

회계·세무와 감사 연구
제61권 제4호(통권 제81호(2019년 12월)) pp.267~302
한국공인회계사회

회계이익의 불투명성과 정보비대칭 및 주가동조화

박형주*/ 조중석**

- | | |
|-----------------|------------|
| I. 서론 | IV. 실증분석결과 |
| II. 선행연구 및 가설설정 | V. 결론 |
| III. 연구설계 | |

개요

본 연구는 회계이익의 불투명성(earnings opacity)이 기업의 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향을 살펴보았다. 구체적으로, 기업의 회계이익 불투명성 수준에 따라 정보비대칭 및 주가동조화가 차별적으로 나타나는지 분석하고자 하였다.

본 연구에서는 2000년부터 2016년까지 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인의 8,140개 기업-연도 자료를 분석에 이용하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 회계이익의 불투명성이 클수록 정보비대칭이 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 회계이익의 불투명성이 클수록 주가동조화 현상이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 기업의 불투명한 이익정보를 투자의사결정에 활용하는 데 어렵기 때문에 시장이나 해당 기업이 속한 산업의 정보를 활용하여 투자의사결정을 하게 되므로 시장 및 산업의 변화에 따라 주가가 변화하는 주가동조화 현상이 증가하게 됨을 보여준다. 셋째, 재무분석가의 이익예측치가 있는 기업의 경우, 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향이 완화되는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 재무분석가들이 해당 기업에 대한 추가적인 정보를 시장에 제공함으로써 기업과 투자자 간의 정보환경의 질이 개선되어 정보비대칭 현상을 낮춰주는 역할을 하고 있음을 보여주고 있다.

본 연구의 결과는 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다는 점에서 의미를 갖는다. 또한 재무분석가는 자본시장에서 시장참여자들에게 유용한 정보를 제공함으로써, 기업과 투자자 사이의 정보비대칭을 낮춰주는 매개체 역할을 하고 있음을 확인하였다.

주제어 : 회계이익의 불투명성, 정보비대칭, 주가동조화, 재무분석가

* 한양대학교 경영대학 박사과정 (제1저자) (E-mail: phj820@hanyang.ac.kr)

** 한양대학교 경영대학 교수 (교신저자) (E-mail: joongseok@hanyang.ac.kr)

투고일 (2019년 6월 19일), 수정일 (2019년 8월 16일), 게재확정일 (2019년 10월 7일)

I. 서론

기업이 보고하는 재무제표는 정보이용자들에게 객관적이며 신뢰성 있는 정보를 제공해야 한다. 재무제표에는 이익 정보를 포함하여 다양한 회계정보가 있다. 회계정보는 기업과 관련된 이해관계자들에게 유용한 정보를 제공하는 것을 목적으로 한다. 또한 회계정보는 정보이용자들에게 미래 기업의 가치를 예측하는 데 있어 필요로 하며, 자원의 효율적 배분에도 중요한 역할을 담당한다. 선행연구에서는 투명한 회계정보란 개념체계에서 제시한 질적 속성들이 높은 수준으로 갖춘 정보를 뜻하고 기업의 경제적 가치변화를 잘 설명할 수 있어야 한다고 정의하였다(이영한 등 2011).

재량적 발생액은 상당 부분 경영자의 재량에 따라 결정될 수 있기 때문에 경영자의 기회주의적인 이익조정 수단으로 보았다(Schipper 1989). 경영자가 사적인 목적에 따라 발생액을 의도적으로 조정할 경우에 회계이익 정보의 유용성은 떨어지게 된다(Dechow et al. 1995). 즉, 발생액의 질이 낮은 경우에는 발생액이 현금흐름으로 실현될 가능성이 낮아지므로, 이익예측의 불확실성은 높아져 정보비대칭 문제가 증가하게 된다(Dechow and Dichev 2002; Francis et al. 2005). 이런 경우 투자자들은 보다 쉽게 접근할 수 있는 시장 및 산업의 정보를 활용하여 의사결정을 내리는 주가동조화 현상이 나타날 수 있다는 추론이 가능하다.

한편, 재무분석가는 기업들의 정보를 수집하여 분석하고 기업들의 이익 등과 같은 다양한 예측정보를 제공함으로써 기업과 투자자 간의 정보비대칭을 낮춰주는 역할을 한다(Das et al. 1998). 투자자들은 정보 분석능력에 있어 우위에 있는 재무분석가가 제공하는 예측정보를 고려하며 경제적 의사결정을 수행한다. 뿐만 아니라, 재무분석가의 예측정보는 외부정보이용자의 정보수집비용을 줄임으로써 시장의 효율성을 높일 수 있게 된다(Graham et al. 2005). 선행 연구에 따르면 재무분석가가 기업을 분석할 때 사용하는 회계정보 중에서 이익정보의 질적 특성이 재무분석가의 이익예측정확성에 상당한 영향을 주는 것을 확인하였다(Bradshaw et al. 2001). 그러나 기업이 공시하는 이익정보의 질이 낮거나 예측가능성이 어려울수록 재무분석가의 이익예측정확성이 떨어진다는 것을 발견하였다(Das et al. 1998; Bradshaw et al. 2001; 조중석·조문희 2010). 즉, 재무분석가가 일반 투자자들에 비해 정보 해석능력이 우월하더라도 기업이 공시하는 회계정보의 불투명성이 높거나 신뢰성이 낮은 정보가 제공된다면 재무분석가가 정확하게 이익예측치를 산출하기 어려워지게 된다는 것이다.

만일 기업이 제공하는 회계이익의 투명성이 낮다면, 그 회계정보는 기업의 경제적 가치변화를 효과적으로 설명할 수 없게 된다. 동시에 시장참여자들의 정보위험이 증가하여 경제적 손실이 발생한다. 또한 시장참여자들은 이익정보 이외의 사적정보를 취득하고자 할 것이며, 이로 인해 추가적인 비용이 발생하게 된다. 결과적으로 자본시장에서 경영자와 투자자 간의 정

보비대칭 수준은 높아지고, 개별 기업 정보가 주가에 충분히 반영되는데 어려움이 따를 것이다. 즉, 회계이익의 불투명성으로 인해 재무제표의 정보가 왜곡되어 있다면 해당 정보를 이용하는 정보이용자의 의사결정에 있어 정보비대칭은 심화될 것이다. 투자자들은 개별기업의 정보를 수집하는데 어려움이 따르기 때문에 시장 및 산업정보에 더 의존하게 되는 주가동조화 현상이 심화될 것으로 예상된다. 이러한 맥락에서 본 연구는 회계이익의 불투명성이 높은 기업이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다.

본 연구에서는 회계이익의 불투명성 수준을 측정하기 위해 Hutton et al.(2009)이 제시한 과거 3년간 재량적 발생액에 절댓값을 취한 합을 사용하였다. Hutton et al.(2009)은 불투명성이 높은 기업의 주식이 고유위험과 더불어 주식시장의 주가폭락의 위험이 증가하는 것을 보고하였다. 경영자가 나쁜 뉴스를 숨기려고 할수록 회계이익의 불투명성이 증가하므로, 불투명성이 높은 기업은 나쁜 뉴스가 숨겨진 기업이라고 보았다. 대부분의 선행연구들은 한해 연도로 측정되는 발생액을 이용하여 기업의 한기간에 발생한 이익조정 수준만을 보여주었다. 이와 달리 과거 3년간 재량적 발생액은 다기간동안 시계열적 변동성이 고려되어 있기 때문에 경영자의 누적된 이익조정 정책이 반영되어 있다. 또한 이익조정으로 인한 재량적 발생액은 다음 연도에서 음(-)의 재량적 발생액으로 반전될 가능성이 높기 때문에, 이를 다기간으로 포착할 수 있는 측정치라고 볼 수 있다(Dechow et al. 2012; Hutton et al. 2009; 전규안·박종일 2017).

본 연구는 2000년부터 2016년까지 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중 8,140개 기업-연도 자료를 표본으로 선정하였다. 첫째, 회계이익의 불투명성과 정보비대칭의 관계를 분석한 결과, 회계이익의 불투명성이 높을수록 정보비대칭 현상이 증가하는 것으로 나타났다. 해당 결과는 불투명한 이익정보가 기업의 재무상태를 충분히 설명하지 못하여 시장참여자들의 의사결정에 어려움을 주기 때문에 정보비대칭이 증가하는 것을 의미한다. 둘째, 회계이익의 불투명성과 주가동조화의 관계를 분석한 결과, 회계이익의 불투명성이 높을수록 주가동조화 현상이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 불투명한 개별 기업의 회계정보를 투자자의 의사결정에 활용하는 데 어렵기 때문에 시장이나 해당 기업이 속한 산업정보를 활용하여 의사결정을 하게 된다. 이에 따라 시장 및 산업의 변화에 따라 주가가 의존하는 주가동조화 현상이 나타남을 의미한다. 셋째, 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 효과가 재무분석가의 예측치 여부에 따라 완화되는 것을 확인하였다. 이는 기업이 제공하는 이익불투명성 수준이 높더라도 재무분석가가 이익예측치를 제공하는 기업들은 투자자들이 이를 활용한 정보환경의 질이 증가됨에 기인한 것으로 보인다. 이러한 결과는 자본시장에서 재무분석가가 기업과 투자자 사이의 정보중개인 역할을 하고 있음을 의미한다. 즉, 재무분석가가 기업의 회계정보를 분석하고 시장에 제공함으로써 기업과 외부투자자 간의 정보환경의 질이 개선되어 정보비대칭 현상이 감소되고, 투자자들은 기업 고유정보의 접근 및 활용이 용이해짐에 따

라 주가동조화 현상이 감소하는 결과로 볼 수 있다.

이상의 주된 연구 분석에 추가하여, 회계이익의 불투명성 측정치와 관련하여 강건성을 확보하고자 다수의 선행연구에서 사용되어 온 재량적 발생액 측정치들을 활용하여 재검증하였다. 또한 다양한 방법들을 활용하여 실증적으로 재검증함으로써 본 연구의 분석결과를 일반화하고자 하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 공헌점을 가지고 있다. 첫째, 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 대부분의 선행연구에서는 회계이익을 주로 당기의 한 기간으로 측정된 재량적 발생액을 중심으로 살펴 보았다. 이와 달리, 본 연구에서는 다기간으로 측정된 Hutton et al.(2009)의 불투명성 측정치와 다양한 발생액 측정치들을 활용하여 분석하였다는 점에서 다수의 선행연구에서 언급된 회계 투명성 측정치들에 비해 보다 구체적인 접근을 가능하게 해 준다는 점에서 의의가 있다. 또한 회계이익의 불투명성이 정보비대칭과 주가동조화에 미치는 영향을 함께 검증하였다는 점에서 의의를 갖는다. 둘째, 투자자 관점에서 살펴보면, 기업에서 제공하는 회계정보가 불투명한 경우, 재무분석가가 제공하는 정보는 의사결정을 하는데 있어 중요한 역할을 한다. 따라서 기업이 제공하는 회계정보의 불투명성과 정보비대칭 및 주가동조화와 정보중개인 역할을 하는 재무분석가의 관계까지 함께 논의될 수 있어야 한다. 이에 본 연구에서는 회계이익의 불투명성, 정보비대칭 및 주가동조화와 재무분석가 분야를 포괄적으로 살펴보았다. 이와 관련하여 일련의 선행연구를 확장했다는 점에서 의의가 있다. 셋째, 재무분석가의 예측정보가 시장참여자들의 정보불균형 해소에 기여하고 있음을 확인하였다. 재무분석가는 자본시장에서 정보중개인 역할을 담당하고 있기 때문에 자본시장에서 중요한 역할을 한다. 본 연구의 결과는 재무분석가가 기업 회계이익정보를 어떻게 반영하는지에 관심이 있는 투자자와 재무분석가의 이익예측 정보를 이용하는 정보이용자에게 유의한 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 이에 본 연구 결과는 기업이 제공하는 회계정보의 투명성과 정보비대칭 및 주가동조화의 주제를 확장하여 재무분석가의 예측정보에 대한 상호관련성을 실증적으로 검증하였다는 점에서 선행연구와 차별성을 가진다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 선행연구 및 가설을 설정하였다. III장에서는 연구모형을 설계하고 표본선정 절차에 대해 제시하였다. IV장에서는 실증분석 결과와 추가분석을 제시하였다. V장에서는 결론 및 한계점에 대해 서술하였다.

II. 선행연구 및 가설설정

1. 선행연구

가. 회계이익의 불투명성

시장참여자들은 투자 및 다양한 의사결정을 내리는데 있어 기업의 재무제표를 활용한다. 재무제표에는 기업의 재무상태 및 미래를 예측하는데 있어 유용한 정보들이 담겨있다. 그러나 모든 기업들이 정보를 반드시 투명하게 제공하는 것은 아니다. 재무제표에 제시된 정보가 불투명하다면 해당 정보는 시장참여자들의 의사결정에 있어 유용하게 활용될 수 없을 것이다. 투명성이 높은 회계정보는 투자자들의 의사결정에 유용한 정보 가치가 있을 뿐만 아니라 사적 정보를 얻기 위한 추가적인 노력 없이도 양질의 정보를 쉽게 구할 수 있도록 하기 때문에 경영자와 외부투자자간에 존재하는 정보비대칭 문제를 감소시켜줄 수 있다.

선행연구에서는 회계투명성의 대용치로 회계투명성 지수, 기업지배구조 및 공시의 질, 재량적 발생액 등을 사용하였다. Bradshaw et al.(2001)은 이익의 질을 총발생액으로 측정된 경우 발생액 수준이 클수록 재무분석가의 이익예측 정확성이 낮아지는 것을 발견하였다. Lang et al.(2012)는 경영자의 이익조정으로 인한 재량적 발생액 수준이 낮을수록 회계투명성이 높다고 주장하였다. 조중석·조문희(2010)는 발생액 변동성을 이익의 질을 나타내는 변수로 사용하였다. 발생액 변동성이 클수록 정보비대칭이 증가되고, 이에 따라 재무분석가의 이익예측 정확성은 낮아지고 자본비용이 증가되는 것을 확인하였다. 즉, 경영자의 재량권으로 인한 발생액 변동성은 회계정보의 왜곡을 가져와 기업의 성과를 예측하는데 어려움이 따르게 된다는 것이다. 이와 같이 재량적 발생액의 크기 및 수준은 정보위험의 수준을 반영하는 중요한 측정치임을 의미한다(Francis et al. 2004; 조중석·조문희 2010).

Hutton et al.(2009)의 연구에서는 불투명성이 클수록 경영자가 공격적인 이익조정을 수행했을 가능성이 높다고 보고, 이러한 기업의 고유위험 및 주식시장에서의 추가폭락의 위험과 양의 관계가 있다는 것을 확인하였다. 이들은 3년간의 연도별 재량적 절댓값의 합을 재무보고의 불투명성(financial reporting opacity)이라 정의하였다. 이 측정치는 기업이 어느 시점에서 양(+)의 재량적 발생액을 증가시키면 이후에 음(-)의 재량적 발생액이 증가하게 되는 반전효과(reversal effect)를 반영할 수 있다고 하였다(Dechow et al. 1996). 또한 3년간의 합으로 측정된다는 점에서 기업의 이익조정과 관련한 경영자의 정책이 반영될 수 있다고 하였다. 강나라·최관(2016)은 재무보고의 불투명성 측정치를 이용하여 투자자유형별로 정보접근성과 거래형태에 차이가 있음을 주장하였다. 개인투자자는 전문투자자에 비해 불투명성이 높은 기업의 주식을 더 많이 순매수할 가능성이 높은 반면, 전문투자자는 반대로 순매도할 가능성이 더 높다는 것

을 보여주었다. 즉, 회계정보가 불투명한 기업일수록 투자자유형별로 나타나는 정보 불균형의 차이가 존재한다는 것을 보고하였다.

이상의 선행연구의 결과를 근거로 볼 때, 기업이 제공하는 회계정보를 토대로 산출된 회계이익의 불투명성은 기업의 이익의 특성 및 질을 가늠하게 해주는 측정치로, 다양한 회계정보 이용자에게 기업과 관련된 평가를 정확히 살펴볼 수 있을 것으로 보인다.

나. 정보비대칭

정보비대칭이 존재할 때, 자본시장 참여자간의 거래에서 도덕적 해이 및 역선택 문제가 발생하게 되고 경제적 자원의 효율적인 배분을 훼손하게 된다(Jensen and Meckling 1976; Glisten and Milgrom 1985). 이러한 문제에 직면한 투자자들은 자신이 부담하는 위험에 대한 추가적인 위험프리미엄을 요구하게 된다. 즉, 정보비대칭이 높은 환경에서 투자자들은 별도의 추가적인 노력을 통해 양질의 정보를 구하기 위해 노력할 것이다.

Easley and O'Hara(2004)는 기업의 사적정보를 보유한 투자자들은 새로운 정보를 이용하여 투자의사결정을 내리는 반면, 정보를 보유하지 못한 투자자들은 그대로 위험에 노출되어 정보 위험에 따른 위험프리미엄을 요구한다고 주장하였다. 또한 전문투자자들에 비해 정보접근성이 떨어지는 개인투자자들은 나쁜 뉴스(bad news)를 늦게 받고 정보전달에 불리한 위치에 존재하게 된다고 하였다(Barber and Odean 2001; Barber et al. 2009; Kumar 2009). Aboody et al.(2005)는 발생액을 이익의 질 측정치로 사용하였고, 기업 이익의 질이 정보비대칭에 영향을 미치고 있는 것을 밝혔다. 이러한 결과들은 회계이익의 질이 정보비대칭의 수준을 반영하는 유효한 측정치라는 것을 의미한다.

기업이 공시하는 재무제표의 정보는 자본시장 참여자들과 기업 간의 정보비대칭을 해소시켜주는 데 있어 매우 중요한 역할을 수행한다. 단순히 정보의 양이 증가했다 하더라도 해당 정보의 질이 증가된 정보의 양을 따라가지 못한다면, 이러한 정보들은 오히려 투자자들을 오도하고 의사결정에 혼란을 줄 것이다(박경진 등 2006). 즉, 재무제표의 회계정보가 투명하고 기업의 경제적 가치의 변화를 반영한다면 재무제표의 유용성은 증가할 것이며, 사회적 자원의 효율적 배분기능에 기여할 것이다. 반대로 기업의 회계정보의 투명성이 낮다면 투자의사결정을 하는데 있어 정보유용성이 줄어들 것이며, 불확실성에 따른 위험이 증가하고 사적정보를 취득하기 위해 추가적인 비용이 발생할 것이다.

따라서 회계이익의 투명성이 높은 정보는 투자자들에게 합리적인 의사결정에 유용한 정보 가치가 있을 뿐만 아니라 추가적인 노력 없이도 경영자와 투자자간의 정보비대칭을 축소시켜 줄 것이며 반대로 회계이익의 투명성이 낮은 정보는 이러한 현상이 심화될 것으로 예상된다. 이렇듯, 회계이익의 특성과 정보비대칭 및 주가동조화의 관계를 분석하는 것을 시장참여자인 정보이용자들의 입장에서 그 필요성이 크다고 할 수 있다.

다. 주가동조화

기업의 주가는 경영성과나 투자계획 등 기업고유정보에 의해 변동하기도 하지만 해당 기업이 속한 시장이나 산업에 관한 정보에 의해 변동하기도 한다(박지혜·조중석 2015). 주가동조화란 개별기업의 정보가 주가에 반영되지 않고 시장 및 산업의 정보가 주가에 반영되는 현상을 말한다(Roll 1988; Morck et al. 2000). 주가동조화 현상이 크다는 것은 개별기업에 대한 정보가 충분히 반영되지 않는다는 것을 의미하며, 이는 선진국에 비해서 개발도상국에서 더 높게 나타나는 것을 발견하였다(Morck et al. 2000). 왜냐하면 선진국에 비해 개발도상국의 기업은 공시정책 및 회계정보의 신뢰성이 낮기 때문에 투자자들은 기업고유정보를 활용하는 대신 시장 및 산업정보를 활용하여 투자의사결정을 하기 때문이다. Durven et al.(2003)은 주가동조화가 낮을수록 주가가 기업의 내재가치에 더 접근하게 되어 주가의 정보유용성(stock price informativeness)이 증가한다고 주장하였다. Piotroski and Roulstone(2004)은 시장 및 산업의 정보가 개별기업의 주가움직임을 선행할 수 있다는 점을 고려하여 주가동조화를 측정할 것을 주장하였다. Jin and Myers(2006)는 투명성이 높은 국가에서 주가동조화 현상이 낮은 것을 확인하였고, 특히 정보비대칭이 심한 국가의 경우 기업의 고유정보가 주가에 반영되기 어렵다는 것을 보고하였다. Kumar and Lee(2006)은 개인투자자의 감성적 투자성향이 주가동조화현상을 심화시킨다고 보고하였다. 이는 개인투자자들이 개별기업에 대한 정보를 가지고 투자하기보다는 시장전체의 변화에 따라 투자하는 성향이 있기 때문이며, 일부 개인투자자들이 도박형 주식(lottery type stock)을 선호한다고 주장하였다. Hutton et al.(2009)은 3년간의 재량적 발생액의 합을 기업의 재무보고의 불투명성에 대한 측정치로 보고, 재무보고의 불투명성이 높을수록 주가붕괴위험이 크다는 사실을 보고하였다. 왜냐하면 기업의 불투명성이 높다는 것은 경영자가 나쁜 뉴스를 전달하지 않으려는 의도를 반영한 결과이기 때문이다. 또한 Sarbanes-Oxley Act 이후 불투명성과 주가붕괴위험과의 관련성이 감소한 결과를 보였다. 이는 경영자의 이익조정에 대한 책임이 강화됨으로 경영자가 나쁜 뉴스를 숨기려는 수단으로 이익조정을 선택하는 행위가 감소한 결과라고 주장하였다.

국내 연구에서는 박경진 등(2006)은 공시의 빈도가 주가동조화에 미치는 영향을 분석한 결과, 공시의 빈도가 높을수록 기업고유정보가 시장에 알려짐에 따라 정보비대칭이 줄어들어 주가동조화가 낮아진다는 연구결과를 제시하였다. 또한 박경진·라채원(2011)은 공시정보의 투명성이 높은 기업일수록 기업고유정보를 주가에 더 많이 반영한다고 주장하였다. 박지혜·조중석(2015)은 기업집단 지배구조의 특성이 계열회사의 정보비대칭과 주가동조화에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 출자구조가 복잡하게 얽혀있는 기업집단에 속한 기업은 정보비대칭과 주가동조화 현상이 큰 것을 보고하였다. 이는 투자자들이 기업집단 차원의 의사결정에 관한 정보를 해석하고 분석하는데 어렵기 때문에 정보비대칭이 발생하며, 기업고유정보를 수

집하기 어려운 기업들은 시장이나 해당 기업이 속한 산업의 정보를 활용할 가능성이 높기 때문에 주가동조화 현상이 발생한 것을 보여준다.

이상의 선행연구의 결과를 토대로, 주가동조화를 통해서 기업의 고유정보가 시장에 얼마나 충분히 제공되어있고 시장에서 파악하였는지를 측정할 수 있는 지표임을 알 수 있다. 만약 개별기업의 주가가 시장 또는 산업의 변화에 따라 움직인다면, 이는 기업의 주가에는 기업의 고유정보보다는 시장 및 산업의 정보가 더 반영되었다고 할 수 있다. 본 연구에서는 회계이익의 불투명성이 높은 기업일수록 시장에서 이를 제대로 반영하고 파악하는데 어려움이 따를 것으로 예상된다. 따라서 시장 및 해당기업이 속한 산업의 정보가 시장에 더 반영되어 있는 주가동조화 현상이 높게 나타날 것으로 예상하고 이를 검증해보고자 한다.

라. 재무분석가

재무분석가는 일반투자자에 비해 다양한 경로를 통해 정보를 획득하며, 전문적인 지식을 바탕으로 기업 경영성과 및 분석을 수행한다. 또한 재무분석가는 기업의 최근 정보에 근거하여 회계정보예측을 수행하기 때문에 예측능력이 우위에 있다고 볼 수 있다. 기업을 분석할 때 기본적으로 기업이 시장에 공시하는 회계정보를 활용하며, 특히 회계정보 중에서도 이익정보를 널리 활용한다. 선행연구에 따르면 재무분석가는 효과적인 외부주체로서, 재무분석가의 분석이 활발한 기업일수록 경영자의 자의적인 이익조정행위를 통제 가능하며 재량적 발생액 수준을 완화하는데 공헌한다는 점을 밝혔다(Degeorge et al.2005). Chung and Jo(1996)는 재무분석가수와 기업가치 간의 내생적인 관계를 고려하더라도 재무분석가는 기업가치를 제고하는 효과적인 매개체 역할을 수행한다고 하였다. 즉, 재무분석가의 활동이 경영자의 사적이익을 얻기 위한 이익조정을 통제하고 효과적인 외부감시주체로서의 역할을 하고 있음을 의미한다.

한편, 재무분석가는 회계이익의 질이 높은 기업을 선호하는 것으로 알려져 있다(Siegel 1982; Graham et al. 2002). 왜냐하면 기업의 다양한 상황 및 특성에 따라 재무분석가의 이익예측 오차가 달라질 수 있기 때문이다(고윤경 등 2008). Bradshaw et al.(2001)은 회계이익에 포함된 발생액의 크기에 따라 재무분석가의 이익예측치에 차이가 있음을 보고하였다. Hope(2003)는 투명성이 높은 국가에서 그렇지 않은 국가보다 재무분석가의 이익예측치가 더 정확하다고 보고하였다. 정석우·임태균(2005)은 회계이익의 지속성이 클수록 재무분석가의 이익예측정확성이 높아진다고 하였다.

이상의 연구들을 종합해보면, 회계이익의 특성은 재무분석가의 이익예측에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 회계이익의 불투명성은 해당 기업이 제공하는 회계정보를 토대로 산출된 이익의 질을 나타내는 측정치로, 이익의 불투명성 수준에 따라 재무분석가의 이익예측력이 차별적으로 나타날 것을 추론할 수 있다.

2. 가설 설정

재무제표에 공시되는 회계정보는 대표적인 공적정보로서 기업과 시장참여자 간의 정보비대칭을 완화시켜주고 정보위험을 낮추는 역할을 수행한다. 또한 회계정보의 투명성이 높을수록 불확실성에 따른 정보위험이 줄어들게 되어 기업에게 요구하는 자본비용은 감소할 것이다. 그러나 경영자는 자신의 사적 이익을 위해 재무보고과정에서 의도적으로 개입해 경제적 성과를 왜곡시키고 재량적 회계선택을 한다는 결과가 있다(Jensen 2005, Ge and Kim 2014). 만약 회계정보의 투명성이 낮다면 합리적인 의사결정을 수행하기 위해 투자자들은 회계정보 이외의 사적정보를 취득하고자 할 것이고, 사적정보를 취득하는 과정에서 추가적인 비용이 발생할 것이다. 뿐만 아니라 기업의 불확실성에 따른 정보위험이 증가하여 시장참여자 간의 정보비대칭이 심화될 것으로 예상된다.

선행연구에 따르면 경영자는 자신에게 부여된 재량권을 남용하려는 목적으로 발생액을 이용해 기회주의적인 이익조정 도구로 사용한다고 밝혔다(Warfield et al. 1995; Dechow and Dichev 2002; 조중석·조문희 2010). 재량적 발생액이 높은 기업일수록 회계이익의 질이 낮은 것을 발견하여 회계이익의 질 대용치로 많이 활용되어 왔다(Sloan 1996; Francis et al. 2005). 경영자에 의한 이익조정은 외부에 바로 노출되는 경우도 있지만 일정 시간이 소요되는 경우도 있다(Dechow et al. 1996).

또한 재량적 발생액이 가지고 있는 반전효과에 초점을 둔다면, 대기간으로 파악되는 재량적 발생액이야말로 체계적으로 경영자의 이익조정을 가늠하게 해주는 측정치임을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 회계이익의 불투명성을 Hutton et al.(2009)에서 제시한 방법을 사용하여 회계이익의 불투명성이 정보비대칭에 미치는 영향에 대해 살펴보고자 한다. 즉, 불투명성이 높은 기업의 경우, 이익정보의 기업가치 설명력이 낮아져 시장참여자들 간의 정보비대칭이 증가할 것으로 예상하였다. 이상의 추론을 검증하기 위해 다음과 같이 첫 번째 가설을 설정한다.

가설 1 : 회계이익의 불투명성이 높을수록 정보비대칭이 크게 나타날 것이다.

회계이익이 불투명성이 높은 기업은 기업의 정보를 충분히 반영할 수 없게 되어 시장참여자들의 정보위험을 높이고 경제적 손실을 제공하게 된다. 이로 인해 자본시장에서 경영자와 투자자 간의 정보비대칭 수준은 높아지고, 개별기업 정보가 주가에 충분히 반영되는데 어려움이 따를 것이다. 왜냐하면 회계이익의 불투명성으로 인해 재무제표의 정보가 왜곡되어 있다면 해당 정보를 이용하는 정보이용자의 의사결정에 있어 유용하게 활용될 수 없으므로 정보비대칭이 높아지기 때문이다. 특히, 개인투자자들은 회계이익의 불투명성이 높더라도 이를 충분히

고려하지 못하며, 회계정보에 내포된 의미를 충분히 해석하지 못하는 것으로 보고하였다(Kumar and Lee 2006; Bhattacharya et al. 2007; Ayers et al. 2011). 또한 개인투자자들은 감성적 투자성향으로 인하여 주가동조화현상을 심화시킨다고 보고하였다(Kumar and Lee 2006). 이는 개인투자자들이 개별기업에 대한 정보를 가지고 투자하기보다는 시장전체의 변화에 따라 투자하는 성향이 있기 때문이라고 주장하였다. 즉, 개별기업의 정보를 충분히 활용하여 투자의 사결정을 하는 것이 어렵기 때문에 주가에 기업고유정보보다 시장과 산업 전체적인 정보를 활용한다는 것이다. 개별기업에 대한 정보의 신뢰도가 떨어질 경우 개별기업의 주가행태는 해당 기업의 고유정보보다는 시장 및 산업의 행태를 따른다고 보고하였다(Mork et al.2000). 즉, 회계정보의 불투명성이 높은 기업의 정보를 활용하여 합리적인 의사결정을 할 수 없게 된다면 투자자들은 개별기업이 속한 시장 및 산업전체의 움직임을 개별기업 정보보다 신뢰할만한 정보로 간주하게 될 것이다.

한편, Hutton et al.(2009)은 기업의 회계투명성 수준과 주가붕괴위험의 관련성을 분석하였다. 즉, 회계투명성이 낮을수록 주가동조화의 정도가 크게 나타나게 되므로 주가붕괴위험도 크다는 사실을 보고하였다. 본 연구에서는 시장참여자의 입장에서 기업의 불투명성이 높을수록 해당 기업에 대한 정보에 접근하기 어렵고 투자의사결정을 쉽게 할 수 없기 때문에 비교적 접근이 가능한 시장 및 산업의 정보를 활용할 것이라고 예상하였다. 이에 따라 다음과 같이 두 번째 가설을 설정한다.

가설 2 : 회계이익의 불투명성이 높을수록 주가동조화 현상이 크게 나타날 것이다.

재무분석가는 숙련된 지식과 다양한 정보를 바탕으로 시장참여자들에게 투자의사결정에 유용한 정보를 제공하는 정보중개인 역할로서, 기업 내부와 외부의 정보비대칭을 감소시켜주는 중요한 역할을 담당한다. 또한 재무분석가는 시장에 추가적인 정보를 제공하고 경영자에 대한 모니터링을 통해 기업가치를 향상시켜 시장의 효율성을 제고시킨다(Lobo et al. 2012). 안윤영·장진호(2006)는 재무분석가의 외부감시활동으로 이익의 질이 개선되어 기업가치가 제고된다는 것을 확인하였다. 이는 재무분석가의 활동이 경영자의 기회주의적 행태를 포착하는 외부감시기능을 수행하는 역할임을 의미한다. 재무분석가의 예측치 수가 많을수록 경영자는 기업전반에 관한 노력이 압박으로 작용해 기회주의적 행태가 크게 감소하고 발생액의 질이 높아지는 것을 확인하였다(Bhattacharya et al. 2003; Yu 2008).

회계이익의 특성이 재무분석가의 예측정확성에 영향을 미친다고 제시하였다(Bradshaw et al. 2001; 정석우·임태균 2005; 조중석·조문희 2010).기업이 제공하는 회계정보를 토대로 산출된 회계이익의 불투명성은 기업 이익의 특성을 평가할 수 있는 측정치이므로, 재무분석가들이 미

래 기업성과를 예측할 때 이익의 불투명성 수준에 의해 차별적으로 나타날 것이다. 재무분석가의 활동이 기업가치를 제고하는 데 효과적인 역할을 수행한다면, 회계이익의 불투명성이 높은 기업이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향을 완화시켜줄 것으로 예상할 수 있다. 기업의 회계정보가 불투명하더라도 재무분석가의 이익예측정보를 의사결정에 이용한다면 정보비대칭과 주가동조화현상에 어떠한 관계가 있는지를 분석하는 것은 투자자 입장에서 회계정보를 이해하는 데 중요한 근거가 될 것이다.

이상의 내용을 바탕으로 기업이 제공하는 회계이익의 불투명성과 정보비대칭 및 주가동조화현상간의 관계에서 재무분석가의 이익예측정보에 대한 상호관련성을 검증하고자 다음과 같이 세 번째 가설을 설정한다.

가설 3 : 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 효과는 재무분석가의 이익예측치가 존재하면 더 작게 나타날 것이다.

III. 연구설계

1. 주요변수의 측정

가. 회계이익의 불투명성 측정

본 연구에서는 회계이익의 불투명성 측정치를 Hutton et al.(2009)의 연구에서 사용한 측정치를 사용하였다. 회계이익의 불투명성을 식(1)과 같이 과거 3년간 재량적 발생액의 절댓값의 합으로 측정하였다. 과거 3년간의 합을 이용한 측정방법이 사용된 이유는 1년의 단기간 재량적 발생액 측정치와는 달리 경영자의 이익조정에 대한 효과가 다기간에 걸쳐 나타날 수 있기 때문이다(Hutton et al. 2009). 또한 재량적 발생액의 절댓값을 사용하는 이유는 이익조정으로 발생한 재량적 발생액은 근접한 회계연도에서 음(-)의 재량적 발생액으로 반전현상(reversal effect)이 일어날 수 있기 때문이다(Dechow et al. 2012).

$$OPACITY_{i,t} = Abs(DisAcc_{t-1}) + Abs(DisAcc_{t-2}) + Abs(DisAcc_{t-3}) \quad (1)$$

위의 모형에서 재량적 발생액은 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 이용하여 산업-연도별로 횡단면 패널 분석으로 추정된 잔차항(ϵ)으로 구하였고, 모형의 추정에 필요한 산업별 관측치가 10개 미만인 표본은 제외하였다.¹⁾

나. 정보비대칭 측정

(1) 일별주식수익률의 표준편차

시장참여자들 간 정보비대칭이 커질수록 일별주식수익률의 변동이 크게 나타난다(Lang and Lundholm 1993; Leuz and Verrecchia 2000; 조중석·조문희 2010). σ 는 표준편차를 의미하며, 일별주식수익률의 표준편차는 시장에서 주식수익률의 편차를 나타내는 것이다. 즉, 정보비대칭으로 인해 시장참여자 간의 의견차이가 발생하면 주식수익률의 변동성이 커질 것이다. 따라서 VOLA의 값이 클수록 정보비대칭이 큰 것으로 해석한다.

$$VOLA = \sigma(t\text{년도 4월부터 } t+1\text{년도 3월의 일별주식수익률}) \quad (2)$$

(2) 일별거래대금 회전율

정보비대칭은 시장참여자들의 거래유동성에도 영향을 미친다. 일별거래대금회전율(TURNOVER)은 거래유동성에 대한 대리변수로서 일별거래대금을 일별시가총액으로 나누어 계산하였다. 그런 다음 일별거래대금회전율의 연도별 평균을 구한 뒤 자연로그를 취해 계산하였다. 일별거래대금회전율이 크다는 것은 자본시장에서 시장참여자 간의 정보가 불균형하기 때문에 나타나게 되는 것을 의미한다. 따라서 TURNOVER의 값이 클수록 정보비대칭이 큰 것으로 해석한다.²⁾

$$TURNOVER = \log(\text{일별 거래대금 회전율의 연도별 평균}) \quad (3)$$

(3) 일별 주가변동성

시장참여자들의 의사결정 결과는 주가변동성에 나타난다. 정보비대칭으로 투자자간 의견차이가 발생하면 주가변동성이 커질 것이다. 이에 따라 주가변동성에 대한 대리변수로 일별주가변동성(HIGHLOW)을 측정하였다. 최고가와 최저가의 차이를 최고가와 최저가의 평균으로 나누는 것을 계산하고 연도별 평균을 구한 뒤 사용하였다. 최고가와 최저가의 차이가 경영자와 외부투자자사이의 정보비대칭으로 발생하기 때문에 일별 주가변동성이 클수록 정보비대칭이 큰 것으로 해석한다.³⁾

1) $TA_t/A_{t-1} = b_0 + b_1(1/A_{t-1}) + b_2(\Delta SALES_t - \Delta AR_t)/A_{t-1} + b_3PPE_t + \epsilon_t$

여기서, TA_t 는 당기순이익에서 현금흐름표상의 영업현금흐름을 차감한 값을 직전연도말 총자산으로 나누어 산출한 값, A_{t-1} 는 전년도 총자산, $\Delta SALES_t$ 는 t년도 매출액 변화분, ΔAR_t 는 t년도 매출채권 변화분, PPE_t 는 t년도 토지와 건설중인자산을 제외한 유형자산, ϵ_t 는 잔차항이다.

2) Anderson(1996)는 거래량은 정보에 대한 투자자간의 의견차이로 발생하게 된다고 하였다. 본 연구에서는 일일거래량 대신 일별거래대금을 사용하여 시장참여자들의 서로 상이한 의견 차이를 반영하는 유동성에 대한 대리변수로 검증하고자 한다.

$$HIGHLOW = \text{일별}\{(\text{최고가}-\text{최저가})/(\text{최고가}+\text{최저가})/2\} \text{의 연도별 평균} \quad (4)$$

다. 주가동조화 측정

주가동조화란 국내 주식시장 내에서 각 기업의 주가가 해당 기업이 속한 시장 및 산업과 얼마나 같은 방향으로 움직였는지를 나타내는 변수이다. 본 연구에서는 선행연구(Durven et al. 2003; Piotroski and Roulstone 2004)에 따라 주가동조화를 측정하였다.⁴⁾ 선행연구에 따르면 주가동조화를 주가에 기업고유정보가 반영된 정도를 나타내는 변수로 사용하였다. 만약 투자자들이 기업고유정보를 수집하여 투자 의사결정에 활용하기 어려운 상황이라면 기업고유정보 대신 시장 및 산업의 정보를 활용하여 투자 의사결정을 할 것이다. 따라서 개별기업주가에 대해 시장이나 산업지수의 설명력이 크다면 기업고유정보보다 시장 및 산업의 정보가 주가에 반영되어 주가동조화가 큰 것을 의미한다(박지혜·조중석 2015).

Piotroski and Roulstone(2004)는 개별기업의 주가수익률에 영향을 미치는 요소로 시장의 수익률과 개별기업이 속한 산업의 주간 수익률을 사용해서 개별기업의 주가를 시장 및 산업지수가 얼마나 설명하는가를 측정하였다. 이때 시장 및 산업의 정보가 개별기업의 주가움직임과 비교하여 선행할 수 있다는 점을 고려하여 아래와 같이 주가동조화를 측정하였다.

$$RET_{i,t} = b_0 + b_1 MARKET_{i,t-1} + b_2 MARKET_{i,t} + b_3 INDRET_{i,t-1} + b_4 INDRET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$RET_{i,t}$: 기업 i 의 주간 주가수익률; $MARKET_{i,t}$: 기업 i 가 속한 시장의 주간 주가수익률; $INDRET_{i,t}$: 기업 i 가 속한 산업의 주간 주가수익률.

위의 식 (5)에서 $RET_{i,t}$ 는 기업 i 의 t 번째 주간 주식수익률, $MARKET_{i,t}$ 는 시장전체 t 주차 주간

3) Leuz and Verrecchia(2000)는 매수-매도 호가스프레드는 정보비대칭이 감소하면 매수자와 매도자 사이의 역선택이 감소하게 되어 스프레드가 감소한다고 하였다. Corwin and Schultz(2012)에 의해 제시된 일별 최고가와 최저가의 스프레드를 사용하였다. 정보비대칭이 큰 경우, 매수-매도 호가스프레드가 증가한다는 것을 확인하였으며, 이러한 결과는 주가변동성이 크게 나타나는 것을 의미한다고 주장하였다. 본 연구에서는 일중 최고가는 매수주문, 일중 최저가는 매도주문임을 통해 스프레드의 추정치를 산출하였다.

4) Hutton et al.(2009)에서 다루는 이슈는 회계이익의 불투명성과 주가붕괴위험(Opaque financial reports, R^2 , and crash risk)이다. 기업의 개별주간수익률(firm-specific weekly return)이 정규분포를 따른다고 가정할 경우, 개별주간수익률이 0.1%미만의 가능성으로 하락하는 현상이 연1회 이상 발생하였는가로 측정하였다. 기업-연도별로 개별주간수익률의 평균에서 표준편차에 3.09를 기준점으로 하여 연 1회 이상 하락하는 사건이 발생하였는가의 여부로 주가붕괴위험(crash risk)을 측정하였다. $CRASH$ 는 개별주간수익률이 기준점 이하로 떨어지는 사건이 연1회 이상 발생하였으면 1, 아니면 0의 값을 가진다. 개별주간수익률을 다음의 식을 이용하여 기업-연도별 회귀식의 잔차값을 구하고, 잔차값에 1을 더한 다음 자연로그를 취한 값이다.

주식수익률, $INDRET_{i,t}$ 는 개별기업이 속한 산업의 t 주차 주식수익률을 의미한다. 식 (5)를 통해 R^2 값을 계산한 후 식 (6)과 같이 주가동조화를 측정하였다.

$$SYNCH_{i,t} = \log\left[\frac{R^2}{1 - R^2}\right] \quad (6)$$

$SYNCH$: 주가동조화; R^2 : 식 (5)에서 측정한 기업/연도별 R^2

R^2 는 개별기업의 주가수익률을 시장 및 산업의 수익률이 설명하는 부분이며, $(1-R^2)$ 는 개별기업의 주가수익률 중 시장 및 산업의 수익률로 설명되지 않는 부분이다. 따라서 $SYNCH$ 는 개별기업의 주가를 기업고유정보가 설명하는 부분에 비해 시장 및 산업의 수익률이 설명하는 영향력이 더 크다는 것을 의미한다.

2. 연구모형

본 연구는 Hutton et al.(2009)에서 제시한 회계이익의 불투명성 측정치를 이용하여 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 먼저 회계이익의 불투명성이 높을수록 정보비대칭이 증가할 것이라는 가설 1을 검증하기 위해 아래와 같이 연구모형 (7)을 설정하였다. $ASYMMETRY$ 는 정보비대칭의 대용치로 $VOLA$, $TURNOVER$, $HIGHLOW$ 3가지 변수로 각각 측정하였으며, 그 값이 클수록 정보비대칭 수준이 높다는 것을 의미한다. 회계이익의 불투명성이 높을수록 정보비대칭이 증가할 것으로 예상되므로, $OPACITY$ 의 계수 값(β_1)은 양(+의 값을 가질 것으로 기대된다.

다음으로 회계이익의 불투명성이 주가동조화에 미치는 영향을 검증하고자 한다. 이에 아래의 연구모형 (8)을 이용하여 가설 2를 검증하였다. 회계정보의 불투명성이 높은 기업일수록 기업의 고유정보가 주가에 반영되는 정도가 상대적으로 낮아져 해당 기업의 주가와 시장 및 산업지수간의 주가동조화 정도는 높아질 것으로 예상된다. 즉, 회계이익의 불투명성이 높을수록 주가동조화 현상이 커질 것으로 예상된다. 따라서 $OPACITY$ 의 계수 값(β_1)은 양(+의 값을 가질 것으로 기대된다.

$$\begin{aligned} Asymmetry_i = & \beta_0 + \beta_1 OPACITY + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 LEV_i + \beta_4 ROA_i \\ & + \beta_5 GRW_i + \beta_6 BIG4_i + \beta_7 FOR_i + \beta_8 MTB_i \\ & + \beta_9 LOSS_i + \beta_{10} \Sigma ID + \epsilon_i \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned}
SYNCH_t = & \beta_0 + \beta_1 OPACITY + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROE_t \\
& + \beta_5 MTB_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 TURN_t + \beta_8 SKEW_t \\
& + \beta_9 KURTOSIS_t + \beta_{10} \Sigma ID + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{8}$$

여기에서,

<i>Asymmetry</i>	: 정보비대칭 측정치;
<i>VOLA</i>	: t년도 4월부터 t+1년도 3월의 일별 주식수익률의 표준편차;
<i>TURNOVER</i>	: t년도 일별 거래대금 회전을;
<i>HIGHLOW</i>	: t년도 일별 추가변동성;
<i>SYNCH</i>	: 추가동조화;
<i>OPACITY</i>	: 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)으로 구해진 과거 3년간 재량적 발생액의 절댓값의 합, t-1년도부터 t-3년도까지의 재량적 발생액의 절댓값의 합;
<i>SIZE</i>	: t년도 기업규모(=총자산의 자연로그 값);
<i>LEV</i>	: t년도 부채비율(=총부채/총자산);
<i>ROA</i>	: t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산);
<i>GRW</i>	: t년도 매출액 성장률(=매출액 _t /매출액 _{t-1});
<i>BIG4</i>	: t년도 Big 4 제휴법인인이면 1, 아니면 0;
<i>FOR</i>	: t년도 외국인투자자 지분율;
<i>MTB</i>	: t년도 장부가치 대비 시장가치비율(=시장가치/장부가치);
<i>LOSS</i>	: t년도 과거 3년간 손실발생 여부;
<i>ROE</i>	: t년도 총자본이익률(=당기순이익/평균자기자본);
<i>TURN</i>	: t년도 주식거래회전을;
<i>SKEW</i>	: t년도 기업별 주별 수익률의 왜도;
<i>KURTOSIS</i>	: t년도 기업별 주별 수익률의 첨도;
<i>ID</i>	: 산업더미;

다음은 가설3을 검증하기 위해 모형 (9-1)과 (9-2)와 같이 재무분석가의 이익예측치 유무에 따른 더미를 포함하여 분석하였다. 재무분석가의 예측치가 있는 기업은 예측치가 없는 기업에 비해 시장참여자들에게 투자자의사결정을 하는데 있어 유용한 정보환경을 제공할 것으로 예상된다. 따라서 *Opacity*Follow*의 계수 값(β_3)은 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.

$$\begin{aligned}
Asymmetry_t = & \beta_0 + \beta_1 OPACITY + \beta_2 Follow_t + \beta_3 Opacity*Follow \\
& + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 BIG4_t \\
& + \beta_9 FOR_t + \beta_{10} MTB_t + \beta_{11} LOSS_t + \beta_{12} \Sigma ID + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{9-1}$$

$$\begin{aligned}
SYNCH_t = & \beta_0 + \beta_1 OPACITY + \beta_2 Follow_t + \beta_3 Opacity*Follow \\
& + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROE_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 |LOSS_t \\
& + \beta_9 TURN_t + \beta_{10} SKEW_t + \beta_{11} KURTOSIS_t + \beta_{12} \Sigma ID + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{9-2}$$

여기에서,

Follow : 재무분석가의 이익예측치가 있다면 1, 없다면 0;

통제변수는 다음과 같다. 기업 규모의 효과를 통제하기 위해 *SIZE*를 통제변수에 포함하였다. 기업의 규모가 클수록 다양한 이해관계자들의 관심을 받고 정보비대칭의 정도가 낮아짐을 보고하였다(Bhushan 1989; 박지혜·조중석 2015). 따라서 *SIZE*와 정보비대칭 간에 음의 관계가 기대된다. 부채비율(*LEV*)이 높을수록 경영자의 이익조정 유인이 증가할 것이므로 정보비대칭이 증가할 것으로 보인다. 수익성을 나타내는 총자산이익률(*ROA*)이 높은 기업일수록 이해관계자들의 많은 수요가 있어 정보양이 많으므로 정보비대칭과 음의 값을 가질 것으로 예상된다. *GRW*는 매출액성장성을 나타내는 변수이다. 매출액 성장성이 높은 기업일수록 기업 외부 이해관계자는 이익의 예측이 어려워지고 정보비대칭이 현상이 커질 가능성이 높기 때문에 이를 통제변수에 추가하였다(신세나 2013). *BIG4* 감사인은 *Non-Big4*에 비해 감사실패시 명성훼손에 따른 손실비용이 더 크기 때문에 더 많은 감사노력을 투입할 것이다(권수영·기은선 2011). 따라서 *BIG4*와 정보비대칭은 음의 관계를 가질 것으로 예상된다. 외국인투자자 지분율(*FOR*)이 높은 기업일수록 외국인투자자가 기업에 대한 모니터링 효과로 인해 정보비대칭이 감소한다고 보고하였다(안윤영 2006). 하지만 송인만·박철우(1998)는 외국인투자자는 국내투자자들에 비해 개별기업의 고유정보를 분석하기 어렵기 때문에 시장 및 산업의 정보를 더 활용하여 투자사결정을 내린다고 주장하였다. 이에 따라 정보비대칭에 영향을 미치는 요인으로 보고 있어 통제변수에 포함하였다. 시장가치-장부가치 비율(*MTB*)은 *SIZE*와는 다른 유형의 위험을 포함하기 위해 모형에 추가하였으며, 정보비대칭과 양의 값을 가질 것으로 예상된다. 마지막으로 기업의 손실을 보고하는 경우, 순이익을 보고할 때와 비교해서 이익의 지속성이 낮아짐을 통제하기 위해 *LOSS*를 포함하였다.⁵⁾ 시장참여자들이 직면하고 있는 역선택은 주로 주식가격 및 주식거래의 유동성을 줄이는 모습으로 나타나게 된다(Glosten and Milgrom 1985). 따라서 주식거래회전율(*TURN*)은 거래유동성을 통제하기 위해 통제변수로 포함하였다(장석오 2007. 박지혜·조중석 2015). 또한 주가동조화에 영향을 미칠 수 있는 *SKEW*와 *KURTOSIS*를 연구모형에 포함하였다(Hutton et al. 2009). 마지막으로 산업(*ID*)터미변수를 연구모형에 추가로 포함하여 산업별 특성에 따른 효과를 통제하고자 하였다.

3. 표본선정

본 연구의 분석기간은 2000년부터 2016년까지이며 다음의 조건을 모두 충족하는 기업을 표

5) *LOSS*를 과거 5년간 손실발생 여부로 측정하여도 일관된 결과를 확인하였다.

본으로 선정하였다.

- (1) 12월말 결산법인
- (2) 금융업에 속하지 않은 기업
- (3) 자본잠식이 되지 않은 기업
- (4) Fn-Guide 및 Kis-Value에 수록된 유가증권기업
- (5) 분석에 필요한 모든 재무자료가 이용 가능한 기업

본 연구에서는 자료의 시차적 동질성을 확보하고자 증권거래소 상장 12월말 결산법인으로 하였으며, 금융업은 다른 업종과 성격이 다르고 영업환경 및 재무제표의 계정과목이 상이하기 때문에 표본의 동질성 확보를 위해 분석대상에서 제외하였다. 자본잠식 기업의 경우 극단치일 가능성이 높기 때문에 제외하였다. 분석에 필요한 재무자료와 추가자료는 Fn-Guide와 Kis-Value에서 추출하였으며 모든 재무자료가 이용 가능한 기업만 기업들로 대상으로 한정하였다. 마지막으로 극단치가 연구결과에 미치는 영향을 통제하기 위해 본 연구에서 모든 변수들의 $\pm 1\%$ 의 수준에서 조정(winsorizing)한 후 분석하였다. 이상의 조건을 모두 만족하는 최종 표본은 8,140개 기업-연도 표본이다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량

<표 1>은 본 연구에서 사용한 주요변수의 기술통계량을 제시하였다. 먼저 본 연구의 관심변수인 회계이익의 불투명성(OPACITY)의 평균값과 표준편차는 각각 0.193, 0.151이다. 이는 강나라와 최관(2016)의 OPACITY와 유사한 수치로 보인다. 연구모형의 종속변수에 해당하는 VOLA의 평균값은 0.030이고 표준편차는 0.012이며, TURNOVER의 평균값은 0.012이고 표준편차는 0.018이다. HIGHLOW의 평균값과 표준편차는 0.043, 0.015이고 SYNCH의 평균값과 표준편차는 1.555, 0.945로 나타났다. FOLLOW의 경우, 평균값은 0.695로 이는 표본 중 재무분석가의 이익 예측치가 있는 기업의 비중이 69.5%인 것을 알 수 있다.

기업특성의 경우 SIZE는 총자산의 자연로그 값을 취한 값으로 평균값은 26.556이고 표준편차는 1.502로 나타났다. LEV는 총부채를 총자산으로 나눈 값으로 평균값과 표준편차는 각각 0.455, 0.207이다. ROA는 총자산이익률로 평균값은 0.022이고 0.083의 표준편차를 보이고 있다. ROE는 자기자본이익률로 평균값은 0.032이고 표준편차는 0.065로 나타났다. GRW는 전년도

대비 매출액성장률이며 평균값은 0.060이고 표준편차는 0.242이다. *BIG4*의 평균은 0.612으로 표본 중 대형 회계법인 Big 4 감사인에게 감사를 받는 기업의 비중이 61.2%인 것을 알 수 있다. *FOR*는 외국인투자자 지분율로 평균은 0.096이고 표준편차는 0.136으로 나타났다. *MTB*는 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 값으로 평균값은 0.535, 표준편차는 0.514로 나타나 자기자본의 장부가치보다 시장가치가 평균 0.5배 정도 높은 것을 알 수 있다. *LOSS*는 과거 3년간 손실발생 여부를 나타내며 평균값은 0.214로 전체 표본 중 약 21%의 기업이 적자를 보고한 것으로 나타났다. *TURN*의 평균값은 1.629로 나타났다. 마지막으로 주가동조화에 영향을 줄 수 있는 *SKEW*와 *KURTOSIS*의 평균값은 각각 0.604, 2.352로 나타났다.

〈표 1〉 기술통계량

Variables	Mean	Std. Dev.	Min	Q1	Median	Q3	Max
<i>VOLA</i>	0.030	0.012	0.011	0.022	0.028	0.037	0.069
<i>TURNOVER</i>	0.012	0.018	0.000	0.002	0.006	0.013	0.102
<i>HIGHLOW</i>	0.043	0.015	0.018	0.032	0.040	0.051	0.086
<i>SYNCH</i>	1.555	0.945	0.348	0.771	1.364	2.192	3.325
<i>OPACITY</i>	0.193	0.151	0.015	0.093	0.154	0.245	0.899
<i>FOLLOW</i>	0.695	0.346	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>SIZE</i>	26.556	1.502	23.781	25.500	26.293	27.373	30.920
<i>LEV</i>	0.455	0.207	0.061	0.297	0.453	0.599	0.961
<i>ROA</i>	0.022	0.083	-0.381	0.004	0.030	0.061	0.223
<i>ROE</i>	0.032	0.065	-0.348	0.007	0.027	0.057	0.273
<i>GRW</i>	0.060	0.242	-0.645	-0.048	0.046	0.141	1.151
<i>BIG4</i>	0.612	0.487	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>FOR</i>	0.096	0.136	0.000	0.004	0.032	0.136	0.586
<i>MTB</i>	0.535	0.514	0.035	0.212	0.380	0.668	3.139
<i>LOSS</i>	0.214	0.410	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>TURN</i>	1.629	0.908	0.152	0.724	1.136	2.050	3.057
<i>SKEW</i>	0.604	0.837	-1.433	0.083	0.501	1.018	3.375
<i>KURTOSIS</i>	2.352	3.336	-0.901	0.319	1.302	3.041	4.104

변수의 정의) *VOLA*=일별주식수익률의 표준편차; *TURNOVER*=일별거래대금 회전율($=\log(\text{일별(거래대금/시가총액)})$ 의 연도별 평균); *HIGHLOW*=일별 주가변동성($=\text{일별}\{(\text{최고가}-\text{최저가})/(\text{최고가}+\text{최저가})/2\}$)의 연도별 평균; *SYNCH*=주가동조화; *OPACITY*=Hutton et al.(2009)에 따른 회계이익의 불투명성($t-1$ 년도부터 $t-3$ 년도까지의 재량적 발생액의 절댓값의 합); *FOLLOW*=재무분석가의 이익예측치가 있다면 1, 아니면 0; *SIZE* = t 년도 총자산의 자연로그값; *LEV*= t 년도 부채비율(총부채/총자산); *ROA*= t 년도 총자산이익률(당기순이익/총자산); *ROE*= t 년도 총자본이익률(당기순이익/평균자기자본); *GRW*= t 년도 매출액 성장률($[(\text{매출액}_t - \text{매출액}_{t-1})/\text{매출액}_{t-1}]$); *BIG4*= t 년도 감사인이 BIG4 제휴법인이면 1, 아니면 0; *FOR*= t 년도 외국인투자자 지분율; *MTB*= t 년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치; *LOSS*= t 년도 과거 3년간 손실발생 여부; *TURN*=연간거래량/발행주식수; *SKEW*= t 년도 기업별 주별 수익률의 왜도; *KURTOSIS*= t 년도 기업별 주별 수익률의 첨도.

<표 2>에서는 전체표본을 회계이익의 불투명성으로 5분위(quintile)로 나누어 각 표본 집단별로 정보비대칭과 주가동조화의 차이를 살펴보았다. 회계정보의 불투명성이 상대적으로 작은 기업과 큰 기업에 따라 정보비대칭과 주가동조화에 미치는 영향이 상이할 것으로 예상된다. 이에 따라 *OPACITY*를 5분위수로 나누어 가장 낮은 그룹(*OPA₀*), 가장 높은 그룹(*OPA₄*)으로 나눈 후 그룹 간 정보비대칭과 주가동조화에 미치는 영향력의 차이가 있는지를 살펴보기 위해 평균 및 중위수 비교를 위한 모수 및 비모수 검증을 실시하였다. 먼저 *VOLA*의 경우 불투명성이 가장 낮은 그룹과 높은 그룹간의 t-값이 16.36으로 1%내에서 유의하였다. *TURNOVER*, *HIGHLOW*의 경우에도 t-값이 각각 12.43, 17.49로 1%내에서 유의한 수준을 보였다. 주가동조화(*SYNCH*)의 경우 낮은 그룹과 높은 그룹간의 차이가 t-값 2.08, z-값 2.35로 모두 1% 내에서 유의한 수준을 보였다. 또한 *VOLA*와 *TURNOVER*, *HIGHLOW*의 z-값은 각각 16.09, 13.97, 16.49로 1%내에서 유의한 수준을 보였으며 t-값과 유사하게 나타났다.

이러한 결과는 회계이익의 불투명성의 수준을 고려하여 분석하였을 때, 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향이 차별적이라는 결과를 나타낸다.⁶⁾

<표 2> 회계이익의 불투명성 5분위수(quintile)

<i>OPACITY</i>	<i>VOLA</i>	<i>TURNOVER</i>	<i>HIGHLOW</i>	<i>SYNCH</i>
Total	0.030	0.012	0.043	0.174
<i>OPA₀</i>	0.028	0.009	0.039	0.148
<i>OPA₁</i>	0.028	0.010	0.040	0.170
<i>OPA₂</i>	0.030	0.011	0.042	0.184
<i>OPA₃</i>	0.031	0.013	0.044	0.188
<i>OPA₄</i>	0.035	0.018	0.049	0.179
Diff.of <i>OPA₄</i> - <i>OPA₀</i>	0.008	0.009	0.010	0.003
Diff(t-test ^a)	16.36***	12.43***	17.49***	2.08***
Diff(z-test ^b)	16.09***	13.97***	16.49***	2.35***

1) ^a양측검증(t-tests): ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

2) ^b양측검증(Wilcoxon rank sum tests): ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

3) 변수설명은 <표 1>과 같음.

6) 본 연구의 강건성을 위해 <표 2>에서 제시한 *OPACITY*의 5분위 수를 *RANK_OPA*로 바꾸어 연구모형(7), (8)의 회귀분석을 실시하였다. 지면관계상 표는 제시하지는 않았지만, *RANK_OPA* 순위변수를 이용한 분석에도 본 연구의 가설을 모두 지지하는 결과를 확인할 수 있었다.

2. 상관관계분석

<표 3>은 본 연구에서 사용한 변수들의 피어슨 상관관계를 보여주고 있다. 정보비대칭의 대응치로 사용한 *VOLA*, *TURNOVER*, *HIGHLOW*는 관심변수인 *OPACITY*와 각각 0.265, 0.207, 0.279로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 주가동조화(*SYNCH*)는 *OPACITY*와 0.028로 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 정보비대칭의 대응치(*VOLA*, *TURNOVER*, *HIGHLOW*)와 *SYNCH*는 유의한 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 하지만 이러한 이변량 간의 단순한 상관관계는 통제변수가 전혀 고려되지 않은 결과라는 점에서 보다 정확한 검증결과를 통해 확인해 볼 필요가 있다.

*SIZE*는 정보비대칭의 변수와 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 기업의 규모가 클수록 다양한 이해관계자들의 관심으로 정보 공유를 통해 정보비대칭의 정도가 낮아진다는 선행연구 결과와 일치한다(Bhushan 1989; 박지혜·조중석 2015). 또한 부채비율이 클수록, 매출액 성장률이 클수록, 손실발생을 보고할수록 정보비대칭과 유의한 양(+)의 관계를 보이며 이러한 결과는 본 연구의 예측과 일치하는 결과이다.

주요 변수들 사이에 통계적으로 유의한 상관관계가 있어 모든 분석모형에서 분산팽창요인(variance inflation factio: VIF)값을 산정하였다. 확인결과, VIF의 최대값은 1.95로 나타나 다중공선성 문제는 크지 않은 것을 확인하였다.

〈표 3〉 주요 변수의 피어슨 상관관계 분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1. VOLA	1															
2. TURNOVER	0.658***	1														
3. HIGHLOW	0.941***	0.610***	1													
4. SYNCH	-0.062***	-0.044***	-0.045***	1												
5. OPACITY	0.265***	0.279***	0.279***	0.028***	1											
6. FOLLOW	-0.192***	-0.167***	-0.209***	-0.002***	-0.069***	1										
7. SIZE	-0.287***	-0.301***	-0.356***	0.100***	-0.160***	0.381***	1									
8. LEV	0.358***	0.210***	0.340***	0.095***	0.186***	0.009***	0.130***	1								
9. ROA	-0.299***	-0.234***	-0.290***	0.055***	-0.194***	0.089***	0.136***	-0.234***	1							
10. GRW	0.036***	0.002***	0.064***	0.030***	0.043***	0.024***	-0.023**	0.003***	0.203***	1						
11. BIG4	-0.204***	-0.193***	-0.227***	-0.007***	-0.071***	0.090***	0.370***	0.007***	0.107***	0.000	1					
12. FOR	-0.227***	-0.213***	-0.269***	-0.016***	-0.090***	0.305***	0.503***	-0.163***	0.232***	0.013	0.251***	1				
13. MTB	-0.121***	-0.060***	-0.129***	0.216***	0.069***	0.167***	0.020***	0.060***	-0.402***	0.196***	0.082***	0.151***	1			
14. LOSS	0.280***	0.196***	0.284***	-0.070***	0.191***	-0.084***	-0.121***	0.312***	-0.384***	-0.032***	-0.081***	-0.166***	-0.099***	1		
15. TURN	0.683***	0.496***	0.632***	0.188***	0.198***	-0.162***	-0.264***	0.311***	-0.156***	0.023**	-0.162***	-0.231***	-0.070***	0.187***	1	
16. SKEW	0.054***	0.051***	0.058***	0.001***	0.031***	-0.075***	-0.159***	0.042***	-0.038***	0.021***	-0.075***	-0.125***	0.001**	0.075***	0.052***	1
17. KURTOSIS	0.057***	0.059***	0.053***	0.030***	0.025***	-0.070***	-0.163***	0.046***	-0.056***	0.009***	-0.070***	-0.136***	0.006***	0.093***	0.055***	0.671***

1) 변수설명은 〈표 1〉과 같음.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

3. 회계이익의 불투명성이 정보비대칭에 미치는 영향

<표 4>는 본 연구의 가설 1인 회계이익의 불투명성이 정보비대칭에 미치는 영향을 분석한 결과이다. Hutton et al(2009)에서 제안한 방법에 따라 측정한 불투명성(OPACITY)을 사용하였다. OPACITY 값이 클수록 회계정보의 불투명성이 크다는 것을 의미하며, 정보비대칭과 양(+)의 관련성을 보여줄 것으로 예상된다. 실증분석 결과, 종속변수인 정보비대칭 VOLA, TURNOVER, HIGHLOW는 OPACITY의 회귀계수와 각각 0.009, 0.010, 0.012으로 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 표로는 제시하지 않았지만 1년의 재량적 발생액의 값(DA)로 측정한 결과보다 OPACITY로 측정한 결과의 유의수준이 더 높게 나타났다. 이는 한해 연도보다는 기업의 다기간으로 측정한 이익조정을 체계적으로 반영하여 나타나는 결과임을 의미한다.⁷⁾

분석 결과, 회계정보가 불투명할수록 정보비대칭이 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 정보이용자들은 불투명한 회계정보를 활용하여 합리적인 의사결정을 내리기 어렵게 된다. 이에 따라 추가적인 위험프리미엄 비용이 발생할 것이며, 그 결과 정보비대칭이 크게 나타나는 결과임을 의미한다. 본 연구의 가설 1을 지지하는 결과이다.

한편, 기업규모(SIZE)의 경우 정보비대칭과 유의한 음(-)의 값을 가지는 것을 보여주었다. 즉 기업규모가 클수록 이해관계자들의 관심이 높아져 정보비대칭이 작을 것이라는 예상과 일치하는 결과이다. LEV는 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 이는 재무건전성이 취약한 기업은 자본시장에서 부정적으로 평가함에 따라 정보비대칭도 커지는 것을 의미한다. 수익성을 의미하는 ROA가 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 성과가 양호한 기업일수록 시장 투자자들의 많은 관심을 받기 때문에 정보비대칭이 낮아진다는 것을 의미한다. 매출액성장률(GRW)이 증가할수록, 외국인투자자 지분율(FOR)이 높을수록 정보비대칭이 증가하는 것으로 나타났다. BIG4 감사인에게 감사를 받은 기업이면 정보비대칭이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 대형회계법인의 감사인일수록 더 많은 감사노력을 투입할 것으로 예상되는 결과이다. 시장가치-장부가치 비율(MTB), 손실발생(LOSS)은 정보비대칭과 1% 수준에서 유의한 양(+)의 회귀계수를 가지는 것으로 나타났다. 기업의 위험이 클수록 시장참여자들이 기대하는 요구수익률이 높다는 것을 의미하며 이로 인해 정보비대칭이 증가하는 것을 의미한다.

7) 연구결과의 비교목적을 위해 1년의 재량적 발생액(DA)를 사용하여 분석을 실시하였다. 종속변수로 VOLA, TURNOVER, HIGHLOW를 사용한 경우 DA의 계수(t값)값이 각각 0.006(3.75), 0.005(1.77), 0.008(3.73)으로 나타났다. 이는 Hutton et al.(2009)에서 제시한 OPACITY로 측정한 회계이익의 불투명성보다 유의수준이 떨어지는 것으로 보인다. 따라서 회계이익의 불투명성을 측정하는데 있어 OPACITY의 측정치가 DA보다 더 유용한 지표임을 나타낸다.

〈표 4〉 회계이익의 불투명성과 정보비대칭

$Asymmetry_t = \beta_0 + \beta_1 OPACITY_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 GRW_t$ $+ \beta_6 BIG4_t + \beta_7 FOR_t + \beta_8 MTB_t + \beta_9 LOSS_t + \beta_{10} \sum ID_t + \varepsilon_{i,t}$							
Variables	Exp.sign	VOLA		TURNOVER		HIGHLOW	
		Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat
<i>Intercept</i>		0.076	28.18***	0.086	20.47***	0.115	36.12***
<i>OPACITY</i>	+	0.009	10.02***	0.010	7.01***	0.012	10.91***
<i>SIZE</i>	-	-0.002	-19.69***	-0.003	-18.93***	-0.003	-25.39***
<i>LEV</i>	+	0.019	26.21***	0.018	16.13***	0.022	26.28***
<i>ROA</i>	-	-0.021	-11.71***	-0.025	-8.96***	-0.024	-11.13***
<i>GRW</i>	+	0.003	4.95***	0.000	0.57	0.005	7.37***
<i>BIG4</i>	-	-0.002	-8.27***	-0.003	-6.83***	-0.003	-7.86***
<i>FOR</i>	+/-	0.002	1.98***	0.001	0.33	0.001	1.05
<i>MTB</i>	+	0.001	5.95***	0.002	4.93***	0.001	4.92***
<i>LOSS</i>	+	0.002	6.23***	0.002	3.01***	0.003	6.90***
IND		Included		Included		Included	
Adj R ²		0.278		0.184		0.322	
F-value		281.73***		165.52***		346.98***	

1) 변수설명은 〈표 1〉과 같음.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

4. 회계이익의 불투명성이 주가동조화에 미치는 영향

〈표 5〉는 본 연구의 가설 2를 검증하기 위해 분석한 결과이다. 가설 2는 회계이익의 불투명성이 주가동조화에 미치는 영향을 검증한 결과이다. *OPACITY* 값이 클수록 회계정보의 불투명성이 크다는 것을 의미하며, 주가동조화 현상과 양(+)의 관련성을 보여줄 것으로 예상된다. 실증분석 결과, *OPACITY*의 회귀계수는 0.698로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 회계정보가 불투명할수록 정보이용자들은 기업고유정보에 접근하기 어렵기 때문에 그 기업이 속한 시장이나 산업 정보를 활용하여 의사결정을 내릴 가능성이 높다는 것을 의미한다. 즉, 불투명성이 높은 기업은 경영자가 나쁜 뉴스가 누적되어 있기 때문에 이러한 기업의 주식이 주가붕괴위험이 높다는 선행연구의 결과와도 일치한다(Hutton et al. 2009; Kim and Zhang 2014). 본 연구의 가설 2를 지지하는 결과이다.

통제변수를 살펴보면 다음과 같다. 부채비율(*LEV*)은 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 이는 부채비율이 높은 기업의 경우 투자자들이 부정적인 평가를 함에 따라 그 기업이 속한 시장 및 산업의 정보에 더 영향을 받아 주가동조화 현상과 양의 관련성을 보이는 것을 의미한다. *ROE*에서는 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 주식거래회전율(*TURN*)의 경우 주가동조화와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보여 주식수익률의 표준편차와 주식거래회전율이 클수록 주가

동조화 현상이 커지는 것을 알 수 있다. 또한 주가동조화에 영향을 줄 수 있는 *SKEW*와 *KURTOSIS*는 주가동조화와 유의한 양(+)¹⁾의 값을 보이고 있다.

이상의 결과를 통해 본 연구에서는 회계이익의 불투명성이 클수록 주가동조화 현상이 커지는 결과를 확인하였다. 회계이익의 투명성이 높아 기업고유정보가 시장에 충분히 알려져 있는 기업이라면 시장참여자들은 정보를 수집하여 거래하기 때문에 주가동조화가 낮을 것이다. 하지만 회계이익의 불투명성이 큰 기업일수록 정보환경이 취약하고 시장참여자간의 정보비대칭 현상이 높아질 것이다. 따라서 투자자들은 개별기업의 정보를 수집하고 해석하는 데 어려움이 따르기 때문에 전체적인 시장 및 산업의 정보를 이용하여 투자의사결정을 내리는데 활용한다는 결과이다.

〈표 5〉 회계이익의 불투명성과 주가동조화

$$SYNCH_t = \beta_0 + \beta_1 OPACITY_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROE_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 TURN_t + \beta_8 SKEW_t + \beta_9 KURTOSIS_t + \beta_{10} \Sigma ID + \varepsilon_t$$

Variables	Exp.sign	Coeff.	t-stat
<i>Intercept</i>		2.087	6.14***
<i>OPACITY</i>	+	0.698	5.38***
<i>SIZE</i>	-	-0.008	-0.65
<i>LEV</i>	+	0.479	4.70***
<i>ROE</i>	-	-2.256	-9.63***
<i>MTB</i>	+	1.021	22.71***
<i>LOSS</i>	+	0.376	7.38***
<i>TURN</i>	+	0.034	7.55***
<i>SKEW</i>	+	0.056	2.00***
<i>KURTOSIS</i>	+	0.024	3.56***
IND		Included	
Adj R ²		0.078	
F-value		64.78***	

1) 변수설명은 〈표 1〉과 같음.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

5. 재무분석가의 이익예측치 유무에 따른 차이

〈표 6〉은 재무분석가의 이익예측치가 있는 그룹과 없는 그룹의 주요변수의 차이를 비교한 결과이다. 재무분석가의 이익예측치가 있는 그룹(*FOLLOW*=1)과 없는 그룹(*FOLLOW*=0)의 회계이익의 불투명성(*OPACITY*), 정보비대칭(*VOLA*, *TURNOVER*, *HIGHLOW*) 및 주가동조화

(*SYNCH*)의 평균이 다른가를 살펴보고자 한다. 이익예측치가 있는 그룹(*FOLLOW*=1)은 없는 그룹(*FOLLOW*=0)에 비하여 회계이익의 불투명성, 정보비대칭 및 주가동조화의 평균이 유의하게 낮다는 것을 알 수 있다. 즉, 재무분석가의 예측치가 있는 기업은 예측치가 없는 기업에 비해 시장참여자들에게 투자의사결정을 하는데 있어 유용한 정보환경을 제공해줄 것으로 예상된다. 따라서 <표 6>의 결과는 재무분석가의 예측치가 없는 그룹은 정보비대칭과 주가동조화 현상이 예측치가 있는 그룹에 비해 평균이 크다는 것을 보여준다.

<표 6> 재무분석가 이익예측치의 여부에 따른 차이분석 결과

Variables	<i>FOLLOW</i> =1 (<i>N</i> =2836)	<i>FOLLOW</i> =0 (<i>N</i> =4294)	<i>t</i> -test ^a	Wilcoxon rank sum test ^b
	Mean	Mean		
<i>VOLA</i>	0.029	0.032	10.74***	8.49***
<i>TURNOVER</i>	0.009	0.014	13.70***	0.05
<i>HIGHLOW</i>	0.040	0.044	12.75***	11.75***
<i>SYNCH</i>	1.338	1.661	16.99***	17.24***
<i>OPACITY</i>	0.180	0.202	7.43***	5.33***

1) 변수설명은 <표 1>과 같음.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 7>은 본 연구의 가설 3을 검증하기 위해 분석한 결과이다. 재무분석가의 이익예측치 정보의 유무에 따라 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향이 완화되는지를 검증하기 위한 모형이다. 연구모형 (7), (8)에 *Follow*변수와 *OPACITY*변수의 상호작용변수(*Opacity*×*Follow*)를 관심변수로 설정하고 분석하였다. *Follow*변수는 재무분석가의 이익예측치 정보가 있으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. *Follow*변수와 *OPACITY*변수의 상호작용변수(*Opacity*×*Follow*)는 재무분석가의 예측치가 있는 기업의 경우, 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향이 완화될 것으로 예상된다. 따라서 *Opacity***Follow*의 계수 값(β_3)은 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.⁸⁾

먼저 <표 7>의 Panel A의 분석결과를 살펴보면, 주된 관심변수항인 재무분석가의 이익예측치 여부의 변수와 회계이익의 불투명성 변수의 교호항(*Opacity*×*Follow*)과 정보비대칭(*VOLA*, *TURNOVER*, *HIGHLOW*)에 미치는 회귀계수 값은 각각 -0.006, -0.015, -0.010로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 보였다. Panel B의 분석결과를 살펴보면, 주가동조화(*SYNCH*)변수의 회귀

8) *FOLLOW*의 변수를 연속변수인 재무분석가의 이익예측 수에 1을 더한 값에 자연로그를 취한 값으로 측정된 결과, 일관된 연구결과와 방향성은 확인할 수 있었으나, 유의성이 다소 떨어지는 것을 확인하였다. 종속변수로 *VOLA*, *TURNOVER*, *HIGHLOW*, *SYNCH*를 사용한 경우, *Opacity***follow*의 계수(*t*값)값이 각각 -0.009(-1.76), -0.007(-0.79), -0.007(-1.15), -1.778(-3.04)으로 나타났다.

계수 값은 -1.120으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 이를 통해 회계이익의 불투명성이 높은 기업이라도 재무분석가의 이익예측치 정보가 있다면 시장에서 투자자들의 유통되는 정보의 양이 증가하고 정보 불균형문제를 완화시켜주어 정보비대칭 및 주가동조화 현상이 감소된다는 것을 알 수 있다. 즉, 재무분석가가 정보중개인으로서 다양한 정보를 바탕으로 시장참여자들에게 투자의사결정에 유용한 정보를 제공하므로 재무분석가의 이익예측 정보가 있는 기업은 회계이익의 불투명성과 정보비대칭 및 주가동조화 사이의 양(+의) 관계가 완화된 것으로 해석된다. 이를 통해 재무분석가들이 자본시장에서 정보중개인 및 효과적인 외부주체 역할을 하고 있음을 나타내며, 정보비대칭 및 주가동조화를 완화시켜준다는 추가적인 증거를 제공하는 면에서 의의가 있다.

〈표 7〉 회계이익의 불투명성과 재무분석가의 이익예측 여부

Panel A: 회계이익의 불투명성 및 정보비대칭과 재무분석가의 이익예측 여부							
$Asymmetry_t = \beta_0 + \beta_1 OPACITY_t + \beta_2 Follow_t + \beta_3 Opacity*Follow_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 BIG4_t + \beta_9 FOR_t + \beta_{10} MTB_t + \beta_{11} LOSS_t + \beta_{12} \Sigma ID + \varepsilon_t$							
Variables	Exp.sign	VOLA		TURNOVER		HIGHLOW	
		Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat
Intercept		0.084	28.64***	0.091	19.93***	0.129	37.02***
OPACITY	+	0.012	9.23***	0.018	8.63***	0.017	11.11***
Follow	-	-0.001	-2.89***	0.000	-0.43	-0.001	-1.26
Opacity*Follow	-	-0.006	-3.28***	-0.015	-5.48***	-0.010	-4.99***
SIZE	-	-0.002	-21.62***	-0.003	-19.4***	-0.004	-27.99***
LEV	+	0.019	26.44***	0.019	17.12***	0.023	26.48***
ROA	-	-0.022	-12.38***	-0.025	-9.15***	-0.025	-11.82***
GRW	+	0.002	4.28***	0.000	-0.1	0.004	6.61***
BIG4	-	0.003	9.06***	0.003	5.28***	0.004	11.06***
FOR	+/-	0.001	0.73	-0.001	-0.75	0.000	-0.24
MTB	+	0.003	6.2***	0.005	6.43***	0.003	4.74***
LOSS	+	0.002	7.17***	0.002	3.56***	0.003	8.05***
IND		Included		Included		Included	
Adj R ²		0.288		0.195		0.337	
F-value		244.66***		146.74***		307.98***	

Panel B: 회계이익의 불투명성 및 추가동조화와 재무분석가의 이익예측 여부

$$\begin{aligned}
 SYNCH_t = & \beta_0 + \beta_1 OPACITY_t + \beta_2 Follow_t + \beta_3 Opacity*Follow_t \\
 & + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROE_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 LOSS_t \\
 & + \beta_9 TURN_t + \beta_{10} SKEW_t + \beta_{11} KURTOSIS_t + \beta_{12} \Sigma ID + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Variables	Exp.sign	Coeff.	t-stat
<i>Intercept</i>		2.089	5.9***
<i>OPACITY</i>	+	-0.110	-0.56
<i>Follow</i>	-	0.186	2.93***
<i>Opacity*Follow</i>	-	-1.120	-4.42***
<i>SIZE</i>	-	-0.012	-0.91
<i>LEV</i>	+	0.443	4.32***
<i>ROE</i>	-	-2.088	-8.42***
<i>MTB</i>	+	1.019	22.59***
<i>LOSS</i>	+/-	0.368	7.22***
<i>TURN</i>	+	0.039	8.47***
<i>SKEW</i>	+	0.050	1.77***
<i>KURTOSIS</i>	+	0.023	3.34***
IND		Included	
Adj R ²		0.132	
F-value		84.98***	

1) 변수설명은 <표 1>과 같음.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

6. 추가분석

본 연구의 주된 분석은 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 추가동조화에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 본 절에서는 연구의 강건성을 확보하고자 선행연구에서 널리 사용되어 온 다양한 재량적 발생액을 사용하여, 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 추가동조화 관계에 대해 분석해보고자 한다.

<표 8>의 Panel A는 수정 존스 모형을 개선한 성과대응 모형 Kothari et al. (2005)을 이용하여 발생액을 측정하였다. 실제로 이익조정이 없는 경우임에도 경영성과가 매우 좋은(나쁜) 기업에서는 음(양)의 재량적 발생액이 나타나는 경향이 있다고 하였다(Dechow et al. 1995). 즉, 기업의 이익조정을 검증할 때 경영성과를 통제해야 모형의 정확도가 높고 효율적으로 사용될 수 있다는 것이다(Kothari et al. 2005). 분석 결과, 정보비대칭과 성과대응 재량적 발생액 간의 회귀계수가 각각 0.020, 0.023, 0.026의 값으로, 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 추가동조화의 경우 회귀계수가 0.057로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보였다.

Panel B는 Hirshleifer et al.(2004)의 방법을 따라 재량적 발생액을 측정하였다.⁹⁾ 특정 연도의 순영업자산(net operating assets)은 해당 연도의 영업자산과 영업부채간의 차이이며, 이는 모든 연도의 영업이익과 잉여현금흐름의 차이 누적액으로 표현될 수 있다.¹⁰⁾ 또한 모든 연도의 발생액 누적액과 누적투자액의 합으로 표현되기 때문에 재무제표 상 대차대조표의 부풀림을 측정하는 데 있어서 발생액보다 포괄적인 수단이 될 수 있다고 하였다(고봉찬·김진우 2007). 분석 결과, 정보비대칭과 각각 0.001, 0.002, 0.001로 모두 1% 수준에서 유의한 양의 값을 보였으며, 주가동조화의 경우 0.194로 모두 1% 수준에서 유의한 양의 관계로 나타났다.

표로 제시하지는 않았으나, 5년간의 재량적 발생액의 합으로 측정했을 경우에도 유의성에 다소 차이는 보였으나 앞서 제시된 결과와 유사함을 확인할 수 있었다.¹¹⁾ 또한, 본 연구에서는 가설을 검증하기 위해 OLS 회귀분석 결과만을 제시하였으나, 강건성을 확보하기 위해 추가적으로 기업-연도별로 Two-way clustering 방법을 사용하여 가설을 검증하였다. OLS 회귀분석 결과와 비교했을 때 회귀계수와 t-값에 다소 차이는 보였으나, 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.¹²⁾ 이상의 내용을 정리하면, 선행연구에서 제시한 다양한 재량적 발생액으로 측정하더라도 불투명성이 높은 기업은 정보비대칭 및 주가동조화 현상이 크다는 것을 알 수 있었다.

9) Hirshleifer et al.(2004)은 개별기업의 대차대조표 항목을 토대로 계산한 영업자산과 영업부채의 차이로 측정된 순영업자산이 발생액에 의한 이상현상보다 더 유의한 초과수익률을 얻는다는 실증결과를 제시하였다.

10) $NOA_{i,t} = (OA_{i,t} - OL_{i,t}) / TA_{i,t-1}$ 이며, $OA_{i,t}$ 는 총자산-(현금 및 현금등가물+단기투자액)이고, $OL_{i,t}$ 은 총자산-(단기부채+고정부채+우선주와 보통주 장부가).

11) 박종일 등(2017)의 연구에서 사용한 *OPACITY*의 3년간 표준편차와 5년간 표준편차를 사용하여 측정하여도 일관된 결과를 확인할 수 있었다.

12) Gow et al.(2010)은 횡단면-시계열 자료를 이용하여 생기는 오차항간에 상관관계가 발생하면 표준오차는 편의를 가지게 되므로 횡단면-시계열 종속성을 적절히 고려하여 clustering을 통해 검증해야 한다고 주장하였다. 종속변수로 *VOLA*, *TURNOVER*, *HIGHLOW*, *SYNCH*를 사용한 경우, *OPACITY*의 계수(t-값)값이 각각 0.009(6.75), 0.010(3.52), 0.012(6.90), 0.093(2.36)으로 나타났다.

〈표 8〉 다양한 재량적 발생액을 이용한 회귀분석결과

Panel A: Kothari et al.(2005)												
Variables	Exp.sign	VOLA			TURNOVER			HIGHLOW			SYMCH	
		Coeff.	t-stat	t-stat	Coeff.	t-stat	t-stat	Coeff.	t-stat	t-stat	Coeff.	t-stat
Intercept		0.077	28.92***	0.086	20.78***	0.117	36.80***	0.364	35.24***			
OPACITY	+	0.020	8.17***	0.023	6.08***	0.026	9.12***	0.057	2.97***			
Control variables		Included		Included		Included		Included			Included	
IND		Included		Included		Included		Included			Included	
Adj R ²		0.276		0.181		0.318		0.296			0.296	
F-value		278.14***		161.35***		340.35***		140.12***			140.12***	

Panel B: Hirshleifer et al.(2004)												
Variables	Exp.sign	VOLA			TURNOVER			HIGHLOW			SYMCH	
		Coeff.	t-stat	t-stat	Coeff.	t-stat	t-stat	Coeff.	t-stat	t-stat	Coeff.	t-stat
Intercept		0.082	31.01***	0.095	20.89***	0.122	39.04***	0.413	24.46***			
OPACITY	+	0.001	3.72***	0.002	4.48***	0.001	4.00***	0.194	2.74***			
Control variables		Included		Included		Included		Included			Included	
IND		Included		Included		Included		Included			Included	
Adj R ²		0.262		0.161		0.303		0.248			0.248	
F-value		291.29***		157.75***		357.78***		167.65***			167.65***	

1) 변수설명은 〈표 1〉과 같음.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

V. 결론

본 연구는 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향에 대해 검증하였다. 회계이익이 불투명하다면 해당 정보를 이용하는 정보이용자의 의사결정에 있어 유용하게 활용될 수 없으므로 정보위험이 증가하고 시장참여자들이 요구하는 자본비용이 증가할 것이다. 또한 정보우위에 있는 투자자들과 그렇지 않은 투자자의 차이로 인해 자본시장에서 정보비대칭 문제는 더욱 심화될 것이다(Leuz and Verrecchia 2002, Bhattacharya et al. 2012). 또한 시장참여자들은 개별기업의 정보를 충분히 활용하여 투자의사결정을 하는 것이 어렵기 때문에 주가에 기업고유정보보다 시장과 산업 전체적인 정보를 활용하는 주가동조화 현상이 심화될 것이다. 이를 위하여 본 연구에서는 회계이익의 불투명성 수준을 측정하기 위해 Hutton et al.(2009)에서 제안한 방법에 따라 과거 3년간의 재량적 발생액에 절댓값을 취한 값의 합으로 측정하였다.

2000년부터 2016년까지 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인을 대상으로 회계이익의 불투명성이 높을수록 정보비대칭 및 주가동조화에 어떠한 영향을 미치는 지 분석한 결과, 이익의 불투명성이 높은 기업일수록 정보비대칭 현상이 큰 것으로 나타났다. 해당 결과는 기업의 이익정보가 기업가치를 반영하는 수준이 낮아질 경우 이를 근거로 투자의사결정에 활용하는 자본시장 참여자들 간의 정보비대칭이 증가하는 것을 의미한다. 또한 회계이익의 불투명성과 주가동조화의 관계를 분석한 결과, 회계이익의 불투명성이 높을수록 주가동조화 현상이 큰 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 불투명한 이익정보를 투자의사결정에 활용하는 데 어렵기 때문에 시장 및 산업의 정보를 활용하여 투자의사결정을 내리게 되는 것을 의미한다. 이에 따라 시장 및 산업의 변화에 따라 주가가 변화하는 주가동조화 현상이 증가하는 것을 알 수 있었다. 마지막으로, 재무분석가의 이익예측치가 있는 기업의 경우, 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향이 완화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무분석가들이 자본시장에서 효과적인 정보중개인 역할을 함으로써 기업과 투자자 간의 정보환경이 개선되어 정보비대칭 및 주가동조화 현상을 낮춰주는 결과로 볼 수 있다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 측면에서 공헌점을 가지고 있다. 첫째, 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 회계이익의 불투명성이 정보비대칭 및 주가동조화에 미치는 영향에 대해서는 아직 분석된 바가 없다. 그러므로 본 연구의 결과는 주식시장에 참여하는 투자자들에게 유용한 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 둘째, 재무분석가는 자본시장에서 시장참여자들에게 유용한 정보를 제공함으로써, 기업과 투자자 사이의 정보비대칭을 낮춰주는 매개체 역할을 하고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 주식시장에 참여하는 개인투자자들에게 기업위험과 관련하여 재무분석

가의 이익예측치 정보가 중요한 지표로 평가되는지에 관한 증거를 제공할 수 있다는 점에서 의의가 있다. 즉, 본 연구결과는 회계정보의 투명성과 정보비대칭 및 주가동조화의 주제를 확장하여 재무분석가의 예측정보에 대한 관계를 실증적으로 검증하였다는 점에서 선행연구와 차별성을 가진다. 그러나 모형에 미처 고려하지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제가 남아 있을 가능성이 존재한다. 따라서 향후 연구에서는 회계정보의 불투명성과 관련하여 다양한 측정치를 개발해서 추가적인 연구가 지속되어야 할 것이다.

“본 연구자는 한국공인회계사회의 논문편집위원회가 제정·공표한 「학술지 연구윤리규정」을 엄정히 준수하였습니다.”

【 참고 문헌 】

- 강나라·최관, “누가 주가붕괴위험을 부담하는가?: 회계이익의 불투명성을 중심으로.”, 『회계학연구』 제41권 제2호, 2016, pp.87-129.
- 고봉찬·김진우, “발생액 이상현상에 대한 위험평가.”, 『증권학회지』 제36권 제3호, 2007, pp.425-461.
- 고윤경·최종학·김명인, “증권회사의 리서치 지원 시스템 도입이 소속 재무분석가의 이익예측치 특성에 미친 영향.”, 『회계저널』 제17권 제2호, 2008, pp.261-287.
- 권수영·기은선, “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구.”, 『회계학연구』 제36권 제4호, 2011, pp.95-137.
- 박경진·라채원·장진호, “공시의 빈도와 질이 주가동조화에 미치는 영향-유가증권거래소의 공시자료를 이용한 분석-.”, 『경영학연구』 제35권 제6호, 2006, pp.1681-1705.
- 박경진·라채원, “개별기업의 공시정책과 주가동조성 간 관련성에 관한 연구.”, 『회계학연구』 제36권 제4호, 2011, pp.29-53.
- 박종일·김수인·신상이, “재무보고의 불투명성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향.”, 한국회계학회 학술대회 논문집, 2017, pp.1-35.
- 박지혜·조중석, “기업집단 지배구조의 특성이 계열회사의 정보비대칭과 주가동조화에 미치는 영향.”, 『회계학연구』 제40권 제4호, 2015, pp.285-326.
- 송인만·박철우, “주식시장개방과 주가행태: 회계정보의 역할.”, 『경영학연구』 제27권 제1호, 1998, pp.63-92.
- 신세나, “K-IFRS 도입이 정보비대칭과 주가동조화에 미친 영향.” 2013, 박사학위논문. 성균관대학교 일반대학원 회계학과.
- 안윤영, “외국인지분율과 이익예측정확성 및 기업가치 간의 동시적 결합관계.”, 『세무와 회계저널』 제7권 제2호, 2006, pp.57-78.
- 안윤영·장진호, “재무분석가의 활동과 이익의 질 간의 관계 및 기업가치에 미치는 영향.”, 『대한경영학회지』 제19권 제3호, 2006, pp.933-959.
- 이영한·이호영·최우석·이정조·이홍섭, “한국 상장기업의 회계투명성 평가와 측정방법에 한 연구.”, 『회계저널』 제20권 제3호, 2011, pp.443-477.
- 전규안·박종일, “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향.”, 『경영학연구』 제46권 제5호, 2017, pp.1303-1341.
- 정석우·임태균, “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향.”, 『회계학연구』 제30권 제2호, 2005, pp.209-235.
- 조중석·조문희, “발생액 변동이 정보비대칭, 이익예측과 자본비용에 미치는 영향.”, 『회계저널』 제19권 제3호, 2010, pp.175-199.
- Aboddy, D., Hughes, J., & Liu, J, “Earnings quality, insider trading, and cost of capital.”, *Journal*

- of Accounting Research* 43(5), 2005, pp.651-673.
- Ayers, B., O. Li, and E. Yeung, "Investor trading and the post earnings announcement drift." *The Accounting Review* 86 (2), 2011, pp.385-416.
- Barber, B. M., and T. Odean, "Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment." *Quarterly Journal of Economics* 116 (1), 2001, pp.261-292.
- Barber, B. M., Y. Lee, Y. Liu, and T. Oden, "Just how much do investors lose from trade?" *Review of Financial Studies* 22 (2), 2009, pp.609-632.
- Bhattacharya. U., H. Daouk and M. Welker, "The world price of earnings opacity." *The Accounting Review* 78 (3), 2003, pp.641-678.
- Bhattacharya, N., E. Black, T. Christensen, and R. Mergenthaler, "Who trades on pro forma earnings information?" *The Accounting Review* 82 (3), 2007, pp.581-619.
- Bhattacharya, N., F. Ecker, P. Olsson, and K. Schipper, "Direct and mediated associations among earnings quality, information asymmetry and the cost of equity." *The Accounting Review* 87 (2), 2012, pp.447-482.
- Bhushan, R., "Firm characteristics and analyst following." *Journal of Accounting and Economics* 11 (2), 1989, pp.255-274.
- Bradshwa, M., S. Richardson, and R. Sloan, "Do analysts and auditors use information in accruals?" *Journal of Accounting Research* 39 (1), 2001, pp.45-74.
- Chung, K. H. and Jo, H., "The impact of security analysts' monitoring and marketing functions on the market value of firms." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31 (4), 1996, pp.493-512.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan, "Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts." *The Accounting Review* 73 (2), 1998, pp.277-294.
- Dechow, P. and I. Dichev, "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors." *The Accounting Review* 77, 2002, pp.35-59.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney, "Detecting earnings management." *The Accounting Review* 70 (2), 1995, pp.193-225.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeney, "Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC." *Contemporary Accounting Research* 13 (1), 1996, pp.1-36.
- Degeorge, F., Y. Ding and T. Jeanjean, and H. Stolowy, "Does analyst following curb earnings management? international evidence, european corporate governance institute." *Working paper*. 2005.
- Durner, A., R. Morck, B. Yeung, and P. Zarowin, "Does greater firm specific return variation mean

- more or less informed stock pricing?" *Journal of Accounting Research* 41 (5), 2003, pp.797-836.
- Easley, D., and O'Hara, M., "Information and the cost of capital." *The Journal of Finance* 59 (4), 2004, pp.1553-1583.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper, "Costs of equity and earnings attributes." *The Accounting Review* 79. 2004, pp.967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper, "The market pricing of accruals quality." *Journal of Accounting and Economics* 39 (2), 2005, pp.295-327.
- Ge, W. and J. B. Kim, "Real earnings management and the cost of new corporate bonds." *Journal of Business Research* 67 (1), 2014, pp.641-647.
- Glosten, L. R., and P. R. Milgrom, "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders." *Journal of Financial Economics* 14 (1), 1985, pp.71-100.
- Gow, I., G. Ormazabal, and D. Taylor, "Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research." *The Accounting Review* 85 (2), 2010, pp. 483-512.
- Graham, C. M., Connie, M. V., & Sayre, T. L., "Analyzing Financial Analysts." *Journal of Management Research* 2(2), 2002, pp.63-72.
- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal, "The economic implications of corporate financial reporting." *Journal of Accounting and Economics* 40 (1-3), 2005, pp.3-73.
- Hirshleifer, David, Kewei Hou, Siew H. Teoh, and Yinglei Zhang, "Do investors overvalue firms with bloated balance sheets?" *Journal of Accounting and Economics* 38, 2004, pp.297-331.
- Hope, O., "Accounting policy disclosures and analysts' forecasts." *Contemporary Accounting Research* 20 (2), 2003, pp.295-321.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, "Opaque financial reports, R², and crash risk." *Journal of Financial Economics* 94 (1), 2009, pp.67-86.
- Jensen, M. C., "Agency costs of overvalued equity." *Financial Management* 24, 2005, pp.5-19.
- Jensen, M. C., and Meckling, W. H., "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure." *Journal of financial economics* 3 (4), 1976, pp. 305-360.
- Jin, L., and S. C. Myers, "R² around the world: New theory and new tests." *Journal of Financial Economics* 79 (2), 2006, pp.257-292.
- Jones, J., "Earnings management during import relief investigations." *Journal of Accounting Research* 29 (2), 1991, pp.193-228.
- Kim, J-B. and L. Zhang, "Financial reporting opacity and expected crash risk: Evidence from implied volatility smirks." *Contemporary Accounting Research* 31 (3), 2014, pp.851-875.
- Kothari, S. P., A. Leone, and C. Wasley, "Performance matched discretionary accrual measures." *Journal*

- of Accounting and Economics* 31 (1), 2005, pp.163-197.
- Kumar, A, "Who gambles in the stock market?" *Journal of Finance* 64 (4), 2009, pp.1889-1933.
- Kumar, A., and C. M. C. Lee, "Retail investor sentiment and return comovements." *Journal of Finance* 61 (5), 2006, pp.2451-2486.
- Lang, M., K. Lins, and M. Maffett, "Transparency, liquidity, and valuation: International evidence on when transparency matters most." *Journal of Accounting Research* 50 (3), 2012, pp.729-774.
- Lang, M., and R. Lundholm, "Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures." *Journal of Accounting Research* 31, 1993, pp.246-271.
- Leuz, C., and R. E. Verrecchia, "The economic consequences of increased disclosure." *Journal of Accounting Research* 38 (1), 2000, pp.91-124.
- Lobo, J., M. Song, and M. Stanford, "Accruals quality and analyst coverage." *Journal of Banking and Finance* 36 (2), 2012, pp. 497-508.
- Morck, R., B Yeung, and W. Yu, "The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?" *Journal of Financial Economics* 58(1), 2000, pp.215-260.
- Piotroski, J. D., and D. T. Roulstone, "The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices." *The Accounting Review* 79 (4), 2004, pp.1119-1151.
- Roll, R, "The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture of distributions hypothesis." *The Journal of Finance* 43 (3), 1988, pp.541-566.
- Schipper, K, "Commentary on earnings management." *Accounting Horizons* 3 (4), 1989, pp.91-102.
- Siegel, J, "The "Quality of Earnings" concept -A survey." *Financial Analysts Journal* 1982, pp.60-68.
- Sloan, Richard G., "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?" *Accounting Review* 71 (3), 1996, pp.289-315.
- Warfield, T. D., J. J. Wild, and K. L. Wild, "Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings." *Journal of Financial Economics* 20, 1995, pp.61-91.
- Yu, F, "Analyst coverage and earnings management." *Journal of Financial Economics* 88, 2008, pp.245-271.

Opaque Earnings, Information Asymmetry and Stock Price Synchronicity

Park Hyung Ju* / Cho Joong-Seok**

This study examines how earnings opacity affects information asymmetry and stock price synchronicity. We conjecture that earnings opacity is associated with lower usefulness of accounting information in the market. Opacity earnings cannot fully convey relevant and useful information to the market participants and information about the firm will not be reflected in the stock price properly.

Our sample consists of 8,140 firm-year observations including firms with December fiscal year end and listed on the Korea Exchange for the period 2000-2016. The results of this study are as follows.

First, the severe earnings opacity is, the more information asymmetry. Opaque earnings information, which can not explain the financial status of the firm correctly, makes it difficult for the market participants and increases information asymmetry. Second, the more earnings opacity is, the more stock price synchronicity. As it is difficult for investors to utilize opaque earnings information in their investment decisions, they rely more on the overall market or the industry information. Third, firms with financial analysts' earnings forecasts show less information asymmetry and stock price synchronicity. These results suggest that analysts improve the quality of information environment between firms and investors by providing corporate earnings information to the market and lowering information asymmetry.

Overall, the results of this study show the effects of the opaque earnings on information asymmetry and stock price synchronicity. In addition, our results show that financial analysts serve as a medium to lower information asymmetry between firm and investors by providing useful information to the market.

Key words : Earnings opacity, Information asymmetry, Stock price synchronicity, Analyst

* Ph.D. Candidate, School of Business, Hanyang University, Primary Author, E-mail : phj820@hanyang.ac.kr

** Professor, School of Business, Hanyang University, Corresponding Author, E-mail : joongseok@hanyang.ac.kr