

## 시장의 불확실성 하에서 기업의 보수적 회계처리와 투자자의 반응

황주희(주저자)

성균관대학교 경영연구소  
(jhwang10@skku.edu)

최 관(교신저자)

성균관대학교 경영대학  
(kwanchoi@skku.edu)

자본시장의 불확실성은 시장참여자들의 의사결정에 중요한 영향을 미친다. 본 연구는 시장의 불확실성이 기업의 회계정보 산출과정에 미치는 영향과 이에 따른 투자자들의 차별적인 반응에 대해 분석하였다. 구체적으로, 시장의 불확실성이 높아지는 환경에서 기업의 보수적 회계처리 정도가 증가하는지를 살펴보고, 기업의 보수적 회계처리가 투자자들의 위험회피적 투자의사결정에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다.

본 연구의 중심변수인 시장의 불확실성은 한국거래소에서 발표하는 변동성지수(VKOSPI)를 이용하여 측정하였다. 그리고 본 연구의 대상기업은 VKOSPI 지수가 발표되기 시작한 2009년부터 2017년까지의 유가증권 상장기업이다.

분석결과, 시장의 불확실성이 높아질 때 기업은 더욱 보수적으로 회계처리하였다. 이는 기업이 시장의 불확실성에 대한 위험을 줄이기 위한 수단으로 보수적 회계처리를 이용하고 있는 것으로 해석된다. 한편, 기업의 보수적 회계처리는 시장의 불확실성이 높아질 때 악재(bad news)에 더 민감하게 반응하는 투자자들의 비대칭적인 의사결정 행태를 완화시키는 것으로 나타났다. 투자자들은 기업의 보수적 회계처리를 자신들을 보호하는 합리적인 회계처리 방법으로 인식하는 것으로 해석된다.

본 연구는 시장의 불확실성이 기업의 보수적 회계처리와 투자자의 의사결정에 미치는 영향을 실증적으로 분석했다는 점에서 의미가 있다. 특히 기업의 보수적 회계처리가 회계정보의 유용성에 긍정적인 역할을 하고 있다는 주장을 지지하고 있다. 또한 우리나라의 자본시장에서도 변동성지수가 시장의 불확실성에 대한 보다 직접적이고 연속적인 측정치로 활용될 수 있음을 보여준다.

주제어: 시장의 불확실성, VKOSPI, 보수주의, 위험회피, 비대칭적 의사결정

### 1. 서론

시장환경의 변동은 기업의 경영활동과 투자자의 의사결정에 매우 중요한 영향을 준다. 그 이유는 변동성이 낮은 환경에서는 미래 현금흐름을 예측하는 것이 수월하고 예측오류가 적게 발생하지만, 변동성이 높은 환경에서는 예측이 어려워지기 때문이다. 본 논문에서는 시장의 불확실성이 기업의 재무보고

행태에 미치는 영향과 이에 따른 투자자들의 차별적인 반응에 대해서 분석한다.

불확실성(uncertainty)은 위험(risk)과는 정의가 다소 다르다. Williams(2015)는 과거 Knight(1921)의 정의를 인용하여 두 단어의 차이를 설명하였다. ‘불확실성’이란 그 일이 일어날 가능성(probability)을 알 수 없는 것을 의미하고, ‘위험’은 그로 인한 결과(payoff)에 대해서 알 수 없는 것을 의미한다. 예를 들어, A 주식에 투자할 경우 주가가 오를 가능성이

30%이고 주가가 떨어질 가능성이 70%라면, 위험(risk)은 두 가능성 중 실제로 어떤 사건이 일어날지는 모르지만 확률상 주가가 떨어질 가능성이 높은 것을 알고 있는 것을 말하고, 불확실성(uncertainty)은 그 확률조차 알 수 없는 것을 의미한다.

시장의 불확실성이 높아지는 상황에서 기업과 투자자의 행동은 그렇지 않은 경우와 비교해서 차이가 존재할 것이다. 선행연구에 따르면 기업의 회계처리정책은 시장환경에 영향을 받으므로(Climini, 2015; Persakis and Iatridis, 2015) 기업의 보수적 회계처리정책도 시장의 불확실성에 영향을 받을 수 있을 것이다. 그 영향은 두 가지 방향으로 예측이 가능하다. 첫 번째 방향은 시장의 불확실성이 높아질 때 기업은 더욱 보수적인 회계처리를 선택할 것이라는 예측이다. 일부 선행연구는 외환위기와 금융위기 이후 기업들의 보수성이 유의하게 증가한 것을 보고 하였다(Vichitsarawong et al., 2010; 박종찬, 2005; 최관과 전성일, 2005). 이에 대한 가장 큰 원인은 소송과 법적 규제에 대한 위험이 증가했기 때문이다(Watts, 2003a; Qiang, 2007). 즉 시장의 불확실성이 높아질 때 기업들은 향후 발생할지도 모를 소송 및 법적 제재의 위험에 대비하기 위해 더욱 보수적으로 회계처리할 가능성이 높다. 두 번째 방향은 기업의 성과가 과소평가 되는 것을 막기 위해 보수적인 회계처리를 선택하지 않을 것이라는 예측이다(LaFond and Roychowdhury, 2008). 불확실한 시장환경 하에서는 미실현된 경제적 이익을 회계이익에 포함시키지 않음으로써 발생하는 비용(예: 기업도산, 상장폐지, 금융기관 자본조달비용 증대 등)이 미실현된 경제적 손실을 회계이익에 포함시킴으로써 발생하는 이익(예: 재무구조 강화, 장기적 자본조달비용 감소)보다 크고 중요하게 인식될 수 있다. 예를 들어, 금융기관 차입이 필요하거나 상

장폐지 위험이 있는 기업은 기업성과가 저조하면 기업경영에 크게 불리하여 공격적인 회계처리를 할 수 있다(Dechow et al., 1996; 김정옥과 배길수, 2006; 박성환 등, 2011; 손성규와 염지인, 2013; 이석근 등, 2015, 2016). 이 경우 기업들은 시장의 불확실성 하에서 보수적 회계정책을 채택하지 않을 가능성이 높다.

한편, 투자자들은 불확실성이 높은 환경 하에서는 투자 의사결정 시에 더욱 주의를 기울이고, 부정적인 상황을 가정하여 보수적으로 행동한다(Williams, 2015). 즉, 투자자들은 위험회피적 성향이 있기 때문에 시장의 불확실성이 높아질 때 호재(good news)보다 악재(bad news)에 더 가중치를 두어 비대칭적으로 의사결정을 한다. 이때 기업의 회계처리정책은 투자 의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 먼저, 기업의 보수적 회계처리가 투자자를 보호하는 수단으로 인식된다면, 투자자들은 보수적 회계처리를 하는 기업에 대해서는 악재의 발생에 덜 민감하게 반응할 것으로 예상된다. 왜냐하면 투자자들이 보수적 회계처리를 통해 산출된 정보를 보다 신뢰성 있게 인식하여 경제적 손실로 인한 기업가치의 감소를 상대적으로 작게 느끼기 때문이다(Kahneman and Tversky, 1979; 박종찬, 2005; 전홍준 등, 2018). 하지만 만일 기업의 보수적 회계처리가 기업의 미래가치 추정을 어렵게 하는 요소로 인식된다면, 투자자들은 보수적인 회계처리를 하는 기업의 악재에 대해 더욱 민감하게 반응할 것으로 예상된다. 시장의 불확실성이 높은 상황 하에서 정보이용자들은 회계정보에 내포된 의미를 제대로 인식하지 못할 가능성이 높고(Sloan, 1996; Barth et al., 2014; 문상혁 등, 2006), 투자자들이 보수적인 회계이익을 해석하는데 더 많은 노력이 필요하기 때문이다(Barth et al., 2014).

본 논문의 중심 변수인 시장의 불확실성은 주식시장의 변동성지수(Volatility Index)를 이용하여 측정하였다. 변동성지수는 투자자들이 예상하는 미래 주식시장의 변동성을 측정하는 지수이다. 이 지수는 최근 많은 연구에서 미래 시장의 불확실성을 나타내는 변수로 사용되고 있다(Bloom, 2009; Barth and So, 2014; Billings et al., 2015; Kim et al., 2016). 본 연구에서는 시장 불확실성의 측정치로 한국 자본시장의 변동성지수인 VKOSPI를 사용하였다.<sup>1)</sup> 한편, 회계정보의 산출특성은 Basu(1997)의 연구모형에서 측정되는 보수적 회계처리 정도를 이용하였다.

본 연구에서 연구대상이 된 기업-연도 자료는 4,470개이며, 연구대상기간은 VKOSPI가 발표되기 시작한 2009년부터 2017년까지이다. 시장환경을 나타내는 변수는 분석목적에 따라 연도별 VKOSPI의 변동(changes)을 측정한 변수(long-term volatility)와 이익공시일 전후의 변동(changes)을 측정한 변수(short-term volatility)를 사용한다. 본 논문에서는 시장의 불확실성에 따른 회계정책의 변화를 연구하는데, 기업의 회계정책과 회계정보의 공시는 주가가격과 같이 늘 변동하는 것이 아니므로 시장의 장기적 변동성(long-term volatility)과 관련된 것으로 예상된다. Basu(1997)의 연구모형도 정기적으로 공시되는 회계정보를 이용하여 보수적 회계처리 정도를 측정하고 있다. 반면에 주식시장에서 투자자는 이익공시 시점에서의 단기적 변동성(short-term volatility)을 바탕으로 투자 의사결정을 내릴

것으로 예상했다. 본 연구에서는 선행연구(Conrad et al., 2002; Williams, 2015)와 같이 이익공시 시점을 전후한 3일간의 주식수익률로 투자자의 투자 의사결정을 측정하고 있다. 그러므로 본 연구에서의 연구모형은 장기적 변동성에 따른 기업의 보수적 회계처리 행태의 변화를 분석하고, 단기적 변동성에 따른 투자자의 의사결정 행태의 변화를 비교분석하였다.

먼저 시장의 불확실성이 기업의 회계처리에 미치는 영향을 분석한 결과에 따르면, 시장의 불확실성이 높아질 때 기업의 보수적 회계처리 정도가 더욱 높게 나타났다. 기업은 보수적 회계처리로 인해 기업의 성과가 과소평가될 것에 대한 우려보다는 시장의 불확실성이 높아질수록 이에 따라 발생할 수 있는 경영위험을 줄이기 위해서 보수적인 회계처리를 선택하는 것으로 해석된다. 두 번째로, 시장의 불확실성이 투자자의 의사결정에 미치는 영향에 대해 분석한 결과, 선행연구(Williams, 2015)와 마찬가지로 우리나라에서도 시장의 불확실성이 높아질 때 투자자들이 악재(bad news)에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 그런데 기업의 회계처리가 보수적이면 시장의 불확실성이 높아질 때 악재에 더 민감하게 반응하는 투자자들의 비대칭적인 의사결정 행태가 완화되었다. 이러한 결과는 보수적 회계처리가 투자자를 보호하는 합리적인 회계처리방법으로 인식되기 때문으로 해석된다.

본 연구에서는 Williams(2015)의 연구에서 한 걸음 더 나아가, 시장의 불확실성이 기업의 회계정보 산출과정에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고, 이

1) 한국의 변동성지수(VKOSPI)는 미국 시카고 옵션거래소(CBOE)가 S&P 500 지수옵션을 토대로 발표하는 변동성지수(VIX)와 유사한 개념으로 한국거래소(KRX)가 국내 주식시장에 맞게 고안해 낸 아시아 국가 최초의 변동성 지수이며, 2009년 4월 13일부터 실시간으로 발표되고 있다. VKOSPI는 코스피 200의 옵션가격을 이용하여 산출한다. 변동성지수는 주가가 상승할 때는 하락하고, 주가가 하락할 때 상승하는 관계를 보여, '공포지수(Fear Index)'라고도 불리며, 시장변동의 위험을 감지하는 중요한 투자지표로 활용되고 있다. (한국거래소: <http://index.krx.co.kr/contents/MKD/03/0304/03040101/MKD03040101.jsp?idxCd=1300&upmidCd=0202#a110dc6b3a1678330158473e0d0ffb0=1>)

러한 정보 산출과정의 특성을 투자자들이 투자 의사 결정에서 고려하고 있는지를 분석한 점에 공헌이 있다. 또한 보수적 회계처리의 정도가 시장의 불확실성에 따른 투자 의사결정에도 영향을 미침을 보고함으로써 보수주의가 투자자의 의사결정에 유용한 정보로 활용되고 있다는 근거를 제공하고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 시장의 불확실성 하에서 보수주의와 투자자반응에 대한 선행연구를 검토하고, 연구가설을 수립한다. III장에서는 시장의 불확실성과 보수주의 및 투자자 반응의 측정과정을 설명하고, 가설을 검증하기 위한 검증모형을 제시한다. 또한 본 연구의 실증분석에서 사용된 표본 선정과정도 설명한다. IV장에서는 본 연구의 실증분석 결과를 제시하고, V장에서 전체적인 요약 및 결론을 제시한다.

## II. 선행연구 및 가설의 도출

### 2.1 시장의 불확실성과 보수주의

불확실한 시장환경 하에서는 미래현금흐름에 대한 예측이 어렵다. 기업은 시장의 불확실성이 높을 경우, 불확실성에 의한 위험을 낮추기 위해 회계처리정책을 변경시킬 수 있다. 회계에서 신중성(prudence)과 관련된 보수주의(conservatism)는

기업의 대·내외적 불확실성을 낮추는 수단으로 알려져 있다. 기업은 보수주의를 통해서 재무적 기초를 다지고 투자자 및 채권자의 투자위험을 감소시킬 수 있기 때문이다(Watts, 2003a).<sup>2)</sup> 그러므로 시장환경의 변동성은 기업의 보수적 회계처리에도 큰 영향을 미칠 것으로 예상된다. 보수주의에 대한 정의는 연구마다 차이가 있지만, 일반적으로 회계처리의 불확실성이 있을 때, 수익은 실현될 때까지 인식을 지연하고 비용은 즉시 인식하는 것을 의미한다(Watts and Zimmerman, 1986; Watts, 2003a).

시장환경의 불확실성이 기업의 보수적 회계처리에 미치는 영향은 두 가지 방향으로 예측이 가능하다. 첫 번째 방향은 시장의 불확실성이 높아질수록 보수적 회계처리 성향이 높아지는 것이다. 기업들이 보수적인 회계처리를 하는 대표적인 이유는 향후 발생할지도 모를 계약에 따른 제반 비용(contract costs)과 소송위험(litigation risk) 등을 최소화하기 위함이다(Watts, 2003a). 시장의 불확실성이 높아질수록 예상치 못한 위험이 발생할 가능성도 높아지므로 기업은 위험요소가 발생할 확률을 낮추기 위해 이전보다 더욱 신중한 회계처리를 하게 된다(Gul et al., 2002; Vichitsarawong et al., 2010). 우리나라에서 거시적인 시장환경의 변동에 따른 기업의 보수주의를 분석한 연구로는 박종찬(2005)과 최관과 전성일(2005)의 연구가 대표적이다. 두 연구에서는 모두 외환위기 직후 국내기업들의 보수성이 유의하게 증가한 것으로 보고했다.

2) 보수주의는 조건적 보수주의와 무조건적 보수주의로 구분된다. 조건적 보수주의(conditional conservatism)는 악재(bad news)가 호재(good news)보다 빠르게 이익에 반영되는 것을 의미하며, 무조건적 보수주의(unconditional conservatism)는 이익과 자본의 장부가치를 낮게 평가하여 보고하는 것을 의미한다(Ball and Shivakumar, 2005; Beaver and Ryan, 2005). 두 보수주의 개념이 재무제표에 미치는 영향이 서로 다르므로 이를 구분하는 것은 중요하다(Ruch and Taylor, 2015). Qiang(2007)은 무조건적 보수주의는 법적규제(regulatory) 혹은 세금과 관련된 위험이 높은 기업에서 주로 발견되며, 조건적 보수주의는 계약(contracting)과 소송위험(litigation costs)이 높은 기업에서 발견된다고 하였다. 거시적 시장환경과 관련된 선행연구들에서는 대부분 조건적 보수주의 모형을 이용하고 있으므로(Crawley, 2015), 본 연구에서도 조건적 보수주의를 적용하여 분석한다.

두 번째 방향은 시장의 불확실성이 높아질수록 기업의 보수적 회계처리 성향이 낮아지는 것이다. 시장의 불확실성이 높아져서 기업의 성과를 예측하기 어렵거나 타격을 받을 것으로 예상되면 경영자는 기업의 성과가 과소평가되는 것을 방지하기 위해서 보수적 회계처리를 선택하지 않을 가능성이 있다. 특히 선행연구에 따르면 추가적인 금융기관 차입이 필요해지거나 부채계약 위반의 위험이 발생할 만큼 경영성과가 악화될 것으로 예상되면 공격적인(aggressive) 회계처리를 하는 것으로 보고하고 있다(Dechow et al., 1996; 김정옥과 배길수, 2006; 손성규와 염지인, 2013; 이석근 등, 2015, 2016). 즉, 시장의 불확실성이 높아지는 상황에서 경영자는 직접적이고 단기적인 비용(loss)을 간접적이고, 장기적인 이익(benefit)보다 중요하게 인식하게 된다. 한편, 이익의 질 관점에서 Penman and Zhang(2002)은 보수주의가 이익의 가치관련성과 지속성을 훼손한다고 주장하였다. 보수주의를 채택하면 당기에 반영된 악재가 차기 이후에 반전되어 이익이 상대적으로 커지는 효과가 나타나므로 이익지속성을 감소시키며(Basu, 1997), 당기이익의 과소계상이 기능적 고착화현상을 초래하여 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다고 본 것이다(Chan et al., 2001). 이러한 이유로 기업들은 시장의 불확실성이 높을 때에는 보수적 회계처리를 꺼려할 가능성이 있다.

따라서 본 연구에서는 시장의 불확실성에 따라 기업의 보수적 회계처리정책이 달라지는 지를 검증하기 위해 다음과 같은 귀무가설을 수립하였다.

가설 1: 시장 불확실성의 변동은 기업의 보수적 회계처리에 영향을 미치지 않을 것이다.

## 2.2 시장의 불확실성과 투자자 반응

전망이론(Prospect Theory)에 따르면, 투자자들은 확실한 결과에 대해서 더욱 중요하게 생각하여 높은 가중치를 두며(확실성 효과; Certainty Effect) 긍정적인 전망보다 부정적인 전망에 따라 의사결정을 하는데(반사효과; Reflection Effect), 그 이유는 손실을 회피하려고 하기 때문이다(Kahneman and Tversky, 1979). 일반적으로 투자자는 기업의 회계정보에 경제적 손실이 포함되지 않음으로써 입을 수 있는 피해를 경제적 이득이 포함되지 않음으로써 입을 수 있는 피해보다 크게 느끼기 때문에, 회계이익에 누락된 경제적 손실이 있을 경우 경제적 이득이 누락된 경우보다 비대칭적으로 더 큰 투자위험을 느끼게 된다. 이러한 이유로 실제 많은 연구에서는 음의 비기대이익에 대한 시장반응이 양의 비기대이익에 대한 시장반응보다 큰 것을 보이고 있다(Conrad et al., 2002; Skinner and Sloan, 2002).

위와 같은 투자자들의 성향은 전반적인 투자환경의 변동에도 적용할 수 있다. Williams(2015)의 연구에 따르면, 시장의 불확실성이 커지는 환경에서 비기대이익에 대한 투자자들의 반응은 더욱 비대칭적으로 나타나고 있다. 즉, 투자자들은 자본시장의 불확실성이 커질수록 호재(good news)보다 악재(bad news)에 더 민감하게 반응하였다. 앞서 설명한 논리와 마찬가지로 투자자들은 불확실성 하에서 경제적 손실을 더욱 회피하려는 성향을 갖고 있기 때문이다.

그러므로 시장의 불확실성이 높아질수록 투자자들은 검증가능성이 높고 신뢰성 있는 확실한 정보를 요구하게 된다. 이때 기업의 보수적 회계처리는 투자자의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 먼저, 기업의 보

수주의가 기업의 위험을 낮추는 신중한 회계처리정책이라면 투자자들은 이러한 회계처리를 더욱 신뢰할 것이다. 유사한 주장으로 Holthausen and Watts(2001)는 보수주의가 악재를 조기에 반영하기 때문에 경영자와 시장참여자 간의 정보비대칭을 해소하기 위한 수단이 될 수 있으며, Watts(2003a)는 보수주의가 투자자와 채권자를 보호하기 위해 경영자를 감시하는 역할을 할 수 있다고 보고하였다. LaFond and Watts(2008) 역시 보수주의가 정보의 비대칭을 줄이는 역할을 하고 있음을 보고하고 있다. 투자자들은 미래현금흐름에 대한 불확실성이 높을 때 회계정보에 대한 높은 검증가능성을 요구하게 되고, 이는 경영자로 하여금 보수적 회계처리를 유도하게 하는 것이다(Kim et al. 2013). Watts and Zuo(2012)는 2008년 금융위기 기간에 보수적으로 회계처리한 기업은 비보수적인 기업에 비해 음(-)의 주식수익률이 덜 나타나고 있음을 보여주고 있으며, Francis et al.(2013)과 Balakrishnan et al.(2016)은 금융위기 기간에 기업의 보수주의와 주주의 부 사이에 유의한 양의 관계가 있음을 보고하였다. 이는 투자자들이 정보비대칭으로 인한 투자위험의 증가를 해소하고, 시장환경의 불확실성으로 인한 잠재적인 투자위험을 감소시키기 위해 보수적 회계처리를 요구하는 경향이 있는 것으로 해석된다.

그러나 보수적 회계처리가 이익의 변동성을 높이고, 이익 지속성을 감소시키며, 수익과 비용의 비대칭적 인식을 높여서 오히려 투자자에게 왜곡된 정보를 제공할 수 있다는 주장도 있다(Chen et al., 2014; 백원선과 이수로, 2004). 또한 정보비대칭성이 존재하는 상황에서 과소평가된 회계이익으로 인하여 기업가치가 과소평가되는 기능적 고착화 현상이 발생할 수도 있다(Sloan, 1996; Chan et al., 2001; Penman and Zhang, 2002). Barth

et al.(2014)은 투자자들이 보수적인 회계이익 정보를 해석하는데 더 많은 시간이 필요하기 때문에 보수적으로 회계처리하는 기업들에서 더 낮은 정보효과가 나타난다고 하였다. 우리나라에서도 김도연과 김정옥(2015)은 회계보수성이 높을수록 주가수익률에 대한 미래이익의 정보효과가 낮은 것으로 보고했다. 그들은 투자자들이 보수주의의 특성을 제대로 인식할 수 없어 미래이익에 대한 합리적인 기대를 하지 못하기 때문이라고 해석하였다. 즉, 기업의 보수주의는 불확실한 시장환경하에서 투자자의사결정에 유의미한 영향을 미치지 못하거나, 오히려 더 어렵게 하는 요소로 작용할 수 있다.

종합하면, 투자자들이 기업의 보수주의를 어떻게 인식하느냐에 따라 시장의 불확실성 하에서 투자자들의 비대칭적인 의사결정 행태는 달라질 것으로 예측된다. 투자자들이 기업의 보수주의를 투자자 보호 수단으로 인식한다면, 시장불확실성이 높아질 때 보수적으로 회계처리하는 기업에서 투자자의 비대칭적인 의사결정의 정도는 상대적으로 낮을 것으로 예상할 수 있다. 반면에, 보수주의가 기업의 미래가치 추정을 어렵게 하는 요소로 인식된다면, 시장불확실성이 높아질 때 보수적인 기업과 비보수적인 기업에 대한 투자자의 의사결정 행태는 유의한 차이가 없거나 오히려 보수적인 기업에 대해 더욱 비대칭적으로 반응할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 시장의 불확실성에 따른 투자자들의 비대칭적인 반응이 기업의 보수주의에 따라 달라지는지를 검증하기 위해 다음과 같이 귀무가설을 수립하였다.

가설 2: 시장의 불확실성이 높아질 때, 기업의 보수적 회계처리는 투자자들의 비대칭적인 투자자의사결정에 영향을 미치지 않을 것이다.

### III. 연구방법 및 표본

#### 3.1 연구모형

##### 3.1.1 시장 불확실성의 측정

거시적 시장환경의 변화는 다양하게 측정되고 있다. 대표적으로 사용되는 시장환경의 측정치로는 국내총생산(GDP)증가율, 물가상승률 등과 같이 중앙은행이 발표하는 경제지표와 주식시장지수 등이 있다. 그런데 이 측정치들의 공통적인 한계점은 이들 정보가 과거의 시장상황을 나타낸다는 것이다. 경영 및 투자사결정에는 이미 지나간 과거의 정보보다는 현재시점에서 향후 시장환경의 변화에 대한 정보가 더 유용하다.

최근 발표되는 다수의 회계학연구에서는 시카고 옵션시장에서 발표되는 변동성지수(Chicago Board Options Exchange Volatility Index: 이하 VIX)를 미래 시장환경 변동의 측정치로 사용하고 있다(Barth and So, 2014; Billings et al., 2015; Saini and White, 2015; Kim et al., 2016; Neururer et al., 2016). VIX가 사용되는 이유는 미래 시장의 불확실성에 대한 시장 참여자들의 기대를 나타내는 변수이기 때문이다(Whaley 2009). 옵션투자자들은 정해진 조건에 따라 미래에 그 권리를 행사하기 때문에 미래의 불확실성이 옵션의 수익률을 좌우한다. 즉, 옵션시장의 변동성은 미래의 불확실성을 최대한 합리적으로 추정하여 거래하고 있는 투자자들의 예측에 의한 것이다. 따라서 시장환경의 변동에 따른 시장참여자들의 의사결정의 변화

를 살펴보기 위해서는 미래 시장의 변동성을 나타내는 측정치를 사용하여야 하며, 이러한 관점에서 변동성지수(Volatility Index)는 미래 시장환경의 변동을 나타내는 데 적합한 지표이다.

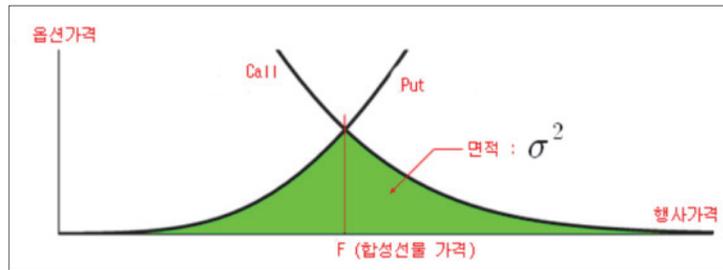
한국거래소에서도 시카고 옵션시장에서 사용하고 있는 방식을 적용하여 국내 상장기업을 대상으로 한 변동성지수인 VKOSPI를 2009년부터 발표하고 있다. 구체적인 산출방법은 기초자산을 KOSPI200 지수로 하는 최근월물 및 차근월물 외가격 옵션을 이용해, 잔존만기가 30일 남은 가상적인 옵션의 모형-독립 내재변동성(model free implied volatility)을 계산하고, 여기에 100을 곱하여 산출한다(최훈철과 한석호, 2009; 김소정과 윤선중, 2015). 변동성지수( $\sigma^2$ )의 산출공식은 아래와 같다(Fernandes et al., 2014).

$$\sigma^2 = \frac{2}{T} \sum_i \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{rT} Q(K_i) - \frac{1}{T} \left[ \frac{F}{K_0} - 1 \right]^2$$

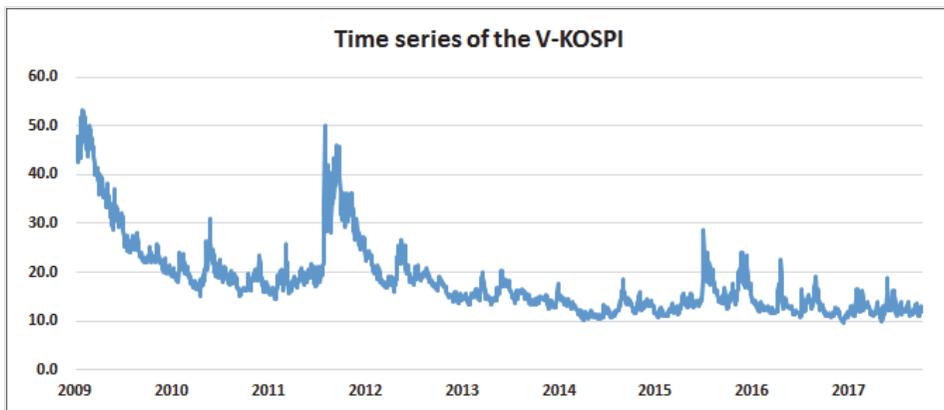
여기서  $T$ 는 잔존만기를 나타내며, 분 단위로 산출하고,  $\Delta K$ 는 행사가격간의 차이,  $K$ 는 행사가격,  $r$ 은 무위험이자율,  $Q(K)$ 는 행사가격이  $K$ 인 풋옵션 가격과 콜옵션 가격,  $F$ 는 Call과 Put으로 산출된 합성선물가격이고  $K_0$ 는  $F$ 보다 낮은 첫 번째 행사가격을 의미한다. <그림 1>은 해당 식을 간략히 나타낸 것으로 그래프 아래의 면적이 넓어질수록 시장의 변동성이 높아짐을 의미한다.<sup>3)</sup>

<그림 2>는 VKOSPI의 시계열 변화를 보여준다. VKOSPI가 높아지면 시장의 불확실성이 높아짐을 의미하고, 반대로 낮아지면 불확실성이 낮아짐을 의미한다. 분석기간인 2009년부터 2017년까지 우리

3) 출처: <http://blog.naver.com/chunjein/100158814256>



〈그림 1〉 변동성 지수의 측정



〈그림 2〉 VKOSPI의 시계열 변화(2009-2017)

나라의 변동성지수는 평균 18.21(중위수 16.02)이다. 2008년 금융위기의 여파가 남아 있었던 2009년 초에는 53.17을 기록하여 분석기간 동안 가장 높은 변동성을 보여주고 있다. 국내의 정치적인 불안정과 유럽 국가들의 재정위기가 있었던 2011년 하반기에는 최대 50.11까지 높아져 시장의 불안정성을 그대로 나타내고 있다.

본 연구에서는 변동성지수를 이용하여 분석목적에 따라 장기적 변동성과 단기적 변동성을 사용하고 있다. 먼저 시장의 불확실성이 기업의 보수적 회계처리에 미친 영향과 관련해서는 장기적 변동성을 사용한다. 장기적 변동성(long-term volatility)은 일

일 변동성지수를 이용한 연간변동성으로 측정하였다. 이는 보수적 회계처리 정도가 Basu(1997)의 연구모형에서 연간이익을 기준으로 측정되고 있으며, 또한 기업은 한번 채택한 회계정책을 특별한 이유가 있지 않는 한 계속해서 사용하기 때문이다. 한편, 투자자의 의사결정에 영향을 주는 주식시장의 불확실성은 단기적 변동성을 이용하였다. 시장의 단기적 변동성(short-term volatility)은 이익공시일 전후 3일 간의 일일 변동성 지수의 변동(changes)으로 측정하였다. 투자자의 의사결정은 장기적인 경제환경에도 영향을 받지만 단기 이자율, 환율, 물가 지수 등의 단기 투자환경에 끊임없이 즉시 영향을

받기 때문이다. 본 연구에서는 단기적 변동성 측정 기간과 동일하게 회계정보 공시일을 전후한 3일 동안의 누적주가초과수익률을 이용하여 투자자의사결정의 변동을 측정하고 있다. 한편, 선행연구에 따라 변동성지수는 시장환경 변화의 방향에 따른 차이를 분석하기 위해 증감변수(change-term)를 적용한다 (Bloom, 2009; Williams 2015; Kim et al., 2016).<sup>4)</sup>

### 3.1.2 기업의 반응 - 조건적 보수주의 측정

보수주의는 다양한 방법으로 측정되고 있다. 대표적으로 Basu(1997)는 주식수익률의 부호를 이용하여 호재와 악재를 구분하고 호재보다는 악재를 보다 빨리 회계정보에 인식하는 비대칭적 적시성을 보수주의로 정의하였다. 본 연구는 시장의 불확실성에 따른 기업의 회계처리 행태와 투자자의 반응을 알아 보는 것이 목적이므로 연구주제와 일관성이 있도록 시장수익률을 이용한 Basu(1997)의 측정치를 보수주의의 측정치로 사용하였다. 다음은 Basu(1997)의 연구모형이다.

$$NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$NI_{i,t}$  = 주당순이익;

$NRET_{i,t}$  = 주식수익률이 음이면 1, 그 외에는 0인 더미변수;

$RET_{i,t}$  = 주식수익률.

모형 (1)의 회귀계수  $a_2$ 는 주식수익률과 회계이익과의 관련성을 보여주고,  $a_3$ 는 음의 주식수익률이 양의 주식수익률에 비해 증분적으로 갖는 회귀계수 값을 나타낸다. 기업이 보수적으로 회계처리를 하고 있다면,  $a_3$ 는 유의한 양의 값을 갖는다. 본 연구에서는 시장의 불확실성이 높아질 때, 기업의 보수주의가 어떻게 달라지는지 분석하기 위해 불확실성이 높아지는 기간( $\Delta VIX_{y+}$ )과 낮아지는 기간( $\Delta VIX_{y-}$ )에서 각각 식(1)을 분석하여 두 그룹에서  $a_3$ 의 차이를 비교하고자 한다.  $\Delta VIX_{y-}$ 는 전기( $t-1$ )대비 당기( $t$ )의 장기적 변동성의 변동률로 측정한다. 만일 시장의 불확실성이 높아질 때 기업이 위험을 낮추기 위해 보다 신중한 회계처리방법을 선택한다면  $\Delta VIX_{y+}$  그룹에서  $a_3$ 의 계수값은 더 크게 나타날 것이다.

추가적으로 시장 불확실성( $\Delta VIX_{y-}$ )과 상호작용 변수를 식(1)에 포함하여 시장불확실성이 높아짐에 따른 기업의 보수적 회계처리 정도의 차이를 검증하였다.

$$NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_4 \Delta VIX_{y_t} + \alpha_5 \Delta VIX_{y_t} \times NRET_{i,t} + \alpha_6 \Delta VIX_{y_t} \times RET_{i,t} + \alpha_7 \Delta VIX_{y_t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$\Delta VIX_{y_t}$  = VKOSPI의 연도별 변동률.

( $t$ 기 VKOSPI 변동의 평균 -  $t-1$ 기 VKOSPI 변동의 평균)/( $t-1$ 기 VKOSPI 변동의 평균)

만약 시장환경의 불확실성이 기업의 회계처리정책

4) 본 연구에서는 변동성지수의 수준 변수(level-term)보다는 증감 변수(change-term)가 시장환경의 불확실성을 반영하는 데 더욱 적합하다고 판단하였다. 변동성지수가 높더라도 장기간 그 수준이 유지된다면, 시장참여자들은 시장 환경을 익숙하게 받아들일 수 있다. 따라서 시장환경 변동에 따른 시장참여자들의 반응을 파악하기 위해서는 기간 간 차이를 나타내는 증감 변수를 사용하는 것이 보다 적절하다.

에 영향을 미친다면  $a_7$ 의 계수 값은 유의한 값을 나타낼 것이다. 구체적으로, 시장환경의 불확실성이 높아질수록 기업이 더욱 보수적으로 회계처리한다면  $a_7$ 의 계수 값은 유의한 양(+)의 값을 나타낼 것이며, 반대로 시장환경의 불확실성이 높아질 때 공격적인 회계처리를 한다면 유의한 음(-)의 값을 나타낼 것이다.

한편, 보수적 회계처리는 기업의 특성에 영향을 받을 수 있다(LaFond and Watts, 2008; Khan and Watts, 2009; Francis and Martin, 2010; Ahmed and Duellman, 2013). 이러한 영향을 통제하기 위해 선행연구에서 고려한 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 장부가치 대비 시장가치(MB) 및 상호작용변수를 식 (1)과 식 (2)에 포함하여 추가분석을 실시하였다. 연구모형은 식(3)과 식(4)와 같다.

$$\begin{aligned}
 NI_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} \\
 & + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} \\
 & + \alpha_5 SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_6 SIZE_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_7 SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_8 MB_{i,t} + \alpha_9 MB_{i,t} \times NRET_{i,t} \\
 & + \alpha_{10} MB_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_{11} MB_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_{12} \leq V_{i,t} + \alpha_{13} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} \\
 & + \alpha_{14} \leq V_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_{15} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 NI_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} \\
 & + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_4 \Delta VIX_t \\
 & + \alpha_5 \Delta VIX_t \times NRET_{i,t} + \alpha_6 \Delta VIX_t \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_7 \Delta VIX_t \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_8 SIZE_{i,t} + \alpha_9 SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \alpha_{10} SIZE_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_{11} SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_{12} MB_{i,t} + \alpha_{13} MB_{i,t} \times NRET_{i,t} \\
 & + \alpha_{14} MB_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_{15} MB_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{16} \leq V_{i,t} \\
 & + \alpha_{17} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_{18} \leq V_{i,t} \times RET_{i,t} \\
 & + \alpha_{19} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)
 \end{aligned}$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$SIZE_{i,t}$  = 총자산의 자연로그값;

$MB_{i,t}$  = 장부가치 대비 시장가치 비율;

$LEV_{i,t}$  = 부채비율(부채/자본).

### 3.1.3 투자자의 반응 - 비대칭적 반응 측정

Conrad et al.(2002)은 비기대이익(unexpected earnings)을 이용하여 애널리스트의 예측치보다 공시이익이 높으면 호재로 낮으면 악재로 구분하고, 초과수익률과의 관계를 통해 호재와 악재에 대한 투자자의 차별적인 반응을 알아보았다. 식 (5)는 Conrad et al.(2002)의 분석모형이며, 분석결과 악재에 대한 회귀계수( $\beta_1$ )가 호재에 대한 회귀계수( $\beta_2$ )보다 유의하게 높게 나타났다. 이는 투자자들이 호재보다 악재에 더 민감하게 반응하고 있음을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Badnews_{i,t} + \beta_2 Goodnews_{i,t} \\
 & + \beta_3 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)
 \end{aligned}$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$CAR_{i,t}$  = 이익공시기간(-1일부터 +1일)의 시장조정누적초과수익률;

$Badnews_{i,t}$  = 이익이 애널리스트 예측치보다 작으면 1, 그렇지 않으면 0;

$Goodnews_{i,t}$  = 이익이 애널리스트 예측치보다 크면 1, 그렇지 않으면 0.

이후 Williams(2015)는 시장환경의 불확실성에 따라 투자자의 비대칭적인 반응에 차이가 있는지 분석하였다. 시장환경의 불확실성은 변동성지수인 VIX를 이용하여 측정하고, 불확실성이 높아지는 기간과 낮아지는 기간에 비기대이익에 대한 이익반응계수의 차이를 비교분석하였다. 식 (6)은 Conrad et al. (2002)의 모형에 기업특성 및 시장환경과 관련된 통제변수들을 추가한 Williams(2015)의 분석모형이다. 통제변수에는 기업규모에 따른 정보의 차이를 통제하기 위해 기업규모(SIZE)와 애널리스트의 수(Followers)를 포함하였고, 주가수익률의 수준이 공시시점의 수익률에 미치는 영향을 통제하기 위해 수익률(RET)을 포함하였다. 그리고 투자자의사결정시점의 시장환경 수준을 통제하기 위해 이익공시일 전후 VIX의 변동성을 측정하기 전 일주일간의 VIX의 평균수준(VIX7d)도 포함하였다. 분석결과에 따르면, 시장불확실성이 높아지는 기간에  $\beta_1$ 이  $\beta_2$ 보다 유의하게 높게 나타나며, 시장불확실성이 낮아지는 기간에는  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 간에 유의한 차이가 없었다. 이는 악재와 호재에 대한 투자자들의 비대칭적인 반응이 시장환경의 불확실성에 영향을 받고 있음을 의미한다.

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Bnews_{i,t} + \beta_2 Gnews_{i,t} + \beta_3 VIX7d_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 RET_{i,t} + \beta_6 Followers_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$Bnews_{i,t}$  = 이익이 전기 이익보다 작으면 비기대이익(=(당기 이익-전기 이익)/평균 총자산), 그렇지 않으면 0;

$Gnews_{i,t}$  = 이익이 전기 이익보다 크면 비기대이익, 그렇지 않으면 0;

$VIX7d_{i,t}$  = 이익공시 전후 VIX의 변동성을 측정

하기 전 7일간의 VIX 변동의 평균값;

$RET_{i,t}$  = 연간 보유기간 수익률;

$Followers_{i,t}$  = 애널리스트 수.

본 연구에서는 시장의 불확실성 하에서 투자자의 반응이 기업의 보수적 회계처리에 따라 어떻게 달라지는지 알아보기 위해 Conrad et al.(2002)과 Williams(2015)의 모형에 시장의 불확실성을 나타내는 변수( $\Delta VIXd$ )와 비기대이익( $Bnews$ ,  $Gnews$ )의 상호작용변수를 추가하였다.  $\Delta VIXd$ 는 이익공시일 전후의 VKOSPI의 변동을 나타내는데, 선행연구에 따라서 이익공시 전일 대비 이익공시 익일의 VKOSPI의 차이로 측정하였다(Williams, 2015; Kim et al., 2016). 식(7)을 이용하여 시장 불확실성에 따른 악재와 호재에 대한 투자자 반응이 회계처리를 보수적으로 하는 기업과 그렇지 않은 기업간에 차이가 있는지를 비교분석한다.

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Bnews_{i,t} + \beta_2 Gnews_{i,t} + \beta_3 \Delta VIXd_t + \beta_4 Bnews_{i,t} \times \Delta VIXd_{i,t} + \beta_5 Gnews_{i,t} \times \Delta VIXd_{i,t} + \beta_6 VIX7d_{i,t} + \beta_7 SIZE_{i,t} + \beta_8 RET_{i,t} + \beta_9 Followers_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$CAR_{i,t}$  = 이익공시일 전후(-1일부터 +1일) 시장조정누적초과수익률;

$Bnews_{i,t}$  = 이익이 전기 이익보다 작으면 비기대이익(=(당기 이익-전기 이익)/평균 총자산), 그렇지 않으면 0;

$Gnews_{i,t}$  = 이익이 전기 이익보다 크면 비기대이익, 그렇지 않으면 0;

$\Delta VIXd_{i,t}$  = 이익공시 전후 VKOSPI의 변동(= 이익공시 익일 VKOSPI - 이익공시 전일 VKOSPI)

이익공시시점의 투자자 반응은 누적초과수익률(cumulative abnormal return, CAR)을 이용하여 측정하였다. 누적초과수익률은 이익공시 1일 전(day -1)부터 공시 1일 후(day +1)까지 3일간의 초과수익률(abnormal return)을 누적하였다.<sup>5)</sup>  $Bnews(Gnews)$ 는 전기 이익을 기준으로 이익이 낮아졌으면(높아졌으면) 그 초과이익을  $Bnews(Gnews)$ 로 인식하고, 그렇지 않으면 0으로 설정하였다.

회계처리 보수주의 정도(CONS)는 Basu(1997)의 연구모형인 식 (1)을 이용하였고, 분석기간동안의 시계열자료를 이용하여 기업별로 측정하였다(Lara et al., 2009; Jung et al., 2017; 김정옥과 배길수, 2009). Basu(1997)에 따르면, 회계이익이 주식수익률을 반영하는 수준을 적시성이라고 정의하고 있는데, 식(1)에서  $a_2$ 는 호재가 회계이익에 반영되는 정도로서 호재의 적시성을 의미하며,  $a_2$ 와  $a_3$ 의 합은 악재의 적시성을 나타낸다. 회계이익의 비대칭적 적시성의 수준은 호재의 적시성 대비 악재의 적시성비율( $(a_2 + a_3)/a_2$ )로 나타낼 수 있다. 기업이 보수적으로 회계처리를 한다면,  $a_3$ 는 0보다 유의하게 클 것이고,  $((a_2 + a_3)/a_2)$ 는 1보다 크게 나타날 것이다(Givoly and Hayn, 2000). 본 연구에서는 기업의 보수적 회계처리 정도(CONS)를  $a_3$ 로 사용하였다. 이는  $a_3$ 가 악재가 호재에 비해 회계이익에 반영되는 적시성의 차이(differential timeliness: DT)를 나타내고 있기 때문이다.<sup>6)</sup>

그리고 본 연구에서는 CONS가 0보다 큰 기업을 보수적 기업(CONSERV), 그렇지 않은 기업을 비보수적 기업(non-CONSERV)으로 나누어 시장환

경에 따른 투자자의 비대칭적 반응의 차이를 분석하였다. 만약, 시장불확실성이 높아질수록 보수적 회계처리가 투자의사결정 시 기업의 불확실성 경감에 사용된다면, 이를 검증하는 식(7)에서 보수적인 기업에서 비기대이익에 대한 투자자의 비대칭적인 반응의 정도를 나타내는  $\beta_4$ 와  $\beta_5$ 의 차이가 더 작게 나타날 것이다.

### 3.2 표본기업과 기간 분류

본 연구에서는 다음의 조건을 모두 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 2009년부터 2017년까지 유가증권시장에 상장된 비금융업
- (2) KIS-VALUE와 Fn-Guide Database에서 연도별 재무자료 및 일별 수익률자료를 수집할 수 있는 기업
- (3) 12월 결산법인
- (4) 자본잠식 기업 제외

분석기간은 VKOSPI 지수가 공시되기 시작한 2009년부터 2017년까지이다. 표본의 동질성을 높이고, 결산일의 차이로 인한 왜곡효과를 방지하기 위해 분석대상을 한국거래소에 상장된 12월 결산법인으로 한정하였다. 금융업은 영업환경과 회계변수의 특성이 비금융업과 다른 특징을 보여 분석대상에서 제외하였다. VKOSPI 자료는 한국거래소(KRX)의 공시자료를 활용하였으며, 이익공시일은 한국거래소의 전자공시 사이트(KIND)를 이용하여, 잠정

5) 누적초과수익률을 이익공시 일(day+0)부터 공시 1일 후(day+1)까지 2일간의 초과수익률을 누적하여 측정된 변수를 사용해도 결과는 달라지지 않았다.

6)  $a_3$  대신  $(a_2 + a_3)/a_2$  비율을 사용해도 연구결과는 질적으로 다르지 않았다.

〈표 1〉 표본선정

표본선정과정	표본 수
2009년부터 2017년까지 코스피 상장기업 중 12월 결산인 비금융업 법인	5,405
(1) 재무자료 및 수익률을 찾을 수 없는 경우	(812)
(2) 극단치 제거	(123)
총 표본	4,470

영업실적공시일, 손익구조변경공시일, 주총소집공고일 및 감사보고서 제출일 중 빠른 날로 하였다(백복현 등, 2012; 강나라와 최관, 2017). 표본의 극단치를 조정하기 위해 관련 재무변수들의 분포에서 상위 또는 하위 1% 이내에 속하는 극단치는 각각 1%와 99% 수준에서 제거(trimming)하였다. 분석에 사용된 표본은 총 5,405 기업-연도인데, 재무자료 및 수익률 자료를 찾을 수 없는 표본과 주요변수 분포의 상하위 1%를 제거한 4,470 기업-연도가 최종적으로 사용되었다. 표본의 선정과정은 〈표 1〉과 같다.

#### IV. 분석결과

##### 4.1 기술통계

〈표 2〉는 분석에 사용된 주요 변수들의 기술통계이다. Panel A는 전체표본에 대한 기술통계량을 보여준다. 분석기간 동안의 연도별 VKOSPI의 증감률( $\Delta VIX_y$ )과 이익공시 시점에서 VKOSPI의 증감폭( $\Delta VIX_d$ )의 평균(중위수)은 각각 0.159(0.132), -0.120(0.140)으로 나타났다. 분석대상기업의 연도별 평균 주식수익률( $RET$ )은 1.8%이며, 이익공시일 전후 3일간의 누적초과수익률( $CAR$ )은 0.2%

이다. 기업의 연도별이익( $NI$ )의 평균(중위수)은 0.019(0.016)로 나타났으며, 전기 대비 음(-)의 비기대이익( $Bnews$ )과 양(+ )의 비기대이익( $Gnews$ )의 평균(중위수)은 각각 -0.016(0.0), 0.021(0.0)이다. Basu(1997)의 모델로 산출한 기업의 보수적 회계처리 정도( $CONS$ )는 평균(중위수) -0.089(0.0)이었다. 그리고 기업을 보수적 회계처리 정도에 따라서 양분할 목적으로  $CONS$ 가 0보다 큰 경우에는 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여한  $CONSERV$ 의 평균(중위수)은 0.485(0.0)이다. 본 연구에 사용된 다른 통제변수들을 살펴보면, 기업규모( $SIZE$ )의 평균(중위수)은 26.852(26.587), 장부가치 대비 시장가치( $MB$ )의 평균(중위수)은 1.261(0.908), 부채비율( $LEV$ )의 평균(중위수)은 1.033(0.714), 애널리스트 수( $Followers$ )의 평균(중위수)은 3.296(0.0)임을 알 수 있다.

Panel B는 연도별로 시장의 불확실성이 높아지는 기간( $\Delta VIX_y+$ )과 낮아지는 기간( $\Delta VIX_y-$ )을 비교했을 때 주요변수들의 차이를 보여준다. Panel B를 제시한 이유는 가설 1이 시장불확실성이 높아지는 기간과 낮아지는 기간에 회계처리정책의 차이를 보는 것이므로 이 두 기간 동안 주요변수들의 특성에 차이가 있는지를 살펴보기 위함이다. 먼저  $\Delta VIX_y-$ 의 평균은 -0.121이고  $\Delta VIX_y+$ 의 평균은 0.210이며, 당연히 평균과 중위수는 유의적인 차이가 있다. 수익률( $RET$ )은 시장의 불확실성이 낮아지는 기간

(2.7%)보다 높아지는 기간(0.6%)에 유의하게 더 낮았다( $p=0.000$ ). 반면, 기업의 연도별 이익( $NI$ )은 시장의 불확실성이 낮아지는 기간(0.012)보다 높아지는 기간(0.029)에 유의하게 더 높은 것으로 나타났다( $p=0.000$ ). Basu(1997)의 보수주의 측정모형에서 산출된 개별 기업의 보수주의 정도( $CONS$ )는 그룹 간 유의한 차이가 없었다. 그리고  $CONSERV$

역시 그룹 간에 유의한 차이를 보이지 않았다. 한편, 기업의 보수주의는 여러 가지 기업특성에 영향을 받으므로 이를 통제하고 살펴보아야 할 것이다. 통제 변수 중에서 기업규모( $SIZE$ )와 장부가치 대비 시장가치( $MB$ )는 시장불확실성이 낮을 때 유의하게 더 높은 것으로 나타났고, 부채비율( $LEV$ )은 두 그룹 간에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 주요변수들의 기술적(descriptive) 통계치

Panel A. 변수와 기술적 통계치

변수명	표본수	평균	표준편차	1/4 분위수	중위수	3/4 분위수
$\Delta VIX_y$	4,470	0.159	0.183	0.019	0.132	0.224
$\Delta VIX_d$	4,470	-0.120	1.307	-0.690	0.140	0.470
$RET$	4,470	0.018	0.104	-0.047	0.000	0.064
$CAR$	4,470	0.002	0.044	-0.023	-0.001	0.021
$NI$	4,470	0.019	0.059	0.003	0.016	0.039
$Bnews$	4,470	-0.016	0.035	-0.017	0.000	0.000
$Gnews$	4,470	0.021	0.045	0.000	0.001	0.023
$CONS$	4,470	-0.089	1.266	-0.341	0.000	0.342
$CONSERV$	4,470	0.485	0.500	0.000	0.000	1.000
$SIZE$	4,470	26.852	1.502	25.810	26.587	27.637
$MB$	4,470	1.261	1.210	0.595	0.908	1.435
$LEV$	4,470	1.033	1.197	0.343	0.714	1.275
$Followers$	4,470	3.296	6.425	0.000	0.000	2.000

〈Panel A〉는 실증분석에 사용된 주요변수들의 기술적 통계치를 나타낸다. 표본은 2009년부터 2017년까지의 4,470개 기업-연도 관찰치이다. 연속변수들의 상위 하위  $\pm 1\%$  극단치는 절삭하였다.

변수 정의:

- $\Delta VIX_y$  : VKOSPI의 변동률( $t$ 기 VKOSPI 변동의 평균 -  $t-1$ 기 VKOSPI 변동의 평균)/( $t-1$ 기 VKOSPI 변동의 평균);
- $\Delta VIX_d$  : 이익공시 전후 VKOSPI의 변동(이익공시 당일 VKOSPI - 이익공시 전일 VKOSPI);
- $RET$  : 연간 보유 주식수익률;
- $CAR$  : 이익공시기간(-1일부터 +1일)의 3일간 시장조정누적초과수익률;
- $NI$  : 주당순이익/연초의 주가가격;
- $Bnews$  : 이익이 직전년도 이익보다 작으면 비기대이익(=(당기 이익-전기이익)/평균총자산), 그렇지 않으면 0;
- $Gnews$  : 이익이 직전년도 이익보다 크면 비기대이익, 그렇지 않으면 0;
- $CONS$  : Basu(1997)의 모형으로 산출한 개별기업의 보수주의 측정치 ;
- $CONSERV$  : 더미변수.  $CONS$ 가 0보다 크면 1, 그렇지 않으면 0;
- $SIZE$  : 총자산의 자연로그값;
- $MB$  : 장부가치 대비 시장가치 비율;
- $LEV$  : 부채비율(부채/자본);
- $Followers$  : 기업의 애널리스트 수.

〈표 2〉 주요변수들의 기술적(descriptive) 통계치 (계속)

Panel B. 장기적 시장불확실성의 증가와 감소시기로 나누어 본 주요변수들의 기술적 통계치 비교

변수명	$\Delta VIXy-$ (n=2,558)		$\Delta VIXy+$ (n=1,912)		t-검증 (p-value)	Wilcoxon 검증 (p-value)
	평균	중위수	평균	중위수		
$\Delta VIXy$	-0.121	-0.132	0.210	0.422	0.000	<.0001
<i>RET</i>	0.027	0.008	0.006	-0.015	0.000	<.0001
<i>NI</i>	0.012	0.013	0.029	0.022	0.000	<.0001
<i>CONS</i>	-0.097	0.000	-0.078	0.000	0.614	0.817
<i>CONSERV</i>	0.485	0.000	0.486	0.000	0.913	0.913
<i>SIZE</i>	26.898	26.659	26.791	26.521	0.019	0.005
<i>MB</i>	1.346	0.973	1.147	0.823	0.000	<.0001
<i>LEV</i>	1.058	0.697	0.999	0.740	0.087	0.151

〈Panel B〉는 시장의 불확실성이 전년도와 비교하여 증가한 시기와 감소한 시기로 나누어, 주요변수들의 기술적 통계치를 비교했다.  $\Delta VIXy-(\Delta VIXy+)$ 은 각각 직전연도에 비하여 시장의 불확실성( $\Delta VIXy$ )이 감소(증가)한 시기이다.

Panel C. 이익공시기간 시장불확실성의 감소/증가로 나누어 본 주요변수들의 기술적 통계치 비교

변수명	$\Delta VIXd-$ (n=1,897)		$\Delta VIXd+$ (n=2,573)		t-검증 (p-value)	Wilcoxon 검증 (p-value)
	평균	중위수	평균	중위수		
$\Delta VIXd$	-1.184	-0.890	0.664	0.290	0.000	<.0001
<i>CAR</i>	0.001	-0.002	0.003	-0.001	0.289	0.089
<i>Bnews</i>	-0.018	0.000	-0.015	0.000	0.006	<.0001
<i>Gnews</i>	0.022	0.000	0.021	0.002	0.588	0.031
<i>CONS</i>	-0.151	0.000	-0.043	0.002	0.006	0.002
<i>CONSERV</i>	0.465	0.000	0.500	1.000	0.022	0.022
<i>VIX7d</i>	16.104	16.271	14.753	13.981	0.000	<.0001
<i>SIZE</i>	26.811	26.556	26.883	26.621	0.114	0.085
<i>MB</i>	1.183	0.871	1.318	0.938	0.000	0.000
<i>LEV</i>	1.076	0.763	1.001	0.679	0.037	0.000
<i>Followers</i>	3.121	0.000	3.426	0.000	0.116	0.112

〈Panel C〉는 이익공시시점 전후(-1, +1)로 시장의 불확실성이 증가한 시기와 감소한 시기로 나누어, 주요변수들의 기술적 통계치를 비교했다.  $\Delta VIXd-(\Delta VIXd+)$ 은 각각 이익공시시점 전후 3일간 시장의 불확실성( $\Delta VIXd$ )이 감소(증가)한 경우를 나타낸다.

Panel C는 이익공시일 1일 전부터 이익공시일 이후 1일까지 3일 동안 시장의 불확실성이 높아질 때( $\Delta VIXd+$ )와 낮아질 때( $\Delta VIXd-$ ) 주요변수들의 차이를 보여준다. 이 표를 제시한 이유는 가설 2가 단기적 변동성으로 측정된 시장의 불확실성이 투자

자의 의사결정에 미친 영향을 검증하는 것이므로 분석에 사용한 시장불확실성이 높아지는 기간과 낮아지는 기간에 투자자 반응과 기업 특성에 차이가 있는지를 살펴보기 위함이다. 시장의 불확실성을 나타내는  $\Delta VIXd$ -의 평균은 -1.184이고  $\Delta VIXd+$ 의

평균은 0.664이다. 이익공시 시점의 투자자 반응을 나타내는 누적초과수익률(CAR)의 평균은 시장의 불확실성이 낮아질 때(0.1%)보다 높아질 때(0.3%) 더 높은 것으로 나타났으나 그 차이는 통계적으로 유의하지 않았다( $p=0.289$ ). 그리고 기업의 음(-)의 비기대이익(Bnews)은 시장의 불확실성이 높아지는 기간(-0.015)에 시장 불확실성이 낮아지는 기간(-0.018)보다 대체로 높게 나타났다. 가설 2의 주요변수인 보수주의 정도(CONS)는 시장 불확실

성이 높아지는 기간에 유의하게 더 높은 것으로 나타났다( $p=0.006$ ). CONS를 양과 음의 기준으로 나눈 더미변수 CONSERV도 시장 불확실성이 높아지는 기간에 유의하게 더 높았다( $p=0.022$ ). 한편, 기업규모(SIZE)와 장부가치 대비 시장가치(MB)는 시장불확실성이 높아지는 기간에 더 높은 것으로 나타났다. 애널리스트 수(Followers)는 그룹 간 차이가 없었다.

〈표 3〉은 주요 변수간의 상관관계를 보여주고 있

〈표 3〉 변수간 Pearson 상관계수

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) $\Delta VIX_y$	1											
(2) $\Delta VIX_d$	-0.017 0.264	1										
(3) RET	-0.099 <.0001	-0.004 0.792	1									
(4) CAR	-0.016 0.275	-0.009 0.543	0.141 <.0001	1								
(5) NI	0.017 0.243	-0.060 <.0001	0.177 <.0001	0.048 0.002	1							
(6) Bnews	0.038 0.010	0.012 0.440	0.191 <.0001	0.132 <.0001	0.353 <.0001	1						
(7) Gnews	0.022 0.150	-0.014 0.346	0.164 <.0001	0.077 <.0001	0.150 <.0001	0.217 <.0001	1					
(8) CONS	0.003 0.217	0.028 0.060	0.019 0.201	0.007 0.627	0.105 <.0001	0.051 0.001	0.003 0.819	1				
(9) CONSERV	0.023 0.125	0.018 0.231	0.029 0.054	0.006 0.689	0.066 <.0001	-0.006 0.666	0.017 0.266	0.567 <.0001	1			
(10) SIZE	0.019 0.197	0.028 0.063	-0.124 <.0001	-0.004 0.788	-0.003 0.832	0.100 <.0001	-0.142 <.0001	0.018 0.223	-0.018 0.228	1		
(11) MB	0.050 0.001	0.054 0.000	0.139 <.0001	0.024 0.106	-0.107 <.0001	-0.061 <.0001	0.135 <.0001	0.017 0.252	-0.001 0.936	0.029 0.051	1	
(12) LEV	-0.035 0.020	-0.012 0.433	-0.076 <.0001	-0.014 0.349	-0.317 <.0001	-0.096 <.0001	0.083 <.0001	-0.069 <.0001	-0.104 <.0001	0.155 <.0001	0.178 <.0001	1

〈표 3〉은 실증분석에 사용된 주요변수들의 Pearson 상관계수를 보여준다. 각 변수의 정의는 〈표 2〉의 〈Panel 1〉 하단에 기술했다.

다. 연도별 시장불확실성( $\Delta VIX_y$ )과 기업성과와의 상관관계를 살펴보면, 수익률( $RET$ )은 유의한 음(-)의 상관관계를 가지나 순이익( $NI$ )과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 그러나 기업의 다른 성과 측정치인 비기대이익과의 관계를 살펴보면, 음(-)의 비기대이익( $Bnews$ )과는 유의한 양(+ )의 상관관계를 보여서 시장불확실성의 증가는 기업의 성과를 전반적으로 낮추는 것으로 보인다. 이익공시시점의 시장불확실성( $\Delta VIX_d$ )과 기업의 누적초과수익률( $CAR$ )은 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다.

기업의 보수주의 정도( $CONS$ )와 더미변수( $CONSERV$ )도 연도별 시장 불확실성( $\Delta VIX_y$ )과 이익공시일 주변의 시장 불확실성 변수( $\Delta VIX_d$ )와 모두 양(+ )의 관련성을 보이고 있으나 통계적 유의성은 없었다. 본 논문에서는 시장 불확실성과 기업의 보수적 회계처리 및 투자자 반응 사이의 관계를 중요변수의 영향을 통제한 다중회귀분석을 통해 깊이 있게 살펴볼 것이다.

#### 4.2 시장 불확실성과 기업의 보수주의

<표 4>는 가설 1을 검증한 분석으로서 시장의 불확실성에 따른 기업의 보수적 회계처리를 나타낸다. Panel A는 Basu(1997) 모형으로 가설을 검증한 결과이며, Panel B는 LaFond and Watts(2008)의 연구에서 사용된 기업특성 통제변수들을 연구모형에 추가한 결과이다. 먼저 Panel A의 첫 번째 열(column)은 연구모형 (1)의 분석결과로 시장불확실성을 고려하지 않았을 때, 보수적 회계처리의 정도를 나타낸다. 분석결과, 양(+ )의 주식수익률( $RET$ )과 이익( $NI$ )의 관계( $a_2 = 0.041, t = 3.33$ )보다 음(-)의 주식수익률( $NRET * RET$ )과 이익의 관계가

유의하게 더 높았다( $a_3 = 0.220, t = 7.32$ ). 이는, 우리나라의 기업들도 전반적으로 보수적인 회계처리를 하는 경향이 있음을 나타내는 것이다. 두 번째와 세 번째 열은 연도별 시장불확실성의 변동( $\Delta VIX_y$ )이 기업의 보수적 회계처리에 미치는 영향을 보여준다. 분석결과, 두 열에서 모두  $a_3$ 가 유의한 양의 값을 보이지만, 시장불확실성이 낮아지는 기간보다 시장 불확실성이 높아지는 기간의  $a_3$ 가 더욱 크고 두 회귀계수의 차이는 통계적으로 유의하다(coefficient difference = 0.157,  $z = 2.95$ ). 이는 시장불확실성이 높아질 때 경영자가 더욱 보수적으로 회계처리를 의미한다. 네 번째 열은 시장불확실성( $\Delta VIX_y$ )의 교차항을 Basu(1997)의 모델에 포함한 연구모형 (2)의 결과를 보여준다. 분석결과, 시장의 불확실성과 기업의 보수주의를 나타내는 변수의 교차항인  $a_7$ 이 유의한 양의 값을 가져서( $t = 2.70$ ), 일관성 있는 결과를 보여주고 있다.

Panel B는 LaFond and Watts(2008)의 연구 모형에서 사용한 기업 특성변수들을 통제변수로 포함시킨 결과이다. 첫 번째 열은 연구모형 (3)에 대한 분석결과로 시장의 불확실성을 고려하지 않았을 때, 보수적 회계처리의 정도를 나타낸다. 분석결과, Panel A와 마찬가지로  $a_3$ 가 유의한 양(+ )의 회귀계수를 가져서 보수적 회계처리 경향을 보인다. 두 번째와 세 번째 열은 시장불확실성의 변동이 기업의 보수적 회계처리에 미치는 영향을 통제변수를 고려하여 분석한 결과이다.  $a_3$ 는 기업의 불확실성이 증가하는 기간에서만 보수적 회계처리 경향이 있는 것으로 나타났으며, 두 회귀계수 값의 차이도 통계적으로 유의하다(coefficient difference = 0.095,  $z = 1.77$ ). 시장불확실성( $\Delta VIX_y$ )의 교차항을 포함한 연구모형 (4)의 분석결과에서도  $a_7$ 이 유의한 양의 값( $t = 2.93$ )을 가져서, 일관성 있는 결과를 보이고 있다.

종합하면, 시장환경의 변동성은 기업의 회계처리 정책에 영향을 미치고 있으며, 이는 기업이 회계처리정책을 이용하여 시장환경의 변동에 대처하고 있음을 보여주는 결과이다. 특히 시장의 불확실성이 높아지는 기간에 기업이 더욱 보수적인 회계처리를 하는 것은 변동성의 증가로 인해 향후

〈표 4〉 시장의 불확실성에 따른 회계 보수주의

Panel A. 시장 불확실성 하의 Basu(1997) 연구모형 분석결과

$$NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_4 \Delta VIX_{y,t} + \alpha_5 \Delta VIX_{y,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_6 \Delta VIX_{y,t} \times RET_{i,t} + \alpha_7 \Delta VIX_{y,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

종속변수 : $NI_{i,t}$				
변수명	(1) ALL	(2) $\Delta VIX_{y-}$	(3) $\Delta VIX_{y+}$	(4) ALL
Intercept	0.022	0.001	0.033***	-0.120
(t-value)	(1.41)	(0.04)	(5.88)	(-0.86)
NRET	-0.005**	-0.002	-0.011**	0.024
	(-1.98)	(-0.72)	(-2.26)	(1.53)
RET	0.041***	0.064***	0.003	0.145
	(3.33)	(4.94)	(0.15)	(1.65)
NRET×RET	0.220***	0.143***	0.300***	0.229
	(7.32)	(3.66)	(6.84)	(1.45)
$\Delta VIX_{y-}$				0.009
				(1.00)
$\Delta VIX_{y+} \times NRET$				-0.002*
				(-1.83)
$\Delta VIX_{y+} \times RET$				-0.006
				(-1.13)
$\Delta VIX_{y+} \times NRET \times RET$				0.026***
				(2.70)
Industry fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4,470	2,558	1,912	4,470
Adj. R <sup>2</sup>	0.161	0.134	0.184	0.174
Difference in Asymmetry ( $\Delta VIX_{y-} = \Delta VIX_{y+}$ ) NRET×RET		0.157*** (z=2.95) <sup>1)</sup>		

〈표 4〉 시장의 불확실성에 따른 회계 보수주의 (계속)

Panel B. 시장불확실성 하의 LaFond and Watts(2008) 연구모형 분석결과

$$NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_6 SIZE_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_8 MB_{i,t} + \alpha_9 MB_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_{10} MB_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{11} MB_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{12} \leq V_{i,t} + \alpha_{13} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_{14} \leq V_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{15} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_4 \Delta VIXy_t + \alpha_5 \Delta VIXy_t \times NRET_{i,t} + \alpha_6 \Delta VIXy_t \times RET_{i,t} + \alpha_7 \Delta VIXy_t \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_8 SIZE_{i,t} + \alpha_9 SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_{10} SIZE_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{11} SIZE_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{12} MB_{i,t} + \alpha_{13} MB_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_{14} MB_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{15} MB_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{16} \leq V_{i,t} + \alpha_{17} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} + \alpha_{18} \leq V_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_{19} \leq V_{i,t} \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

변수명	종속변수 : $NI_{i,t}$			
	(1) ALL	(2) $\Delta VIXy-$	(3) $\Delta VIXy+$	(4) ALL
Intercept	-0.018	-0.038*	-0.012	-0.023
(t-value)	(-0.52)	(1.75)	(-0.83)	(-1.33)
NRET	-0.013	-0.009	-0.032	-0.023
	(-0.26)	(-0.24)	(-1.05)	(-0.77)
RET	0.087*	0.035*	0.081***	0.058***
	(1.65)	(1.65)	(4.52)	(4.21)
NRET×RET	0.070*	0.093	0.188*	0.174*
	(1.79)	(0.57)	(1.77)	(1.90)
$\Delta VIXy$				-0.002
				(-0.54)
$\Delta VIXy \times NRET$				0.009*
				(1.98)
$\Delta VIXy \times RET$				0.011
				(1.21)
$\Delta VIXy \times NRET \times RET$				0.049***
				(2.93)
SIZE	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
	(3.04)	(3.26)	(3.22)	(3.10)
MB	-0.002	-0.001	-0.004***	-0.002
	(-1.22)	(-0.25)	(-2.66)	(-1.21)
LEV	-0.012***	-0.011***	-0.013***	-0.012***
	(-5.21)	(-2.66)	(-7.15)	(-5.21)
NRET×SIZE	0.001	0.000	0.001	0.001
	(0.62)	(0.00)	(0.98)	(0.46)
NRET×MB	0.001	0.002**	0.003***	0.001
	(1.62)	(2.11)	(2.80)	(1.63)
NRET×LEV	-0.001	-0.003**	-0.001**	-0.001
	(-1.34)	(-2.25)	(-2.30)	(-1.37)
RET×SIZE	-0.001**	-0.001	-0.002***	-0.002***
	(-2.33)	(-0.75)	(-3.69)	(-2.92)
RET×MB	-0.012*	-0.018	-0.002	-0.012*
	(-1.89)	(-1.62)	(-0.24)	(-1.93)
RET×LEV	0.030***	0.032***	0.025***	0.030***
	(4.80)	(3.56)	(3.86)	(4.82)
NRET×RET×SIZE	-0.004	-0.004	-0.003	-0.006*
	(-1.32)	(-0.61)	(-0.88)	(-1.70)
NRET×RET×MB	-0.012	0.022	-0.036**	-0.011
	(-0.66)	(0.71)	(-2.22)	(-0.64)
NRET×RET×LEV	-0.002	-0.012**	-0.001	-0.002
	(-1.32)	(-2.23)	(-1.52)	(-1.34)
Industry fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4,470	2,558	1,912	4,470
Adj. R <sup>2</sup>	0.245	0.259	0.246	0.274
Difference in Asymmetry ( $\Delta VIXy- = \Delta VIXy+$ )				
NRET×RET			0.095* (z=1.77) <sup>1)</sup>	

〈표 4〉는 연구가설 1의 검증결과이다. \* \*\* \*\*\*의 표시는 각각 양측 차이검증의 0.10, 0.05, 그리고 0.01 수준 이하에서의 유의성을 나타낸다. 유의수준은 기업간 군집오차(clustered error)로 계산했다.

(2)열과 (3)열간의 NRET×RET에 대한 회귀계수의 차이에 대한 Z 통계량은 다음과 같이 계산되었다.

$Z = (\beta_{\Delta VIXy+} - \beta_{\Delta VIXy-}) / \sqrt{s^2(\beta_{\Delta VIXy+}) + s^2(\beta_{\Delta VIXy-})}$ . 여기에서  $\beta_{\Delta VIXy+}$  과  $\beta_{\Delta VIXy-}$  은 각각  $\Delta VIXy+$  와  $\Delta VIXy-$  기간의 회귀계수 추정치이고,  $s^2()$ 은 회귀계수에 대한 표준오차의 제곱이다.

발생할지 모를 경영위험을 낮추기 위한 것으로 해석된다.

한편, 본 논문에서는 Basu(1997)의 연구모형을 사용하고 있지만, 이 모형이 보수주의 측정에 측정편의를 가지고 있음이 지적되고 있다(Givoly et al. 2007; Patatoukas and Thomas 2011; Ball et al., 2013a). 이와 관련하여 권세원과 임상균(2015)은 한국기업 표본에서도 Basu(1997) 모형의 추정편의가 존재함을 발견하고 비기대이익과 비기대수익률을 사용하는 것이 편의를 줄이는 방법으로 제안된 것이다. 따라서 본 논문에서도 이러한 추정편의의 문제를 해결하기 위해서 선행연구에서 사용된 모형을 적용한 분석을 추가로 실시하였다. 다음 식(8)은 Ball et al.(2013a)과 권세원과 임상균(2015)이 사용한 수정된 Basu(1997) 모형이다.

$$\begin{aligned}
 UENI_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 UERET_{i,t} \\
 & + \alpha_3 NRET_{i,t} \times UERET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)
 \end{aligned}$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$UENI_{i,t}$  = 비기대 주당순이익;

$UERET_{i,t}$  = 비기대 주식수익률;

$NRET_{i,t}$  = 비기대 주식수익률이 음이면 1, 그 외에는 0인 더미변수.

<표 5>는 수정된 Basu(1997) 모형을 사용한 분석결과를 제시하고 있다. 전반적으로 Basu (1997)의 모형을 사용한 결과인 <표 4>의 Panel A와 질적으로 큰 차이를 보이지 않았다. 시장불확실성을 고

려하지 않은 첫 번째 열에서는 앞의 분석과 같이  $a_3$ 가 유의한 양의 값을 보여 기업들의 보수적 회계처리 성향을 보여주고 있다. 시장불확실성이 낮은 경우와 높은 경우로 나눈 분석에서는 불확실성이 높은 세 번째 열의  $a_3$ 가 불확실성이 낮은 두 번째 열보다 유의하게 크게 나타나서(coefficient difference = 0.322,  $z=1.81$ ), 불확실성이 높은 환경에서 더욱 보수적인 회계처리를 채택하고 있음을 보이고 있다. 시장의 불확실성을 높고 낮은 경우로 나눈 경우가 아닌 연속변수로 사용한 네 번째 열의 결과에서도  $\Delta VIX_y \times NRET \times UERET$ 의 회귀계수  $a_7$ 은 통계적으로 유의하다( $t=1.98$ ). 즉, 시장환경의 불확실성이 높을수록 기업은 보수적 회계처리를 선택하고 있음을 알 수 있다.

추가적으로 기업별 보수주의 정도를 측정하는 Khan and Watts(2009)의 모형을 이용하여 시장의 불확실성에 따른 기업의 보수적 회계처리 정도의 차이를 분석하였다. Basu(1997)의 모형을 개별기업에 적용할 경우, 비대칭적인 인식으로 인한 전 기간에 걸친 누적효과를 반영할 수 없으며,<sup>7)</sup> 하향 편향의(downward bias)가 생길 수 있다는 단점이 지적되고 있다(Roychowdhury and Watts 2007). 따라서 Khan and Watts(2009)는 Basu(1997)의 모형을 변형하여 기업특성변수를 포함한 기업-연도별 보수주의 모형을 제안하였다. 아래 모형은 연도별 횡단면(annual cross-sectional) 회귀분석으로 측정한다.

7) Basu(1997)의 모형은 산업-연도별 횡단면적 분석과 특정기간 동안의 시계열 분석이 가능하다. 그런데 횡단면적 분석에서는 산업-연도별로 기업들의 순이익과 주식수익률의 관계가 일정하다는 가정을 하여야 하고, 시계열 분석에서는 한 기업의 일정기간 동안 순이익과 주식수익률의 관계가 일정하다는 가정을 하게 되는 한계점이 있다. 본 연구에서는 panel data를 사용하여 Basu(1997)의 연구모형을 분석하고 있다.

〈표 5〉 시장불확실성에 따른 회계보수주의를 Basu(1997) 모형으로 분석한 결과

$$UENI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 UERET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times UERET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$UENI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 UERET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times UERET_{i,t} + \alpha_4 \Delta VIXy_t + \alpha_5 \Delta VIXy_t \times NRET_{i,t} + \alpha_6 \Delta VIXy_t \times UERET_{i,t} + \alpha_7 \Delta VIXy_t \times NRET_{i,t} \times UERET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8-1)$$

종속변수 : $UENI_{i,t}$				
변수명	(1) ALL	(2) $\Delta VIXy^-$	(3) $\Delta VIXy^+$	(4) ALL
Intercept	0.021***	0.015**	0.037	0.037***
(t-value)	(3.28)	(2.31)	(1.46)	(2.84)
NRET	0.005	0.006	0.007	0.005
	(1.02)	(1.38)	(0.53)	(0.43)
UERET	0.064***	0.070***	0.100***	0.094**
	(4.97)	(3.44)	(2.75)	(2.41)
NRET×UERET	0.213***	0.139***	0.461***	0.490***
	(4.54)	(2.60)	(2.72)	(2.92)
$\Delta VIXy$				-0.022*
				(-1.82)
$\Delta VIXy \times NRET$				0.001
				(0.11)
$\Delta VIXy \times UERET$				0.021
				(0.47)
$\Delta VIXy \times NRET \times UERET$				0.360**
				(1.98)
Industry fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4,470	2,558	1,912	4,470
Adj. R <sup>2</sup>	0.040	0.047	0.080	0.047
Difference in Asymmetry ( $\Delta VIXy^- = \Delta VIXy^+$ )				
NRET×UERET		0.322* (z=1.81)		

〈표 5〉는 연구가설 1의 검증결과이다. \*, \*\*, \*\*\*의 표시는 각각 양측 차이검증의 0.10, 0.05, 그리고 0.01 수준 이하에서의 유의성을 나타낸다. 유의수준은 기업간 군집오차(clustered error)로 계산했다.

$$\begin{aligned}
 NI_{i,t} &= \alpha_1 + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 MB_{i,t} + \alpha_4 \leq V_{i,t} \\
 + NRET_{i,t} (\gamma_1 + \gamma_2 SIZE_{i,t} + \gamma_3 MB_{i,t} + \gamma_4 \leq V_{i,t}) \\
 + RET_{i,t} (\mu_1 + \mu_2 SIZE_{i,t} + \mu_3 MB_{i,t} + \mu_4 \leq V_{i,t}) \\
 + NRET_{i,t} * RET_{i,t} (\lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{i,t} + \lambda_3 MB_{i,t} + \lambda_4 \leq V_{i,t}) \\
 + \varepsilon_{i,t} \quad (9)
 \end{aligned}$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도를 의미함

$NI_{i,t}$  = 주당순이익;

$NRET_{i,t}$  = 주식수익률이 음이면 1, 그 외에는 0인 더미변수;

$RET_{i,t}$  = 주식수익률;

$SIZE_{i,t}$  = 총자산의 자연로그값;

$MB_{i,t}$  = 장부가치 대비 시장가치 비율;

$LEV_{i,t}$  = 부채비율(부채/자본).

Khan and Watts(2009)의 모형에 따른 개별기업의 보수주의 정도( $C$ -score)는 식(9)의 각 변수인  $NRET \times RET$ ,  $NRET \times RET \times SIZE$ ,  $NRET \times RET \times MB$ ,  $NRET \times RET \times LEV$ 의 계수  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ ,  $\lambda_3$ ,  $\lambda_4$ 를 구한 후 아래 식(10)을 통하여 각 기업-연도별 보수주의 측정치( $C$ -score)를 최종적으로 도출하게 된다.

$$\begin{aligned}
 C\text{-score} &= \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{i,t} + \lambda_3 MB_{i,t} \\
 &+ \lambda_4 \leq V_{i,t} \quad (10)
 \end{aligned}$$

이와 같은 과정에 의해 측정된  $C$ -score는 특정 시점에서 개별기업간의 보수주의 차이뿐만 아니라 시계열적 차이도 반영할 수 있는 측정치로 그 값이 클수록 보수적 회계처리 경향이 높음을 의미한다. <표 6>은 이에 대한 분석 결과를 제시하고 있다. Panel A는  $C$ -score의 기술통계량을 보여주고 있으며, Panel B는 시장 불확실성에 따른  $C$ -score의 차이를 나타낸다. 분석결과에 따르면 시장 불확실성이 낮아질 때 기업별  $C$ -score의 평균(중위수)은 1.88(1.64)인데 반해 시장 불확실성이 높아질 때의 평균(중위수)은 3.59(3.58)로 나타났으며, 그 차이는 통계적으로 유의하다. 따라서 기업별 특성을 고려한 보수주의 측정치를 사용한 결과에서도 시장의 불확실성은 기업의 보수적 회계처리에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

#### 4.3 시장 불확실성 하에서 투자자 반응의 차이

<표 7>은 Conrad et al.(2002)과 Williams(2015)의 모형에 기반한 본 논문의 연구모형 (6)의 분석으로, 시장의 불확실성하에서 투자자의 비대칭적 투자사결정을 보여준다. 첫 번째 열은 분석기간 전체의 결과이다. 분석결과, 악재에 대한 투자자

<표 6> 회계보수주의를 Khan and Watts(2009) 모형으로 분석한 결과

Panel A.  $C$ -score의 기술통계량

변수명	표본수	평균	표준편차	1/4 분위수	중위수	3/4 분위수
$C$ -score	4,470	2.258	1.744	1.340	1.765	3.515

Panel B. 시장 불확실성 하의  $C$ -score의 차이

변수명	$\Delta VIX_{y-}$ (n=2,558)		$\Delta VIX_{y+}$ (n=1,912)		t-검증 (p-value)	Wilcoxon 검증 (p-value)
	평균	중위수	평균	중위수		
$C$ -score	1.879	1.642	3.593	3.583	<.0001	<.0001

〈표 7〉 시장불확실성하에서 투자자의 비기대이익에 대한 반응 분석

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Bnews_{i,t} + \beta_2 Gnews_{i,t} + \beta_3 VIX7d_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 RET_{i,t} + \beta_6 Followers_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

변수명	종속변수 : $CAR_{i,t}$		
	(1) All	(2) $\Delta VIXd-$	(3) $\Delta VIXd+$
Intercept	0.035*	0.024	0.026
(t-value)	(1.73)	(0.73)	(0.89)
Bnews	0.142*** (9.15)	0.134*** (5.28)	0.158*** (7.59)
Gnews	0.052*** (2.95)	0.049* (1.69)	0.051** (2.28)
VIX7d	0.001 (1.36)	0.000 (1.07)	0.001 (0.75)
SIZE	-0.001 (-0.73)	-0.001 (-0.79)	0.000 (0.31)
RET	-0.001 (-0.45)	-0.002 (-0.63)	0.001 (0.18)
Followers	0.000 (0.43)	-0.000 (-0.74)	0.000 (0.40)
Industry fixed effect	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes
n	4,770	1,897	2,573
Adj. R <sup>2</sup>	0.048	0.060	0.080
Test of Asymmetry			
Bnews = Gnews	0.090***	0.085 ***	0.107***
Difference in Asymmetry			
$\Delta VIXd- = \Delta VIXd+$		0.022*(p=0.053)	

〈표 7〉은 순이익 공시시점에 비기대이익에 대한 투자자들의 비대칭적 반응을 나타낸다. 종속변수인  $CAR$ 는 이익공시시점에 (t-1)부터 (t+1)일 3일간의 누적시장조정수익률이다.  $\Delta VIXd$ 는  $CAR$ 와 동일한 기간동안의 VKOSPI의 변동성을 측정 한 값이다. \*, \*\*, \*\*\*의 표시는 각각 양측 양측 차이검증의 0.10, 0.05, 그리고 0.01 수준 이하에서의 유의성을 나타낸다. 유의수준은 기업간 군집오차(clustered error)로 계산했다.

의 반응( $\beta_1=0.142$ ,  $t=9.15$ )이 대한 투자자의 반응( $\beta_2=0.052$ ,  $t=2.95$ )보다 유의하게 더 크다 (coefficient difference=0.090,  $p < 0.001$ ). 이는 Conrad et al.(2002)과 유사한 결과이며,<sup>8)</sup> 우리나라의 자본시장에서도 투자자들은 악재(Bnews)

에 대해 더 민감하게 반응하고 있음을 보여준다. 두 번째와 세 번째 열은 이익공시기간인 3일동안(-1일, +1일) 시장의 불확실성이 증가할 때( $\Delta VIXd+$ )와 감소( $\Delta VIXd-$ )할 때 비기대이익에 대한 투자자 반응의 차이를 분석한 것이다. 분석결과, 시장의 불확

8) 참고로, Conrad et al.(2002)의 〈표 1〉에서 악재에 대한 투자자반응( $b_2$ )은 0.321, 호재에 대한 투자자반응( $b_1$ )은 0.241이다.

실성이 낮아질 때( $\Delta VIXd-$ ) 악재와 호재에 대한 회귀계수의 차이는  $0.085(=\beta_1-\beta_2=0.134-0.049)$ 이었으나, 시장 불확실성이 높아질 때( $\Delta VIXd+$ )는 차이가  $0.107(=\beta_1-\beta_2=0.158-0.051)$ 로 그 차이가 더 크게 벌어졌으며, 둘 간의 차이는 통계적으로도 유의하다( $p=0.053$ ).<sup>9)</sup> 우리나라의 자본시장에서도 투자자들이 호재보다 악재에 대해 비대칭적으로 민감하게 반응하는 현상이 존재하며, 특히 시장 불확실성이 높아질 때 악재에 더욱 민감하게 반응하고 있다. 통제변수들에 대하여 살펴보면, 시장불확실성을 측정하기 전 일주일 동안의 시장의 변동성( $VIX7d$ ), 기업 규모( $SIZE$ ), 수익률( $RET$ ), 애널리스트 수( $Followers$ )는 종속변수인 누적초과수익률( $CAR$ )에 대하여 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉은 가설 2에 대한 검증결과로, 시장의 불확실성이 증가할 때 기업의 보수주의 정도가 투자자의 의사결정에 영향을 미치는가를 보여준다. 구체적으로, 보수적 회계처리 정도가 낮은 기업( $non-CONSERV$ )과 높은 기업( $CONSERV$ )에서 투자자들의 비대칭적인 반응에 차이가 있는지 분석하였다.

첫 번째 열은 시장의 불확실성이 증가함에 따라 악재와 호재에 대한 투자자의 증분적인 반응( $\beta_4$ 와  $\beta_5$ )의 차이를 보여주는데, 이는 〈표 7〉의 두 번째와 세 번째 열의 결과를 하나의 모델로 표현한 결과와 질적으로 동일하다. 즉, 회귀계수로 본 악재와 호재에 대한 반응의 차이는  $0.047(=\beta_1-\beta_2=0.113-$

$0.066, p=0.001)$ 이지만, 시장불확실성이 높아질수록 투자자들은 악재에 대해서 더욱 민감하게 반응한다( $\beta_4=0.053, t=1.73$ ). 호재에 대한 증분적인 반응은 통계적으로 유의하지 않았다( $\beta_5=0.024, t=0.64$ ). 최종적으로 시장불확실성이 높아질수록 악재와 호재에 대한 투자자 반응의 차이는  $0.076(=(\beta_1-\beta_2)+(\beta_4-\beta_5)=(0.113-0.066)+(0.053-0.024))$ 으로  $0.029$ 만큼 더 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 투자자의 비대칭적인 의사결정의 정도는 시장불확실성이 높아질수록 더 심해진다.

그런데 이러한 현상은 기업의 보수적 회계처리 정도에 따라 차이를 보였다. 먼저, 두 번째 열과 세 번째 열에서 악재( $\beta_1$ )가 호재( $\beta_2$ )보다 모두 유의하게 더 큰 것으로 나타나 기업의 보수적 회계처리수준과 관계없이 투자자는 악재에 더욱 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 그러나 시장의 불확실성이 높아질수록 투자자 반응은 차이를 보였다. 보수적 회계처리 정도가 낮은 기업들( $non-CONSERV$ )에서는 기업의 악재에 대한 투자자의 비대칭적인 반응이 더욱 가중되고 있으나( $\beta_4=0.107, t=2.13$ ), 보수적으로 회계처리하는 기업( $CONSERV$ )에서는 악재와 호재에 대한 투자자의 증분적인 반응에 통계적 유의성이 없었다. 다시 말해, 시장 불확실성이 높아지더라도 투자자의 비대칭적인 반응이 가중되지 않는 것이다.<sup>10)</sup>

이러한 결과는 투자자들이 보수적 회계처리를 통해 산출된 회계이익을 더욱 신뢰하고 있기 때문에

9) Williams(2015)의 〈표 2〉에서 시장불확실성이 높아질 때 악재와 호재의 비대칭적인 반응의 차이는  $0.3877$ 만큼 더 커진 것으로 나타났다.

10) 구체적으로 살펴보면, 보수적 회계처리 정도가 낮은 기업들( $non-CONSERV$ )에서는 시장불확실성이 높아짐에 따라 악재와 호재에 대한 반응의 차이가 더욱 커져서 회귀계수 값으로 볼 때 총효과는  $0.166(=(\beta_1-\beta_2)+(\beta_4-\beta_5)=((0.114-0.025)+(0.107-0.030)))$ 만큼 호재보다 악재에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났지만, 보수적으로 회계처리하는 기업( $CONSERV$ )에서는 비대칭적인 반응의 차이가 커지지 않아, 총효과는  $0.095(=(\beta_1-\beta_2)+(\beta_4-\beta_5)=((0.138-0.096)+(-0.017-(-0.070))))$ 이다. 두 그룹간 회귀계수 값의 차이는 보수적으로 회계처리하는 기업이  $0.071(=0.166-0.095)$ 만큼 더 작다( $p=0.052$ ).

〈표 8〉 회계 보수주의와 불확실성하의 비기대이익에 대한 투자자의 비대칭적 반응

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Bnews_{i,t} + \beta_2 Gnews_{i,t} + \beta_3 \Delta VIXd_{i,t} + \beta_4 Bnews_{i,t} \times \Delta VIXd_{i,t} + \beta_5 Gnews_{i,t} \times \Delta VIXd_{i,t} + \beta_6 VIX7d_{i,t} + \beta_7 SIZE_{i,t} + \beta_8 RET_{i,t} + \beta_9 Followers_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

변수명	종속변수 : CAR		
	(1) ALL	(2) non-CONSERV	(3) CONSERV
Intercept	0.031	0.016	0.006
(t-value)	(1.54)	(0.54)	(0.22)
Bnews	0.113*** (4.75)	0.114*** (2.77)	0.138*** (4.47)
Gnews	0.066** (2.25)	0.025** (2.46)	0.096** (2.20)
VIXd	0.003 (1.40)	0.004 (1.07)	0.001 (0.55)
Bnews×VIXd	0.053* (1.73)	0.107** (2.13)	-0.017 (-0.42)
Gnews×VIXd	0.024 (0.64)	0.030 (0.54)	-0.070 (-1.37)
VIX7d	0.001 (1.47)	0.003* (1.96)	0.001 (0.45)
SIZE	-0.001 (-1.48)	-0.001 (-1.35)	0.000 (-0.78)
RET	-0.001 (-0.50)	0.002 (0.57)	-0.004 (-1.20)
Followers	0.000 (0.52)	-0.000 (-0.15)	0.000 (1.03)
Test of Asymmetry			
Bnews=Gnews	0.047***	0.089***	0.042***
Bnews×VIXd = Gnews×VIXd	0.029*	0.077*	0.053
Difference in Asymmetry			
non-CONSERV=CONSERV		-0.071* (p=0.052)	
Industry fixed effect	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes
n	4,470	2,300	2,170
Adj. R <sup>2</sup>	0.049	0.075	0.062

〈표 8〉은 가설 2의 검증결과를 나타내었다. 종속변수인 CAR은 이익공시시점에 (t-1)부터 (t+1)일 3일간의 누적시장조정수익률이다.  $\Delta VIXd$ 는 CAR과 동일한 기간동안의 VKOSPI의 변동성을 측정된 값이다. \*, \*\*, \*\*\*의 표시는 각각 양측 차이검증의 0.10, 0.05, 그리고 0.01 수준 이하에서의 유의성을 나타낸다. 유의수준은 기업간 군집오차(clustered error)로 계산했다.

시장 불확실성이 높아지더라도 비기대이익에 민감하게 반응하지 않는 것으로 해석된다.

한편, 가설 1의 검증결과에 따르면 시장의 불확실성은 기업의 보수적 회계처리에 영향을 주었다. 그런데 위에서 정의한 보수적 회계처리 기업 (CONSERV)에는 시장환경에 관계없이 일관적으로 보수적 회계처리를 하는 기업뿐만 아니라 시장의 불확실성이 높아질 때에만 보수적으로 회계처리하는 기업 및 시장 불확실성이 낮아질 때 보수적으로 회계처리하는 기업이 혼재되어 있을 가능성이 있다.

따라서 시장의 불확실성이 기업의 보수주의에 미치는 영향을 고려하여 보수적 회계처리 기업을 다시 정의하여 분석할 필요가 있다. 투자자들은 회계정책의 변경을 통하여 시장환경의 변동에 대처한 기업과 그렇지 않은 기업에 대해서 차별적인 반응을 보일 수 있기 때문이다. 특히, <표 8>의 분석결과, 투자자들은 비보수적으로 회계처리하는 기업에 대해서 비대칭적인 의사결정을 하므로, 시장환경의 불확실성이 높아지는 상황에서 회계정책을 비보수적으로 변경한 기업에 대해서는 투자자들의 비대칭적 의사결정은 더욱 커질 것으로 예측된다. 반대로 보수적 회계처리정책을 유지하거나 시장환경의 불확실성이 높

아질수록 보수적 회계처리로 변경한 기업은 악재에 대해서는 덜 민감하게 반응하여, 투자자들의 비대칭적 의사결정 행태가 완화될 것으로 예상된다.

이를 검증하기 위해서 시장환경에 따른 보수적 회계처리의 변동 여부에 따라 기업을 4그룹으로 나누고, 각 그룹별로 투자자 반응에 차이가 있는지를 분석하였다. 구체적으로, 식(2)를 이용하여 시장의 불확실성 증감과 관계없이 나타나는 기업의 보수적 회계처리 정도( $a_3$ )와 불확실성이 변동할 때의 보수적 회계처리 성향( $a_7$ )을 산출하였다. 그리고 이를 기준으로 표본기업을 4그룹( $a_3 \rightarrow a_7$ : 보수적  $\rightarrow$  보수적, 보수적  $\rightarrow$  비보수적, 비보수적  $\rightarrow$  보수적, 비보수적  $\rightarrow$  비보수적)으로 분류하였다. 자료는  $t-10$ 년부터  $t-1$ 년도까지 10년간 데이터를 이용한다. <표 9>의 Panel A는 전체 표본기업을 네 그룹으로 나누는 기준과 표본수이다. 시장불확실성이 높아질 때 보수적으로 회계처리하는 기업( $a_7 \geq 0$ )은 전체의 약 61%(=32%+29%)로 나타났으며, 이 중 시장의 불확실성에 따라 보수적으로 회계처리정책을 변경한 기업( $a_3 \rightarrow a_7$ : 비보수적  $\rightarrow$  보수적)은 약 48%(전체의 29%)이다.

Panel B는 연구모형(7)의 분석결과이다. 첫 번째 열은 보수적 회계처리정책을 유지하거나 시장 불확

<표 9> 회계 보수주의와 불확실성하의 비기대이익에 대한 투자자의 비대칭적 반응: 그룹간 비교

Panel A. 기업의 보수적 회계처리정책 변동에 따른 구분

$$NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NRET_{i,t} + \alpha_2 RET_{i,t} + \alpha_3 NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \alpha_4 \Delta VIXy_t + \alpha_5 \Delta VIXy_t \times NRET_{i,t} + \alpha_6 \Delta VIXy_t \times RET_{i,t} + \alpha_7 \Delta VIXy_t \times NRET_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

그룹	시장 불확실성의 증감과 무관	시장 불확실성이 변동할 때	표본
(1) 보수적 $\rightarrow$ 보수적	$a_3 > 0$	$a_7 \geq 0$	1,432 (32.0%)
(2) 보수적 $\rightarrow$ 비보수적	$a_3 > 0$	$a_7 < 0$	827 (18.5%)
(3) 비보수적 $\rightarrow$ 보수적	$a_3 \leq 0$	$a_7 > 0$	1,298 (29.0%)
(4) 비보수적 $\rightarrow$ 비보수적	$a_3 \leq 0$	$a_7 \leq 0$	913 (20.5%)

〈표 9〉 회계 보수주의와 불확실성하의 비기대이익에 대한 투자자의 비대칭적 반응: 그룹간 비교 (계속)

Panel B. 기업의 보수적 회계처리정책 변동에 따른 투자자의 비대칭적인 반응의 차이

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Bnews_{i,t} + \beta_2 Gnews_{i,t} + \beta_3 \Delta VIXd_{i,t} + \beta_4 Bnews_{i,t} \times \Delta VIXd_{i,t} + \beta_5 Gnews_{i,t} \times \Delta VIXd_{i,t} + \beta_6 VIX7d_{i,t} + \beta_7 SIZE_{i,t} + \beta_8 RET_{i,t} + \beta_9 Followers_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

종속변수 : CAR				
변수명	(1) Conserv → Conserv	(2) Conserv → Non	(3) Non → Conserv	(4) Non → Non
<i>Intercept</i>	-0.005	0.079**	0.062	0.058*
<i>(t-value)</i>	(-0.10)	(2.20)	(1.48)	(1.87)
<i>Bnews</i>	0.180***	0.029**	0.131**	0.055*
	(2.81)	(2.27)	(2.18)	(1.74)
<i>Gnews</i>	0.120**	0.026*	0.002***	0.005*
	(2.29)	(1.72)	(3.04)	(1.78)
<i>VIXd</i>	-0.050	-0.003	0.001	-0.038
	(-0.78)	(-0.80)	(0.40)	(-1.03)
<i>Bnews×VIXd</i>	0.123	0.002***	0.002**	0.060**
	(1.53)	(3.72)	(2.13)	(2.20)
<i>Gnews×VIXd</i>	0.005*	0.027	0.115**	0.001
	(1.71)	(1.42)	(1.97)	(1.14)
<i>VIX7d</i>	0.001	0.039	-0.001	-0.065
	(1.58)	(0.75)	(-0.88)	(-1.53)
<i>SIZE</i>	0.001	-0.002	-0.002	-0.002
	(0.54)	(-1.17)	(-1.21)	(-1.46)
<i>RET</i>	-0.002	0.079	-0.009	0.018
	(-0.03)	(1.57)	(-0.13)	(0.40)
<i>Followers</i>	-0.001	0.000	0.000	0.000
	(-1.28)	(0.76)	(0.81)	(1.40)
Test of Asymmetry				
<i>Bnews=Gnews</i>	0.060**	0.003**	0.129**	0.050*
<i>Bnews×VIXd = Gnews×VIXd</i>	0.118*	-0.025***	-0.113**	0.059**
<i>n</i>	1,432	827	1,298	913
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.020	0.014	0.010	0.010

〈표 9〉는 가설 2의 검증결과를 나타내었다. \*, \*\*, \*\*\*의 표시는 각각 양측 차이검증의 0.10, 0.05, 그리고 0.01 수준 이하에서의 유의성을 나타낸다. 유의수준은 기업간 군집오차(clustered error)로 계산했다.

실성이 높아질수록 더욱 보수적으로 회계처리하는 기업그룹에 대한 결과이다. 두 번째와 세 번째 열은 시장 불확실성이 높아질수록 회계정책을 변경한 기업으로, 비보수적으로 회계처리정책을 변경하거나 보수적으로 회계처리정책을 변경한 기업그룹을 각각 나타낸다. 네 번째 열은 비보수적 회계처리정책을 유지하는 기업그룹이다. 먼저 네 그룹에서 모두  $Bnews$ 의 회귀계수( $\beta_1$ )가  $Gnews$ ( $\beta_2$ )의 회귀계수보다 통계적으로 유의하게 커서 일반적으로 악재에 더 민감하게 반응하는 비대칭적인 의사결정행태를 보이고 있다.

한편, 시장의 불확실성이 높아질 때 투자자의 비대칭적인 의사결정 행태의 차이는  $Bnews \times VIXd$ ( $\beta_4$ )와  $Gnews \times VIXd$ ( $\beta_5$ )의 회귀계수 차이를 통해 살펴볼 수 있는데, 투자자의 비대칭적인 의사결정의 행태는 각 그룹마다 차이를 보인다. 먼저, 시장의 불확실성이 높아질수록 보수적으로 회계처리하는 기업에 대해 투자자들은 비대칭적인 의사결정의 정도를 완화시키는 행태를 보이고 있다. 구체적으로, 첫 번째 열인 보수적 회계처리정책을 유지하는 기업들에서는 일반적으로 악재에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타나는데( $\beta_1 - \beta_2 = 0.060$ ,  $p < 0.05$ ), 시장의 불확실성이 높아질수록 호재( $\beta_3$ )에 대해 더 긍정적으로 반응하고( $0.005$ ,  $t = 1.71$ ), 악재( $\beta_4$ )에 대해서는 유의적인 증분적인 반응을 보이지 않는다. 결과적으로 시장불확실성이 높아질수록 호재에 대한 긍정적 반응만 증분적으로 증가하게 되어 시장불확실성이 높아질 때의 비대칭성의 정도는  $0.055(= (\beta_1 + \beta_4) - (\beta_2 + \beta_5))$ 로 나타나, 악재에 대한 비대칭적인 의사결정의 정도가 다소 완화된 것을 볼 수 있다( $0.005 = 0.060 - 0.055$ ). 세 번째 열인 시장 불확실성이 높아질수록 보수적으로 회계처리를 변경한 기업들에 대해서는 투자자들의 비대칭적인 의사결정

정도가 더욱 크게 완화되었다. 일반적으로 악재에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타나는데( $\beta_1 - \beta_2 = 0.129$ ,  $p < 0.05$ ), 시장의 불확실성이 커질수록 악재에 대해서도 더 민감하게 반응하지만( $\beta_4 = 0.002$ ,  $t = 2.13$ ), 호재에 대해 더욱 크게 긍정적으로 반응하는 것으로 나타났다( $\beta_5 = 0.115$ ,  $t = 1.97$ ). 결과적으로 시장불확실성이 높아질 때의 비대칭성의 정도는  $0.016(= (\beta_1 + \beta_4) - (\beta_2 + \beta_5))$ 으로 나타나, 악재에 대한 투자의 비대칭성의 정도는 크게 감소하는 것을 볼 수 있다( $0.113 = 0.129 - 0.016$ ).

반면, 비보수적으로 변경한 기업그룹에 대해서는 투자자들의 비대칭적인 의사결정의 정도가 오히려 심해지고 있다. 시장 불확실성이 높아질수록 비보수적으로 회계처리를 변경한 기업(두 번째 열)과 비보수적 회계처리를 유지한 기업(네 번째 열)에서는 악재에 대해서만 민감한 반응을 보이고 있고 호재에 대해서는 유의한 반응이 나타나지 않았다. 결과적으로 투자자의 비대칭적인 반응의 정도는 크게 증가하였다.

종합하면, 기업의 보수적 회계처리는 시장의 불확실성이 높아지는 환경에서 투자자의 비대칭적인 의사결정 행태를 완화시키는 역할을 하고 있다. 이러한 결과는 투자자들이 보수주의를 미래이익의 예측을 어렵게 하는 회계처리로 인식하기보다는 투자위험을 낮추고 투자자를 보호하는 수단으로 인식하고 있기 때문이다.

## V. 결론

본 연구는 시장의 불확실성이 기업의 회계정보 산출과정에 미치는 영향과 이에 따른 투자자들의 차별

적인 반응에 대해 연구했다. 시장의 불확실성이 높아지면 시장참여자들은 미래에 발생할 사건에 대한 예측이 어려워지므로 기존과는 다른 의사결정을 할 가능성이 높아진다. 또한 본 연구에서는 시장의 불확실성이 기업의 보수적 회계처리에 영향을 주는지, 그리고 이러한 관계가 투자자들의 투자사결정에 영향을 주는지를 분석하였다.

시장의 불확실성은 변동성지수를 이용하여 측정하였다. 변동성지수는 최근 많은 회계학연구에서 활용되는 지수로서 투자자들이 예상하는 미래 자본시장의 변동성을 측정한다(Barth and So, 2014; Billings et al., 2015; Kim et al., 2016). 우리나라에서는 2009년부터 유가증권상장기업을 대상으로 변동성 지수를 공시하고 있다. 한편, 본 논문에서 보수적 회계처리는 Basu(1997)의 조건적 보수주의 모형을 이용하여 측정했다. 이 모형은 주식 수익률과 회계이익의 관련성을 통하여 기업의 보수적 회계처리 정도를 보여준다.

연구결과에 따르면, 시장의 불확실성이 높아질수록 기업의 보수적 회계처리 정도가 증가하였다. 구체적으로, 시장불확실성이 높아지는 기간과 낮아지는 기간을 나누어 분석한 결과에서 기업들은 모두 보수적 회계처리 성향을 가지나, 시장불확실성이 높아지는 기간에 보수적 회계처리 성향이 유의적으로 더 높게 나타났다. 시장의 불확실성 변수를 교차항으로 포함하여 하나의 연구모형으로 분석하여도 동일한 결과를 보였다. 즉, 기업이 시장의 불확실성에 따른 위험을 줄이기 위한 수단으로 보수적 회계처리를 채택하고 있는 것으로 해석된다.

한편, 선행연구와 마찬가지로 우리나라 자본시장의 투자자들도 호재보다 악재에 더 민감하게 반응하고, 특히 시장의 불확실성이 높아질수록 악재에 더 민감하게 반응하였다. 이때 기업의 보수적 회계처리

정도가 투자자들의 비대칭적 투자사결정에 미치는 영향을 분석하기 위해 보수적 회계처리 성향이 높은 기업그룹과 낮은 기업그룹을 나누어 분석하였다. 분석결과에 따르면 보수적으로 회계처리하는 기업에서는 비대칭적인 의사결정 정도가 완화되었고, 그렇지 않은 기업에서는 비대칭적인 반응의 차이가 심화되었다. 따라서 투자자들은 기업의 보수적 회계처리 성향을 그들의 투자위험을 완화시키는 수단으로 인식하고 있음을 알 수 있다.

종합적으로, 시장의 불확실성의 변동은 기업의 회계정책과 투자자의 투자사결정에 모두 영향을 미치고 있다. 기업은 시장의 불확실성에 따라 보수적 회계처리정책을 사용하고 있으며, 투자자들은 그러한 기업의 회계처리정책을 이해하고 투자사결정에 활용하고 있다.

본 연구는 분석상에 한계점을 가지고 있다. 첫째, 분석기간이 변동성 변수가 발표된 2009년부터 시작되어 총 9년간의 결과를 보고하였다. 따라서 그 이전 기간에는 시장환경의 변동에 따른 기업과 투자자 반응을 알 수 없다는 한계가 있다. 둘째, 변동성지수는 옵션투자자의 미래 시장환경변동에 대한 예측이고, 그 예측에는 국내의 경제성장률, 환율, 유가 등 기업가치에 영향을 미칠 수 있는 요소가 포함된다. 그러나 기업과 투자자의 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 다른 거시적 환경변동에 대한 변수를 모두 포함하지는 못했다는 한계는 여전히 남아 있다. 이는 거시적 환경변화에 대한 영향을 분석하는 경험적 연구가 갖는 공통된 한계점일 것이다.

본 연구는 시장의 불확실성이 기업과 투자자에게 미치는 영향을 실증적으로 분석했다는 점에서 의미가 있다. 특히 투자사결정에서 보수주의가 투자위험을 감소시키는 긍정적인 역할을 하고 있다는 주장에 대한 근거를 제공하고 있다. 또한 우리나라의 자

본시장에서도 변동성지수가 시장의 불확실성에 대한 대응치로 활용될 수 있음을 보여줌으로써, 향후 자본시장에서의 회계정보의 유용성에 대한 연구에서 활발하게 사용될 것을 제안하고 있다.

## 참고문헌

- 강나라, 최관(2017), "실적공시예고와 이익공시일의 시장 반응," **회계학연구**, 42(4), pp.273-309.
- 권세원, 임상균(2015), "Basu의 비대칭적 적시성 모형의 추정편의: 한국기업표본에서의 조건적 보수주의 측정," **경영학연구**, 44(5), pp.1241-1275.
- 김도연, 김정옥(2015), "회계보수성이 미래이익의 정보효과에 미치는 영향," **회계저널**, 24(6), pp.159-186.
- 김소정, 윤선중(2015), "기관, 외국인투자자의 KOSPI 200 옵션거래와 내재변동성 변화," **재무관리연구**, 32(1), pp.1-33.
- 김정옥, 배길수(2006), "기업의 특성이 회계보수성에 미치는 영향," **회계학연구**, 31(1), pp.69-96.
- 김정옥, 배길수(2009), "보수주의와 발생액," **회계저널**, 18(2), pp.1-31.
- 문상혁, 박종국, 신세나(2006), "정보비대칭성에 따른 보수주의의 차별적 인식," **회계학연구**, 31(3), pp.215-242.
- 박성환, 김유찬, 김영길(2011), "상장폐지기업의 특성에 관한 실증연구," **회계저널**, 20(5), pp.35-61.
- 박종찬(2005), "1997년 금융위기 이후 회계제도 개혁에 따른 이익의 적시성과 보수성변화," **회계학연구**, 30(4), pp.1-26.
- 백복현, 김영준, 이준일(2012), "연간이익공시 시점에 대한 연구," **회계학연구**, 37(4), pp.253-293.
- 백원선, 이수로(2004), "보수주의, 이익지속성 및 가치평가," **회계학연구**, 29(1), pp.1-27.
- 손성규, 염지인(2013), "코스닥시장에서의 상장폐지위험과 이익조정," **회계학연구**, 38(4), pp.1-30.
- 이석근, 양동훈, 조광희(2015), "상장폐지기업의 상장폐지 전 보수주의 성향," **회계학연구**, 40(5), pp.1-34.
- 이석근, 조광희, 양동훈(2016), "상장폐지기업의 상장폐지 전 회계정보의 가치관련성," **회계저널**, 25(2), pp.181-203.
- 전홍준, 조광희, 양동훈(2018), "보수적 회계처리가 자기자본비용에 미치는 영향," **세무와회계저널**, 19(2), pp.257-283.
- 최관, 전성일(2005), "외환위기와 보수주의적 회계처리," **회계학연구**, 30(3), pp.215-242.
- 최훈철, 한석호(2009), "변동성지수(VKOSPI)해설 및 실증분석," **KRX Market**, 50(4), pp.25-66.
- Ahmed, A. S., and S. Duellman(2013), "Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism," *Journal of Accounting Research*, 51(1), pp.1-30.
- 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), pp.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), pp.83-128.
- Ball, R., S. Kothari, and V. Nikolaev(2013), "On Estimating Conditional Conservatism," *The Accounting Review*, 88(3), pp.755-787.
- Barth, M. E., and E. C. So(2014), "Non-Diversifiable Volatility Risk and Risk Premiums at Earnings Announcements," *The Accounting Review*, 89(5), pp.1579-1607.
- Barth, M. E., W. R. Landsman, V. Raval, and S. Wang(2014), "Conservatism and the Infor-

- mation Content of Earnings,” *Working Paper*, Stanford University.
- Basu, S.(1997), “The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), pp.3-37.
- Beaver, W. H., and S. G. Ryan(2005), “Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling,” *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), pp.269-309.
- Billings, M. B., R. Jennings, and B. Lev(2015), “On Guidance and Volatility,” *Journal of Accounting and Economics*, 60(2), pp.161-180.
- Bloom, N.(2009), “The Impact of Uncertainty Shocks,” *Econometrica*, 77(3), pp.623-685.
- Chan, L., J. Lakonishock, and T. Sougiannis(2001), “The Stock Market Valuation of Research and Development Expenditures,” *The Journal of Finance*, 56(6), pp.2431-2456.
- Chen, L. H., D. Folsom, W. Paek, and H. Sami (2014), “Accounting Conservatism, Earnings Persistence, and Pricing Multiples on Earnings,” *Accounting Horizons*, 28 (2), pp. 233-260.
- Cimini, R.(2015), “How Has the Financial Crisis Affected Earnings Management? A European Study,” *Applied Economics*, 47(3), pp.302-317.
- Conrad, J., B. Cornell, and W. R. Landsman(2002), “When is Bad News Really Bad News?,” *Journal of Finance*, 57(6), pp.2507-2532.
- Crawley, M. J.(2015), “Macroeconomic Consequences of Accounting: The Effect of Accounting Conservatism on Macroeconomic Indicators and the Money Supply,” *The Accounting Review*, 90(3), pp.987-1011.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1996), “Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC,” *Contemporary Accounting Research*, 13(1), pp. 1-36.
- Fernandes, M., M. C. Medeiros, and M. Scharth (2014), “Modeling and Predicting the CBOE Market Volatility Index,” *Journal of Banking and Finance*, 40, pp.1-10.
- Francis, B., I. Hasan, and Q. Wu(2013), “The Benefits of Conservative Accounting to Shareholders: Evidence from the Financial Crisis,” *Accounting Horizons*, 27(2), pp. 319-346.
- Francis, J. R., and X. Martin(2010), “Acquisition Profitability and Timely Loss Recognition,” *Journal of Accounting and Economics*, 49 (1), pp.161-178.
- Givoly, D., and Hayn, C.(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), pp.287-320.
- Givoly, D., C. K. Hayn, and A. Natarajan(2007), “Measuring Reporting Conservatism,” *The Accounting Review*, 82(1), pp.65-106.
- Gul, F. A., B. Srinidhi, and T. Shieh(2002), “The Asian Financial Crisis, Accounting Conservatism and Audit Fees: Evidence from Hong Kong,” *Working paper*
- Holthausen, R. W., and R. L. Watts(2001), “The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting,” *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), pp.3-75.

- Jung, J. H., S. S. Lim, J. Pae, and C. Y. Yoo (2017), "Do Analysts who Understand Accounting Conservatism Exhibit Better Forecasting Performance?," *Journal of Business Finance and Accounting*, 44(7-8), pp.953-985.
- Kahneman, D., and A. Tversky(1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, 47(2), pp.263-292.
- Khan, M., and R. Watts(2009), "Estimation and Empirical Properties of a Firm Year Measure of Conservatism," *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), pp.132-150.
- Kim, Y., S. Li, C. Pan, and L. Zuo(2013), "The Role of Accounting Conservatism in the Equity Market: Evidence from Seasoned Equity Offerings," *The Accounting Review*, 88(4), pp.1327-1356.
- Kim, K., S. Pandit, and C. E. Wasley(2016), "Macroeconomic Uncertainty and Management Earnings Forecasts," *Accounting Horizons*, 30(1), pp.157-172.
- Knight, F. H.(1921), "*Risk, Uncertainty and Profit*," Boston, MA: Houghton Mifflin Company.
- LaFond, R., and S. Roychowdhury(2008), "Managerial Ownership and Accounting Conservatism," *Journal of Accounting Research*, 46(1), pp.101-135.
- LaFond, R., and R. L. Watts(2008), "The Information Role of Conservatism," *The Accounting Review*, 83(2), pp.447-478.
- Lara, J. M. G., B. G. Osma, and F. Penalva(2009), "The Economic Determinants of Conditional Conservatism," *Journal of Business Finance and Accounting*, 36(3-4), pp.336-372.
- Neururer, T., G. Papadakis, and E. J. Riedl(2016), "Tests of Investor Learning Models Using Earnings Innovations and Implied Volatilities," *Review of Accounting Studies*, 21(2), pp. 400-437.
- Patatoukas, P. N., and J. K. Thomas(2011), "More Evidence of Bias in the Differential Timeliness Measure of Conditional Conservatism," *The Accounting Review*, 86(5), pp.1765-1793.
- Persakis, A., and G. E. Iatridis(2015), "Earnings Quality under Financial Crisis: A Global Empirical Investigation," *Journal of Multi-national Financial Management*, 30, pp.1-35.
- Penman, S., and X. Zhang(2002), "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns," *The Accounting Review*, 77 (2), pp.237-264.
- Qiang, X.(2007), "The Effects of Contracting, Litigation, Regulation, and Tax Costs on Conditional and Unconditional Conservatism: Cross-sectional Evidence at the Firm Level," *The Accounting Review*, 82(3), pp.759-796.
- Roychowdhury, S., and R. L. Watts(2007). "Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 44(1-2), pp. 2-31.
- Ruch, G. W., and G. Taylor(2015). "Accounting Conservatism: A Review of the Literature," *Journal of Accounting Literature*, 34, pp. 17-38.
- Saini, J. S., and T. P. White(2015), "The Effects of Volatility and Leverage on the Earnings-GDP Relation," *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 19(3), pp.267-282.
- Skinner, D. J., and R. G. Sloan(2002), "Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo

- Sink Your Portfolio," *Review of Accounting Studies*, 7(2-3), pp.289-312.
- Sloan, R.(1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?," *The Accounting Review*, 71(3), pp.289-315.
- Vichitsarawong, T., L. L. Eng, and G. K. Meek (2010), "The Impact of the Asian Financial Crisis on Conservatism and Timeliness of Earnings: Evidence from Hong Kong, Malaysia, Singapore, and Thailand," *Journal of International Financial Management and Accounting*, 21(1), pp.32-61.
- Watts, R.(2003a), "Conservatism in Accounting, Part I: Explanations and Implications," *Accounting Horizons*, 17(3), pp.207 - 221.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman(1986), *Positive Accounting Theory*: Prentice-Hall (Englewood Cliffs, NJ).
- Watts, R. L., and L. Zuo(2012), "Accounting Conservatism and Firm Value: Evidence from the Global Financial Crisis," *Working paper*
- Whaley, R.(2009), "Understanding the VIX," *Journal of Portfolio Management*, 35, pp.98-105.
- Williams, D.(2015), "Asymmetric Responses to Earnings News: A Case for Ambiguity," *The Accounting Review*, 90(2), pp.785-817.

## Accounting Conservatism and Investors' Response under Market-Uncertainty

Juhee Hwang\* · Kwan Choi\*\*

### Abstract

Market uncertainty has a significant impact on market participants' decision making. This study analyzes the effect of market uncertainty on the accounting policy of firms and the asymmetric decision making behavior of investors to good and bad news. Specifically, we examine whether market uncertainty affects firm's conservative accounting practices, and analyze how conditional conservatism affects investors' risk-averse investment behavior.

The result of this paper shows that firms are more conservative when market uncertainty increases. Firms use conservative accounting as a means to reduce the risk of market uncertainty. Consistent with prior literature, investors in Korean market also make asymmetric decisions that respond more sensitively to bad news when market uncertainty increases. However, the analysis shows that conservative accounting mitigates the asymmetric investor decision making behavior. It implies that investors perceive conservative accounting as a reasonable way to protect their investment decision making.

This study has contributions that it analyzes empirically the effects of market uncertainty on the corporate accounting policies and on the investor decision making. In particular, it supports the argument that conservative accounting plays a positive role in the usefulness of accounting information. It also shows that the volatility index, VKOSPI, can be used as a measure of direct and continuous market uncertainty in Korean capital markets.

Keywords: Market uncertainty, VKOSPI, Conservatism, Risk-aversion, Asymmetric decision making

---

\* Ph.D., College of Business Administration, Sungkyunkwan University, First Author

\*\* Professor, College of Business Administration, Sungkyunkwan University, Corresponding Author

- 저자 황주희는 현재 성균관대학교 경영연구소 연구원 및 성균관대학교와 상명대학교 경영대학 강사로 재직 중이다. 관심연구분야는 재무보고의 질, 사회적 책임활동 등이다.
- 저자 최관은 현재 성균관대학교 경영대학 교수로 재직중이다. 관심분야는 회계정보의 질과 감사의 품질 등이다.