-2,t-12}$	-0.008	0.006	-0.015 *	0.014	-2.054	0.174	-1.997 **	2.398 **
	(0.273)	(0.537)	(0.078)	(0.207)	(0.149)	(0.901)	(0.049)	(0.029)
PRE1Yret	0.002 ***	0.002 ***	0.005 ***	0.005 ***	0.759 ***	0.759 ***	1.083 ***	1.089 ***
	(0.004)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
TTV(t-1)	0.002 **	0.002 **	0.002 **	0.002 **	0.201 ***	0.198 ***	0.029	0.033 *
	(0.011)	(0.011)	(0.041)	(0.046)	(0.003)	(0.004)	(0.136)	(0.094)
TTV(t-1, t-12)	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.236 **	-0.231 **	-0.041	-0.058
	(0.127)	(0.134)	(0.393)	(0.363)	(0.025)	(0.028)	(0.310)	(0.162)
Firm and Year fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	47,314	47,314	40,399	40,399	47,314	47,314	40,399	40,399