

실물이익조정이 차기 주가폭락위험에 미치는 영향

이상호(주저자)

고려대학교 경영대학
(sangholy@gmail.com)

이창섭(교신저자)

세종대학교 경영학과
(crhee2@sejong.ac.kr)

추재연(공저자)

고려대학교 경영대학
(jychu622@gmail.com)

본 연구는 기업의 실물이익조정 활동(real earnings management)이 차기 주가폭락위험에 미치는 영향을 분석하였다. 경영자는 기업에 대한 부정적인 정보를 감추고(Kothari, Shu, and Wysocki, 2009), 보고이익을 높이기 위해 이익조정을 수행하는 유인이 있다(Guidry, Leone, and Rock, 1999). 특히 경영자는 재량적 발생액을 이용한 이익조정뿐만 아니라 실물활동을 이용한 이익조정 역시 광범위하게 쓰고 있음이 선행연구에서 보고되었다(Bruns and Merchant, 1990; Graham, Harvey, and Rajgopal, 2005; Cohen, Dey, and Lys, 2008). 기업 내부정보를 알고 있는 경영자가 실물이익조정을 통해 부정적인 정보를 숨기고, 숨겨진 부정적 정보의 누적량이 정점에 달해 악재(bad news)로서 시장에 밝혀질 경우 이는 주가폭락으로 이어질 수 있다(Hutton, Marcus, and Tehranian, 2009).

본 연구에서는 Cohen and Zarowin(2010)의 평균 실물이익조정 측정치와 Callen and Fang(2013 & 2015)의 차기 주가폭락 측정치를 이용하여 2002년부터 2014년까지 국내 상장기업을 대상으로 실증 분석을 수행하였다. 연구결과, 기업의 실물이익조정 수준이 높아질수록 차기 주가폭락위험이 증가되고 있음이 관찰되었다. 이러한 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 유의한 양(+)의 상관관계는 기업의 정보환경 및 기업지배구조 수준이 향상될수록 완화되는 것으로 나타났다. 이는 기업의 정보환경이 우수하고 기업지배구조가 강건할 경우 실물이익조정을 통해 부정적인 정보를 숨기는 경영자의 기회주의적인 행위가 줄어들 수 있음을 의미한다.

본 연구는 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 상관관계를 실증적으로 분석한 연구로서, 국내 자본시장을 대상으로 관련 연구가 미흡한 상황에서 공헌점이 있다. 또한, 주가폭락위험과 관련한 다양한 측정치를 실증분석에 이용하였으며, 추가분석을 통해 주가 폭등여부에 대한 효과도 확인하였다. 마지막으로, 본 연구에서는 정보환경 및 기업지배구조 수준이 실물이익조정과 주가폭락의 관계에 미치는 영향을 살펴봄으로써, 시장참여자 및 경영자에게 기업의 정보환경과 기업지배구조의 중요성을 강조하였다는 데에 추가적인 공헌점이 있을 것이다.

주제어: 실물이익조정, 주가폭락, 정보환경, 기업지배구조

1. 서론

경영자는 기회주의적인 행위의 일환으로 기업에 대한 부정적인 정보의 공시를 늦추고(Kothari, Shu,

and Wysocki, 2009), 보고이익을 높이기 위해 이익조정을 수행할 유인이 있다(Guidry, Leone, and Rock, 1999). 만약 기업의 부정적인 정보(negative information)의 공시가 지연되어 그 누적수준이 정점에 달하게 되면, 과도한 양의 부정적인 정보가 일

시에 악재(bad news)로서 자본시장에 전달되어 결국 해당기업의 주가폭락으로 이어질 위험이 커진다(Hutton, Marcus, and Tehranian, 2009). 본 연구에서는 경영자의 기회주의적 실물이익조정 활동(real earnings management)이 차기 주가폭락 위험에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다.

경영자가 기업의 부정적인 정보를 감추고 공시를 지연시키는 유인은 주주와 경영자 사이의 대리인문제에서 비롯된다. 기업의 소유와 경영이 분리됨으로써 정보비대칭이 발생함에 따라, 경영자는 기업내부에 대하여 보다 많은 정보에 접근할 수 있다(Jensen and Meckling, 1976). 이에 선행연구에서는 경영자가 자신의 이익을 극대화하거나 기업의 재무상태가 보다 나아질 것이라는 믿음으로써 기업에 대한 부정적인 정보 공시를 늦춘다고 보고하였다(Graham, Harvey, and Rajgopal, 2005; Kothari et al., 2009).

Hutton et al.(2009)은 재량적 발생액의 수준이 회계이익의 불투명성 정도를 대리(proxy)한다고 보고, 경영자가 재량적 발생액을 이용한 이익 조정을 통해 기업의 부정적인 정보를 숨기며, 이는 미래 주가폭락위험에 유의한 양(+)의 영향을 줄 수 있다고 보고하였다. 한편, 경영자는 재량적 발생액을 이용한 이익조정 뿐만 아니라, 기업운영에 대한 비정상적인 의사결정(예: 영업현금흐름을 비정상적으로 조정, 생산량을 일시적으로 변화시켜 생산원가를 조정, 판매비와 관리비 등의 항목을 임의로 조정)을 통하여 실물이익조정을 수행하기도 한다. 특히, Bruns and Merchant(1990)과 Cohen, Dey, and Lys(2008) 등의 선행연구에서 경영자는 재량적 발생액을 이용한 이익조정뿐만 아니라 실물활동을 이용한 이익조정 역시 광범위하게 쓰고 있음을 보고하였다. 즉, 기업 내부정보를 알고 있는 경영자는 발생액 이익조정

뿐만 아니라, 실물이익조정을 통해서도 부정적인 정보를 숨기고자할 유인을 갖고 있을 것이다. 그리고 누적된 기업의 부정적 정보의 양이 정점에 도달하여 일시에 자본시장으로 전달되면 기업의 주가폭락 가능성이 높아질 것이다.

Francis, Hasan, and Li(2011)은 미국 기업을 대상으로 경영자가 실물이익조정을 이용하여 부정적인 정보를 감추며, 이로 인하여 차기 주가폭락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는지 분석하였다. 연구결과, 실물이익조정과 차기 주가폭락위험 간 유의한 양(+)의 상관관계가 나타남으로써 미국 자본시장에서 실물이익조정은 차기 주가폭락위험을 높이는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 국내 상장기업을 대상으로 실물이익조정이 차기 주가폭락에 미치는 영향을 다양한 주가폭락위험 측정치를 이용하여 살펴보았다. 국내 기업을 대상으로 주가폭락위험을 다룬 기존 연구에서는 Hutton et al.(2009) 연구를 토대로 극단적인 주가폭락 경험 여부를 나타내는 더미변수를 주된 주가폭락위험의 대응치로 사용하였으나, 본 연구에서는 Kim and Zhang(2015), Callen and Fang(2013 & 2015) 등에서 제시한 세 가지 주가폭락위험 측정치를 사용함으로써 국내 주가폭락위험 관련 연구에 대한 보완적 연구로서의 의미를 갖고 있다.

또한, 기업에 대한 정보환경 수준이 우수한 경우 정보비대칭이 완화되기 때문에, 경영자의 기회주의적 행위에 제약이 생길 것이다. 그러므로 본 연구에서는 정보환경 수준이 높아진다면 경영자의 실물이익조정과 차기 주가폭락 위험 간의 양(+)의 상관관계가 완화될 것이라고 예상하였다. 정보환경 수준뿐만 아니라 경영자의 기회주의적 행위를 감시하고 감독하는 역할을 하는 기업지배구조의 수준이 높은 경우 역시 경영자의 실물이익조정으로 인한 차기 주가

폭락위험을 낮출 것으로 예상하였다. 추가적으로 본 연구에서는 경영자가 실물이익조정을 이용하여 긍정적인 정보가 아닌 부정적인 정보만을 선택하여 낮추는 것인지를 확인하고자 실물이익조정과 차기 주가 급등 가능성과의 상관관계 또한 분석하였다.

본 논문은 위의 가설을 검증하기 위해 Cohen and Zarowin(2010)의 평균 실물이익조정 측정치와 Kim and Sohn(2013), Callen and Fang(2013 & 2015)의 차기 주가폭락위험 측정치를 이용하였으며, 2002년부터 2014년까지 국내 상장기업을 대상으로 분석을 수행하였다. 실증분석 결과, 기업의 실물이익조정 수준이 높아질수록 차기 주가폭락위험도 증가되고 있음이 관찰되었다. 즉, 경영자는 실물이익조정을 이용하여 기업의 부정적인 정보를 숨김으로써 이에 대한 공시를 늦추려하기 때문에, 누적된 부정적 정보의 양이 정점에 도달하여 일시에 악재로서 자본시장에 반영되고 결국 해당 기업의 주가폭락 위험이 증가한다고 파악할 수 있다.

다음으로, 이러한 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 유의한 양(+의 상관관계는 기업의 정보환경 수준 및 기업지배구조 수준이 향상될수록 보다 감소되고 있음이 관찰되었다. 보다 세부적으로 기업을 추종하는 재무분석가 수가 많거나, 시장참여자의 관심이 높은 대기업인 경우 정보환경 수준이 우수하여 경영자가 실물이익조정을 통해 부정적인 정보를 감추는 행위가 완화되었으며, 또한 외국인투자자비율이 높아 기업을 감시·감독하는 역할의 기업지배구조가 강건할수록 경영자의 실물이익조정으로 인한 차기 주가폭락위험이 낮아짐을 확인하였다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 아직까지 국내 자본시장을 대상으로 주가폭락위험에 대한 실물이익조정 연구가 미흡한 단계에서 본 연구를 통해 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 상관관계

를 실증 분석하였기에 그 공헌점이 있다. 또한, 주가폭락위험에 대한 다양한 측정치를 이용하여 검증을 수행하였고, 주가폭등 가능성에 대해서도 추가적으로 확인하였다는 점에서 선행연구와 차별점이 있다. 마지막으로, 본 연구에서는 정보환경 및 기업지배구조 수준이 실물이익조정에 따른 주가폭락위험에 미치는 영향을 살펴봄으로써, 시장참여자 및 경영자에게 정보환경과 기업지배구조의 중요성에 대하여 강조하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II절에서는 선행연구와 이를 바탕으로 본 연구의 가설을 제시한다. III절에서는 본 연구를 검증하기 위한 연구방법과 표본을 제시하며, IV절에서는 실증분석 결과를 기술한다. 마지막으로 V절에서는 요약 및 결론을 기술한다.

II. 선행연구 및 연구가설

2.1 실물이익조정

실물이익조정이란 재량적 발생액을 이용한 이익조정과 달리 경영자가 기업의 영업활동과 관련되어 비정상적인 의사결정을 함으로써 재무보고이익을 조정하는 것을 의미한다. 재량적 발생액을 이용한 이익조정은 회계수치의 변경 및 인식시기를 조절하여 기말 보고이익을 일시적으로 조정하는 방법이라면, 실물이익조정은 연구개발비, 광고선전비, 복리후생비 등의 비용을 대폭 삭감하여 당기의 보고이익을 증가시키거나, 매출이나 생산과 관련된 정책(신용매출 한도정책 및 매출 할인정책)을 변경시킴으로서 보고이익을 조정하는 방법이다(전홍민·김현희·차승민,

2011, 이창섭 · 최우석 · 배성호, 2012). 재량적 발생액을 이용한 이익조정인 경우, 감사인 및 규제당국이 이를 규제할 수 있는 법적근거가 있기 때문에 이에 대한 규제가 강화된다면 재량적 발생액을 이용한 이익조정은 제약을 받게 된다(Palmrose, 1986; 나종길, 2004; 전홍민 외, 2011). 반면에, 실물이익조정인 경우, 실질적인 기업운영에 관한 경영자의 의사결정사항을 통해 보고이익을 조정하는 것으로써 이를 규제한 법적근거는 없기 때문에 재량적 발생액을 이용한 이익조정에 비하여 제약이 적다(이창섭 외, 2012). 이에 경영자는 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 조정하기 보다는 실질적 경제행위에 영향을 미치는 의사결정을 통하여 보고이익을 조정하는 실물이익조정을 선호하는 경향이 있다(Graham et al., 2005; Cohen and Zarowin, 2010; Francis et al., 2011).

경영자의 특정한 의사결정이 보고이익에 영향을 미친다는 연구는 과거에도 다뤄졌지만, 이러한 경영자의 이익조정 행위에 대하여 실물이익조정(real earnings management)이란 공식적인 명칭으로써 연구된 것은 Roychowdhury(2006)이다. Roychowdhury(2006)은 경영자의 실물이익조정 활동을 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 비정상 재량적비용을 통해 측정하였으며, 이 측정치를 기반으로 실물이익조정 연구가 보다 활발하게 진행되었다.

Zang(2012)은 소송위험과 이익조정간의 상관관계를 살펴보았으며, 소송위험이 높은 기업일수록 재량적 발생액을 이용한 이익조정보다는 실물이익조정 활동을 통해 이익을 조정한다고 보고하였다. 미국의 Sarbanes Oxley(SOX)법안이 경영자의 이익조정 행위에 미치는 영향을 분석한, Cohen et al.(2008)에서는 SOX 법안 이후 미국기업들은 재량적 발생액을 통한 이익조정은 줄었으며, 실물이익조정은 증

가하였다는 실증분석결과를 제시하였다. Cohen and Zarowin(2010)은 유상증자 시기와 실물이익조정간의 상관관계를 살펴보았으며, 연구결과 기업의 유상증자를 실시할 기간에 발생액을 통한 재량적 이익조정 뿐만 아니라 실물이익조정도 함께 수행하고 있음을 보고하였다. 김지홍 · 고재민 · 고윤성(2008)의 연구에서는 국내 기업의 경우에도 손실회피 또는 이익평준화를 위해 경영자는 실물이익조정 활동을 수행한다는 실증증거를 제시함으로써 미국의 실증결과와 일치하였다.

이와 같이 경영자는 보고이익을 조정하기 위해 실물이익조정을 사용하고 있으며, 이러한 경영자의 실물이익조정은 기업운영 측면에서 좋지 않은 결과를 초래한다. Gunny(2010)는 실물이익조정이 기업의 장기 영업성장에 부정적인 영향을 미친다고 보고하였으며, Kim and Sohn(2013)은 실물이익조정 활동이 재량적 발생액을 이용한 이익조정보다 기업의 자기자본비용을 더욱 증가시킨다는 실증분석 결과를 제시하였다. 국내 상장기업을 대상으로 실물이익조정이 기업성장에 미치는 영향을 살펴본 김지홍 · 배지현 · 고윤성(2009), 전홍민 · 유용근(2015)의 연구에서도 국내기업의 실물이익조정은 장기 기업성장을 저하시키는 것으로 보고하였다.

2.2 주가폭락위험

기업의 주가폭락위험에 대한 선행연구는 주로 기업의 회계의 질이 주가폭락위험에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대하여 연구되었다. Hutton et al.(2009)은 기업의 회계투명성을 과거 3년 간 재량적 발생액의 합산으로 측정하여, 차기 주가폭락위험과 회계투명성 간의 상관관계를 분석하였다. 실증분석 결과, 과거 3년 간 재량적 발생액을 이용한 이익조정 수준

이 높을수록, 차기 주가폭락 가능성이 증가하였다. 이는 경영자가 재량적 발생액을 이용한 이익조정을 통해서 기업의 부정적인 정보를 숨기며 이러한 숨겨진 부정적인 정보가 정점에 도달하여, 결국 악재로 시장에 반영되어 주가폭락을 야기한다고 설명하였다. Francis et al.(2011)은 미국기업을 대상으로 회계의 질을 실물이익조정으로 측정하여, 주가폭락 위험과의 관계를 분석하였다. 연구결과, 차기 주가폭락위험은 재량적 발생액을 이용한 이익조정 뿐만 아니라 실물이익조정과도 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 보고하였다. Kim and Zhang(2011)은 기업의 조세회피 수준과 주가폭락위험간의 상관관계를 살펴보았으며, 경영자의 조세회피 행위는 일종의 지대추구(rent extraction) 행위로서 기업의 부정적인 정보를 숨기고, 결국 주가폭락위험을 높인다는 결과를 보였다.

Kim, Li, and Li(2014)은 기업의 사회적 책임(Corporate Social Responsibility; CSR) 지표를 이용하여 기업의 재무보고의 윤리수준을 측정 한 후, 주가폭락위험과의 상관관계를 분석하였다. 연구 결과, CSR 수준이 높을수록 주가폭락위험이 감소된다고 보고하였으며, 이는 기업윤리가 높은 기업의 재무제표 투명성이 높기 때문에 주가폭락위험이 감소된다고 해석할 수 있다. Callen and Fang(2013)은 기업지배구조로서 기관투자자의 역할이 주가폭락에 미치는 영향을 연구하였다. 연구결과, 기관투자자는 기업의 기회주의적인 행동을 감시 및 감독하는 역할을 함으로써, 주가폭락위험을 낮춘다고 보고하였다. Kim and Zhang(2015)는 보수주의 수준과 주가폭락과의 상관관계를 분석하였으며, 기업의 보수주의 수준이 높을 때 부정적인 정보의 공시가 보다 빨리 이뤄지므로 주가폭락위험이 줄어든다고 설명하였다.

국내 연구로서, 조은혜·문해원·최영수(2015)은 회계정보의 비교가능성과 주가폭락의 상관관계를 살펴 보았으며, 회계정보의 비교가능성이 높은 경우 부정적인 정보의 누적으로 인한 급격한 주가폭락의 위험을 낮춘다는 실증증거를 제시하였다. 강나라·최권일·최관(2015)는 이익공시의 적시성 수준이 높을수록 주가폭락위험이 낮다는 실증결과를 제시함으로써 적시성과 관련한 경영자의 공시 의도가 주가폭락위험에 영향요인이 될 수 있음을 밝혔다.

이와 같이, 기업의 회계의 질은 기업의 주가폭락에 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 특히, 경영자는 재량적 발생액을 이용한 이익조정 뿐만 아니라 실물이익조정을 통해 기업에 대한 부정적인 정보를 숨길 수 있으며, 이러한 기회주의적 행위는 회계의 질을 악화시켜 결국 주가폭락위험을 가중시킨다. 아직까지 국내 자본시장을 대상으로 실물이익조정과 주가폭락에 대한 연구가 미비한 상황이므로, 다음 2.3절의 가설을 통해 이를 검증하고자 한다.

2.3 가설설정

경영자는 이익조정 활동을 통해 기업에 대한 부정적인 정보를 감추려는 유인이 있다. Hutton et al.(2009)에서는 경영자는 재량적 발생액을 이용한 이익조정 활동으로서 부정적인 정보를 숨기고 있으며, Francis et al.(2011)에서는 재량적 발생액을 이용한 이익조정보다 실물이익조정을 보다 많이 이용함으로써 기업에 대한 부정적인 정보를 감춘다고 주장하였다. 이에 국내 자본시장에서도 경영자는 실물 이익조정 활동을 통해 기업의 부정적인 정보를 감추려는 유인이 있을 것이고, 이렇게 누적된 부정적인 정보가 정점에 도달하여 일시에 악재로서 국내 자본 시장에 반영된다면 급격한 주가폭락이 발생할 가능

성이 높다. 따라서 실물이익조정과 차기 주가폭락 간에는 유의한 양(+)의 상관관계가 나타날 것으로 예상된다. 이에 다음과 같은 가설1을 설정하였다.

가설 1: 기업의 실물이익조정 수준이 높을수록 차기 주가폭락위험은 높아질 것이다.

만약 기업의 정보환경 수준이 우수하여 경영자의 실물이익조정 활동으로 인한 기업의 부정적인 정보를 감추려는 행위를 보다 쉽게 포착할 수 있다면, 기업의 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락 간의 유의한 양(+)의 상관관계를 약화시킬 것이다. 유지송 외(2013)에서 재무분석가는 경영자와 외부투자자를 연결해주는 역할을 하므로, 재무분석가 수를 기업에 대한 정보환경 수준으로 측정하였다. 또한, 기업의 규모가 큰 대기업일수록 추종하는 재무분석가의 수가 많기 때문에 대기업여부를 정보환경의 수준으로 고려하였다. 이에 본 연구에서는 기업에 대한 정보환경 수준의 측정치로서 재무분석가 수 및 대기업여부를 사용하여, 다음과 같은 가설2을 설정하였다.

가설 2: 기업의 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 유의한 양(+)의 상관관계는 정보환경(재무분석가 수, 대기업여부)이 우수한 경우 감소할 것이다.

가설 2-1: 기업의 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 유의한 양(+)의 상관관계는 재무분석가 수가 높은 경우 감소할 것이다.

가설 2-2: 기업의 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 유의한 양(+)의 상관관계는 대기업인 경우 감소할 것이다.

Callen and Fang(2013)은 기관투자자는 경영자의 이익조정 행위를 감시 및 감독하는 역할을 함으로써, 부정적인 정보를 숨김으로써 발생할 수 있는 주가폭락의 가능성을 낮춘다고 보고하였다. 본 연구에서는 기업지배구조로써 외국인투자자도 경영자의 기회주의적인 행동을 감시 및 감독의 역할을 한다는 선행연구에 따라, 외국인투자자 지분율이 증가될수록 실물이익조정으로 인한 차기 주가폭락위험은 줄어들 것으로 판단하였다(박종일 · 전규안 · 최종학 · 박찬웅, 2009; 심재우 · 송동섭, 2013). 이에 다음과 같은 가설3을 설정하였다.

가설 3: 기업의 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 유의한 양(+)의 상관관계는 기업지배구조(외국인지분율이 높을수록)가 우수한 경우 완화될 것이다.

III. 연구방법

3.1 실물이익조정의 측정

본 연구에서는 관심변수인 실물이익조정 수준을 측정하기 위하여 Roychowdhury(2006)을 토대로 측정하였으며, 실물이익조정을 비정상영업현금흐름(abnormal cash flow from operation: *ACFO*), 비정상생산원가(abnormal production cost: *APROD*), 비정상재량적비용(abnormal discretionary expense: *AEXP*)으로 각각 구분하였다.

비정상 영업현금흐름의 실물이익조정(*ACFO*)은 경영자가 일시적인 신용매출의 한도증가 또는 매출할인과 같이 신용매출과 관련된 의사결정을 통하여 이

익을 조정하는 것을 의미한다. Roychowdhry(2006)은 경영자가 기업의 신용매출의 한도를 증가시키거나 매출할인율을 인상시킨다면, 기업의 회계이익은 일시적으로 증가될 수 있으나 비정상적인 매출증대로 인하여 영업현금흐름은 감소될 것이라고 판단하였다. 이러한 비정상 영업현금흐름의 실물이익조정을 추정하기 위하여 식(1)의 모형을 설정하였으며, 비정상 영업현금흐름의 실물이익조정은 정상 영업현금흐름과 실제 영업현금흐름의 차이인 잔차항 η 로 측정한다(Roychowdhury 2006; Cohen and Zarowin 2010; 김지홍·배지현·고재민, 2009, 이창섭 외, 2012).

$$\frac{CFO_t}{ASSET_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{SALE_t}{ASSET_{t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{\Delta SALE_t}{ASSET_{t-1}} \right) + \eta$$

..... 식(1)

여기서,

- CFO_t = t기 영업현금흐름
- $ASSET_{t-1}$ = t-1기 자산총계
- $SALE_t$ = t기 매출액

비정상 제조원가의 실물이익조정(*APROD*)은 경영자가 재고자산의 생산량에 관한 의사결정을 통하여 이익을 조정하는 것을 의미한다. Roychowdhry(2006)는 경영자가 일시적으로 재고자산의 생산량을 증대시킴으로써 단위당 고정제조간접비 배부를 줄일 수 있으므로, 결과적으로 매출원가감소를 통해 이익을 높인다고 판단하였다. 이러한 비정상제조원가의 실물이익조정을 추정하기 위하여 식(2)의 모형을 설정하였으며, 비정상 제조원가의 실물이익조정은 정상 제조원가와 실제 제조원가의 차이인 잔차항

θ 로 측정한다(Roychowdhury 2006; Cohen and Zarowin 2010; 김지홍 외 2009, 이창섭 외 2012).

$$\frac{PC_t}{ASSET_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{SALE_t}{ASSET_{t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{\Delta SALE_t}{ASSET_{t-1}} \right) + \beta_4 \left(\frac{\Delta SALE_{t-1}}{ASSET_{t-1}} \right) + \theta$$

..... 식(2)

여기서,

- PC_t = t기 (매출원가 + 재고자산의 변화)
- $ASSET_{t-1}$ = t-1기 자산총계
- $SALE_t$ = t기 매출액

비정상 재량적비용의 실물이익조정(*AEXP*)은 경영자가 연구개발비, 광고선전비, 복리후생비 등의 비용에 관한 의사결정을 통하여 이익을 조정하는 것을 의미한다. Roychowdhry(2006)는 경영자가 일시적으로 비용항목을 줄임으로써 이익을 늘릴 수 있다고 판단하였다. 정상 재량적비용은 식(3)과 같이 추정할 수 있으나, 해당 모형은 기업이 당기에 이익 상향 조정을 위해 매출을 증대시킨 경우 비정상 재량적비용이 과도하게 낮게 추정되는 문제점을 내포하고 있다(Roychowdhury 2006; Cohen and Zarowin 2010). 따라서 식(4) 모형을 토대로 비정상 재량적비용의 실물이익조정을 추정하였으며, 비정상 재량적비용의 실물이익조정은 정상 재량적비용과 비정상 재량적비용간의 차이인 잔차항 κ 로 측정한다(Roychowdhury 2006; Cohen and Zarowin 2010; 김지홍 외 2009, 이창섭 외 2012).

$$\frac{DE_t}{ASSET_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{t-1}} \right)$$

$$+ \beta_2 \left(\frac{\Delta SALE_t}{ASSET_{t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{SALE_t}{ASSET_{t-1}} \right) + \kappa$$

..... 식(3)

$$\frac{DE_t}{ASSET_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{SALE_{t-1}}{ASSET_{t-1}} \right) + \kappa$$

..... 식(4)

여기서,

$$DE_t = t \text{기 (판매비+일반관리비+복리후생비+연구개발비-세금과공과-감가상각비-임차료비용-보험료)}$$

$$ASSET_{t-1} = t-1 \text{기 자산총계}$$

$$SALE_{t-1} = t-1 \text{기 매출액}$$

한편, Roychowdhury(2006)는 동일한 실물이익조정 활동이 비정상 제조원가의 증대 및 비정상 현금흐름의 감소 모두에 영향을 미칠 수 있음을 지적하였다. 따라서 ACFO와 APROD를 합산하는 경우 일부 동일한 실물이익조정 활동의 효과가 이중으로 합산되어 실물이익조정 정도가 과대평가 될 가능성이 있다(Zang, 2012). 이에 본 연구에서는 Cohen and Zarowin(2010)의 연구를 기반으로 식 (1), (2), (4)에서 측정한 개별 실물이익조정 측정치인 ACFO, APROD, AEXP를 이용하여, ACFO와 AEXP의 평균 측정치인 REM1, APROD와 AEXP의 평균 측정치인 REM2를 실물이익조정의 대응치로 정의하였다. 추가적으로 연구결과의 강건성을 위하여 ACFO, APROD, AEXP의 평균값인 REM3 또한 실물이익조정의 대응치로 고려하였다.

3.2 기업의 주기폭락위험 측정

본 연구는 실물이익조정활동 측정치를 근거로 경영자의 실물이익조정과 기업의 주기폭락의 관계를 검증하는 것이 목적이다. 이를 위해 선행연구(Hutton et al., 2009, Kim and Zhang, 2015, Francis et al., 2011, Callen and Fang, 2013 & 2015)에서 이용된 주기폭락위험 측정 방법을 토대로 국내 상장 기업의 주기폭락위험을 측정하였다.

우선, 다음 식(5)와 같이 기업*i*의 주별 수익률(weekly raw return)에서 시장 및 산업의 2주 전후 주별 가치가중 수익률을 통제한 잔차수익률을 토대로 기업고유의 주별 주가수익률(*W*)을 측정한다.¹⁾

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_{1i}\gamma_{m,t-2} + \beta_{2i}\gamma_{m,t-1} + \beta_{3i}\gamma_{m,t} + \beta_{4i}\gamma_{m,t+1} + \beta_{5i}\gamma_{m,t+2} + \beta_{6i}\gamma_{k,t-2} + \beta_{7i}\gamma_{k,t-1} + \beta_{8i}\gamma_{k,t} + \beta_{9i}\gamma_{k,t+1} + \beta_{10i}\gamma_{k,t+2} + \epsilon_{i,t}$$

..... 식(5)

여기서,

$$W = \text{기업고유의 주별 주가수익률, } \text{Log}(1 + \epsilon_{i,t})$$

$$r_{m,t} = \text{시장의 } t \text{주 수익률, 유가증권 및 코스닥 지수}$$

$$r_{k,t} = \text{산업의 } t \text{주 수익률, 산업별 가치가중수익률(중분류 · 기초 시가총액기준)}$$

그 다음, 위 식에서 추정한 기업고유의 주별 주가수익률(*W*)을 이용하여 Kim et al.(2014), Callen and Fang(2013 & 2015) 등에서 제시한 세 가지 주기폭락위험 측정치인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT*를 각각 구하였다. 첫 번째 측정치 *fNCSKEW*는 기업고유의 주별 주가수익률(*W*)의 왜도(Skewness)

1) 주식수익률의 동조성(synchronicity)에 따른 측정오차를 완화하고자 시장 및 산업의 가치가중 수익률을 통제하였고, 거래량이 적은 기업의 비동시거래(nonsynchronous trading)에 따른 측정오차를 완화하고자 2기간의 전(lag), 후(lead) 수익률을 추가로 통제하였다(Dimson, 1979).

측정치(Greene, 1993)에 (-)를 곱한 값으로,²⁾ 기업 *i*의 *t+1*기 동안 주별 추가수익률이 하방으로 치우쳐진 정도를 의미한다. 아래 식(6)은 기업 *i*의 *t*기 주가폭락위험인 *NCSKEW*을 나타내며, *n*은 기업의 주간수익률의 관측치 수이다.

$$NCSKEW_{j,t} = - \left[\frac{n(n-1)^{3/2} \sum W_{j,t}^3}{[(n-1)(n-2)(\sum W_{j,t}^2)^{3/2}]} \right] \dots\dots\dots \text{식(6)}$$

두 번째 기업 *i*의 *t+1*기의 주가폭락위험 측정치인 *fDUVOL*는 기업고유의 주별 추가수익률(*W*)의 상승변동성 대비 하락변동성의 자연로그 값이다. 위의 *fNCSKEW*는 수익률의 비대칭성을 측정하므로 소수의 극단적인 수익률이 측정치에 미치는 영향이 큰 반면, *fDUVOL*은 수익률 변동성의 비대칭성을 측정하므로 소수의 극단적인 수익률에 의해 폭락위험이 과대 또는 과소평가될 가능성이 낮다.³⁾ 아래 식(7)은 기업 *i*의 *t*기 주가폭락위험인 *DUVOL*을 나타내며, *n_u*와 *n_d*는 기업의 주간수익률의 상승일수와 하락일수를 각각 의미한다.

$$DUVOL_{j,t} = LOG \left\{ \frac{(n_u - 1) \sum_{Down} W_{j,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{Up} W_{j,t}^2} \right\} \dots\dots\dots \text{식(7)}$$

마지막으로, *fCOUNT*는 주별 수익률 기준 연도

별 하위 0.1% 수준의 수익률(주가폭락)을 경험한 횟수에 상위 0.1% 수준의 수익률(주가폭등)을 경험한 횟수를 차감한 측정치로, 기업 *i*의 *t+1*기 주가폭락 빈도를 나타낸다. 기존 국내 선행연구에서는 하위 0.1% 수준의 수익률(주가폭락) 경험여부를 나타낸 더미변수를 주로 이용하였는데, *fCOUNT*는 주가폭락 횟수뿐만 아니라 주가폭등 횟수도 함께 고려하므로 주가변동성이 큰 기업에 대한 측정오차 문제를 완화할 수 있다.

3.3 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 기업의 실물이익조정이 차기의 주가폭락위험을 야기하는지 분석하는 데 있다. 이에 종속변수로서 주가폭락위험(*Crash_{i,t+1}*)의 세 가지 측정치인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT*를 사용하고, 주요 관심변수로서 평균 실물이익조정 측정치인 *REM1*, *REM2*, *REM3*을 설정하였다. 또한, 주가폭락위험에 관한 선행된 연구에서 언급되었던 다양한 통제변수(*PMDA*, *NCSKEW*, *DUVOL*, *meanRET*, *RETstd*, *BT*, *dTurnover*, *SIZE*, *BM*, *LEV*, *ROA*, *BIG4*, *Opaque*, 연도 및 산업 더미)를 고려하였다(Hutton et al. 2009; Francis et al. 2011; Callen and Fang 2013 and 2015; 조은혜 외, 2015).⁴⁾ 기업의 실물이익조정 수준이

2) 주가폭락위험이 클수록 해당 측정치가 큰 값을 갖도록 (-)를 곱하였다.
 3) 수익률의 비대칭성을 측정하기 위한 *NCSKEW*에는 기업고유 수익률(*W*)의 3제곱 값이 들어가므로 일부 극단적인 수익률이 주가폭락 위험을 과대 또는 과소평가할 가능성이 있다. 반면, *DUVOL*에는 수익률의 3제곱 값이 포함되지 않고 상승변동성과 하락변동성을 동등하게 비교하기 때문에 소수의 극단적인 수익률이 주가폭락위험을 과대 또는 과소평가할 가능성이 낮다(Callen and Fang 2015).
 4) Hutton et al.(2009)이 수정존스모형에 따른 제량적 발생액의 과거 3개년 합산액을 회계이익의 불투명성(*Opaque*)으로 정의하여 차기 주가폭락위험과 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 실증한 이후 주가폭락위험과 관련한 다수의 선행연구에서 회계이익의 불투명성을 차기 주가폭락위험의 통제변수로 모형에 고려하고 있다. 따라서 본 연구 또한 관련 선행연구에 근거하여 과거 3개년 동안의 제량적 발생액 합산액을 회계이익 불투명성의 대용치로 통제하였다. 한편, 발생액이익조정과 실물이익조정은 경영자의 전략적 의사결정에 따라 대체관계 또는 보완관계의 밀접한 관련을 가지므로(Ewert and Wagenhofer, 2005; Cohen et al., 2008), 실물이익조정의 효과를 측정할 때 발생액이익조정의 영향을 통제할 필요가 있다(Kim et al. 2013). 하지만 회계이익 불투명성(*Opaque*) 대용치와 발생액이익조정(*PMDA*) 대용치를 동시에 고려하는 경우 공선성(colinearity) 문제가 발생할 수 있다. 본 연구에서는 이를 완화

높을수록 차기 추가폭락위험이 높게 나타나는지와 관련한 가설1을 검증하기 위하여 다음 식(8)과 같이 연구모형을 설정하였다. 아래 식(8)에서 기업의 실물이익조정 수준이 높을수록 차기 추가폭락위험이 높게 나타난다면, β_1 은 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다.

[가설1 모형]

$$Crash_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 REMS_{i,t} + \sum_{j=2}^n \beta_j CONTROLS + \sum YD + \sum ID + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{식(8)}$$

여기서,

- Crash_{i,t+1}** = 기업*i*의 *t+1*기의 추가폭락위험 측정치 (*fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT*)
- fNCSKEW** = 기업*i*의 *t+1*기의 수익률의 비대칭 정도로서, 주별 기업고유 수익률의 왜도 측정치에 (-)를 곱한 값
- fDUVOL** = 기업*i*의 *t+1*기의 수익률 변동성의 비대칭 정도로서, 기업고유 주별 추가수익률의 상승변동성 대비 하락변동성의 자연로그 값
- fCOUNT** = 기업*i*의 *t+1*기의 추가폭락 빈도로서, 연도별 하위 0.1% 주별 고유 수익률을 경험한 횟수에서 상위 0.1% 주별 고유 수익률 경험 횟수를 차감한 값
- REMS_{i,t}** = 기업*i*의 *t*기의 실물이익조정 측정치 (*REM1*, *REM2*, *REM3*)
- REM1** = *ACFO*와 *AEXP*의 평균
- REM2** = *APROD*와 *AEXP*의 평균

- REM3** = *ACFO*, *APROD*, *AEXP*의 평균
- CONTROLS** = 통제변수
- NCSKEW** = 기업*i*의 *t*기의 추가폭락위험 측정치로서, 기업고유 주별 추가수익률의 왜도 측정치에 (-)를 곱한 값
- DUVOL** = 기업*i*의 *t*기의 추가폭락위험 측정치로서, 기업고유 주별 추가수익률의 상승변동성 대비 하락변동성의 자연로그 값
- meanRET** = 주별 평균수익률
- RETstd** = 주별 추가수익률 변동성
- BETA** = 과거 60개월 시장모형 베타값
- dTurnover** = 전기 대비 월별 거래회전을 증가분
- SIZE** = 시가총액의 자연로그 값
- BM** = 장부가 대비 시장가 비율의 자연로그 값
- LEV** = 자산대비 부채비율
- ROA** = 자산수익률로서 당기순이익을 기초 자산으로 나눈 값
- BIG4** = Big4 감사법인일 경우 1, 아니면 0인 더미변수
- PMDA** = 수정존스 모형에 의한 재량적 발생액으로서, ROA 성과기준 산업-연도별 peer firm의 재량적 발생액을 매칭하여 조정한 값(Kothari et al. 2005)
- Opaque** = 수정존스모형에 따른 과거 3년 재량적 발생액의 합산
- ΣYD** = 연도별 더미변수
- ΣID** = 산업별 더미변수

가설2의 목적은 정보환경이 우수한 경우 기업의 실물이익조정 수준과 차기 추가폭락위험 간의 유의한 양(+)의 상관관계가 완화되는지를 검증하는 데

하기 위하여 발생액이익조정(PMDA)을 Kothari et al.(2005)에서 제시한 방식대로 각 산업·연도별 ROA 성과 차이가 가장 작은 peer firm의 재량적 발생액을 매칭 후 조정된 값으로 정의하였다. 이러한 성과매칭 재량적 발생액(PMDA)은 해당 연도·산업 내에서 성과가 유사한 기업 대비 발생액이익조정의 재량적인 정도를 나타내므로 성과를 조정하지 않은 3개년의 절대적인 합산 금액과는 그 성격이 다르다. <표 3>에서 제시한 상관관계 분석 결과를 보면 Opaque와 PMDA의 상관계수가 -0.02에 불과하고, 각 연구모형별 VIF 검증 시에도 다중공선성(multi-collinearity) 가능성은 크지 않은 것으로 나타났다. 한편, 지면상 첨부하지 않았으나 발생액 이익조정(PMDA)을 통제하지 않은 모형에서도 주요결과에 큰 영향이 없었다.

에 있다. 유지송 외 (2013)에서 재무분석가는 경영자와 외부투자자를 연결해주는 역할을 하므로, 재무분석가 수가 높을수록 정보환경의 수준이 우수하다고 설명하였다. 또한, 기업의 규모가 큰 대기업일수록 추종하는 재무분석가의 수가 많기 때문에 정보환경의 수준이 높다고 볼 수 있다. 이에 본 연구에서는 정보환경 수준의 대용치로 재무분석가 수와 대기업 여부를 고려하였다. 정보환경의 대용치로 재무분석가 수를 고려한 가설2-1을 검증하기 위한 모형은 다음 식(9)이며, 정보환경의 대용치로 대기업 여부를 고려한 가설2-2를 검증하기 위한 모형은 다음 식(10)과 같다.

[가설2-1 모형]

$$Crash_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 AnalystH_{i,t} + \beta_2 REMS_{i,t} + \beta_3 AnalystH_{i,t} * REMS_{i,t} + \sum_{j=4}^n \beta_j CONTROLS + \sum YD + \sum ID + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{식(9)}$$

여기서,

$AnalystH_{i,t}$ = 재무분석가 수가 상위 50%이면 1, 아니면 0인 더미변수

[가설2-2 모형]

$$Crash_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 Large_{i,t} + \beta_2 REMS_{i,t} + \beta_3 Large_{i,t} * REMS_{i,t} + \sum_{j=4}^n \beta_j CONTROLS + \sum YD + \sum ID + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{식(10)}$$

여기서,

$Large_{i,t}$ = 대기업이면 1, 아니면 0인 더미변수

본 연구의 가설 3은 기업지배구조가 우수한 경우 기업의 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 유의한 양(+)의 상관관계가 완화되는 지를 검증하는 데에 그 목적이 있다. 기업지배구조 수준의 대용치로 외국인지분율을 고려하였으며, 이를 검증하기 위한 모형은 다음 식(11)과 같다.

[가설3 모형]

$$Crash_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ForeignH_{i,t} + \beta_2 REMS_{i,t} + \beta_3 ForeignH_{i,t} * REMS_{i,t} + \sum_{j=4}^n \beta_j CONTROLS + \sum YD + \sum ID + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{식(11)}$$

여기서,

$ForeignH_{i,t}$ = 외국인지분율

3.4 표본의 선정

본 연구의 표본은 2002년부터 2014년까지 국내 상장기업을 대상으로 선정하였다. 재무자료는 Kis-Value Library, 상장사협의회 TS-2000 및 Fn-Guide에서 추출하였으며 세부적인 기준은 다음과 같다.⁵⁾

- (1) 유가증권/코스닥 상장기업으로 t+1기 주가폭락위험 측정이 가능한 기업
- (2) Kis-Value Library, TS-2000, Fn-Guide 상 회계 및 주가 정보가 존재하는 기업
- (3) 비금융업에 속하고 결산월이 12월인 기업
- (4) 자본잠식, 관리대상, 비적정의견 기업 제외

5) 본 연구의 표본기간은 금융위기 기간인 2007년과 2008년을 포함하고 있다. 이에 금융위기 이전·이후 기간을 구분하여 실증분석을 추가적으로 수행하였으며, 연구결과 기존의 금융위기 기간을 포함한 분석과 동일한 결과가 제시됨으로써 금융위기가 본 연구결과에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 판단된다.

〈표 1〉 표본의 구성

[패널 A] 연도별 분포

연 도	표본수	%
2002년	569	4.38%
2003년	661	5.09%
2004년	773	5.95%
2005년	842	6.48%
2006년	892	6.87%
2007년	932	7.17%
2008년	999	7.69%
2009년	1,056	8.13%
2010년	1,132	8.71%
2011년	1,186	9.13%
2012년	1,246	9.59%
2013년	1,319	10.15%
2014년	1,384	10.65%
Total	12,991	100.00%

[패널 B] 산업별 분포

산 업	표본수	%
식료품, 음료, 담배 제조업	565	4.35%
섬유제품, 의복, 모피, 가죽, 가방 및 신발 제조업	438	3.37%
목재, 종이 제조업 및 인쇄업	442	3.40%
화학물질 및 화학제품 제조업	931	7.17%
의료용 물질 및 의약품 제조업	671	5.17%
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	371	2.86%
비금속 광물제품 제조업	351	2.70%
1차 금속 제조업	709	5.46%
금속가공제품 제조업	316	2.43%
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	1,866	14.36%
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	276	2.12%
전기장비 제조업	425	3.27%
기타 기계 및 장비 제조업	943	7.26%
자동차 및 운송장비, 기타 제품 제조업	1,071	8.24%
종합 건설업 및 공사업	513	3.95%
도소매업 및 상품중개업	889	6.84%
운송업 및 운송관련 서비스업	276	2.12%
출판업	462	3.56%
영상 기록물 제작 및 배급, 방송통신업	742	5.71%
서비스업	734	5.65%
Total	12,991	100.00%

(5) 위험대용치 관련 통제변수 및 실물이익조정
의 측정이 불가능한 기업 제외

본 연구에서는 회계처리기준의 일관성을 위해 금융업을 제외하였으며, 표본의 동질성을 확보하기 위해 결산일이 12월인 유가증권 및 코스닥상장 기업을 대상으로 표본을 선정하였다. <표 1>은 위의 조건을 충족하는 본 연구 표본의 구성으로, [패널 A]는 연도별 분포를 [패널 B]는 산업별 분포를 나타낸다. 본 연구에서 사용된 최종 표본의 수는 총 12,991개이다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량과 상관관계 분석

<표 2>는 본 연구에서 사용된 주요변수와 통제변수에 대한 기술통계량을 나타낸다. 기업의 주가폭락위험을 나타내는 세 가지 변수인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT*의 평균은 각각 -0.244, -0.258, -0.185로서, 관련 선행연구인 Callen and Fang (2015)과 유사한 값을 보였다. 실물이익조정 측정치인 *REM1*, *REM2*, *REM3*의 평균은 각각 0.003, 0.006, 0.006인 반면, 성과매칭 재량적 발생액을 이용한 이익조정 측정치 *PMDA*의 평균은 0.000이다.

Francis et al.(2011)에서는 미국기업의 실물이익조정 측정치 평균이 재량적 발생액을 이용한 이익조정 측정치 평균보다 높은 것에 대하여, 미국 기업의 경영자는 재량적 발생액 이익조정보다는 실물이익조정을 보다 광범위하게 이용하고 있다고 설명하였다. 이와 마찬가지로, 국내기업의 실물이익조정

측정치 평균이 재량적 발생액을 이용한 이익조정 측정치 평균보다 높으므로, 국내기업에서도 경영자들이 이익조정을 위한 도구로서 실물이익조정을 보다 많이 이용하고 있다고 해석가능하다.

주별 평균수익률(*meanRET*), 주별 주가수익률의 변동성(*RETstd*)의 평균은 각각 0.004, 0.488이 관찰되었다. 전기 대비 월별 거래회전율 증가분(*dTurnover*)의 평균은 -0.028이며, 시가총액에 자연로그를 취한 값(*SIZE*)으로 측정된 기업규모의 평균은 25.099이다. 성장률을 나타내는 장부가 대비 시장이 비율의 자연로그 값인 *BM*의 평균은 0.065이며, 부채비율(*LEV*)과 자산수익률(*ROA*)의 평균은 각각 0.414, 0.025이다. 대형회계법인 여부를 나타내는 *BIG4*의 평균은 0.537로서, 표본의 약 53.7%에 해당하는 기업이 *BIG4*회계법인을 고용하였다. 마지막으로 과거 3년 재량적 발생액의 합산인 *Opaque*의 평균은 0.331이다.

다음으로 <표 3>에서는 주요 변수들의 상관관계를 분석하였다. <표 3>의 좌측하단은 피어슨 상관분석(Pearson correlation) 검증결과이며, 우측상단은 스피어만 상관분석(Spearman correlation) 검증 결과로서 유의성에서 유사한 결과가 도출되었다.

우선, 실물이익조정과 주가폭락위험간의 상관관계는 다음과 같다. 비정상영업현금흐름(*ACFO*)과 비정상재량적비용(*AEXP*)의 평균 실물이익조정 측정치(*REM1*)와 비정상제조원가(*APROD*)와 비정상재량적비용(*AEXP*)의 평균 실물이익조정 측정치(*REM2*)는 세 가지 주가폭락위험 측정치인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT* 모두와 유의하지 않은 상관관계가 관찰되었다. 비정상영업현금흐름(*ACFO*), 비정상제조원가(*APROD*), 비정상재량적비용(*AEXP*)의 평균 실물이익조정 측정치(*REM3*)는 첫 번째 주가폭락위험 측정치인 *fNCSKEW*와는 유의한 음(-)

의 상관관계가 나타난 반면, 두 번째와 세 번째 주가 폭락위험 측정치인 *fDUVOL*와 *fCOUNT*에서는 유의하지 않은 상관관계가 나타났다. 다음으로, 주가 폭락위험의 세 가지 측정치와 통제변수와의 상관관계를 살펴보면, 기업규모(*SIZE*)와 *BIG4*회계법인 여부(*BIG4*)는 주가폭락위험의 세 가지 측정치 모두와 유의한 양(+)*의 상관관계가 나타났다. 반면, 성장성(BM)은 주가폭락위험의 세 가지 측정치 모두와 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 이와 같은 상관관계 분석결과는 두 가지 변수사이의 상관관계를 단순하게 분석한 것으로서 가설을 올바르게 검증하기에 다소 제약이 있다. 이에 다음 절에서 주가폭락위험에 영향을 미칠 수 있는 변수를 통제한 후 검증한 다중 회귀분석 결과를 살펴본다.*

4.2 실물이익조정과 차기 주가폭락위험

본 절에서는 제II장에서 설정된 연구가설의 다변량 회귀분석결과를 제시한다. 본 연구의 가설 1에서는 기업의 실물이익조정 수준이 높을수록 차기 주가폭락위험이 높게 나타날 것으로 예상하였다. <표 4>는 Cohen and Zarowin(2010) 및 Francis et al.(2011)의 연구방법으로 측정된 평균 실물이익조정 측정치와 차기 주가 폭락위험에 대한 회귀분석결과이다.

우선, 비정상영업현금흐름을 이용한 실물이익조정(*ACFO*)과 비정상재량적비용을 이용한 실물이익조정(*AEXP*)의 평균인 *REMI*의 계수값은 차기 주가폭락위험 측정치인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT*에서 각각 0.262, 0.271, 0.331이 보고되었으며,

<표 2> 기술통계량

변수	평균	표준편차	1%	25%	50%	75%	99%
<i>fNCSKEW</i>	-0.244	0.685	-2.111	-0.612	-0.213	0.142	1.609
<i>fDUVOL</i>	-0.258	0.465	-1.366	-0.557	-0.254	0.038	0.837
<i>fCOUNT</i>	-0.185	0.716	-3.000	0.000	0.000	0.000	2.000
<i>REMI</i>	0.003	0.063	-0.238	-0.067	-0.025	0.007	0.038
<i>REM2</i>	0.006	0.11	-0.497	-0.094	-0.033	0.012	0.056
<i>REM3</i>	0.006	0.085	-0.345	-0.08	-0.031	0.009	0.049
<i>meanRET</i>	0.004	0.011	-0.019	-0.003	0.002	0.009	0.036
<i>RETstd</i>	0.488	0.252	0.135	0.314	0.435	0.597	1.360
<i>dTurnover</i>	-0.028	0.494	-2.035	-0.121	-0.012	0.056	2.115
<i>SIZE</i>	25.099	1.570	22.472	24.029	24.813	25.842	30.037
<i>BM</i>	0.065	0.752	-1.992	-0.416	0.112	0.583	1.704
<i>LEV</i>	0.414	0.197	0.039	0.257	0.416	0.561	0.869
<i>ROA</i>	0.025	0.113	-0.383	0.003	0.034	0.075	0.271
<i>BIG4</i>	0.537	0.499	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>PMDA</i>	0.000	0.142	-0.441	-0.073	0.000	0.074	0.433
<i>Opaque</i>	0.331	0.216	0.046	0.178	0.279	0.426	1.150

〈표 3〉 변수간의 상관분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) <i>fNCSKEW</i>		0.83*	0.51*	-0.02	-0.01	-0.02*	0.05*	-0.03*	0.02	0.19*	-0.13*	-0.00	0.06*	0.06*	-0.02	-0.01
(2) <i>fDUVOL</i>	0.81*		0.45*	-0.02	0.00	-0.02	0.07*	-0.09*	0.03*	0.18*	-0.11*	-0.04*	0.08*	0.06*	-0.00	-0.02*
(3) <i>fCOUNT</i>	0.45*	0.43*		-0.02*	-0.00	-0.02*	0.03*	-0.10*	0.01	0.15*	-0.03*	-0.02	0.09*	0.07*	-0.01	-0.05*
(4) <i>REM1</i>	-0.02	-0.01	-0.01		0.67*	0.89*	-0.05*	0.09*	0.00	-0.15*	0.08*	0.10*	-0.26*	-0.07*	0.32*	0.07*
(5) <i>REM2</i>	-0.02	0.00	0.00	0.76*		0.89*	-0.03*	0.04*	-0.01	-0.13*	0.09*	0.07*	-0.14*	-0.06*	0.06*	0.05*
(6) <i>REM3</i>	-0.02*	-0.01	-0.01	0.91*	0.94*		-0.05*	0.08*	-0.00	-0.17*	0.09*	0.13*	-0.27*	-0.08*	0.20*	0.08*
(7) <i>meanRET</i>	0.04*	0.05*	0.01	-0.04*	-0.02*	-0.04*		0.17*	0.45*	0.21*	-0.30*	-0.04*	0.26*	0.01	0.03*	-0.04*
(8) <i>RETstd</i>	-0.01	-0.07*	-0.06*	0.08*	0.03*	0.08*	0.25*		0.21*	-0.16*	-0.19*	0.16*	-0.17*	-0.10*	-0.01	0.24*
(9) <i>dTurnover</i>	0.00	0.01	0.01	0.01	-0.01	-0.00	0.39*	0.26*		0.12*	-0.10*	-0.01	0.04*	0.03*	-0.01	-0.03*
(10) <i>SIZE</i>	0.20*	0.17*	0.12*	-0.16*	-0.12*	-0.16*	0.16*	-0.18*	0.05*		-0.44*	-0.08*	0.28*	0.35*	0.02	-0.13*
(11) <i>BM</i>	-0.14*	-0.11*	-0.03*	0.10*	0.11*	0.11*	-0.33*	-0.20*	-0.08*	-0.42*		-0.04*	-0.13*	-0.07*	0.04*	-0.15*
(12) <i>LEV</i>	0.01	-0.03*	-0.01	0.10*	0.07*	0.13*	-0.03*	0.16*	-0.00	-0.06*	-0.06*		-0.31*	0.03*	-0.03*	0.10*
(13) <i>ROA</i>	0.01	0.04*	0.04*	-0.25*	-0.11*	-0.24*	0.20*	-0.23*	0.01	0.24*	0.01	-0.25*		0.07*	0.14*	-0.07*
(14) <i>BIG4</i>	0.06*	0.05*	0.05*	-0.08*	-0.06*	-0.08*	-0.01	-0.11*	0.01	0.36*	-0.06*	0.03*	0.08*		-0.00	-0.06*
(15) <i>PMDA</i>	-0.02*	-0.00	-0.01	0.29*	0.05*	0.17*	0.04*	-0.03*	-0.00	0.02	0.05*	-0.03*	0.25*	0.00		-0.01
(16) <i>Opaque</i>	0.00	-0.02	-0.03*	0.06*	0.03*	0.06*	-0.03*	0.24*	-0.03*	-0.12*	-0.17*	0.10*	-0.17*	-0.06*	-0.02	
표본수	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991	12,991

1) *은 1%에서 유의함.

2) 좌측하단은 피어슨 상관분석(Pearson correlation)이며, 우측상단은 스피어만 상관분석(Spearman correlation) 결과임.

모두 1% 또는 5%에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났다. 다음으로, 비정상생산원가를 이용한 실물 이익조정(*APROD*)과 비정상재량적비용을 이용한 실물 이익조정(*AEXP*)의 평균인 *REM2*의 계수값은 차기 추가폭락위험 측정치인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT*에서 각각 0.117, 0.142, 0.185가 보고 되었으며, 모두 10% 또는 1%에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났다. 마지막으로, 정상영업현금흐름을 이용한 실물이익조정(*ACFO*), 비정상생산원가를 이용한 실물이익조정(*APROD*), 비정상재량적비용을 이용한 실물이익조정(*AEXP*)의 평균인 *REM3*의 계수값은 차기 추가폭락위험 측정치인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*, *fCOUNT*에서 각각 0.147, 0.186,

0.228이 보고되었으며, *fNCSKEW*를 제외하고 모두 1%에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났다.

위의 결과를 종합하면, 실물이익조정 측정치는 차기 추가폭락위험 측정치와 모두 유의한 양(+)의 상관관계가 관찰되었으므로, 경영자의 실물이익조정 활동이 증가할수록 차기 경영자가 속한 기업의 추가폭락할 위험이 증가하는 것을 의미한다. 이는 가설1을 지지하는 결과이며, 경영자는 실물이익조정 활동을 통해 기업의 부정적인 정보를 숨기려는 유인이 있음을 의미한다. 즉, 실물이익조정으로 인하여 부정적인 정보의 누적이 정점에 도달하게 되면, 이러한 악재가 시장에 일시에 반영되어 급격한 추가폭락을 야기할 수 있다.

〈표 4〉 실물이익조정이 차기 주가폭락위험에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> COUNT	<i>f</i> COUNT	<i>f</i> COUNT
<i>REM1</i>	0.262** (2.00)			0.271*** (3.62)			0.331*** (2.87)		
<i>REM2</i>		0.117* (1.77)			0.142*** (3.53)			0.185*** (2.77)	
<i>REM3</i>			0.147 (1.63)			0.186*** (3.47)			0.228*** (2.63)
<i>NCSKEW</i> (<i>DUVOL</i>)	0.075*** (5.84)	0.075*** (5.84)	0.075*** (5.85)	0.042*** (4.26)	0.042*** (4.26)	0.042*** (4.26)	0.025** (2.33)	0.025** (2.32)	0.025** (2.33)
<i>meanRET</i>	2.158*** (2.60)	2.151*** (2.59)	2.150*** (2.58)	1.541*** (2.67)	1.521*** (2.64)	1.514*** (2.63)	0.650 (0.61)	0.619 (0.58)	0.619 (0.58)
<i>RETstd</i>	-0.048 (-1.44)	-0.047 (-1.42)	-0.047 (-1.42)	-0.147*** (-6.43)	-0.147*** (-6.41)	-0.147*** (-6.42)	-0.165*** (-3.29)	-0.165*** (-3.27)	-0.165*** (-3.28)
<i>dTurnover</i>	-0.017 (-1.19)	-0.017 (-1.15)	-0.017 (-1.16)	0.003 (0.32)	0.004 (0.39)	0.004 (0.37)	0.017 (0.92)	0.017 (0.97)	0.017 (0.96)
<i>SIZE</i>	0.079*** (13.44)	0.079*** (13.38)	0.079*** (13.40)	0.042*** (11.71)	0.042*** (11.66)	0.042*** (11.70)	0.055*** (10.64)	0.055*** (10.57)	0.055*** (10.61)
<i>BM</i>	-0.085*** (-6.23)	-0.086*** (-6.24)	-0.085*** (-6.21)	-0.056*** (-6.43)	-0.057*** (-6.50)	-0.057*** (-6.49)	-0.022 (-1.56)	-0.023 (-1.64)	-0.023 (-1.61)
<i>LEV</i>	-0.048 (-1.20)	-0.049 (-1.23)	-0.050 (-1.25)	-0.070*** (-2.72)	-0.073*** (-2.79)	-0.075*** (-2.86)	-0.049 (-1.23)	-0.053 (-1.32)	-0.054 (-1.35)
<i>ROA</i>	-0.177*** (-2.88)	-0.212*** (-3.52)	-0.195*** (-3.19)	-0.034 (-0.81)	-0.068* (-1.69)	-0.045 (-1.11)	0.009 (0.09)	-0.032 (-0.33)	-0.006 (-0.06)
<i>BIG4</i>	-0.012 (-0.90)	-0.012 (-0.92)	-0.012 (-0.92)	-0.007 (-0.80)	-0.007 (-0.79)	-0.007 (-0.80)	0.008 (0.56)	0.008 (0.57)	0.008 (0.56)
<i>PMDA</i>	-0.127*** (-2.70)	-0.091** (-1.99)	-0.105** (-2.30)	-0.051 (-1.59)	-0.015 (-0.49)	-0.034 (-1.08)	-0.103* (-1.70)	-0.059 (-1.04)	-0.082 (-1.39)
<i>Opaque</i>	-0.017 (-0.39)	-0.015 (-0.35)	-0.016 (-0.37)	-0.021 (-0.72)	-0.020 (-0.66)	-0.021 (-0.71)	-0.088* (-1.72)	-0.086* (-1.68)	-0.088* (-1.71)
<i>Constant</i>	-2.045*** (-13.49)	-2.039*** (-13.42)	-2.042*** (-13.44)	-1.130*** (-11.68)	-1.124*** (-11.61)	-1.127*** (-11.65)	-1.334*** (-9.60)	-1.326*** (-9.50)	-1.330*** (-9.55)
표본수	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991
Adj. R ²	0.068	0.068	0.068	0.058	0.058	0.058	0.027	0.027	0.027
산업/연도 더미변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

2) (괄호) 안은 firm-level clustering 표준오차로 조정된 t값.

한편, 당기 추가폭락위험을 나타내는 *NCSKEW*와 *DUVOL*은 미국 기업을 대상으로 한 선행연구들과 유사하게 차기 추가폭락위험의 모든 측정치와 1% 수준에서 유의한 양(+)¹⁾의 값을 보인다. 기업규모(*SIZE*)의 계수값은 차기 추가폭락위험의 모든 측정치와 매우 유의한 양(+)²⁾의 값이 나타났는데, 이러한 결과 역시 미국기업을 대상으로 연구한 Francis et al.(2011)과 동일하다. 장부가 대비 시장가 비율의 자연로그 값인(*BM*)은 차기 추가폭락위험의 모든 측정치와 1% 또는 5% 수준에서 유의한 음(-)³⁾의 값을 보이며, 이는 성장성이 높은 기업일수록 차기 추가폭락위험이 크다고 볼 수 있다. 그 외 통제변수들은 차기 추가폭락위험의 세 가지 측정치에 따라서 상관관계의 유의성이 다소 상이하게 관찰되었다.

4.3 실물이익조정과 차기 추가폭락위험의 정보환경 수준 효과

본 연구의 가설 2에서는 정보환경이 우수할수록 기업의 실물이익조정 수준과 차기 추가폭락위험사이의 유의한 양(+)⁴⁾의 상관관계가 보다 완화될 것으로 예상하였다. <표 5>의 [패널 A]는 정보환경 수준을 재무분석가 수로 측정하여 검증한 결과이다. [패널 A]에서 재무분석가 수(*AnalystH*)와 실물이익조정 측정치(*REM1*, *REM2*, *REM3*)의 상호작용항(*AnalystH*REM1*, *AnalystH*REM2*, *AnalystH*REM3*)의 계수값은 차기 추가폭락위험의 첫 번째 측정치인 *fNCSKEW*에서 각각 -0.576, -0.332, -0.414가 보고되었으며, 5%에서 유의한 음(-)⁵⁾의 상관관계가 관찰되었다. 이러한 결과는 재무분석가가 많이 따르는 기업의 경우, 정보환경 수준이 높음에 따라 경영자가 실물이익조정을 이용한 부정적인 정보를 숨기기 어려워, 차기 추가폭락위험이 낮아진다는

가설 2을 지지한다. 차기 추가폭락위험을 나타내는 두 번째와 세 번째 변수인 *fDUVOL*과 *fCOUNT*에서도 음(-)⁶⁾의 상관관계가 관찰되었으나, *AnalystH*REM2*를 제외하고는 통계적 유의성이 약한 것으로 나타났다. 이는 정보환경 수준이 실물이익조정과 차기 추가폭락위험에 미치는 영향이 제한적일 수 있음을 의미한다. 하지만 재무분석가 수와 실물이익조정 측정치의 상호작용항이 *fNCSKEW*와 5% 유의수준에서 강한 음(-)⁷⁾의 상관관계가 존재함을 미루어볼 때, 정보환경이 우수한 경우 적어도 실물이익조정으로 인한 극단적인 수준의 추가폭락위험은 완화된다고 볼 수 있다.

다음으로, <표 5>의 [패널 B]는 정보환경 수준을 대기업여부로 측정하여 검증한 결과이다. [패널 B]에서 대기업 여부(*Large*)와 실물이익조정 측정치(*REM1*, *REM2*, *REM3*)의 상호작용항(*Large*REM1*, *Large*REM2*, *Large*REM3*)의 계수 값은 차기 추가폭락위험의 첫 번째 측정치인 *fNCSKEW*에서 각각 -0.415, -0.252, -0.337이 보고되었으며, 각각 10% 또는 5%에서 유의한 음(-)⁸⁾의 상관관계가 관찰되었다. 이러한 결과는 정보환경 수준이 높은 대기업의 실물이익조정 활동이 중소기업에 비하여 차기 추가폭락위험이 낮음을 의미함으로써 가설 2을 지지한다. 차기 추가폭락위험을 나타내는 두 번째 측정치인 *fDUVOL*에서도 음(-)⁹⁾의 상관관계가 관찰되었으나 유의성은 약한 것으로 나타났다. 세 번째인 *fCOUNT*에서는 *REM1*을 제외하고 모두 10%에서 유의한 음(-)¹⁰⁾의 상관관계가 관찰되었다. 즉, [패널 A]와 유사하게 제한적으로 유의한 결과가 나타났다. <표 5>의 결과를 종합하면, 정보환경 수준이 높을수록 경영자가 실물이익조정 활동으로 기업의 부정적 정보를 숨기기 어렵기 때문에 부정적 정보의 축적으로 인한 급작스런 추가폭락 가능성이

〈표 5〉 정보환경 수준이 실물이익조정과 차기 주가폭락위험간의 상관관계에 미치는 영향

[패널 A] 정보환경 수준을 재무분석가 수로 측정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> COUNT	<i>f</i> COUNT	<i>f</i> COUNT
<i>AnalystH</i>	0.075*** (4.82)	0.075*** (4.83)	0.075*** (4.80)	0.051*** (4.64)	0.050*** (4.59)	0.050*** (4.60)	0.061*** (3.95)	0.060*** (3.92)	0.060*** (3.91)
<i>REM1</i>	0.483*** (3.70)			0.335*** (3.75)			0.390*** (2.61)		
<i>REM2</i>		0.243*** (3.59)			0.199*** (4.19)			0.245*** (2.70)	
<i>REM3</i>			0.304*** (3.32)			0.244*** (3.84)			0.276** (2.39)
<i>AnalystH</i> <i>*REM1</i>	-0.576** (-2.32)			-0.138 (-1.08)			-0.117 (-0.65)		
<i>AnalystH</i> <i>*REM2</i>		-0.332** (-2.57)			-0.147** (-2.09)			-0.152 (-1.43)	
<i>AnalystH</i> <i>*REM3</i>			-0.414** (-2.36)			-0.139 (-1.47)			-0.107 (-0.78)
<i>NCSKEW</i> <i>(DUVOL)</i>	0.073*** (5.73)	0.073*** (5.74)	0.073*** (5.74)	0.040*** (4.04)	0.040*** (4.04)	0.040*** (4.04)	0.024** (2.21)	0.024** (2.21)	0.024** (2.22)
<i>meanRET</i>	2.248*** (2.69)	2.232*** (2.68)	2.241*** (2.68)	1.568*** (2.70)	1.551*** (2.68)	1.545*** (2.67)	0.701 (0.66)	0.674 (0.63)	0.671 (0.63)
<i>RETstd</i>	-0.043 (-1.31)	-0.042 (-1.27)	-0.042 (-1.28)	-0.145*** (-6.32)	-0.144*** (-6.28)	-0.144*** (-6.30)	-0.162*** (-3.23)	-0.161*** (-3.20)	-0.162*** (-3.21)
<i>dTurnover</i>	-0.018 (-1.26)	-0.018 (-1.21)	-0.018 (-1.22)	0.002 (0.26)	0.003 (0.33)	0.003 (0.31)	0.016 (0.88)	0.017 (0.93)	0.017 (0.92)
<i>SIZE</i>	0.066*** (10.00)	0.066*** (10.04)	0.066*** (10.02)	0.033*** (8.53)	0.033*** (8.48)	0.034*** (8.52)	0.045*** (7.82)	0.045*** (7.76)	0.045*** (7.81)
<i>BM</i>	-0.082*** (-6.04)	-0.083*** (-6.10)	-0.082*** (-6.02)	-0.054*** (-6.30)	-0.055*** (-6.38)	-0.055*** (-6.35)	-0.020 (-1.44)	-0.022 (-1.53)	-0.021 (-1.49)
<i>LEV</i>	-0.054 (-1.36)	-0.057 (-1.42)	-0.057 (-1.42)	-0.075*** (-2.92)	-0.078*** (-3.00)	-0.079*** (-3.06)	-0.055 (-1.38)	-0.058 (-1.47)	-0.060 (-1.51)
<i>ROA</i>	-0.198*** (-3.21)	-0.247*** (-4.11)	-0.221*** (-3.60)	-0.051 (-1.22)	-0.090** (-2.25)	-0.064 (-1.56)	-0.013 (-0.13)	-0.059 (-0.61)	-0.029 (-0.29)
<i>BIG4</i>	-0.013 (-0.95)	-0.013 (-0.97)	-0.013 (-0.97)	-0.008 (-0.86)	-0.008 (-0.86)	-0.008 (-0.86)	0.007 (0.52)	0.008 (0.53)	0.007 (0.52)
<i>PMDA</i>	-0.131*** (-2.81)	-0.085* (-1.88)	-0.105** (-2.30)	-0.052 (-1.63)	-0.011 (-0.38)	-0.033 (-1.06)	-0.104* (-1.72)	-0.055 (-0.97)	-0.080 (-1.37)
<i>Opaque</i>	-0.014 (-0.34)	-0.012 (-0.28)	-0.013 (-0.31)	-0.020 (-0.67)	-0.018 (-0.60)	-0.019 (-0.65)	-0.086* (-1.68)	-0.084 (-1.64)	-0.085* (-1.67)
<i>Constant</i>	-1.764*** (-10.79)	-1.768*** (-10.82)	-1.769*** (-10.81)	-0.946*** (-9.21)	-0.943*** (-9.16)	-0.945*** (-9.19)	-1.114*** (-7.41)	-1.109*** (-7.34)	-1.114*** (-7.39)
표본수	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991
Adj. R ²	0.070	0.070	0.070	0.059	0.059	0.059	0.028	0.028	0.028
산업/연도 더미변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

2) (괄호) 안은 firm-level clustering 표준오차로 조정된 t값.

〈표 5〉 정보환경 수준이 실물이익조정과 차기 주가폭락위험간의 상관관계에 미치는 영향 (계속)

[패널 B] 정보환경 수준을 대기업여부로 측정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>fNCSKEW</i>	<i>fNCSKEW</i>	<i>fNCSKEW</i>	<i>fDUVOL</i>	<i>fDUVOL</i>	<i>fDUVOL</i>	<i>fCOUNT</i>	<i>fCOUNT</i>	<i>fCOUNT</i>
<i>Large</i>	-0.031* (-1.84)	-0.030* (-1.78)	-0.030* (-1.77)	0.004 (0.39)	0.006 (0.52)	0.005 (0.48)	0.018 (1.03)	0.020 (1.14)	0.020 (1.12)
<i>REM1</i>	0.534*** (3.09)			0.288** (2.38)			0.506** (2.38)		
<i>REM2</i>		0.283*** (3.03)			0.203*** (2.74)			0.379** (2.55)	
<i>REM3</i>			0.372*** (2.98)			0.251*** (2.70)			0.436** (2.45)
<i>Large</i> <i>*REM1</i>	-0.415* (-1.78)			-0.027 (-0.19)			-0.274 (-1.17)		
<i>Large</i> <i>*REM2</i>		-0.252** (-1.97)			-0.093 (-1.07)			-0.295* (-1.83)	
<i>Large</i> <i>*REM3</i>			-0.337** (-2.02)			-0.099 (-0.91)			-0.316* (-1.67)
<i>NCSKEW</i> <i>(DUVOL)</i>	0.074*** (5.81)	0.074*** (5.81)	0.074*** (5.82)	0.042*** (4.26)	0.042*** (4.24)	0.042*** (4.25)	0.025** (2.32)	0.025** (2.30)	0.025** (2.31)
<i>meanRET</i>	2.191*** (2.64)	2.197*** (2.64)	2.182*** (2.63)	1.538*** (2.66)	1.523*** (2.64)	1.512*** (2.62)	0.643 (0.60)	0.630 (0.59)	0.614 (0.58)
<i>RETstd</i>	-0.051 (-1.53)	-0.050 (-1.49)	-0.050 (-1.50)	-0.147*** (-6.40)	-0.146*** (-6.36)	-0.147*** (-6.37)	-0.164*** (-3.25)	-0.162*** (-3.21)	-0.163*** (-3.23)
<i>dTurnover</i>	-0.017 (-1.17)	-0.016 (-1.14)	-0.017 (-1.14)	0.003 (0.32)	0.004 (0.39)	0.004 (0.37)	0.016 (0.91)	0.017 (0.96)	0.017 (0.95)
<i>SIZE</i>	0.083*** (12.40)	0.084*** (12.40)	0.083*** (12.37)	0.041*** (10.31)	0.041*** (10.23)	0.041*** (10.25)	0.052*** (9.73)	0.052*** (9.68)	0.052*** (9.68)
<i>BM</i>	-0.078*** (-5.56)	-0.079*** (-5.59)	-0.078*** (-5.54)	-0.057*** (-6.36)	-0.057*** (-6.43)	-0.057*** (-6.40)	-0.024* (-1.73)	-0.026* (-1.82)	-0.025* (-1.77)
<i>LEV</i>	-0.029 (-0.71)	-0.031 (-0.75)	-0.031 (-0.76)	-0.072*** (-2.77)	-0.074*** (-2.83)	-0.076*** (-2.89)	-0.056 (-1.39)	-0.059 (-1.47)	-0.060 (-1.49)
<i>ROA</i>	-0.147** (-2.36)	-0.197*** (-3.26)	-0.167*** (-2.70)	-0.034 (-0.82)	-0.070* (-1.72)	-0.044 (-1.05)	0.011 (0.11)	-0.039 (-0.40)	-0.001 (-0.01)
<i>BIG4</i>	-0.008 (-0.64)	-0.009 (-0.69)	-0.009 (-0.68)	-0.007 (-0.84)	-0.007 (-0.84)	-0.007 (-0.84)	0.007 (0.48)	0.007 (0.48)	0.007 (0.47)
<i>PMDA</i>	-0.134*** (-2.85)	-0.091** (-2.01)	-0.110** (-2.41)	-0.051 (-1.59)	-0.014 (-0.46)	-0.034 (-1.10)	-0.104* (-1.73)	-0.056 (-0.99)	-0.083 (-1.41)
<i>Opaque</i>	-0.016 (-0.39)	-0.013 (-0.32)	-0.015 (-0.36)	-0.021 (-0.72)	-0.019 (-0.64)	-0.021 (-0.70)	-0.087* (-1.70)	-0.084 (-1.64)	-0.087* (-1.69)
<i>Constant</i>	-2.154*** (-12.87)	-2.154*** (-12.84)	-2.152*** (-12.83)	-1.116*** (-10.76)	-1.108*** (-10.67)	-1.112*** (-10.71)	-1.273*** (-9.13)	-1.269*** (-9.07)	-1.269*** (-9.07)
표본수	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991
Adj. R ²	0.069	0.069	0.069	0.058	0.058	0.058	0.027	0.028	0.027
산업/연도 더미변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

2) (괄호) 안은 firm-level clustering 표준오차로 조정된 t값.

〈표 6〉 기업지배구조 수준이 실물이익조정과 차기 주가폭락위험간의 상관관계에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> NCSKEW	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> DUVOL	<i>f</i> COUNT	<i>f</i> COUNT	<i>f</i> COUNT
<i>ForeignH</i>	0.046*** (3.16)	0.046*** (3.17)	0.047*** (3.24)	0.038*** (3.98)	0.038*** (4.06)	0.039*** (4.11)	0.056*** (3.55)	0.057*** (3.57)	0.057*** (3.63)
<i>REM1</i>	0.568*** (3.68)			0.412*** (3.89)			0.575*** (3.13)		
<i>REM2</i>		0.318*** (3.82)			0.255*** (4.34)			0.368*** (3.30)	
<i>REM3</i>			0.401*** (3.61)			0.320*** (4.14)			0.434*** (3.15)
<i>ForeignH</i> <i>*REM1</i>	-0.555** (-2.49)			-0.247* (-1.89)			-0.432* (-1.94)		
<i>ForeignH</i> <i>*REM2</i>		-0.356*** (-3.02)			-0.197*** (-2.74)			-0.321** (-2.41)	
<i>ForeignH</i> <i>*REM3</i>			-0.456*** (-2.90)			-0.233** (-2.45)			-0.360** (-2.15)
<i>NCSKEW</i> <i>(DUVOL)</i>	0.074*** (5.78)	0.073*** (5.76)	0.073*** (5.78)	0.040*** (4.11)	0.040*** (4.05)	0.040*** (4.07)	0.024** (2.19)	0.023** (2.15)	0.023** (2.17)
<i>meanRET</i>	2.256*** (2.71)	2.281*** (2.74)	2.264*** (2.72)	1.617*** (2.79)	1.610*** (2.79)	1.595*** (2.76)	0.777 (0.73)	0.774 (0.73)	0.758 (0.71)
<i>RETstd</i>	-0.043 (-1.31)	-0.043 (-1.31)	-0.043 (-1.29)	-0.144*** (-6.29)	-0.144*** (-6.28)	-0.144*** (-6.27)	-0.160*** (-3.19)	-0.160*** (-3.18)	-0.160*** (-3.18)
<i>dTurnover</i>	-0.019 (-1.28)	-0.018 (-1.24)	-0.018 (-1.26)	0.002 (0.20)	0.003 (0.27)	0.002 (0.25)	0.015 (0.82)	0.016 (0.87)	0.015 (0.86)
<i>SIZE</i>	0.071*** (10.75)	0.071*** (10.80)	0.071*** (10.74)	0.035*** (9.08)	0.035*** (9.04)	0.035*** (9.04)	0.045*** (8.10)	0.045*** (8.02)	0.045*** (8.04)
<i>BM</i>	-0.086*** (-6.34)	-0.087*** (-6.39)	-0.086*** (-6.32)	-0.057*** (-6.62)	-0.058*** (-6.74)	-0.058*** (-6.68)	-0.024* (-1.69)	-0.026* (-1.82)	-0.025* (-1.74)
<i>LEV</i>	-0.045 (-1.12)	-0.047 (-1.18)	-0.048 (-1.18)	-0.067*** (-2.61)	-0.071*** (-2.71)	-0.072*** (-2.76)	-0.045 (-1.13)	-0.049 (-1.24)	-0.050 (-1.26)
<i>ROA</i>	-0.184*** (-3.00)	-0.231*** (-3.89)	-0.207*** (-3.41)	-0.039 (-0.93)	-0.080** (-2.01)	-0.054 (-1.31)	0.001 (0.01)	-0.052 (-0.54)	-0.018 (-0.19)
<i>BIG4</i>	-0.013 (-1.00)	-0.013 (-0.95)	-0.013 (-0.99)	-0.008 (-0.91)	-0.008 (-0.86)	-0.008 (-0.89)	0.006 (0.46)	0.007 (0.52)	0.007 (0.48)
<i>PMDA</i>	-0.127*** (-2.72)	-0.084* (-1.85)	-0.103** (-2.26)	-0.050 (-1.57)	-0.010 (-0.33)	-0.032 (-1.02)	-0.102* (-1.69)	-0.052 (-0.91)	-0.078 (-1.34)
<i>Opaque</i>	-0.020 (-0.47)	-0.018 (-0.43)	-0.020 (-0.47)	-0.024 (-0.81)	-0.022 (-0.76)	-0.024 (-0.82)	-0.092* (-1.80)	-0.090* (-1.76)	-0.092* (-1.80)
<i>Constant</i>	-1.874*** (-11.55)	-1.873*** (-11.56)	-1.872*** (-11.53)	-0.990*** (-9.80)	-0.983*** (-9.73)	-0.985*** (-9.76)	-1.126*** (-7.73)	-1.118*** (-7.63)	-1.121*** (-7.67)
표본수	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991	12991
Adj. R ²	0.069	0.069	0.069	0.059	0.059	0.059	0.028	0.029	0.029
산업/연도 더미변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

2) (괄호) 안은 firm-level clustering 표준오차로 조정된 t값.

〈표 7〉 추가분석: 실물이익조정과 주가폭등가능성 (Probit Regression)

	(1) <i>fJUMP</i>	(2) <i>fJUMP</i>	(3) <i>fJUMP</i>
<i>REM1</i>	-0.594** (-2.42)		
<i>REM2</i>		-0.350*** (-2.68)	
<i>REM3</i>			-0.421** (-2.39)
<i>NCSKEW</i>	-0.039** (-1.99)	-0.039** (-1.99)	-0.039** (-2.00)
<i>meanRET</i>	-2.707 (-1.51)	-2.674 (-1.49)	-2.669 (-1.49)
<i>RETstd</i>	1.527*** (20.12)	1.527*** (20.12)	1.527*** (20.12)
<i>dTurnover</i>	-0.066** (-2.36)	-0.068** (-2.41)	-0.067** (-2.39)
<i>SIZE</i>	-0.423*** (-24.30)	-0.424*** (-24.24)	-0.423*** (-24.27)
<i>BM</i>	-0.127*** (-4.34)	-0.124*** (-4.23)	-0.125*** (-4.27)
<i>LEV</i>	0.327*** (3.97)	0.334*** (4.03)	0.336*** (4.04)
<i>ROA</i>	-1.168*** (-7.28)	-1.094*** (-7.22)	-1.141*** (-7.34)
<i>BIG4</i>	-0.043 (-1.52)	-0.044 (-1.52)	-0.043 (-1.51)
<i>PMDA</i>	0.304** (2.78)	0.225** (2.26)	0.267*** (2.59)
<i>Opaque</i>	0.158* (1.69)	0.154* (1.65)	0.158* (1.69)
<i>Constant</i>	8.559*** (19.08)	8.560*** (19.03)	8.561*** (19.06)
표본수	12991	12991	12991
Pseudo R ²	0.205	0.205	0.205
산업/연도 더미변수	포함	포함	포함

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

2) (괄호) 안은 firm-level clustering 표준오차로 조정된 t값.

줄어들 수 있음이 제한적으로 확인되었다.

4.4 실물이익조정과 차기 추가폭락위험의 기업지배구조 효과

본 연구의 가설3에서는 기업지배구조 수준이 높아 질수록 기업의 실물이익조정 수준과 차기 추가폭락 위험사이의 유의한 양(+)의 상관관계를 약화시킬 것으로 예상하였다. 기업지배구조 수준의 대용치로는 외국인지분율을 이용하였다. <표 6>에서 외국인지분율(*ForeignH*)과 실물이익조정 측정치(*REM1*, *REM2*, *REM3*)의 상호작용항(*ForeignH*REM1*, *ForeignH*REM2*, *ForeignH*REM3*)의 계수 값은 차기 추가폭락위험의 첫 번째 측정치인 *fNCSKEW*에서 각각 -0.555, -0.356, -0.456이 보고되었으며, 5% 및 1%에서 유의한 음(-)의 상관관계가 관찰되었다. 또한, 두 번째 차기 추가폭락위험 측정치인 *fDUVOL*에서 상호작용항의 계수값은 -0.247, -0.197, -0.233으로서, 각각 10%, 1%, 5%에서 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 세 번째 차기 추가폭락위험 측정치인 *fCOUNT*에서 상호작용항의 계수값은 -0.432, -0.321, -0.360이 보고되었으며, 모두 10% 또는 5%에서 유의한 음(-)의 상관관계가 관찰되었다. <표 6>의 결과를 종합하면, 외국인지분율과 모든 실물이익조정 측정치의 상호작용항은 차기 추가폭락위험을 나타내는 세 가지 측정치 모두와 유의한 음(-)의 상관관계를 갖고 있다. 따라서 기업지배구조 수준이 높은 경우 경영자가 실물이익조정 활동으로 부정적인 정보를 숨김으로써 급작스러운 추가폭락이 나타날 가능성을 완화시킬 수 있다는 가설3을 지지한다.

4.5 추가분석: 실물이익조정과 추가폭등 가능성

본 연구에서는 경영자가 실물이익조정 활동을 통해 기업의 부정적인 정보(negative information)만을 선택적으로 숨기려 하는 유인이 있으며, 이는 차기 추가폭락위험을 높인다고 주장한다. 반면, 기업의 긍정적인 정보(positive information)는 부정적인 정보와 달리 숨기지 않고 즉각적으로 보고할 것이라고 예상하였다. 이를 검증하기 위해, 실물이익조정 수준과 기업의 추가폭등 가능성의 상관관계를 분석하였다. 만약, 경영자가 실물이익조정 활동을 통해 부정적인 정보뿐만 아니라 긍정적인 정보 또한 숨긴다면, 실물이익조정 수준과 차기 추가폭등 가능성 간에는 유의한 양(+)의 상관관계가 나타날 것이다. <표 7>의 추가분석 결과를 보면, 실물이익조정의 개별측정치(*ACFO*, *APROD*, *AEXP*) 및 평균측정치(*REM1*, *REM2*, *REM3*)들과 추가폭등을 나타내는 측정치(*fJUMP*) 간에는 양(+)의 상관관계가 발견되지 않았다. 오히려 *REM2*와 *REM3*에서는 *fJUMP*와 유의한 음(-)의 상관관계가 나타남으로써 실물이익조정 행위가 추가폭등 가능성을 낮추고 있음을 확인하였다. 이러한 추가분석 결과는 경영자가 실물이익조정 활동을 통하여 기업의 긍정적인 정보보다는 부정적인 정보를 지연 공시하고 있음을 유추할 수 있다.

V. 결론

본 연구를 통해 경영자의 실물이익조정 활동이 기업의 차기 추가폭락위험에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 경영자가 기회주의적인 행위의 일환

으로 실물이익조정을 통해 기업에 대한 부정적인 정보를 감추고 보고이익을 높이는 이익조정 행위를 하는 경우, 주가폭락위험과 유의한 양(+)의 관계가 있는지를 검증하였다. 실증분석 결과, 경영자가 실물이익조정을 활용하여 부정적인 정보를 의도적으로 숨기는 경우 차기에 해당 기업의 주가폭락위험이 유의하게 커지는 것으로 나타났다. 이는 숨겨진 부정적 정보의 누적양이 정점에 달하여, 일시에 악재로서 자본시장에 반영되기 때문으로 해석된다.

한편, 기업에 대한 정보환경 수준이 실물이익조정과 차기 주가폭락위험 간의 관계에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 실증결과 정보환경 수준이 우수한 경우 경영자의 기회주의적 행위에 제약이 생겨, 경영자의 실물이익조정과 차기 주가폭락위험 간의 양(+)의 상관관계가 완화되는 것으로 나타났다. 더불어, 기업지배구조의 수준이 실물이익조정과 차기 주가폭락위험 간의 관계에 미치는 영향 또한 분석하였다. 실증결과 기업지배구조가 강건하여 경영자의 기회주의적 행위를 감시하고 감독하는 역할이 잘 이루어질수록 경영자의 실물이익조정으로 인한 차기 주가폭락위험이 유의하게 완화되는 것으로 나타났다. 마지막으로 경영자는 실물이익조정을 이용하여 긍정적인 정보가 아닌 부정적인 정보를 선택적으로 숨기는지 여부를 확인하기 위하여 실물이익조정과 차기 주가폭등 가능성에 대한 추가분석을 수행하였다. 분석결과 실물이익조정은 차기 주가폭등 가능성과 유의한 음(-)의 관계인 것으로 나타났다.

요컨대, 본 연구 결과를 통해 국내 상장 기업의 경우 실물이익조정 수준이 높을수록 차기 주가폭락위험이 큰 것을 확인할 수 있었다. 이러한 상관관계는 정보환경 또는 기업지배구조 수준이 우수한 경우 완화되었다. 또한, 실물이익조정과 차기 주가폭등 가능성을 살펴본 추가분석 결과에서 유의한 양(+)의

상관관계를 확인할 수 없었다. 이는 경영자가 실물 활동을 이용한 이익조정을 통해 긍정적인 정보가 아닌 부정적인 정보만을 선택적으로 감추어 공시를 지연시켰을 가능성을 의미한다.

본 연구에서는 주가폭락위험 관련 선행연구에서 제시한 다양한 통제 변수들을 포함하여 모형을 설정하였으나, 기업수준의 주가폭락위험은 기업특성 뿐만 아니라 거시경제 및 산업과 같은 다양한 요인에 영향을 받을 수 있다. 그러므로 주가폭락 모형에 포함되지 않은 변수로 인한 측정오차가 발생할 수 있는 한계점이 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 공헌점이 있다.

국내 자본시장을 대상으로 주가폭락위험에 대한 실물이익조정 연구가 미흡한 단계에서 본 연구를 통해 실물이익조정 수준과 차기 주가폭락위험 간의 상관관계를 실증적으로 분석하였다는 점에서 공헌점이 있다. 또한, 주가폭락위험에 대한 다양한 측정치를 이용하여 분석을 수행하였으며, 주가폭등 가능성에 대한 효과도 추가적으로 확인하였다는 점에서 선행 연구와 차별점이 있다. 마지막으로 본 연구에서는 정보환경 및 기업지배구조 수준이 실물이익조정에 따른 주가폭락에 미치는 영향을 함께 살펴봄으로써, 시장참여자 및 기업에게 정보환경과 기업지배구조의 중요성을 강조하였다는 데 추가적인 공헌점이 있을 것이다.

참고문헌

- 강나라 · 최권일 · 최관(2015), “이익공시의 적시성과 주가 붕괴위험,” **회계학연구**, 40(6), 1-40.
 김지홍 · 고재민 · 고윤성(2008), “손실회피 및 이익평준화

- 를 위한 실제 이익조정 활동,” **회계저널**, 17, 31-63.
- 김지홍 · 배지현 · 고재민(2009), “실제이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향,” **회계학연구**, 34, 31-70.
- 나종길(2004), “유동발생의 예측오차와 감사인 유형에 따른 재량적 발생의 정보성 차이,” **회계학연구**, 29(1), 117-142.
- 박종일 · 전규안 · 최종학 · 박찬웅(2009), “대주주 및 외국인 주주의 이익조정과 대형 감사인의 역할,” **회계정보연구**, 27(1), 201-229.
- 심재우 · 송동섭(2013), “외국인 지분율이 실물이익조정에 미치는 영향 - 세무상 이월결손금을 중심으로 -,” 48, 361-380.
- 유지송 · 차승민 · 유용근 · 이창섭(2013), “Management Earnings Forecasts and Cost of Equity Capital: Korean Evidence,” 38(1), 209-243.
- 이창섭 · 최우석 · 배성호(2012), “실제이익조정활동과 감사시간 및 감사보수,” **경영학연구**, 41(4), 757-787.
- 전홍민 · 김현희 · 차승민(2011), “기관투자자가 실물활동을 통한 이익조정에 미치는 영향,” **경영학연구**, 40(2), 383-406.
- 전홍민 · 유용근(2015), “기업의 실제 영업활동 왜곡을 통한 이익조정 해석에 있어서의 투자자와 재무분석가의 상대적 편향의 비교분석,” **회계학연구**, 40(5), 35-71.
- 조은혜 · 문해원 · 최영수(2015), “비교가능성이 기업단위의 추가폭락에 미치는 영향,” **회계학연구**, 40(4), 179-211.
- Bruns, W., and K. Merchant(1990), “The Dangerous Morality of Managing Earnings,” *Management Accounting*, 72(2), 22-25.
- Callen, J. L., and X. Fang(2013), “Institutional Investor Stability and Crash Risk: Monitoring Versus Short-termism?,” *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 3047-3063.
- Callen, J. L., and X. Fang(2015), “Religion and Stock Price Crash Risk,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(1/2), 169-195.
- Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys(2008), “Real and Accrual-based Earnings Management in the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods,” *The Accounting Review*, 83, 757-787.
- Cohen, D. A., and P. Zarowin(2010), “Accrual-based and Real Earnings Management Activities Around Seasoned Equity Offerings,” *Journal of Accounting and Economics*, 50, 2-19.
- Dimson, E.(1979). “Risk measurement when shares are subject to infrequent trading,” *Journal of Financial Economics*, 7(2), 197-226.
- Ewert, R., and Wagenhofer, A.(2005). Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management. *The Accounting Review*, 80(4), 1101-1124.
- Francis, B., Hasan, I., and L. Li(2011), “Firms’ real earnings management and subsequent stock price crash Risk,” *Working Paper*.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal (2005), “The Economic Implications of Corporate Financial Reporting,” *Journal of Accounting and Economics*, 40, 3-73.
- Greene, W. H. (1993). “Econometric Analysis,” New York, NY:Macillan.
- Guidry, F., Leone, A. J., and Rock, S.(1999). “Earnings-Based Bonus Plans and Earnings Management by Business-Unit Managers,” *Journal of Accounting and Economics*, 26(1), 113-142.
- Gunny, K. A.(2010), “The Relation Between Earnings Management Using Real Activities Manipulation and Future Performance: Evidence From Meeting Earnings Benchmarks,” *Contemporary Accounting Research*, 27, 855-888.

- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian (2009), "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk," *Journal of financial Economics*, 94(1), 67-86.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling(1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Kim, B., and C. Sohn(2013), "Real Earnings Management and Cost of Capital," *Journal of Accounting and Public Policy*, 32(6), 518-543.
- Kim, J. B., Y. Li, Y., and L. Zhang(2011), "Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis," *Journal of Financial Economics*, 100(3), 639-662.
- Kim, J. B., and L. Zhang(2015), "Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Evidence," *Contemporary Accounting Research*, 33(1), 412-441.
- Kim, Y., H. Li, and S. Li(2014), "Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk," *Journal of Banking & Finance*, 43, 1-13.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., and Wasley, C. E. (2005), "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki(2009), "Do Managers Withhold Bad News?," *Journal of Accounting Research*, 47(1), 241-276.
- Palmrose, Z.(1986), "Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence," *Journal of Accounting Research*, 24, 97-110.
- Roychowdhury, S.(2006), "Earnings Management Through Real Activities Manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, 42, 335-370.
- Zang, A. Y.(2012), "Evidence on the Trade-Off between Real Activities Manipulation and Accrual-Based Earnings Management," *The Accounting Review*, 87(2), 675-703.

The Effect of Real Earnings Management on Future Stock Price Crash Risk

Sangho Lee* · Chang Seop Rhee** · Jaeyon Chu***

Abstract

This paper examines the effect of real earnings management on firm-specific stock price crash risk. Managers have an incentive to hide firm-specific negative information using earnings management. When the accumulation of the negative information reaches the limit that the managers are willing to hide, the hidden information burst out as a bad news to the public at once leading to a stock price crash.

Prior U.S. studies report that managers tend to use more real earnings management than accrual based earnings management(Bruns and Merchant, 1990; Graham, Harvey, and Rajgopal, 2005; Cohen, Dey, and Lys, 2008). In this circumstance, real earnings management can be a tool of managers to veil firm-specific negative information. We consider that real earnings management increases firm-specific stock price crash risk, and for that reason we attempt to investigate the link between managers' real earnings management activities and subsequent stock price crash risk.

We collect 12,991 firm-year observations listed on Korean market from 2002 to 2014, and we use the measures of real earnings management from Cohen and Zarowin(2010) and the measures of firm-specific stock price crash risk from Callen and Fang(2013 & 2015) to examine the association between managers' real earnings management activities and subsequent stock price crash risk.

From our empirical results, we find that firms have more possibility to experience a subsequent stock crash as their managers' real earnings management activities increases. However the

* Ph.D. Student, Korea University Business School, First Author

** Assistant Professor, School of Business, Sejong University, Corresponding Author

*** Ph.D. Student, Korea University Business School, Co-Author

positive association between real earnings management and stock price crash risk is weakened when firm's information environment level or corporate governance level is high. The result implies that good information environment and corporate governable can help to reduce subsequent stock price crash risk caused by managers' real earnings management activities.

This study will contribute to academic and disclosure-related practitioners by reporting real earnings management makes an influence to firm-specific stock price crash risk in Korean capital market. Additionally, we believe that the empirical results may shed some light on the understanding of the significance of information environment and corporate governance as a tool of monitoring managers' opportunistic activities.

Key words: real earnings management, stock price crash risk, information environment, corporate governance

-
- 저자 이상호는 현재 고려대학교 경영대학 회계학 전공 석·박사통합과정생이다. 고려대학교 경영대학 경영학과를 졸업하였다. 주요 연구분야는 기업가치평가, 실물이익조정, 자본비용 등이다.
 - 저자 이창섭은 현재 세종대학교 경영학과 경영학부 회계학 전공 조교수로 재직 중이다. University of Illinois at Urbana-Champaign 에서 회계학 학사 및 석사학위와 고려대학교 경영대학에서 회계학 전공으로 경영학 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 국제회계 기준, 경영자예측정보, 실물이익조정 등이다.
 - 저자 추재연은 현재 고려대학교 경영대학 회계학 전공 석·박사통합과정생이다. 고려대학교 경영대학 경제학과를 졸업하였다. 주요 연구분야는 경영자예측정보, 기업가치평가, 국제회계기준 등이다.