

## 회계 보수성이 미래 주가폭락위험에 미치는 영향: 재무제표 비교가능성과 정보불균형의 효과를 중심으로

이상호(주저자)  
고려대학교 경영대학 석박통합과정  
(sangholy@gmail.com)  
최승욱(교신저자)  
광운대학교 경영대학 조교수  
(suchoi@kw.ac.kr)

본 연구는 회계 보수성과 차기 주가폭락위험과의 관계를 조사하였다. 또한 재무제표의 비교가능성과 기업의 정보불균형이 회계 보수성과 미래 주가폭락의 관계에 미치는 영향을 분석하였다. 보수적 회계처리는 수익에 비해 비용을 적시에 인식하므로 경영자의 악재 지연공시 경향을 줄일 수 있다. 이는 누적·은닉된 손실이 한꺼번에 공시되어 향후 주가가 폭락하는 사태의 발생가능성이 낮아질 수 있음을 의미한다. 또한 선행연구에 따르면 보수적 회계처리는 대리인 비용을 줄이고, 기업의 투자 의사결정에 도움을 준다. 따라서 투자자들이 기업의 회계 보수성 정도를 인식한다면 해당 기업의 주가가 급락하는 현상이 미연에 방지될 가능성이 있다.

2002년부터 2014년까지의 9,026개의 상장기업-연도 표본을 대상으로, Basu(1997)의 추가-이익모형 기반의 회계 보수성 측정치를 이용하여 분석을 수행한 결과, 보수적 회계처리 정도는 차기 주가폭락위험과 유의한 관련이 없었다. 그러나 추가적으로 Ball and Shivakumar(2005)의 모형을 이용하여 회계 보수성을 측정할 경우에는 보수적 회계처리의 증가가 차기 주가폭락위험을 줄이는 효과가 있었다. 이러한 혼재된 결과는 회계 보수성과 주가폭락위험의 음(-)의 관계가 실증적으로 명확하지 않음을 제시한다. 이는 투자자들이 기업의 보수적 회계처리를 식별하지 못할 가능성과, 회계 보수성의 수요 자체가 낮을 가능성을 시사한다. 따라서 회계 보수성의 식별가능성이 높아지고, 보수적 회계처리의 수요가 높을 가능성이 있는 재무제표 비교가능성과 정보불균형의 효과를 각각 조사하였다. 그 결과, 재무제표 비교가능성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 회계 보수성과 차기 주가폭락위험의 음(-)의 관계가 보다 유의하였다. 이는 재무제표 비교가능성이 높아 상대적으로 재무정보 획득비용이 적고 재무제표에 대한 접근이 용이한 기업의 투자자들이 해당 기업의 회계 보수성을 식별하여 투자자사결정에 반영할 가능성이 높다는 것을 시사한다. 또한 산업집중도와 감사인의 산업전문성으로 대응한 정보불균형이 높은 표본에서 이러한 결과들이 유도되는 것으로 나타났다. 추가적으로 주가폭락위험의 다른 대응치를 이용한 결과에서도 본 연구의 결과는 유지되었다.

주제어: 회계 보수성, 주가폭락위험, 재무제표 비교가능성, 정보불균형, 산업집중도, 산업전문감사인

### 1. 서론

본 연구에서는 회계 보수성과 차기 주가폭락위험과의 관계를 조사한다. 또한 재무제표의 비교가능성과 기업의 정보불균형이 회계 보수성과 미래 주가폭

락의 관계에 미치는 영향을 분석한다.

보수적 회계처리는 경영자로 하여금 손실을 적시에 인식하여 건전한 재무제표를 제시하도록 유도한다. 선행연구는 이와 같은 회계 보수성의 순기능을 근거로 회계 보수주의를 회계정보품질의 대응치로 이용하였다. 이러한 회계 보수주의는 주로 채권자의

기업 감시를 위한 메커니즘으로 인식되어 왔으나 최근의 몇몇 연구는 주식시장의 투자자들 역시 보수적 회계처리에 대한 수요가 있음을 제시하였다. 예를 들어 Francis et al.(2013)과 Balakrishnan et al.(2016)은 금융위기 기간에 회계 보수성의 정도가 높은 기업들이 상대적으로 주가하락을 덜 경험하였다고 주장한다. 즉, 보수적 회계가 투자자와 기업 사이의 정보불균형에서 발생하는 정보위험을 줄여 주주들의 의사결정에 도움을 준다는 것이다.

본 연구는 위와 관련한 선행연구를 확장하여 보수적 회계처리가 미래 주가폭락위험을 줄이는 효과가 있는지 조사한다. 이와 같은 효과를 예상하는 근거는 다음과 같다. 우선, 보수적 회계처리는 비용은 즉시 인식하는 반면, 수익은 최대한 엄격한 잣대를 적용하여 인식함을 의미하며(Basu 1997), 만약 이러한 보수적 회계처리가 경영자의 악재 지연공시 경향을 줄인다면, 누적·은닉된 손실이 한꺼번에 공시되어 향후 주가가 폭락하는 사태가 방지될 것이다. 즉, 손실을 야기하는 경제적 사건을 즉시 회계처리를 통해 재무제표에 반영한다면, 손실이 누적되어 한 번에 공시되는 위험이 줄어들고, 따라서 축적된 손실이 주가폭락으로 이어질 가능성이 감소한다. 또한 회계처리가 보수적인 기업은 전반적인 의사결정이 투자자의 요구 수준에 부합하기 때문에 투자자들이 대량으로 주식을 매도하여 주가가 폭락할 가능성이 줄어든다. 예를 들어, 선행연구는 회계 보수성이 채권자(Zhang 2008)와 주주(Francis et al. 2013; Balakrishnan et al. 2016)가 기업의 재무상태를 호의적으로 판단하는 근거를 제공하고, 채권자와 주주 사이의 갈등 또한 해소한다고 본다(Ahmed et al. 2002). 또한 보수적 회계처리는 기업의 여러 의사결정에 도움이 된다. Lara et al.(2016)은 회계 보수성이 투자결정에 도움을 준다고 주장한다. 투자

의 실패가 해당 기업 주가의 하락으로 이어짐은 자명하며 따라서 적절한 투자이사결정은 주가 보호에 도움이 된다. 이는 보수적 회계처리와 주가폭락위험의 음(-)의 관계를 예상하게 한다. 따라서 본 연구의 첫 번째 가설에서는 보수적 회계처리의 증가가 기업의 주가폭락위험을 줄일 가능성을 검증한다.

또한 본 연구는 회계 보수성과 차기 주가폭락위험의 관계를 보다 확장하여 기업의 재무제표 비교가능성이나 정보불균형이 둘 간의 관계에 유의한 영향을 미치는지 조사한다. 선행연구에 의해 회계 보수성과 차기 주가폭락위험 간 음(-)의 관계가 예상되더라도 실증결과가 뒷받침될지는 명확하지 않다. 이는 투자자들이 기업의 보수적 회계처리를 식별하지 못할 가능성이 있기 때문이다(Sloan 1996; Penman and Zhang 2002). 이익에 고착화 되어 있는 투자자들이 보수적 회계처리에 따른 건전한 회계이익을 오히려 낮은 경영성과로 인식하게 된다면 회계 보수성과 미래 주가폭락이 전술한 예측과는 반대 방향으로 유의할 가능성도 있다. 또한 보수적 회계처리에도 경영자의 재량이 존재하기 때문에(Lawrence et al. 2013; Roychowdhury and Martin 2013) 경영자는 상황에 따라 회계 보수성의 수준을 조정할 가능성도 있다. 이에 본 연구는 (i) 투자자들이 보수적 회계처리를 식별할 가능성이 높아지는 경우와 (ii) 보수적 회계처리에 대한 투자자의 수요가 증가할 상황을 가정한다. 재무제표 비교가능성의 증가와 정보불균형이 각각에 해당한다. 즉, 두 번째 가설에서는 재무제표 비교가능성 증가가 회계 보수성과 차기 주가폭락의 음(-)의 관계를 강화할 것으로 예상하며, 세 번째 가설에서는 이러한 관계가 정보불균형이 심한 표본에서 보다 유의할 것으로 본다.

가설의 검증을 위해 2002년부터 2014년까지의 9,026개의 상장기업-연도 표본을 이용하였다. 주가

폭락위험은 선행연구와 같이 주별 수익률에서 시장 및 산업의 2주 전후 주별 가치가중 수익률을 통제한 잔차수익률을 토대로 측정하였다(Chen et al. 2001, Hutton et al. 2009, Callen and Fang 2015 등). 회계 보수성 측정치는 Basu(1997)의 추가-이익모형을 기반으로 하는 백원선·이수로(2004), Francis et al.(2004)의 방법을 원용하여 기업-연도별 10년 이동회귀분석을 통해 측정하였다. 재무제표의 비교가능성 측정치는 De Franco et al.(2011)의 방법을 원용하여 측정하였다. 마지막으로 정보의 불균형에 대한 대응치는 산업집중도(Kim et al. 2016)와 산업전문감사인(Krishnan 2003; Balsam et al. 2003)을 이용하였다.

조사결과는 다음과 같다. 우선, Basu(1997) 모형을 이용하여 측정한 결과 회계 보수성과 차기 주가폭락위험의 관계는 유의하지 않았다. 반면, 추가적으로 Ball and Shivakumar (2005, 2006)의 모형을 이용하여 회계 보수성을 측정한 경우에는 보수적 회계처리의 증가가 차기 주가폭락위험을 줄이는 효과가 있었다. 이러한 혼재된 결과는 회계 보수성과 미래 주가폭락위험의 음(-)의 관계가 실증적으로 명확하지 않음을 제시한다. 따라서 둘 간의 관계에 영향을 미칠 수 있는 재무제표 비교가능성과 정보불균형의 효과를 조사하였다. 그 결과, 재무제표 비교가능성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 회계 보수성과 차기 주가폭락위험의 음(-)의 관계가 보다 유의하였다. 이는 재무제표 비교가능성이 높아 상대적으로 재무정보 획득비용이 낮고 재무제표에 대한 접근이 용이한 기업의 투자자들이 해당 기업의 회계 보수성을 식별하여 투자사결정에 반영할 가능성이 높다는 것을 시사한다. 또한 산업집중도가 높아 전문정보의 노출을 꺼려하는 표본 및 감사인의 산업전문성이 낮은 표본 즉, 정보불균형이 높은 표본에서

이러한 결과가 유도되는 것으로 나타났다. 추가적으로 주가폭락위험의 다른 대응치를 이용한 결과에서도 본 연구의 결과는 유지되었다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 첫째, 회계 보수성과 주가폭락위험 간의 혼재된 관련성은 둘 간의 음(-)의 관계를 보인 해외 선행연구(Kim et al. 2016)가 국내 기업들을 이용한 연구에서 그대로 적용되지는 않음을 보인다. 이는 주식시장의 차이 혹은 회계 보수성 정도 자체의 차이 등 다양한 차이에서 비롯될 것이다. 두 번째로, 그럼에도 불구하고 투자자들이 회계 보수성을 식별할 가능성이 높거나 정보불균형 심화로 회계 보수성에 대한 수요가 높은 상황에서는 보수적 회계처리로 인해 주가의 폭락위험이 방지됨을 보였다. 셋째, 재무제표의 비교가능성은 그 중요성에도 불구하고 연구 결과가 아직까지 많이 축적되지 못하였다. 이는 비교가능성이 비교적 최근에 측정되기 시작하였기 때문이다. 재무제표 비교가능성이 회계 보수성의 효과에 영향을 줄 수 있다는 본 연구의 결과는 관련 선행연구에 여러 시사점을 제시한다. 마지막으로, 회계 보수성에 대한 연구가 대체로 채권자의 측면에서 많이 이루어졌다는 점에서 주가를 이용한 본 연구의 결과는 이를 주식시장으로 확장하고 있다. 즉, 주식시장의 투자자들과 관련 정책입안자들 및 주식시장의 감시기관에 회계 보수성의 효과를 제시하고 있다.

본 연구의 이어지는 순서는 다음과 같다. 제 II장에서는 선행연구를 소개하고 가설을 설정한다. 제 III장에서는 각 측정치를 제시하고 연구모형을 설계하며 연구의 표본을 기술한다. 제 IV장은 실증분석의 결과를 제시하며, 마지막으로 제 V장에서는 결론으로 연구를 맺는다.

## II. 선행연구 및 가설 설정

### 2.1 주가폭락위험에 관한 연구

선행연구들은 주식수익률이 비대칭적인 분포를 띠는 현상에 대하여 다양한 이론적 견해를 제시하여왔다(Hong and Stein 1999). Chen et al.(2001)은 개별기업의 주식수익률 및 수익률변동성의 비대칭 정도를 측정하는 모형을 제시한 후 횡단면적 실증 분석을 통해 주식수익률의 비대칭성이 거래량의 증가, 과거의 수익률, 기업 규모 등과 유의한 양(+의 상관관계가 있음을 확인하였다. 이러한 결과와 함께 동 연구는 경영자가 긍정적인 정보는 적시에 공시하고, 부정적인 정보는 숨기는 행위가 주식수익률의 비대칭성에 어떠한 영향을 미치는지 살펴볼 필요가 있음을 향후 연구과제로 제시하였다.

이후 다수의 국외연구를 통해 이러한 경영자의 악재 축적 행위(bad news hoarding)가 미래의 주가폭락위험을 야기하는 것으로 파악되었다. 재무보고가 불투명할수록 국가 수준(Jin and Myers 2006) 및 기업 수준(Hutton et al. 2009)의 주가폭락위험이 큰 것으로 나타났다. Hutton et al.(2009)이 재무보고의 불투명성을 과거 3년간 재량적 발생액의 합산으로 측정하여 경영자의 악재 축적 행위를 일종의 이익조정 관점에서 파악하였다면, Li et al.(2011)은 실물이익조정 관점에서 경영자의 악재 축적 행위가 일어날 가능성을 살펴보았다. 실증결과 미래 주가폭락위험은 재량적 발생액을 이용한 이익조정뿐만 아니라 실물이익조정과도 양(+의 관계를 보였다.<sup>1)</sup> 한편, Kim et al.(2011)은 주가폭락위험이 기업의

조세회피 수준과도 양(+의 상관관계가 있음을 보고하였으며, 이러한 결과는 경영자가 일종의 지대추구(rent extraction) 행위로서 조세회피를 통해 기업의 부정적인 정보를 숨기기 때문에 나타난 것이라 설명하였다.

한편, 기업의 사회적 책임(corporate social responsibility) 수준과 기업지배구조의 강건한 정도는 미래 주가폭락위험과 음(-)의 관계인 것으로 보고되었다(Callen and Fang 2013). 이는 기업 윤리가 높은 기업의 재무제표 투명성이 높고, 기업 지배구조가 강건할수록 경영자의 기회주의적인 행동을 잘 감시하는 역할을 수행하여 주가폭락위험이 감소하는 것으로 풀이된다. Kim et al.(2016)은 미국시장을 대상으로 보수적 회계처리 수준과 주가폭락위험과의 상관관계를 분석하였는데, 기업의 보수적 회계처리 수준이 높을수록 부정적인 정보의 공시가 적시에 이루어져 주가폭락위험이 줄어드는 것으로 나타났다.

대부분의 주가폭락 관련 연구가 미국시장을 대상으로 이루어졌으나 Xu et al.(2013)은 중국시장을 대상으로 재무분석가 수가 많을수록 미래 주가폭락위험이 증가한다는 결과를 제시하였다. 동 연구는 신흥시장의 재무분석가들이 기업고유의 정보에 비해 시장전반(market-wide)에 관련된 정보를 더 많이 제공하는 경향이 있기 때문에(Chan and Hameed 2006), 중국시장의 경우 재무분석가 수가 낙관적인 편향을 증폭시켜 미래 주가폭락을 야기할 수 있다고 해석하였다. 이와 같은 Xu et al.(2013)의 결과는 미국시장뿐만 아니라 한국 주식시장을 포함하여 자본시장의 특성이 서로 다른 다양한 나라에서 주가폭락위험 관련 연구를 수행해볼 필요성을 제기한다.

1) 국내 자본시장을 대상으로 한 이상호 외(2017) 연구는 국내 기업들 역시 실물이익조정과 미래 주가폭락위험 간 유의한 양(+의 관계가 있음을 보고하였고, 이러한 폭락위험은 기업의 정보환경이 우수하고 기업지배구조가 강건할수록 완화되는 것으로 나타났다.

국내의 경우 조은혜 외(2015)은 회계정보의 비교가능성이 높은 경우 주가폭락의 위험이 낮아진다는 실증결과를 보고하였고, 강나라 외(2015)은 이익공시의 적시성이 높을수록 주가폭락위험이 낮다는 실증결과를 제시함으로써, 재무제표의 비교가능성, 적시성과 관련한 경영자의 공시 의도 등이 한국 주식시장의 주가폭락위험에 유의한 영향요인이 될 수 있음을 밝힌 바 있다. 보수주의는 이러한 적시성과 밀접한 관련이 있음에도 불구하고 보수적 회계처리가 주가폭락위험에 미치는 영향에 대하여는 아직까지 국내에서 관련 연구가 이루어지지 않았다. 더불어 보수적 회계처리와 재무제표 간 비교가능성이 주가폭락위험에 미치는 영향에 대해서는 국내외 모두 관련 연구가 미흡한 상황이므로 다음 2.2절의 가설을 통하여 이를 검증하고자 한다.

## 2.2 가설 설정

본 연구는 선행연구를 기반으로 보수적 회계처리가 주가폭락의 위험을 줄이는 효과가 있다고 보며, 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 경영자는 기업의 내부, 외부 관계자 어느 누구보다도 기업에 관한 사적정보를 많이 가지고 있다. 이로 인해 발생하는 정보불균형을 해소하기 위해서는 사적정보를 모두 공시해야 하나 여러 가지 이유에서 비공시가 균형점이 되기도 한다. 예를 들어 경쟁기업과의 관계에서 우위를 점하기 위해 전유정보를 공시하지 않으려는 유

인이 있으며(Verrecchia 2001), 본 연구와 더 밀접한 측면에서 보면, 경영자는 악재에 대해서는 공시를 최대한 미루는 성향이 있다(Kothari et al. 2009).<sup>2)</sup> 보수적 회계처리는 비용은 즉시 인식하는 반면, 수익은 최대한 엄격한 잣대를 적용하여 인식함을 의미하며(Basu 1997), 만약 보수적 회계처리가 이러한 경영자의 악재 지연공시 성향을 줄인다면, 누적된 손실이 한꺼번에 공시되어 주가가 폭락하는 사태가 방지될 것이다. 즉, 손실을 야기하는 경제적 사건을 즉시 회계처리를 통해 재무제표에 반영하면, 손실이 누적되어 악재가 급작스럽게 공시되는 위험이 줄어들고, 따라서 축적된 손실이 주가폭락으로 이어질 가능성이 감소한다.

두 번째로, 회계처리가 보수적인 기업은 전반적인 의사결정이 투자자의 요구 수준에 부합하기 때문에 투자자들이 대량으로 주식을 매도하여 주가가 폭락할 가능성이 감소한다. 예를 들어, 기업의 투자실패는 주가하락을 야기한다.<sup>3)</sup> Lara et al.(2016)은 보수적으로 회계처리 할수록 과소투자 혹은 과대투자 할 가능성이 있는 기업의 투자가 각각 증가, 감소한다고 주장하였다. 즉, 회계 보수주의가 기업 투자의 효율성을 높인다는 것이다.<sup>4)</sup> 이와 같이 보수적인 회계처리가 투자의 비효율성의 감소와 관련이 있다면, 투자실패로 인해 기업의 투자가 하락하는 경향이 감소할 수 있다. 또한 회계 보수성은 채권자(Zhang 2008)와 주주(Francis et al. 2013; Balakrishnan et al. 2016)가 기업의 재무상태를

2) 이는 근본적으로 경영자의 보상과 경력에 대한 우려 때문일 것이다(Kothari et al. 2009). Graham et al.(2005)은 경영자가 기업이 지속적으로 성장해 이익이 발생한다면 악재를 영원히 공시하지 않아도 될 것으로 착각하는 경향이 있음을 밝히고 있다.

3) 기업의 가치를 나타내는 주가는 투자의사결정으로 인해 발생하는 미래 기대현금흐름의 현재가치이기 때문에, 투자의 성과와 주가는 필연적으로 관련이 있다.

4) 이들의 연구에서는 자본계약으로 인해 과소투자가 진행되는 기업의 회계처리가 보수적이라면 외부투자자들로부터 자본을 조달받기 용이하기 때문에 과소투자가 개선되는 것으로 보았다. 또한 음(-)의 투자안에 투자하려는 과대투자 기업의 회계처리가 보수적이라면 손실 가능성을 사전에 파악해 손실을 볼 투자를 기피하도록 유도한다고 주장하고 있다.

호의적으로 판단하는 근거가 되며 채권자와 주주 사이의 갈등을 해소하기도 한다(Ahmed et al. 2002). 선행연구는 보수적 회계처리가 주로 채권자의 요구에 의해 이루어진다고 보았으나, 최근 연구들은 이를 주식시장으로 확장하고 있다. 예를 들어 Francis et al.(2013)과 Balakrishnan et al.(2016)은 금융위기 기간에 회계 보수성의 정도가 높은 기업들이 상대적으로 추가하락을 덜 경험하였다고 주장한다. 즉, 보수적 회계가 투자자와 기업 사이의 정보불균형에서 발생하는 정보위험을 줄여 주주들의 의사결정에 도움을 준다는 것이다. 이상의 연구들을 종합하면 회계 보수성의 증가와 미래 추가폭락위험 간음(-)의 관련성을 예측할 수 있다.

가설 1: 보수적 회계처리는 차기 추가폭락위험의 감소와 관련이 있다.

사전적으로 회계 보수주의의 긍정적 효과를 주장하는 선행연구에 따라 회계 보수성과 추가폭락의 음(-)의 관계가 이론적으로 뒷받침되더라도 이러한 가설 1이 실증적으로 유의할지는 명확치 않다. 이는 다음과 같은 이유에서이다.

우선, 가장 중요하게는 투자자들이 기업의 보수적 회계처리를 식별하지 못할 가능성이 있다(Sloan 1996; Penman and Zhang 2002). 이익에 고착화 되어 있는 투자자들이 보수적 회계처리에 따른 건전한 회계이익을 오히려 낮은 경영성과로 인식하게 된다면 회계 보수성과 추가폭락이 전술한 예측과는 반대 방향으로 유의할 가능성도 없지 않다.

두 번째로, 보수적 회계처리가 오랜 실무적 관행으로 인식되어 있지만, 실제로 소송위험을 줄이기 위해 악재를 공시한다는 조사 외에 회계 보수주의를 기업의 관행으로 주장할 만한 실증결과가 뒷받침되지는 않고 있다(Kothari et al. 2009). 특히 국내 기업들의 보수적 회계처리 효과를 조사한 선행연구는 다소 혼재된 결과를 보고하거나 혹은 유의한 결과를 발견하지 못하였다. 국내기업의 보수적 회계처리에 대해 기간별 조사를 한 연구들을 요약하면 금융위기 이전에 비해 그 이후 회계보수성이 높아졌으나(박종찬 2005)<sup>5)</sup>, 2011년 국제회계기준 도입 이후에는 오히려 감소하였다(윤정분 · 김성환 2013; 여은정 2015). 이는 국내 기업들의 보수적 회계처리 정도가 일관되지는 않음을 의미한다.

셋째, 보수적 회계처리에도 경영자의 재량이 포함되어 있다. 아직까지 그 개념이 완전히 정립되지는 않았으나 최근 몇몇 연구들은 보수적 회계처리에도 발생액과 같이 재량적인 측면이 존재한다고 주장한다(Lawrence et al. 2013; Roychowdhury and Martin 2013). 만약 회계 보수성도 기업의 여러 특성 혹은 경영자의 성향에 영향을 받아 재량적인 측면이 존재한다면 모든 기업에서 유사한 정도로 회계 보수성이 나타난다고 볼 수는 없다. 본 연구와 관련해서는, 보수적 회계처리와 추가폭락의 관계에 있어 보다 더 보수적이거나 덜 보수적인 회계처리를 할 가능성이 있는 기업특성으로 인해 가설 1의 결과가 영향 받을 수 있을 것이다.

마지막으로, 회계 보수주의와 기업의 투자 관련 선행연구로 Ma(2010)는 전술한 Lara et al.(2016)

5) 분석기간별로 요약하면, 1997년 금융위기 전후로 기간을 구분하여 조사한 연구로 박종찬(2005)은 금융위기 이전에 비해 이후에 회계 보수주의의 정도가 높아졌으나, 연도별 횡단면분석을 살펴보면 보수주의의 대응치로 사용한 이익의 적시성이 5% 이상의 수준에서 유의한 연도가 1992-1996년에는 1개, 1999-2003년에는 2개에 불과하였다. 이는 국내기업들이 전반적으로 회계 보수주의 관행을 엄격하게 재무제표에 반영하지는 않음을 의미한다.

와는 다소 상반된 연구결과를 보이고 있다. 동 연구는 보수적 회계처리로 인해 경영자의 투자활동이 위축되어 전반적으로 과소투자가 이루어지고 있음을 주장한다. 만약 회계 보수주의가 기업의 적정 투자 의사결정에 악영향을 미친다면, 실제 경영성과를 악화시켜 향후 주가를 하락시킬 가능성이 있다.

이상의 선행연구를 종합하면, 가설1에 영향을 미칠 가능성이 있는 횡단면 분석이 별도로 요구된다. 첫 번째로, 투자자들이 경영자의 보수적 회계처리를 투자 의사결정에 반영할 수 있어야 한다. 선행연구는 비교가능한 재무제표가 투자자의 기업 감시비용 및 재무제표 분석비용을 줄여 투자에 도움을 주는 것으로 보고하고 있다(De Franco et al. 2011; Kim et al. 2016; 조은혜 외 2015). 동종 산업에 속한 타 기업과의 비교가능성이 높은 기업의 투자자들은 재무제표 상 보수적 회계처리에 대한 식별가능성이 높을 것으로 기대된다. 따라서 적시에 인식된 손실을 주가에 즉시 반영하므로 향후 예상치 못한 손실이 누적되어 주가가 급락할 가능성이 줄어들 것이다. 이에 다음과 같은 두 번째 가설을 설정한다.

가설 2: 재무제표 비교가능성의 증가는 회계 보수주의와 차기 주가폭락위험의 관계에 영향을 미친다.

또한 보수적 회계처리는 기업의 정보비대칭이 심한 경우 더욱 강화될 것이다(LaFond and Watts 2008). 이는 기업 내부의 경영자와 외부의 투자자 사이의 정보불균형이 심할 때 투자자들의 보수적 회계처리에 대한 요구가 더욱 강해질 것이기 때문이다. 따라서 본 연구는 정보불균형이 심화됨에 따라 투자자들의 회계보수성에 대한 수요가 높아지며, 회계보수성과 주가폭락의 관계가 정보불균형 정도에

영향을 받는 것으로 본다. 정보불균형에 대한 대응치로는 다음의 두 가지를 사용한다. 우선, Kim et al.(2016)의 연구에서는 산업내 경쟁이 심할수록 대리인 문제를 완화해 투자자의 정보불균형이 감소하는 것으로 본다. 이는 바깥 말해 경쟁정도가 낮을수록 (즉, 집중도가 높을수록) 정보불균형이 증가하는 것을 의미한다. 두 번째로, 선행연구는 감사인의 산업전문성이 재무제표 품질에 영향을 미치는 것으로 본다(Krishnan 2003; Balsam et al. 2003). 감사인의 산업전문성이 높을수록 고품질의 감사서비스를 제공하여 해당 피감사기업의 회계정보품질이 높아질 것이다. 반면, 비전문감사인으로부터 감사 받는 피감사기업은 상대적으로 투자자가 인지하는 정보불균형이 심화될 가능성이 있다. 따라서 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3: 재무제표 비교가능성이 회계 보수주의와 차기 주가폭락위험의 관계에 미치는 영향은 정보불균형이 증가(산업 집중도가 높거나 혹은 고품질 외부감사인을 선임하지 않은 경우)할수록 커진다.

### III. 모형설계 및 표본

#### 3.1 연구모형의 설계

##### 3.1.1 주가폭락위험의 측정

본 연구는 선행연구(Chen et al. 2001, Hutton et al. 2009, Callen and Fang 2015 등)에서 이용한 주가폭락위험 측정 방법을 토대로 국내 상장

기업의 주가폭락위험을 측정하였다. 우선, 다음 식 (1)과 같이 기업 *i*의 주별 주식수익률(weekly raw return)에서 시장 및 산업의 2주 전후 주별 가치가 중 수익률을 통제한 잔차수익률을 토대로 기업고유의 주별 주식수익률(*W*)을 측정한다.<sup>6)</sup>

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

여기서,

- W* = 기업고유의 주별 주식수익률,  $\text{Log}(1 + \epsilon_{i,t})$
- r<sub>m,t</sub>* = 시장의 *t*주 수익률, 유가증권 및 코스닥 지수
- r<sub>k,t</sub>* = 산업의 *t*주 수익률, 산업별 가치가중수익률(중분류 · 기초 시가총액기준)

그 다음, 위 식에서 추정한 기업고유의 주별 주식수익률(*W*)을 이용하여 Callen and Fang(2013, 2015) 등에서 제시한 주가폭락위험 측정치인 *fNCSKEW*, *fDUVOL*을 각각 구하였다. *fNCSKEW*는 기업고유의 주별 주식수익률(*W*)의 왜도(Skewness) 측정치에 (-)를 곱한 값으로,<sup>7)</sup> 기업 *i*의 *t+1*기 동안 주별 주식수익률이 하방으로 치우쳐진 정도를 의미한다. 아래 식(2)는 기업 *i*의 *t*기 주가폭락위험인 *NCSKEW*을 나타내며, *n*은 기업의 주간수익률의 관측치 수이다.

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

*fDUVOL*은 기업고유 주별 주식수익률(*W*)의 상승변동성 대비 하락변동성의 자연로그 값으로 기업 *i*의 *t+1*기 동안 주별 주식수익률 변동성의 비대칭 정도를 의미한다. 아래 식(3)은 기업 *i*의 *t*기 주가폭락위험인 *DUVOL*을 나타내며, *n<sub>u</sub>*와 *n<sub>d</sub>*는 각각 기업의 주간수익률의 평균수익률 대비 상승일수와 하락일수를 의미한다.

$$DUVOL_{i,t} = \text{LOG} \left\{ \frac{(n_u - 1) \sum_{Down} W_{i,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{Up} W_{i,t}^2} \right\} \dots \text{식(3)}$$

수익률의 비대칭성을 측정하기 위한 *fNCSKEW*에는 기업고유 수익률(*W*)의 3제곱 값이 들어가므로 일부 극단적인 수익률이 주가폭락위험을 과대 또는 과소평가할 가능성이 있다. 반면, *fDUVOL*에는 수익률의 3제곱 값이 포함되지 않고 상승변동성과 하락변동성을 동등하게 비교하기 때문에 소수의 극단적인 수익률이 주가폭락위험을 과대 또는 과소평가할 가능성이 줄어든다(Chen et al. 2001). 따라서 본 연구에서는 두 가지 측정치 모두를 분석에 활용하였다.

### 3.1.2 보수주의 측정

본 연구에서는 보수적 회계처리 정도를 측정하기 위해 아래 식(4)와 같이 순이익 대 주식수익률 관계의 회귀모형을 추정하였다(Basu 1997, Pope and Walker 1999, Givoly and Hayn 2000).

6) 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).  
7) 주가폭락위험이 클수록 해당 측정치가 큰 값을 갖도록 (-)를 곱하였다.

$$EARN_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}NEG_{i,t} + \beta_{2,i}RET_{i,t} + \beta_{3,i}NEG_{i,t} \cdot RET_{i,t} + \epsilon_{i,t} \dots \dots \text{식(4)}$$

여기서,

$EARN_{i,t}$  = 기업  $i$ 의  $t$ 기 순이익을 기초시가총액으로 나눈 값

$RET_{i,t}$  = 기업  $i$ 의  $t$ 년도 1월초부터  $t+1$ 년도 3월말 까지 15개월 주식수익률

$NEG_{i,t}$  =  $RET_{i,t}$ 가 음이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수

Basu(1997)를 비롯한 다수의 연구에서는 위 식(4)에서 음(-)의 주식수익률에 대한 증분적인 반응 계수인  $\beta_3$ 을 통해 기업의 회계처리가 호재(good news) 비해 악재(bad news)에 얼마나 더 보수적인지를 파악하였다.  $\beta_3$ 에서 양(+)  
의 값이 강하게 나타날수록 호재에 비해 악재가 회계이익에 더 즉각적으로 반영된다고 볼 수 있다. 본 연구는 백원선·이수로(2004), Francis et al.(2004)의 방법을 원용하여 기업-연도별 10년 이동회귀분석(rolling-regression)을 수행하여 기업수준의 보수적인 회계처리 정도를 나타내는  $\beta_3$ 을 측정하였다.

### 3.1.3 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 보수적 회계처리가 차기 주가폭락위험의 감소와 관련이 있는지를 검증하는 데 있다. 이에 주가폭락위험( $CRASH_{i,t+1}$ )의 측정치로 3.1.1에서 정의한  $fNCSKEW$ ,  $fDUVOL$ 을 종속변수로 설정하고, 보수적 회계처리 정도의 측정치로 3.1.2에서 정의한  $Conservatism$ 을 주요 관심변수로 활용한다. 통제변수로는 Chen et al.(2001)이 기업 규모, 과거 주식수익률 및 거래량 변동 등을 주가폭

락위험의 유의한 영향요인으로 밝힌 이후 주가폭락위험과 관련한 다수의 선행연구에서 일관되게 고려하고 있는 기업의 규모 및 재무상태 관련 변수( $SIZE$ ,  $BM$ ,  $LEV$ ), 주식수익률·거래량 특성관련 변수( $RETstd$ ,  $meanRET$ ,  $dTurnover$ ,  $BETA$ )를 모형에 고려하였다. 또한 회계투명성, 감사품질 등이 주가폭락위험에 영향을 미친다는 국내외 선행연구를 참조, 재무보고품질 관련 변수( $BIG4$ ,  $Opaque$ )를 추가로 통제하였다(Hutton et al. 2009, 조은혜 외 2015).

이를 토대로, 본 연구의 첫 번째 가설, 보수적 회계처리가 차기의 주가폭락위험의 감소와 관련이 있는지를 검증하기 위하여 아래 식(5)을 설정하였다.

[가설1 모형]

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 NCSKEW_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 RETstd_{i,t} + \beta_7 meanRET + \beta_8 BETA_{i,t} + \beta_9 dTurnover_{i,t} + \beta_{10} BIG4_{i,t} + \beta_{11} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t} \dots \dots \text{식(5)}$$

여기서,

**종속변수( $fCRASH_{i,t}$ )**

$fNCSKEW_{i,t}$  = 기업  $i$ 의  $t+1$ 기의 수익률의 비대칭정도로서, 주별 기업고유 수익률의 왜도측정치에 (-)를 곱한 값;

$fDUVOL_{i,t}$  = 기업  $i$ 의  $t+1$ 기의 수익률 변동성의 비대칭정도로서, 주별 기업고유 수익률의 상승변동성 대비 하락변동성의 자연로그 값.

**보수주의 측정치**

$Conservatism_{i,t}$  = Basu(1997)의 순이익 대 주식수익률 모형 보수주의 측정치.

**통계변수**

$NCSKEW_{i,t}$	= 기업 $i$ 의 $t$ 기 주가폭락위험 측정치;
$SIZE_{i,t}$	= 시가총액의 자연로그 값;
$BM_{i,t}$	= 장부가 대비 시가비율의 자연로그 값;
$LEV_{i,t}$	= 자산대비 부채비율;
$RETstd_{i,t}$	= 주별 주식수익률의 표준편차;
$meanRET_{i,t}$	= 주별 평균수익률;
$BETA_{i,t}$	= 과거 60개월 시장모형 베타값;
$dTurnover_{i,t}$	= 전기대비 월별 거래회전율 증가분;
$BIG4_{i,t}$	= Big4 감사법인일 경우 1, 아니면 0인 더미변수;
$Opaque_{i,t}$	= 수정존스모형에 따른 과거 3년 재무적 발생액 절댓값의 합산;
$\Sigma YD$	= 연도별 더미변수;
$\Sigma ID$	= 산업별 더미변수.

가설1과 같이 기업의 보수적인 회계처리 수준이 높을수록 차기 주가폭락위험을 낮춘다면 위 식(5)에서  $\beta_1$ 은 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다. 한편, Chen et al.(2001)에 따르면, 기업의 규모가 클수록, 과거 주식수익률 상승 및 거래량 증가가 클수록 미래 수익률이 하방으로 비대칭적인 분포를 보이므로 기업규모( $SIZE_{i,t}$ ), 평균수익률( $meanRET_{i,t}$ ), 거래회전율 증가분( $dTurnover_{i,t}$ )과 차기 주가폭락위험 간에는 양(+)의 관계가 예상된다(Chen et al. 2001; Callen and Fang 2015; 강나라 외 2015). 부채비율( $LEV_{i,t}$ ) 또한 차기 주가폭락위험과 양(+)의 관계가 예상되며, 성장성이 높을수록 향후 주가폭락 가능성이 높을 것으로 예상되는 바, 성장성의 역수( $BM_{i,t}$ )는 차기 주가폭락위험과 음(-)의 관계가 있을 것으로 기대된다. 시장모형 베타( $BETA_{i,t}$ )는 기업의 주식수익률과 시장수익률 간 선형적인 동조 정도를 의미하므로 기업고유 수익률

분포의 비대칭성을 나타내는 차기 주가폭락위험과는 음(-)의 관계가 예상된다. 수익률 변동성( $RETstd_{i,t}$ )은 당해연도 주별 주식수익률의 표준편차로 주식수익률의 상승과 하락을 따로 구분하지 않은 전반적인 변동성을 의미한다. 따라서 수익률 분포의 비대칭 정도를 나타내는 차기 주가폭락위험과는 그 방향을 명확하게 예측하기 어렵다. 고품질 감사 및 회계정보의 투명성은 재무보고품질을 높이므로 BIG4 감사인 여부( $BIG4_{i,t}$ )는 차기 주가폭락위험과 음(-)의 관계가, 회계불투명성 대응치인 과거 3년 재무적 발생액 절댓값의 합산( $Opaque_{i,t}$ )은 차기 주가폭락위험과 양(+)의 관계가 예상된다(Hutton et al. 2009; 조은혜 외 2015).

본 연구의 두 번째 가설, 비교가능성의 증가가 회계 보수주의와 차기 주가폭락위험의 관계에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하기 위하여 아래 식(6)를 설정하였다.

[가설2 모형]

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIG4_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{식(6)}$$

여기서,

$Comp10_{i,t}$  = 기업  $i$ 의  $t$ 기 산업 내 비교가능성 측정치의 상위 10개 평균값;

$CompIND_{i,t}$  = 기업  $i$ 의  $t$ 기 산업 내 비교가능성 측정치의 평균값;

기타의 변수정의는 식(5)를 참고.

본 연구에서는 De Franco et al.(2011)의 방법을 원용하여 재무제표의 비교가능성을 측정하였다.  $Comp10_{i,t}$ 는 산업 내 기업  $i$ 와 동일한 경제적 사건에 대한 이익 인식이 비슷한 순으로 상위 10개 기업의 비교가능성 측정치를 평균한 값을 의미하고,  $CompIND_{i,t}$ 는 산업 내 기업  $i$ 와 비교가능한 기업 모두를 대상으로 동일한 경제적 사건에 대한 이익 인식이 비슷한 정도를 평균한 값을 의미한다. 가설2에서 기업의 비교가능성이 높을수록 보수적인 회계처리가 차기 주가폭락위험을 감소시키는 정도가 커진다면, 위 식(6)에서  $\beta_3$ 은 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다.

본 연구의 세 번째 가설에서는 정보불균형의 증가가 회계 보수주의와 차기 주가폭락위험의 관계에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본다. 이를 검증하기 위한 모형은 위 식(6)과 동일하며, 정보불균형 정도의 대용치로 감사인의 산업전문성 및 산업집중도 측정치를 이용하여 산업-연도별 중위수를 기준으로 소표본(sub-sample)을 구분하였다.

[가설3 모형]

- 정보불균형이 높은 표본(Higher HHI, Lower Auditor Expertise)

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + Controls + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t} \dots\dots\dots \text{식(7)}$$

- 정보불균형이 낮은 표본(Lower HHI, Higher Auditor Expertise)

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + Controls + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t} \dots\dots\dots \text{식(8)}$$

여기서,

HHI = 매출 기준 산업 내 시장 점유율;  
Auditor Expertise = 매출 기준 감사인의 산업 내 시장 점유율;  
기타의 변수정의는 식(5)를 참고.

감사인의 산업전문성은 전기 매출 기준 감사인의 산업 내 시장 점유율로 정의하였으며(Casterella et al. 2004), 산업집중도는 당기 매출 기준 산업 내 시장 점유율로 정의하였다(Hou and Robinson 2006). 구체적으로 감사인의 산업 내 시장점유율이 산업-연도별 중위수 미만인 경우 재무보고품질 저하로 인해 상대적으로 정보불균형이 크게 나타날 것이고(Krishnan 2003; Balsam et al. 2003), 산업집중도가 산업-연도별 중위수 이상인 경우 대리인비용으로 인해 정보불균형이 심화될 것이다(Kim et al. 2016). 즉, 가설3에서 정보불균형이 심할수록 보수적인 회계처리가 차기 주가폭락위험을 감소시키는 효과가 크게 나타난다면, 산업집중도 상위 50% 표본 및 감사인 산업전문성 하위 50% 표본에서  $\beta_3$ 가 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다.

### 3.2 표본의 선정과 분포

본 연구의 표본기간은 2002년부터 2014년까지이며 유가증권시장 및 코스닥 상장 기업을 대상으로 표본을 선정하였다.<sup>8)</sup> 회계처리기준의 일관성 및 표

8) 본 연구는 종속변수로  $t+1$ 기의 주가폭락위험 측정치를 고려하기 때문에 종속변수를 기준으로 한 표본기간은 2003년~2015년이다. 표본기간의 시작연도가 2002년인 이유는 비교가능성 측정치가 16개 분기(최소 11개 분기)의 재무 자료를 요구하는데 분기 이익 공시가 이루어진 것이 2000년도부터이기 때문이다.

본의 동질성을 확보하기 위하여 비금융업 및 12월 말 결산법인을 대상으로 표본을 선정하였다. 재무자료는 KIS-Value Library, 상장사협의회 TS-2000 및 Fn-Guide에서 추출하였으며 본 연구에서 최종적으로 분석에 활용된 표본의 수는 총 9,026개이다. 표본 선정의 세부적인 기준은 다음 <Table 1>의 [Panel A]와 같다. 비금융업종에 속한 상장기업들 중 추가폭락위험변수의 측정이 가능한 최초표본은 16,372개이다. 이 표본에서 12월 결산여부, 자본잠식, 관리종목, 감사의견 비적정여부 및 연구모형에 포함된 변수들의 측정가능 여부를 고려하여 선정된 최종표본은 9,026 기업-연도이다.

<Table 1>의 [Panel B]는 연도별 분포를, [Panel C]는 산업별 분포를 각각 나타낸다. 표본시작연도는 2002년이며 285개의 관측치가 존재한다. 기업-연도는 점차 증가해 2014년에는 1,086개의 표본이 있다. 표본의 소속 산업에 대한 구분은 표준산업분류의 중분류기준을 이용한다. 산업별 분포를 살펴보면, 가장 많은 1,076개의 표본이 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업에 속해있다. 다음으로는 810개의 표본이 자동차 및 운송장비, 기타 제품 제조업에 속해있다. 대분류기준으로는 약 73%의 표본이 제조업에 속해있다.

### 3.3 변수의 기술통계량과 상관관계

<Table 2>는 표본의 기술통계량과 Pearson 및 Spearman 상관관계를 제시한다. 우선 [Panel A]는 주요변수들의 기술통계량으로, 추가폭락위험의 대용치인 *fNCSKEW*는 평균 -0.244, *fDUVOL*은 평균 -0.258의 값을 가진다. 이들의 중위수는 각각 -0.209, -0.248로 대체로 고른 분포를 보이는 것으로 파악된다. 회계 보수주의 측정치인 *Conservatism*

은 평균 0.071이다. 이 변수는 Basu(1997)의 주가수익률 모형의 베타값으로 호계에 대한 약재의 증분적 이익 반영정도를 나타낸다. 따라서 이 변수가 평균적으로 양의 값을 보이는 것은 본 연구의 표본기업들이 평균적으로 보수적인 회계처리를 하고 있음을 의미한다. 다음으로, 비교가능성 측정치인 *CompIO*와 *CompIND*는 각각 평균이 -1.483, -4.018이다. 기타의 통제변수는 선행연구의 통계량과 유사하다.

<Table 2>의 [Panel B]는 변수간 Pearson, Spearman 상관관계를 제시한다. 추가폭락위험 변수들 간에는 양의 상관관계가 있다. 이 변수들과 회계 보수성과는 일정한 상관관계가 없으나, 추가폭락위험에 영향을 미치는 요소들을 통제하기 전이므로 해석상의 주의가 필요하다. 따라서 다중회귀분석의 결과를 이어서 제시한다.

## IV. 실증분석 결과

### 4.1 가설 검증 결과

본 연구의 첫 번째 가설은 보수적 회계처리가 추가폭락위험과 관련이 있을 것으로 본다. 구체적으로, 회계 보수성의 증가가 차기의 추가폭락위험을 줄일 것으로 예측하였다. 이에 대한 검증 결과를 <Table 3>에 제시한다. 표의 종속변수는  $t+1$ 기 추가폭락위험으로 강건성을 위해 두 가지 측정치 (*fNCSKEW*, *fDUVOL*)를 모두 이용한 결과를 제시한다. 관심변수는 회계 보수성 (*Conservatism*)으로 이 변수는 두 종속변수에서 모두 유의하지 않다(각각의 계수값=-0.001, -0.004, t값=-0.22, -1.05). 이는 본 연구의 첫 번째 가설을 지지하지

〈Table 1〉 Year and industry distribution of the sample

## Panel A: Sample Selection Criteria from 2002~2014

Selection Criteria	Firm-years
비금융업종 상장기업으로 $t+1$ 기 추가폭락위험 측정 가능 표본 (제외 기준)	16,372
결산월이 12월 말이 아닌 기업	(721)
자본잠식·관리종목·감사의견 비적정 기업	(527)
위험대용치 관련 통제변수 측정 불가능 기업	(1,421)
보수주의 및 비교가능성 변수 측정 불가능 기업	(4,677)
Final Samples	9,026

## Panel B: Distribution of Observations by Years

Year	Observations
2002	285
2003	403
2004	466
2005	481
2006	537
2007	628
2008	711
2009	793
2010	832
2011	874
2012	943
2013	987
2014	1,086
Total	9,026

## Panel C: Distribution of Observations by Industries

Industry	Firm-years	Ratio
식료품, 음료, 담배 제조업	491	5.44%
섬유제품, 의복, 모피, 가죽, 가방 및 신발 제조업	334	3.70%
목재, 종이 제조업 및 인쇄업	337	3.73%
화학물질 및 화학제품 제조업	750	8.31%
의료용 물질 및 의약품 제조업	491	5.44%
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	272	3.01%
비금속 광물제품 제조업	290	3.21%
1차 금속 제조업	521	5.77%
금속가공제품 제조업	220	2.44%
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	1,076	11.92%
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	163	1.81%
전기장비 제조업	308	3.41%
기타 기계 및 장비 제조업	530	5.87%
자동차 및 운송장비, 기타 제품 제조업	810	8.97%
종합 건설업 및 공사업	374	4.14%
도소매업 및 상품중개업	658	7.29%
운송업 및 운송관련 서비스업	230	2.55%
출판업	213	2.36%
영상 기록물 제작 및 배급, 방송통신업	435	4.82%
서비스업	523	5.79%
Total	9,026	100.00%

〈Table 2〉 Descriptive statistics and Correlation matrix

Panel A: Descriptive statistics

Variable	N	mean	sd	p1	p10	p25	p50	p75	p90	p99
<i>INCSKEW</i>	9,026	-0.244	0.692	-4.370	-1.066	-0.611	-0.209	0.144	0.490	4.268
<i>IDUVOL</i>	9,026	-0.258	0.465	-2.173	-0.842	-0.558	-0.248	0.042	0.310	2.385
<i>ICOUNT</i>	9,026	-0.177	0.684	-5.000	-1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	5.000
<i>Conservatism</i>	9,026	0.071	1.379	-6.883	-0.730	-0.175	0.035	0.372	1.058	5.812
<i>Comp10</i>	9,026	-1.483	1.762	-11.730	-3.100	-1.680	-0.920	-0.520	-0.350	-0.190
<i>CompIND</i>	9,026	-4.018	2.588	-17.400	-6.910	-4.630	-3.200	-2.460	-2.000	-1.460
<i>HHI</i>	9,026	10.073	23.383	0.000	0.001	0.014	0.240	4.911	36.724	100.000
<i>EXP</i>	9,026	14.644	13.339	0.316	1.021	2.824	11.564	23.770	32.779	61.735
<i>NCSKEW</i>	9,026	-0.234	0.676	-3.769	-1.046	-0.597	-0.201	0.150	0.491	4.268
<i>SIZE</i>	9,026	25.293	1.631	21.531	23.545	24.164	24.980	26.079	27.552	33.044
<i>BM</i>	9,026	0.120	0.740	-1.902	-0.869	-0.358	0.167	0.633	1.040	1.729
<i>LEV</i>	9,026	0.414	0.192	0.040	0.151	0.261	0.417	0.561	0.667	0.846
<i>RETstd</i>	9,026	0.461	0.231	0.041	0.224	0.300	0.416	0.565	0.749	2.576
<i>meanRET</i>	9,026	0.004	0.010	-0.055	-0.007	-0.002	0.003	0.009	0.016	0.094
<i>BETA</i>	9,026	-0.030	0.439	-1.909	-0.354	-0.103	-0.010	0.047	0.261	1.784
<i>dTurnover</i>	9,026	0.554	0.497	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>BIG4</i>	9,026	0.194	0.139	0.024	0.061	0.097	0.155	0.248	0.379	0.751
<i>Opaque</i>	9,026	0.971	0.434	0.025	0.433	0.661	0.950	1.248	1.545	2.153

Panel B: Pearson and Spearman correlation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
(1) <i>INCSKEW</i>		0.83*	0.51*	0.01	0.05*	0.03	0.15*	0.12*	0.11*	0.22*	-0.13*	-0.01	-0.04*	0.06*	0.02	0.08*	-0.03*	-0.00
(2) <i>IDUVOL</i>	0.81*		0.45*	-0.01	0.08*	0.04*	0.10*	0.09*	0.07*	0.20*	-0.11*	-0.04*	-0.09*	0.07*	0.03*	0.07*	-0.04*	0.00
(3) <i>ICOUNT</i>	0.46*	0.44*		-0.01	0.05*	0.03*	0.12*	0.10*	0.06*	0.17*	-0.03*	-0.02	-0.10*	0.03	0.01	0.08*	-0.07*	-0.01
(4) <i>Conservatism</i>	0.00	-0.01	0.00		-0.04*	-0.04*	0.02	0.01	0.01	0.01	-0.01	0.04*	0.03	0.01	0.00	0.01	-0.02	-0.00
(5) <i>Comp10</i>	0.01	0.05*	0.04*	0.02		0.80*	-0.06*	0.04*	0.05*	0.31*	-0.19*	-0.25*	-0.24*	-0.05*	0.03	0.12*	-0.23*	0.01
(6) <i>CompIND</i>	0.01	0.04*	0.03*	0.02	0.90*		0.07*	0.07*	0.04*	0.30*	-0.16*	-0.19*	-0.19*	-0.06*	0.04*	0.14*	-0.26*	0.05*
(7) <i>HHI</i>	0.18*	0.09*	0.08*	0.01	0.01	0.03*		0.36*	0.15*	0.42*	-0.03*	0.14*	-0.14*	0.03*	0.04*	0.22*	-0.14*	-0.06*
(8) <i>EXP</i>	0.14*	0.08*	0.07*	0.02	0.00	0.02	0.31*		0.10*	0.41*	-0.05*	0.02	-0.13*	0.00	0.03*	0.77*	-0.11*	-0.01
(9) <i>NCSKEW</i>	0.12*	0.06*	0.06*	0.01	0.01	0.01	0.19*	0.13*		0.16*	-0.04*	-0.01	-0.08*	-0.18*	-0.05*	0.06*	-0.03*	-0.02
(10) <i>SIZE</i>	0.23*	0.19*	0.14*	0.02	0.22*	0.24*	0.44*	0.43*	0.19*		-0.47*	-0.07*	-0.14*	0.18*	0.11*	0.39*	-0.15*	0.13*
(11) <i>BM</i>	-0.14*	-0.12*	-0.03*	0.02	-0.12*	-0.15*	-0.12*	-0.07*	-0.06*	-0.45*		-0.06*	-0.16*	-0.30*	-0.09*	-0.09*	-0.17*	-0.13*
(12) <i>LEV</i>	0.00	-0.03*	-0.02	0.03*	-0.25*	-0.21*	0.09*	0.03	-0.00	-0.04*	-0.07*		0.18*	-0.02	-0.01	0.03*	0.16*	0.14*
(13) <i>RETstd</i>	-0.02	-0.08*	-0.06*	-0.01	-0.21*	-0.19*	-0.10*	-0.12*	-0.05*	-0.17*	-0.17*	0.17*		0.18*	0.21*	-0.10*	0.25*	0.28*
(14) <i>meanRET</i>	0.05*	0.06*	0.01	-0.00	-0.01	-0.02	0.01	-0.01	-0.16*	0.13*	-0.32*	-0.01	0.25*		0.44*	-0.00	-0.02	-0.04*
(15) <i>BETA</i>	0.01	0.01	0.01	0.02	0.03*	0.05*	0.00	0.01	-0.02	0.05*	-0.06*	-0.00	0.24*	0.39*		0.03*	-0.03	-0.04*
(16) <i>dTurnover</i>	0.08*	0.06*	0.06*	0.01	0.08*	0.11*	0.16*	0.67*	0.06*	0.39*	-0.08*	0.03*	-0.11*	-0.01	0.01		-0.09*	0.05*
(17) <i>BIG4</i>	-0.02	-0.03*	-0.04*	-0.03*	-0.24*	-0.26*	-0.05*	-0.07*	-0.00	-0.13*	-0.20*	0.14*	0.24*	-0.02	-0.03*	-0.08*		0.14*
(18) <i>Opaque</i>	-0.00	-0.00	-0.01	0.00	0.01	0.05*	-0.03*	-0.01	-0.02	0.11*	-0.13*	0.13*	0.25*	-0.02	-0.03	0.05*	0.12*	

1) Pearson correlations are below the diagonal and Spearman correlations are above the diagonal.

2) \* denotes significance at the 0.01 level.

(Table 3) The relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 1)

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 NCSKEW_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 RETstd_{i,t} + \beta_7 meanRET + \beta_8 BETA_{i,t} + \beta_9 dTrunover_{i,t} + \beta_{10} BIGA_{i,t} + \beta_{11} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = $fNCSKEW$		Dependent = $fDUVOL$	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.001	(-0.22)	-0.004	(-1.05)
<i>NCSKEW</i>	+	0.077***	(7.07)	0.021***	(2.85)
<i>SIZE</i>	+	0.082***	(13.82)	0.041***	(10.18)
<i>BM</i>	-	-0.081***	(-5.81)	-0.051***	(-5.45)
<i>LEV</i>	+	-0.021	(-0.52)	-0.067**	(-2.48)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.032	(-0.82)	-0.171***	(-6.46)
<i>meanRET</i>	+	1.985*	(1.96)	1.659**	(2.42)
<i>BETA</i>	-	-0.030*	(-1.67)	0.007	(0.55)
<i>dTrunover</i>	+	-0.017	(-0.96)	0.008	(0.64)
<i>BIGA</i>	-	-0.009	(-0.55)	-0.005	(-0.46)
<i>Opaque</i>	+	-0.016	(-0.28)	-0.033	(-0.84)
<i>Constant</i>	+/-	-2.127***	(-12.82)	-1.109***	(-9.87)
Ind. Dum.		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included	
Observations		9,026		9,026	
Adj.R <sup>2</sup>		0.077		0.061	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in (Appendix 1)

못하는 결과이다. 즉, 회계처리를 보수적으로 하는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 차기 주가폭락위험의 감소 효과가 유의하지 않다.

이러한 (Table 3)의 결과는 여러 시사점을 제시한다. 우선, 해외 선행연구인 Kim et al.(2016)의 결과와 일치하지 않으며, 이는 두 가지로 해석된다. 첫째, 국내 기업들의 보수적 회계처리의 정도가 해외 기업과 다를 가능성이 있다. 둘째, 기업들이 보수적으로 회계처리를 하더라도 투자자들이 이를 인지하지 못하거나, 인지하더라도 이를 투자의사결정에 반

영하지 못하였을 가능성이 있다. 기술통계량에서 제시하듯이 표본기업들이 평균적으로 보수적인 회계처리 성향을 보이고 있으므로, 가설 전개 과정에서 서술한 바와 같이 투자자들이 보수적 회계처리를 식별하지 못하고 있을 가능성(Sloan 1996; Penman and Zhang 2002)을 보완하여 조사할 필요가 있다. 이는 가설 2로 이어진다. 한편, 통제변수의 결과는 다음과 같다. 당기의 주가폭락위험(*NCSKEW*), 기업의 규모(*SIZE*), 평균수익률(*meanRET*)은 양의 방향으로 유의하다. 반면, 성장성의 역수(*BM*)는 음

(-)의 방향으로 유의하다. 이상의 통제변수들은 예측한 방향으로 유의하며, 나머지 변수들은 대체로 유의하지 않다.

본 연구의 두 번째 가설은 회계 보수주의와 추가 폭락위험의 관계가 재무제표 비교가능성에 영향을

받을 것으로 예측하였다. 이는 비교가능한 재무정보가 투자자의 정보획득에 수반되는 비용을 줄여 투자 의사결정에 도움을 줄 수 있기 때문이다. 이에 대한 조사 결과는 <Table 4>에 제시한다.

앞의 표에서와 같이 추가폭락위험을 대용하는 두

<Table 4> The effect of financial statement comparability on the relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 2)

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIG4_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fNCSKEW</i>				Dependent = <i>fDUVOL</i>			
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.011	(-1.64)	-0.018**	(-2.15)	-0.012***	(-2.60)	-0.018***	(-3.13)
<i>Comp10</i>	-	-0.005	(-1.07)			0.005	(1.43)		
<i>Conservatism × Comp10</i>	-	-0.003**	(-2.26)			-0.003***	(-2.66)		
<i>CompIND</i>	-			-0.004	(-1.15)			0.003	(1.20)
<i>Conservatism × CompIND</i>	-			-0.003**	(-2.56)			-0.002***	(-3.10)
<i>NCSKEW</i>	+	0.076***	(7.01)	0.076***	(7.00)	0.021***	(2.78)	0.021***	(2.78)
<i>SIZE</i>	+	0.082***	(13.83)	0.082***	(13.84)	0.040***	(10.03)	0.040***	(10.01)
<i>BM</i>	-	-0.081***	(-5.85)	-0.081***	(-5.84)	-0.051***	(-5.40)	-0.051***	(-5.41)
<i>LEV</i>	+	-0.029	(-0.71)	-0.028	(-0.68)	-0.061**	(-2.21)	-0.062**	(-2.28)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.040	(-1.00)	-0.039	(-0.99)	-0.165***	(-6.12)	-0.165***	(-6.16)
<i>meanRET</i>	+	2.051**	(2.02)	2.032**	(2.00)	1.667**	(2.43)	1.691**	(2.46)
<i>BETA</i>	-	-0.031*	(-1.70)	-0.030*	(-1.69)	0.007	(0.53)	0.007	(0.53)
<i>dTurnover</i>	+	-0.018	(-0.99)	-0.018	(-0.99)	0.006	(0.47)	0.005	(0.43)
<i>BIG4</i>	-	-0.008	(-0.52)	-0.008	(-0.50)	-0.004	(-0.37)	-0.004	(-0.37)
<i>Opaque</i>	+	-0.029	(-0.49)	-0.030	(-0.51)	-0.019	(-0.46)	-0.020	(-0.50)
<i>Constant</i>	+/-	-2.142***	(-12.84)	-2.160***	(-12.79)	-1.088***	(-9.64)	-1.080***	(-9.45)
Ind. Dum.		Included		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included		Included	
Observations		9,026		9,026		9,026		9,026	
Adj.R <sup>2</sup>		0.077		0.077		0.062		0.062	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.  
 2) Variables are defined in <Appendix 1>

가지 측정치( $fNCSKEW$ ,  $fDUVOL$ )가 종속변수이며 관심변수는 회계 보수성( $Conservatism$ )과 비교가능성( $Comp10$ ,  $CompIND$ )의 상호작용 변수이다. 우선, 종속변수가  $fNCSKEW$ 일 때 상호작용 변수의 계수값은 모두 5% 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하다. 구체적으로  $Conservatism \times Comp10$ 은 계수값이 -0.003, t-값이 -2.26이며,  $Conservatism \times CompIND$ 은 계수값이 -0.003, t-값이 -2.56이다. 이는 평균적으로 회계 보수성과 주가폭락위험이 관련이 없더라도, 재무제표 비교가능성이 높을수록 증분적으로 보수적 회계처리가 주가폭락위험을 줄이는 것으로 해석된다. 즉, 가설 2가 지지된다. 다시 말해 기업이 보수적인 회계처리를 하였을지라도 이를 식별하는 것은 외부 투자자들이므로, 이들의 의사결정 과정에서 식별이 용이한 재무정보가 주가폭락 방지에 보다 효과적인 것으로 보인다. 이러한 결과는 종속변수가  $fDUVOL$ 일 때에도 유사하다.  $Conservatism \times Comp10$ 은 계수값은 -0.003, t-값이 -2.66이며,  $Conservatism \times CompIND$ 은 계수값이 -0.002, t-값이 -3.10으로 1% 수준에서 유의하다.

통제변수를 살펴보면, 앞의 표에서와 같이 당기의 주가폭락위험( $NCSKEW$ ), 기업의 규모( $SIZE$ ), 평균수익률( $meanRET$ )은 양의 방향으로 유의하고 성장성의 역수( $BM$ )은 음(-)의 방향으로 유의하다. 기타 변수들은 대체로 유의하지 않다.

다음으로 가설 3은 가설 2의 관계가 기업이 처한 정보환경에 영향을 받을 것으로 본다. 구체적으로, 기업의 재무정보 작성자와 외부 투자자 사이에 정보불균형이 심할 때 비교가능성을 매개로 하는 회계 보수주의의 주가폭락위험 방지 효과가 더 클 것으로 본다. 정보불균형의 대응치는 선행연구에 따라 산업집중도와 감사인의 산업전문성을 이용해 대응하였

다. 즉, 산업집중도가 높고(Kim et al. 2016), 고품질 감사인을 선임하지 않은 경우(Krishnan 2003; Balsam et al. 2003) 정보불균형이 심화되어 가설 2의 결과가 강화될 것으로 예측한다. 이에 대한 실증조사 결과는 <Table 5>에 제시한다.

<Table 5>의 Panel A와 B는 각각  $fNCSKEW$ 와  $fDUVOL$ 이 종속변수이면서 산업집중도를 정보불균형 대응치로 이용한 결과이다. 또한 Panel C와 D는 각각  $fNCSKEW$ 와  $fDUVOL$ 이 종속변수이면서 감사인의 산업전문성을 정보불균형 대응치로 이용한 결과이다. 우선 Panel A를 살펴보면, 첫 번째와 두 번째 열은 산업집중도(HHI)가 높아(산업-연도별 상위 50%) 정보불균형이 심한 표본으로,  $Conservatism \times Comp10$ 은 계수값이 -0.005, t-값이 -2.33이며,  $Conservatism \times CompIND$ 은 계수값이 -0.004, t-값이 -2.42이다. 반면, 세 번째와 네 번째 열은 산업집중도(HHI)가 낮아(산업-연도별 하위 50%) 정보불균형이 상대적으로 낮은 표본으로  $Conservatism \times Comp10$ 은 계수값이 -0.002, t-값이 -1.11이며,  $Conservatism \times CompIND$ 은 계수값이 -0.002, t-값이 -1.37이다. 이러한 결과는 전술한 가설 2의 관계가 정보불균형이 높은 표본에서만 유의하다는 것을 의미하는 것으로 가설 3을 지지하는 결과이다. 즉, 투자자의 재무정보에 대한 수요가 높을 때 재무제표 비교가능성이 높다면 기업의 보수적 회계처리로 인해 주가폭락위험이 상대적으로 낮아지는 것으로 해석된다.

Panel B의 경우도 이와 유사하다. Panel A에서처럼 산업집중도를 기준으로 정보불균형 정도를 구분하였으며, 차이는 종속변수가  $fDUVOL$ 이다. 첫 번째와 두 번째 열은 산업집중도가 높아 정보불균형이 심한 표본으로,  $Conservatism \times Comp10$ 은 계수값이 -0.004, t-값이 -2.64로 1%에서 유의하다.

〈Table 5〉 The effect of information asymmetry on the relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 3)

Panel A: Crash risk as *fNCSKEW* and Information asymmetry as *HHI*

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIGA_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fNCSKEW</i>							
		Info. Asymmetry High(=HHI High)				Info. Asymmetry Low(=HHI Low)			
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.016*	(-1.71)	-0.024**	(-2.08)	-0.008	(-0.79)	-0.014	(-1.11)
<i>Comp10</i>	-	-0.001	(-0.10)			-0.008	(-1.15)		
<i>Conservatism</i> <i>×Comp10</i>	-	-0.005**	(-2.33)			-0.002	(-1.11)		
<i>CompIND</i>	-			0.001	(0.20)			-0.008	(-1.44)
<i>Conservatism</i> <i>×CompIND</i>	-			-0.004**	(-2.42)			-0.002	(-1.37)
<i>NCSKEW</i>	+	0.089***	(5.64)	0.089***	(5.66)	0.048***	(3.15)	0.048***	(3.13)
<i>SIZE</i>	+	0.076***	(9.67)	0.076***	(9.65)	0.046***	(3.45)	0.047***	(3.48)
<i>BM</i>	-	-0.102***	(-4.92)	-0.101***	(-4.87)	-0.079***	(-3.96)	-0.079***	(-3.95)
<i>LEV</i>	+	-0.020	(-0.34)	-0.018	(-0.30)	-0.071	(-1.22)	-0.072	(-1.23)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.101	(-1.55)	-0.098	(-1.50)	-0.017	(-0.34)	-0.019	(-0.38)
<i>meanRET</i>	+	2.235	(1.49)	2.277	(1.52)	2.452*	(1.75)	2.426*	(1.73)
<i>BETA</i>	-	-0.052**	(-1.98)	-0.051*	(-1.96)	0.007	(0.26)	0.006	(0.26)
<i>dTurnover</i>	+	-0.019	(-0.61)	-0.021	(-0.65)	-0.019	(-0.88)	-0.019	(-0.84)
<i>BIGA</i>	-	0.004	(0.18)	0.004	(0.17)	-0.014	(-0.65)	-0.013	(-0.62)
<i>Opaque</i>	+	-0.106	(-1.21)	-0.101	(-1.15)	0.008	(0.10)	-0.001	(-0.01)
<i>Constant</i>	+/-	-1.876***	(-8.12)	-1.871***	(-7.97)	-1.364***	(-3.89)	-1.401***	(-3.97)
Ind. Dum.		Included		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included		Included	
Observations		4442		4442		4584		4584	
Adj.R <sup>2</sup>		0.110		0.110		0.025		0.025	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in 〈Appendix 1〉

<Table 5> The effect of information asymmetry on the relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 3) (continued)

Panel B: Crash risk as *fDUVOL* and Information asymmetry as *HHI*

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIG4_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fDUVOL</i>							
		Info. Asymmetry High(=HHI High)				Info. Asymmetry Low(=HHI Low)			
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.018***	(-2.90)	-0.025***	(-3.22)	-0.008	(-1.13)	-0.013	(-1.54)
<i>Comp10</i>	-	0.006	(1.17)			0.004	(0.91)		
<i>Conservatism</i> <i>×Comp10</i>	-	-0.004***	(-2.64)			-0.002	(-1.36)		
<i>CompIND</i>	-			0.004	(1.19)			0.002	(0.60)
<i>Conservatism</i> <i>×CompIND</i>	-			-0.003***	(-2.86)			-0.002*	(-1.71)
<i>NCSKEW</i>	+	0.012	(1.15)	0.012	(1.16)	0.025**	(2.34)	0.025**	(2.33)
<i>SIZE</i>	+	0.034***	(6.52)	0.034***	(6.51)	0.041***	(4.44)	0.041***	(4.44)
<i>BM</i>	-	-0.049***	(-3.53)	-0.048***	(-3.50)	-0.055***	(-3.96)	-0.055***	(-3.98)
<i>LEV</i>	+	-0.090**	(-2.24)	-0.092**	(-2.28)	-0.055	(-1.35)	-0.057	(-1.41)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.179***	(-4.11)	-0.179***	(-4.12)	-0.157***	(-4.46)	-0.159***	(-4.51)
<i>meanRET</i>	+	1.951*	(1.95)	1.996**	(2.00)	1.595*	(1.65)	1.620*	(1.68)
<i>BETA</i>	-	0.023	(1.34)	0.024	(1.35)	-0.007	(-0.39)	-0.007	(-0.40)
<i>dTurnover</i>	+	-0.007	(-0.31)	-0.008	(-0.36)	0.009	(0.61)	0.009	(0.60)
<i>BIG4</i>	-	0.011	(0.68)	0.010	(0.65)	-0.017	(-1.17)	-0.017	(-1.16)
<i>Opaque</i>	+	-0.017	(-0.29)	-0.015	(-0.26)	-0.021	(-0.38)	-0.026	(-0.47)
<i>Constant</i>	+/-	-0.961***	(-6.24)	-0.948***	(-6.05)	-1.075***	(-4.45)	-1.072***	(-4.40)
Ind. Dum.		Included		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included		Included	
Observations		4442		4442		4584		4584	
Adj.R <sup>2</sup>		0.063		0.064		0.040		0.041	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in <Appendix 1>

<Table 5> The effect of information asymmetry on the relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 3) (continued)

Panel C: Crash risk as *fNCSKEW* and Information asymmetry as *Auditor Expertise*

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIGA_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fNCSKEW</i>							
		Info. Asymmetry High(=Expertise Low)				Info. Asymmetry Low(=Expertise High)			
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.028***	(-2.86)	-0.042***	(-3.48)	0.007	(0.69)	0.006	(0.54)
<i>Comp10</i>	-	-0.007	(-1.02)			-0.002	(-0.30)		
<i>Conservatism × Comp10</i>	-	-0.008***	(-3.67)			0.002	(0.71)		
<i>CompIND</i>	-			-0.005	(-0.98)			-0.003	(-0.58)
<i>Conservatism × CompIND</i>	-			-0.006***	(-3.93)			0.001	(0.45)
<i>NCSKEW</i>	+	0.058***	(3.89)	0.058***	(3.87)	0.090***	(5.66)	0.090***	(5.65)
<i>SIZE</i>	+	0.071***	(6.58)	0.071***	(6.57)	0.078***	(10.59)	0.078***	(10.59)
<i>BM</i>	-	-0.051***	(-2.64)	-0.051***	(-2.63)	-0.125***	(-6.22)	-0.125***	(-6.25)
<i>LEV</i>	+	-0.011	(-0.20)	-0.009	(-0.17)	-0.054	(-0.89)	-0.057	(-0.94)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.074	(-1.40)	-0.072	(-1.36)	0.000	(0.00)	-0.002	(-0.04)
<i>meanRET</i>	+	3.587**	(2.57)	3.534**	(2.53)	0.383	(0.26)	0.359	(0.24)
<i>BETA</i>	-	-0.024	(-0.97)	-0.024	(-0.97)	-0.038	(-1.44)	-0.038	(-1.45)
<i>dTurnover</i>	+	-0.021	(-0.90)	-0.021	(-0.91)	-0.008	(-0.28)	-0.008	(-0.27)
<i>BIGA</i>	-	-0.021	(-0.83)	-0.021	(-0.84)	0.023	(0.60)	0.025	(0.64)
<i>Opaque</i>	+	-0.039	(-0.49)	-0.041	(-0.51)	-0.020	(-0.22)	-0.024	(-0.27)
<i>Constant</i>	+/-	-1.912***	(-6.64)	-1.927***	(-6.63)	-2.011***	(-9.14)	-2.028***	(-9.08)
Ind. Dum.		Included		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included		Included	
Observations		4935		4935		4091		4091	
Adj.R <sup>2</sup>		0.037		0.038		0.119		0.119	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in <Appendix 1>

〈Table 5〉 The effect of information asymmetry on the relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 3) (continued)

Panel D: Crash risk as *fDUVOL* and Information asymmetry as *Auditor Expertise*

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIGA_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fDUVOL</i>							
		Info. Asymmetry High(=Expertise Low)				Info. Asymmetry High(=Expertise High)			
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.013*	(-1.95)	-0.021***	(-2.64)	-0.012*	(-1.75)	-0.015*	(-1.82)
<i>Comp10</i>	-	0.005	(1.05)			0.003	(0.58)		
<i>Conservatism</i> <i>×Comp10</i>	-	-0.005***	(-3.32)			-0.001	(-0.49)		
<i>CompIND</i>	-			0.003	(0.86)			0.002	(0.41)
<i>Conservatism</i> <i>×CompIND</i>	-			-0.004***	(-3.57)			-0.001	(-0.83)
<i>NCSKEW</i>	+	0.028***	(2.74)	0.027***	(2.72)	0.010	(0.92)	0.010	(0.92)
<i>SIZE</i>	+	0.049***	(6.78)	0.049***	(6.77)	0.036***	(7.06)	0.036***	(7.05)
<i>BM</i>	-	-0.031**	(-2.36)	-0.031**	(-2.36)	-0.075***	(-5.42)	-0.075***	(-5.45)
<i>LEV</i>	+	-0.050	(-1.34)	-0.052	(-1.38)	-0.069*	(-1.67)	-0.071*	(-1.72)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.172***	(-4.82)	-0.173***	(-4.85)	-0.159***	(-3.84)	-0.160***	(-3.87)
<i>meanRET</i>	+	2.701***	(2.88)	2.728***	(2.91)	0.470	(0.46)	0.469	(0.46)
<i>BETA</i>	-	-0.005	(-0.27)	-0.005	(-0.29)	0.017	(0.91)	0.017	(0.91)
<i>dTurnover</i>	+	0.001	(0.04)	0.000	(0.00)	0.014	(0.70)	0.014	(0.70)
<i>BIGA</i>	-	-0.012	(-0.72)	-0.012	(-0.70)	0.017	(0.64)	0.017	(0.65)
<i>Opaque</i>	+	-0.018	(-0.33)	-0.020	(-0.36)	-0.008	(-0.14)	-0.010	(-0.16)
<i>Constant</i>	+/-	-1.270***	(-6.57)	-1.262***	(-6.47)	-1.033***	(-6.84)	-1.029***	(-6.71)
Ind. Dum.		Included		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included		Included	
Observations		4935		4935		4091		4091	
Adj.R <sup>2</sup>		0.049		0.049		0.073		0.073	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in 〈Appendix 1〉

또한 다른 비교가능성 측정치를 이용한 *Conservatism* × *CompIND*은 계수값이 -0.003, t-값이 -2.86으로 역시 1%에서 유의하다. 반면, 세 번째와 네 번째 열은 산업집중도가 낮아 정보불균형이 상대적으로 낮은 표본으로 *Conservatism* × *Comp10*은 유의하지 않고, *Conservatism* × *CompIND*만 10%에서 한계적으로 유의하다. 이상의 두 패널의 결과를 요약하면, 산업집중도를 이용해 기업과 투자자 사이의 정보불균형을 대응하였을 때, 재무제표 비교가능성이 높은 기업의 투자자들이 보수적 회계처리에 대한 식별 가능성이 높아 회계보수성이 높은 기업의 추가폭락이 감소하는 것을 알 수 있다.

다음으로 Panel C, D는 고품질 감사인을 정보불균형의 대응치로 이용한 결과이다. Panel C는 종속변수가 *INCSKEW*이다. 전술한 표와 같이 첫 번째, 두 번째 모형은 감사인의 산업전문성이 낮아(산업-연도별 하위 50%) 해당 기업의 정보불균형이 심한 표본이다. *Conservatism* × *Comp10*은 계수값이 -0.008, t-값이 -3.67로 1%에서 유의하다. 또한 다른 비교가능성 측정치를 이용한 *Conservatism* × *CompIND*은 계수값이 -0.006, t-값이 -3.93으로 역시 1%에서 유의하다. 그러나 감사인의 산업전문성이 높아(산업-연도별 상위 50%) 정보불균형이 상대적으로 해소된 표본을 이용한 세 번째, 네 번째 모형에서는 비교가능성과 회계 보수성의 상호작용 변수가 둘 다 유의하지 않다. 즉, 이 역시 가설 3을 지지하는 결과이다. 마지막으로 Panel D 역시 이와 유사하다. 종속변수가 *IDUVOL*이며, 감사인의 산업전문성이 낮은 표본에서는 비교가능성과 회계 보수성 상호작용 변수가 유의하고, 감사인의 산업전문성이 높은 표본에서는 이 변수가 유의하지 않다.

이상의 <Table 5>를 요약하면, 회계 보수성과 추가폭락위험의 음(-)의 관계가 재무제표 비교가능성

증가에 따라 강화되는 효과가 정보불균형이 심한 기업에서 보다 유의한 것으로 해석된다. 즉, 본 연구의 가설 3을 지지하고 있다.

## 4.2 추가분석 결과

### 4.2.1 회계 보수주의의 다른 대응치 이용결과

Ball and Shivakumar(2005, 2006)는 회계이익이 경제적 이익 대비 경제적 손실을 얼마나 더 빨리 반영하는지 여부로 기업의 보수적 회계처리 정도를 측정하였다. 식(7)에서 음(-)의 영업현금흐름에 대한 증분적 반응계수인  $\beta_3$ 에서 양(+)의 값이 강하게 나타날수록 경제적 이익에 비해 경제적 손실이 회계이익에 더 즉각적으로 반영된다고 볼 수 있다.

$$ACC_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}NEGC_{i,t} + \beta_{2,i}CFO_{i,t} + \beta_{3,i}NEGC_{i,t} \cdot CFO_{i,t} + \epsilon_{i,t} \dots \text{식(9)}$$

여기서,

$ACC_{i,t}$  = 기업 *i*의 *t*기 발생액(=순이익-영업현금흐름)을 기초자산으로 나눈 값

$CFO_{i,t}$  = 기업 *i*의 *t*기 영업현금흐름을 기초자산으로 나눈 값

$NEGC_{i,t}$  =  $CFO_{i,t}$ 가 음이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수

본 연구는 앞선 순이익 대 주식수익률 관계에서의 보수주의 측정방식과 동일하게 백윈선·이수로(2004), Francis et al.(2004)의 방법을 원용하여 기업-연도별 10년 이동회귀분석(rolling-regression)을 통해 영업현금흐름 대비 보수적 회계처리 정도를 나타내는  $\beta_3$ 을 측정하였다.

이를 토대로 <Table 6> [Panel A]에서 회계 보

수주주의의 다른 대용치(*CFOConserv*)를 이용하여 차기 주가폭락위험(*fNCSKEW*)과의 관계를 분석하였다. 분석 결과 전체 표본에서 *CFOConserv*와 차기 주가폭락위험 간 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계(-0.006, t-값: -2.71)를 확인할 수 있었다. 또한, 회계 보수주의가 차기 주가폭락위험을 감소시키는 효과는 산업전문성 기준 정보불균형이 심한 표본에서 유의하게 나타났다(-0.008, t-값: -2.71).

[Panel B]에서는 종속변수를 *fDUVOL*로 하여 동일한 분석을 수행하였고 그 결과도 유사하게 나타났다. 즉, 회계 보수주의는 주가폭락위험을 줄이고 있으며 이는 산업전문가의 피감사기업이 아닌 표본에서 더 강하게 나타난다.

이상의 결과를 통해 본 연구의 가설 1이 실증적으로 혼재된 결과를 보이는 것을 확인할 수 있다. 전술한 <Table 3>에서 Basu(1997) 모형의 보수주의

<Table 6> Analysis by using different accounting conservatism proxies

Panel A: Crash risk as *fNCSKEW* and Information asymmetry as *Auditor Expertise*

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFOConserv_{i,t} + \beta_2 NCSKEW_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 RETstd_{i,t} + \beta_7 meanRET + \beta_8 BETA_{i,t} + \beta_9 dTrunover_{i,t} + \beta_{10} BIGA_{i,t} + \beta_{11} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fNCSKEW</i>					
		ALL Sample		Info. Asymmetry High(=Exp. Low)		Info. Asymmetry Low(=Exp. High)	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>CFOConserv</i>	-	-0.006***	(-2.71)	-0.008***	(-2.71)	-0.003	(-0.86)
<i>NCSKEW</i>	+	0.076***	(7.02)	0.059***	(3.94)	0.090***	(5.67)
<i>SIZE</i>	+	0.082***	(13.86)	0.070***	(6.51)	0.078***	(10.60)
<i>BM</i>	-	-0.082***	(-5.90)	-0.055***	(-2.85)	-0.125***	(-6.24)
<i>LEV</i>	+	-0.023	(-0.57)	-0.007	(-0.12)	-0.050	(-0.85)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.032	(-0.81)	-0.065	(-1.24)	0.002	(0.04)
<i>meanRET</i>	+	1.945*	(1.92)	3.207**	(2.30)	0.395	(0.27)
<i>BETA</i>	-	-0.030*	(-1.66)	-0.022	(-0.87)	-0.038	(-1.45)
<i>dTrunover</i>	+	-0.017	(-0.97)	-0.018	(-0.78)	-0.010	(-0.33)
<i>BIG4</i>	-	-0.010	(-0.61)	-0.021	(-0.83)	0.024	(0.60)
<i>Opaque</i>	+	-0.017	(-0.30)	-0.023	(-0.29)	-0.015	(-0.18)
<i>Constant</i>	+/-	-2.131***	(-12.85)	-1.872***	(-6.54)	-2.002***	(-9.18)
Ind. Dum.		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included	
Observations		9026		4935		4091	
Adj.R <sup>2</sup>		0.077		0.036		0.119	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in <Appendix 1>

〈Table 6〉 Analysis by using different accounting conservatism proxies (continued)

Panel B: Crash risk as *fDUVOL* and Information asymmetry as *Auditor Expertise*

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 NCSKEW_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 RETstd_{i,t} + \beta_7 meanRET + \beta_8 BETA_{i,t} + \beta_9 dTrunover_{i,t} + \beta_{10} BIGA_{i,t} + \beta_{11} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fDUVOL</i>					
		ALL Sample		Info. Asymmetry High(=Exp. Low)		Info. Asymmetry Low(=Exp. High)	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>CFOConserv</i>	-	-0.004**	(-2.48)	-0.006***	(-2.86)	-0.001	(-0.45)
<i>NCSKEW</i>	+	0.021***	(2.80)	0.028***	(2.76)	0.010	(0.90)
<i>SIZE</i>	+	0.041***	(10.19)	0.049***	(6.87)	0.036***	(7.12)
<i>BM</i>	-	-0.052***	(-5.54)	-0.033**	(-2.56)	-0.076***	(-5.58)
<i>LEV</i>	+	-0.069**	(-2.55)	-0.058	(-1.56)	-0.077*	(-1.91)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.171***	(-6.45)	-0.179***	(-5.10)	-0.161***	(-3.92)
<i>meanRET</i>	+	1.635**	(2.38)	2.528***	(2.70)	0.393	(0.38)
<i>BETA</i>	-	0.007	(0.55)	-0.003	(-0.16)	0.016	(0.90)
<i>dTrunover</i>	+	0.008	(0.62)	0.004	(0.27)	0.015	(0.74)
<i>BIG4</i>	-	-0.005	(-0.51)	-0.012	(-0.72)	0.017	(0.62)
<i>Opaque</i>	+	-0.032	(-0.83)	-0.034	(-0.65)	-0.011	(-0.18)
<i>Constant</i>	+/-	-1.110***	(-9.89)	-1.289***	(-6.71)	-1.043***	(-6.96)
Ind. Dum.		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included	
Observations		9026		4935		4091	
Adj.R <sup>2</sup>		0.061		0.048		0.072	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.  
 2) Variables are defined in 〈Appendix 1〉

측정치(*Conservatism*)는 차기 추가폭락위험과 유의하지 않은 음(-)의 관계를 보였는데, 본 추가분석을 통해 기업의 보수적인 회계처리 정도와 차기 추가폭락위험 간 음(-)의 유의성을 제시하였다.

#### 4.2.2 추가폭락의 다른 대용치 이용결과

본 절에서는 결과의 강건성을 위하여 추가폭락위

험에 대한 다른 대용치 *fCOUNT*를 이용 추가분석을 수행하였다. 주식수익률이 ±3.2 표준오차를 벗어난다면, 해당 기업은 상하위 0.1% 수준의 극단적인 수익률을 경험한 것으로 볼 수 있다. *fCOUNT*는 기업고유의 주별 수익률 기준 연도별 하위 0.1% 수준의 수익률(추가폭락)을 경험한 횟수에 상위 0.1% 수준의 수익률(추가폭등)을 경험한 횟수를 차감한 측정치로, 기업 *i*의 *t+1*기 추가폭락 빈도를

나타낸다.<sup>9)</sup>

〈Table 7〉의 Panel A는 가설 1을 검증한 결과로 전술한 〈Table 3〉에서와 같이 회계 보수성과 추가폭락위험의 관계가 유의하지 않다(계수값=-0.001, t-값=-1.41). Panel B는 가설 2를 검증한 것으로  $Conservatism \times CompIO$ 는 계수값이 -0.005, t-값이 -3.32로 1%에서 유의하다. 또한 다른 비교가

능성 측정치를 이용한  $Conservatism \times CompIND$ 는 계수값이 -0.004, t-값이 -3.57로 역시 1%에서 유의하다. 즉, 두 번째 가설이 지지되고 있다. 마지막으로 가설 3을 검증한 Panel C 역시 전술한 표와 유사하다. 정보불균형의 대응치로 산업집중도를 이용하였을 때, 가설 2의 결과가 불균형이 심한 표본에만 나타나 가설 3을 지지하고 있다.

〈Table 7〉 Analysis by using different cash risk proxies

Panel A: The relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 1)

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 NCSKEW_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 RETstd_{i,t} + \beta_7 meanRET + \beta_8 BETA_{i,t} + \beta_9 dTrunover_{i,t} + \beta_{10} BIG4_{i,t} + \beta_{11} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = $fCOUNT$	
		Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.001	(-1.41)
<i>NCSKEW</i>	+	0.077***	(7.05)
<i>SIZE</i>	+	0.082***	(13.85)
<i>BM</i>	-	-0.080***	(-5.80)
<i>LEV</i>	+	-0.023	(-0.57)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.031	(-0.79)
<i>meanRET</i>	+	1.975*	(1.95)
<i>BETA</i>	-	-0.030*	(-1.65)
<i>dTrunover</i>	+	-0.017	(-0.97)
<i>BIG4</i>	-	-0.009	(-0.59)
<i>Opaque</i>	+	-0.015	(-0.27)
<i>Constant</i>	+/-	-2.130***	(-12.84)
Industry Dummies		Included	
Year Dummies		Included	
Observations		9026	
Adj.R <sup>2</sup>		0.034	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in 〈Appendix 1〉

9) 다수의 선행연구에서는 하위 0.1% 수준의 수익률(추가폭락) 경험여부를 나타낸 더미변수를 주로 분석에 활용하였는데,  $fCOUNT$ 는 추가폭락 횟수뿐만 아니라 추가폭등 횟수도 함께 고려하므로 추가변동성이 큰 기업에 대한 측정오차 문제를 완화할 수 있다(Callen and Fang 2015).

〈Table 7〉 Analysis by using different cash risk proxies (continued)

Panel B: The effect of financial statement comparability on the relation between accounting conservatism and stock price crash risk (Hypothesis 2)

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIG4_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fCOUNT</i>			
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.013*	(-1.95)	-0.021***	(-2.64)
<i>Comp10</i>	-	0.005	(1.05)		
<i>Conservatism×Comp10</i>	-	-0.005***	(-3.32)		
<i>CompIND</i>	-			0.003	(0.86)
<i>Conservatism×CompIND</i>	-			-0.004***	(-3.57)
<i>NCSKEW</i>	+	0.028***	(2.74)	0.027***	(2.72)
<i>SIZE</i>	+	0.049***	(6.78)	0.049***	(6.77)
<i>BM</i>	-	-0.031**	(-2.36)	-0.031**	(-2.36)
<i>LEV</i>	+	-0.050	(-1.34)	-0.052	(-1.38)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.172***	(-4.82)	-0.173***	(-4.85)
<i>meanRET</i>	+	2.701***	(2.88)	2.728***	(2.91)
<i>BETA</i>	-	-0.005	(-0.27)	-0.005	(-0.29)
<i>dTrunover</i>	+	0.001	(0.04)	0.000	(0.00)
<i>BIG4</i>	-	-0.012	(-0.72)	-0.012	(-0.70)
<i>Opaque</i>	+	-0.018	(-0.33)	-0.020	(-0.36)
<i>Constant</i>	+/-	-1.270***	(-6.57)	-1.262***	(-6.47)
Industry Dummies		Included		Included	
Year Dummies		Included		Included	
Observations		9026		9026	
Adj.R <sup>2</sup>		0.034		0.034	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in 〈Appendix 1〉

(Table 7) Analysis by using different cash risk proxies (continued)

Panel C: Information asymmetry as *HHI* and crash risk as *fCOUNT* (Hypothesis 3)

$$fCRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Conservatism_{i,t} + \beta_2 Comp10(IND)_{i,t} + \beta_3 Conservatism \times Comp10(IND)_{i,t} + \beta_4 NCSKEW_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 RETstd_{i,t} + \beta_9 meanRET_{i,t} + \beta_{10} BETA_{i,t} + \beta_{11} dTurnover_{i,t} + \beta_{12} BIG4_{i,t} + \beta_{13} Opaque_{i,t} + \sum IND + \sum YD + \epsilon_{i,t}$$

Variable	Pred. Sign	Dependent = <i>fCOUNT</i>							
		Info. Asymmetry High(=HHI High)				Info. Asymmetry Low(=HHI Low)			
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>Conservatism</i>	-	-0.014*	(-1.86)	-0.024**	(-2.55)	0.002	(0.13)	-0.004	(-0.25)
<i>Comp10</i>	-	0.000	(0.05)			0.011	(1.43)		
<i>Conservatism</i> <i>×Comp10</i>	-	-0.004**	(-2.36)			0.000	(0.19)		
<i>CompIND</i>	-			0.002	(0.51)			0.005	(0.90)
<i>Conservatism</i> <i>×CompIND</i>	-			-0.004***	(-2.88)			-0.001	(-0.31)
<i>NCSKEW</i>	+	0.029**	(2.27)	0.029**	(2.28)	0.032*	(1.80)	0.032*	(1.79)
<i>SIZE</i>	+	0.036***	(5.69)	0.036***	(5.66)	0.084***	(5.38)	0.084***	(5.38)
<i>BM</i>	-	-0.023	(-1.39)	-0.022	(-1.32)	0.003	(0.11)	0.002	(0.08)
<i>LEV</i>	+	-0.069	(-1.41)	-0.066	(-1.36)	-0.056	(-0.82)	-0.063	(-0.93)
<i>RETstd</i>	+/-	-0.150***	(-2.85)	-0.147***	(-2.80)	-0.114*	(-1.91)	-0.120**	(-2.01)
<i>meanRET</i>	+	-0.299	(-0.25)	-0.230	(-0.19)	1.213	(0.74)	1.297	(0.79)
<i>BETA</i>	-	0.008	(0.39)	0.009	(0.41)	-0.005	(-0.17)	-0.005	(-0.18)
<i>dTrunover</i>	+	-0.009	(-0.35)	-0.011	(-0.43)	0.011	(0.44)	0.011	(0.42)
<i>BIG4</i>	-	0.033*	(1.75)	0.033*	(1.75)	-0.012	(-0.47)	-0.012	(-0.48)
<i>Opaque</i>	+	-0.079	(-1.13)	-0.072	(-1.02)	-0.043	(-0.45)	-0.057	(-0.60)
<i>Constant</i>	+/-	-0.945***	(-5.06)	-0.932***	(-4.92)	-2.013***	(-4.92)	-2.008***	(-4.87)
Ind. Dum.		Included		Included		Included		Included	
Year Dum.		Included		Included		Included		Included	
Observations		4442		4442		4584		4584	
Adj.R <sup>2</sup>		0.038		0.039		0.020		0.020	

1) \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2) Variables are defined in (Appendix 1)

## V. 결론

본 연구는 회계 보수성과 차기 주가폭락위험과의 관계를 조사하였다. 또한 재무제표의 비교가능성과 기업의 정보불균형이 회계 보수성과 주가폭락의 관계에 미치는 영향을 분석하였다. 2002~2014년까지의 9,026개의 상장기업-연도 표본을 이용한 결과, Basu(1997) 모형을 이용하여 보수적인 회계처리 정도를 측정하였을 때, 회계 보수성과 차기 주가폭락위험의 관계는 통계적으로 유의하지 않았다. 반면, Ball and Shivakumar(2005)의 모형을 이용하여 회계 보수성을 측정할 경우에는 보수적 회계처리의 증가가 차기 주가폭락위험을 줄이는 것으로 나타났다. 이러한 혼재된 결과는 회계 보수성과 주가폭락위험의 음(-)의 관계가 실증적으로 명확하지 않음을 제시한다. 따라서 둘 간의 관계에 영향을 미칠 수 있는 재무제표 비교가능성과 정보불균형의 효과를 조사하였다. 그 결과, 재무제표 비교가능성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 회계보수성과 차기 주가폭락위험의 음(-)의 관계가 보다 유의하였다. 이는 재무제표의 비교가능성이 높아 상대적으로 재무정보 획득비용이 적은 기업일수록 재무제표에 대한 투자자들의 접근이 용이하여, 투자자들이 해당 기업의 회계 보수성을 식별하여 투자자의사결정에 반영할 가능성이 높다는 것을 시사한다. 또한 산업집중도가 높아 전유정보를 노출하기를 꺼려하는 표본 및 감사인의 산업전문성이 낮은 표본 즉, 정보불균형이 높은 표본에서 이러한 결과가 유도되는 것으로 나타났다. 추가적으로 주가폭락위험의 다른 대응치를 이용한 결과에서도 본 연구의 결과는 유지되었다.

본 연구는 다음의 공헌점을 가진다. 우선, 국내 자본시장에서 회계 보수성과 주가폭락위험 간의 혼재

된 관련성은 둘 간의 음(-)의 관계를 보인 해외 선행연구와 같지 않다. 이는 주식시장의 차이 혹은 회계 보수성 정도 자체의 차이 등 다양한 차이에서 비롯될 것이며 따라서 이는 후속 연구주제가 된다. 또한 본 연구는 회계 보수성을 식별할 가능성이 높거나 정보불균형 심화로 회계 보수성에 대한 수요가 높은 상황에서는 보수적 회계처리로 인해 주가의 폭락위험이 방지됨을 보였다. 재무제표 비교가능성이 회계 보수성의 효과에 영향을 줄 수 있다는 본 연구의 결과는 비교적 연구가 덜 축적된 관련 선행연구에 시사점을 제시한다. 마지막으로, 회계 보수성에 대한 연구가 대체로 채권자의 측면에서 많이 이루어졌다는 점에서 주가를 이용한 본 연구의 결과는 이를 주식시장으로 확장하고 있다. 즉, 주식시장의 투자자와 관련 정책입안자 및 주식시장의 감시기관에 회계 보수성의 효과를 제시하고 있다.

## 참고문헌

- 강나라 · 최권일 · 최관(2015), "이익공시의 적시성과 주가 붕괴위험," **회계학연구**, 40(6), 1-40.
- 박종찬(2005), "1997년 금융위기 이후 회계제도 개혁에 따른 이익의 적시성과 보수성 변화," **회계학연구**, 30(4), 1-26.
- 백원선 · 이수로(2004), "보수주의, 이익지속성 및 가치평가," **회계학연구**, 29(1), 1-27.
- 여은정(2015), "국제회계기준의 도입이 보수주의에 미치는 영향: 적용환경 및 기업특성에 따른 분석," **회계정보연구**, 33(1), 315-342.
- 윤정분 · 김성환(2013), "국제회계기준의 도입이 보수주의에 미치는 영향," **회계연구**, 18(4), 159-181.
- 이상호 · 이창섭 · 추재연(2017), "실물이익조정이 차기 주

- 가폭락위험에 미치는 영향," *경영학연구*, 46(1), 1-27.
- 조은혜 · 문해원 · 최영수(2015), "비교가능성이 기업단위의 주가폭락에 미치는 영향," *회계학연구*, 40(4), 179-211.
- Ahmed, A. S., B. K. Billings, R. M. Morton and M. Stanford-Harris(2002), "The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs," *The Accounting Review*, 77(4), 867-890.
- Balakrishnan, K., R. Watts and L. Zuo(2016), "The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Investment During the Global Financial Crisis," *Journal of Business Finance & Accounting*, 43(5-6), 513-542.
- Ball, R. and L. Shivakumar(2005), "Earnings Quality in UK Private Firms: comparative loss recognition timeliness," *Journal of accounting and economics* 39(1), 83-128.
- Ball, R. and L. Shivakumar(2006), "The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition," *Journal of Accounting Research*, 44(2), 207-242.
- Balsam, S., J. Krishnan, and J. S. Yang(2003), "Auditor Industry Specialization and Earnings Quality," *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 22(2), 71-97.
- Basu, S.(1997), "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3-37.
- 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.
- Casterella, J. R., J. R. Francis, B. L. Lewis and P. L. Walker(2004), "Auditor Industry Specialization, Client Bargaining Power, and Audit Pricing," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 23(1), 123-140.
- Chan, K. and A. Hameed(2006), "Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets," *Journal of Financial Economics*, 80(1), 115-147.
- Chen, J., H. Hong and J. C. Stein(2001), "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices," *Journal of Financial Economics* 61(3), 345-381.
- De Franco, G., S. P. Kothari and R. S. Verdi(2011), "The Benefits of Financial Statement Comparability," *Journal of Accounting Research*, 49(4), 895-931.
- Dimson, E. (1979), "Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading," *Journal of Financial Economics*, 7(2), 197-226.
- Francis, B., I. Hasan, and Q. Wu(2013), "The Benefits of Conservative Accounting to Shareholders: Evidence from the Financial Crisis," *Accounting Horizons*, 27(2), 319-346.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson and K. Schipper (2004), "Costs of Equity and Earnings Attributes," *The Accounting Review*, 79(4), 967-1010.
- Givoly, D. and C. Hayn(2000), "The Changing Time-series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become more Conservative?," *Journal of Accounting and Economics*, 29(3), 287-320.
- Graham, J. R., C. R. Harvey and S. Rajgopal

- (2005), "The Economic Implications of Corporate Financial Reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 40(1), 3-73.
- Hong, H. and J. C. Stein(1999), "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets," *The Journal of Finance*, 54(6), 2143-2184.
- Hou, K. and D. T. Robinson(2006), "Industry Concentration and Average Stock Returns," *The Journal of Finance*, 61(4), 1927-1956.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian (2009), "Opaque Financial Reports, R 2, and Crash Risk," *Journal of financial Economics*, 94(1), 67-86.
- Jin, L. and S. C. Myers(2006), "R2 around the World: New Theory and New Tests," *Journal of Financial Economics*, 79(2), 257-292.
- Kim, J. B., L. Li, L. Y. Lu and Y. Yu(2016), "Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk," *Journal of Accounting and Economics*, 61(2), 294-312.
- Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang(2011), "Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis," *Journal of Financial Economics*, 100(3), 639-662.
- Kothari, S. P., S. Shu and P. D. Wysocki(2009), "Do Managers withhold Bad News?," *Journal of Accounting Research*, 47(1), 241-276.
- Krishnan, G. V.(2003), "Does Big 6 Auditor Industry Expertise Constrain Earnings Management?" *Accounting Horizons*, 17, 1-16.
- LaFond, R. and R. L. Watts (2008), "The Information Role of Conservatism," *The Accounting Review*, 83(2), 447-478.
- Lara, G., M. Juan, B. Garcia Osma and F. Penalva (2016), "Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency," *Journal of Accounting and Economics*, 61(1), 221-238.
- Lawrence, A., R. Sloan and Y. Sun(2013), "Non-discretionary Conservatism: Evidence and Implications," *Journal of Accounting and Economics*, 56(2), 112-133.
- Li, L., B. B. Francis, and I. Hasan(2011), "Firms' Real Earnings Management and Subsequent Stock Price Crash Risk," Working Paper.
- Ma, T.(2010), "Accounting Conservatism and Corporate Investment," Working Paper.
- Penman, S. H. and X.-J. Zhang(2002), "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns," *The Accounting Review*, 77(2), 237-264.
- Pope, P. F. and M. Walker(1999), "International Differences in the Timeliness, Conservatism, and Classification of Earnings," *Journal of Accounting Research*, 37(Supplement), 53-87.
- Roychowdhury, S. and X. Martin(2013), "Understanding Discretion in Conservatism: An Alternative Viewpoint," *Journal of Accounting and Economics* 56(2), 134-146.
- Sloan, R.(1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *The Accounting Review*, 71(3), 289-315.
- Verrecchia, R. E.(2001), "Essays on Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 32(1), 97-180.
- Xu, N., X. Jiang, K. C. Chan, and Z. Yi(2013), "Analyst Coverage, Optimism, and Stock Price Crash Risk: Evidence from China," *Pacific-Basin Finance Journal*, 25, 217-239.
- Zhang, J.(2008), "The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers," *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 27-54.

## 〈Appendix 1〉 Variable definition

Variable	Definition
<b>Dependent variables: Stock price crash risk measures</b>	
<i>fNCSKEW</i>	The negative skewness of firm-specific weekly returns over the fiscal year $t+1$ ;
<i>fDUVOL</i>	The log of the ratio of the down weeks standard deviation of firm-specific weekly returns to the up weeks standard deviation of firm-specific weekly returns over the fiscal year $t+1$ ;
<i>fCOUNT</i>	The upside frequency subtracted from downside frequency based on the number of firm-specific weekly returns exceeding 3.2 standard deviations above and below the average of firm-specific weekly return over the fiscal year $t+1$ .
<b>Conservatism measures</b>	
<i>Conservatism</i>	Basu(1997)'s NI conservatism measure by 10-year rolling regression following Francis et al.(2004);
<i>CFOConserv</i>	Ball and Shivakumar(2005)'s CFO conservatism measure by 10-year rolling regression.
<b>Accounting comparability measures</b>	
<i>Comp10</i>	The average value of the 10 highest accounting comparability measure within industry following De Franco et al.(2011);
<i>CompIND</i>	The average value of the accounting comparability measure within industry following De Franco et al.(2011).
<b>Control variables</b>	
<i>meanRET</i>	The mean of firm-specific weekly returns over the fiscal year period;
<i>RETstd</i>	The standard deviation of firm-specific weekly returns over the fiscal year period;
<i>BETA</i>	The market model beta for past 60-month (at least 24-month);
<i>dTurnover</i>	The average monthly share turnover over the current fiscal year period minus the average monthly share turnover over the previous fiscal year period, where monthly share turnover is calculated as the monthly trading volume divided by the total number of shares outstanding during the month;
<i>SIZE</i>	The log of the market value of equity;
<i>BM</i>	The book value of equity divided by the market value of equity;
<i>LEV</i>	The total debt divided by total assets;
<i>ROA</i>	The net income divided by beginning total assets;
<i>BIG4</i>	Big4 auditor dummies;
<i>Opaque</i>	The past three years' sum of the absolute value of discretionary accruals from modified Jones model(Hutton et al. 2009);
$\Sigma YD$	Year dummies;
$\Sigma ID$	Industry dummies.

# The Effect of Accounting Conservatism on Future Stock Price Crash Risk: The Moderating Effect of Financial Statements Comparability and Information Asymmetry

Sang Ho Lee\* · Seung Uk Choi\*\*

## Abstract

In this paper, we hypothesize and test the association between accounting conservatism and subsequent stock price crash risk. Furthermore, we examine the moderating effect of financial statements comparability and information asymmetry in corporate environment on the relation between accounting conservatism and future crash risk.

Traditional views on accounting conservatism literature argue that conservatism is a general accounting principles that make stricter verification to revenue recognition than losses (Basu 1997). This classic view of accounting conservatism is attributed to the use of financial statements in debt contracts. For example, accounting conservatism benefits creditors thus reduces cost of debt (Zhang 2008). However, recent several papers find the role of accounting conservatism in the stock market. For instance, Francis et al.(2013) document a positive and significant relation between conservatism and firm stock performance during the current crisis. They interpret these evidences that conservative accounting positively affects shareholder value. Also, Balakrishnan et al. (2016) use the similar setting. They find that firms with less conservative financial reporting experienced a decline in investment activity during the global financial crisis. All these evidences show that not only the creditors but also the market participants in the stock market consider firms' conservative accounting information.

By extending studies mentioned above we expect the negative relation between accounting

---

\* Integrated Master & Ph. D. Student, Korea University Business School, First Author

\*\* Assistant Professor, School of Business, Kwangwoon University, Corresponding Author

conservatism and future stock price crash risk. Prior research suggests several evidences for the expectation. First, accounting conservatism prevents the delay of losses. Typically, managers have incentives to withhold bad news (Kothari et al. 2009). If conservative accounting reduces such tendency, thereby decreases the risk of accounting bad news, which will avoid possible stock price crash risk in the future (Kim et al. 2016). Secondly, accounting conservatism mitigates conflict between shareholders and debtholders (Ahmed et al. 2002). Also, it enhances corporate decisions. For example, Lara et al. (2016) insist that more conservative firms invest more in settings prone to underinvestment and are associated with reduced overinvestment. Since the failure of corporate investment leads to the decline in stock price, increased efficient investment would prevent crash risk. Based on these prior evidences, we expect a negative relation between accounting conservatism and stock price crash risk.

By using 9,026 listed firm-years in Korean stock market from year 2002 to year 2014, we find a mixed association between accounting conservatism and subsequent crash risk. We find no significant relation between the two when we use Basu (1997)'s return-earnings model to proxy accounting conservatism. However, there is a significant and negative relation when we use Ball and Shivakumar(2005, 2006) measure to proxy accounting conservatism. Furthermore, we find that the relation between accounting conservatism and crash risk is significantly negative in the sub-samples of higher financial statements comparability compared to that of lower comparability. This result is even stronger in the sub-samples of higher information asymmetry. We interpret the results that investors' understanding of conservative financial information increases, which also enhance the efficiency of their investment decisions. Relationship between accounting conservatism and future stock price crash risk is significant for sub-samples with higher demand for conservative accounting. Financial statements comparability and information asymmetry explain the former and the latter, respectively. Our results remain consistent when we use the different proxies of crash risk.

Our study contributes to the literature in the following ways. First, we extend the growing studies on the link between conservative accounting and stock market. By showing the accounting conservatism reduces stock price crash risk in certain circumstance, our paper provide insight to the following studies. Second, our work complements the literature on financial statement comparability. Because of the difficulty in measuring comparability, related studies have not cumulated the evidences of the role of financial statement comparability yet. This adds an empirical evidence to this growing literature by showing the moderating effect of comparability on relation between accounting conservatism and crash risk. Finally, we provide practical

suggestions to the regulators. For example, Korean stock market does not discriminate conservative accounting until the firms enhance financial statements comparability. Thus, stock market policies might consider the moderating effects among the financial information qualities.

Key words: Accounting conservatism, crash risk, financial comparability, information asymmetry, industry concentration, auditor industry expertise

- 
- 저자 이상호는 현재 고려대학교 경영대학 회계학 전공 석·박사통합과정생이다. 고려대학교 경영대학 경영학과를 졸업하였다. 주요 연구분야는 기업가치평가, 자본비용, 주가폭락위험, 실물이익조정 등이다.
  - 저자 최승욱은 현재 광운대학교 경영대학 경영학과 조교수로 재직 중이다. 고려대학교 경영대학에서 회계학 전공으로 경영학 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 회계 보수성, 감사품질, 투자효율성, 재무제표 비교가능성 등이다.