

세무와회계저널
제17권 제2호 2016년 4월 pp.35~63
한국세무학회

주가 변동의 정보와 당기순이익의 인식*

- 한국 유가증권시장의 이익인식적시성 분석 -

임상균**

<요 약>

본 연구는 한국 유가증권시장 상장기업에서 주가에 반영된 정보와 당기순이익 인식의 관계를 연구하였다. 한국에서는 주가의 정보성이 낮고 당기순이익의 질이 낮다는 것이 알려져 있으며, 주가 변동과 당기순이익의 인식의 관계는 이러한 특성에 영향을 받아 단기정보 중심으로 형성될 것이다. 본 연구에서는 유가증권시장 상장기업을 대상으로 Ball and Easton(2013)의 연구모형을 적용하여 일간 주가변동에 반영된 정보가 당기순이익으로 반영되는 양상을 이용하여 이익의 인식적시성을 분석하였다.

본 연구의 실증분석은 이러한 추론을 지지하는 결과를 발견하였다. 특히 주가수익률이 음수인 해의 기말의 주가에 반영된 부정적 정보가 당기순이익으로 인식되는 경향이 뚜렷하였다. 외환위기 전후기간의 비교에서는 외환위기 이후에 기말의 주가가 반영한 부정적 정보에 초점을 두어 당기순이익이 인식되는 경향이 나타난 것을 보여주었다. 또한 선행연구의 주장과는 반대로 한국에서의 비용 인식은 미래 정보 반영을 위해 적극적으로 활용되기보다는 수익에 따라서 수동적이고 기계적으로 인식되고 있는 것으로 보인다. 본 연구에서는 현금흐름과 발생액의 인식과 주가변동의 관계도 살펴보았다. 주가에 반영된 정보를 인식함에 있어서 발생액은 회계연도 초의 주가에 반영된 정보를, 영업현금흐름은 회계연도 말의 주가에 반영된 정보를 주로 인식하는 것으로 나타나 양자 간의 차이가 발견되었다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 첫째, 본 연구는 한국 상장기업만의 고유한 당기순이익의 정보인식 특성을 발견하였다. 둘째, 본 연구는 정보의 인식에서 영업현금흐름과 발생액이 서로 다른 양상을 보여준다는 점을 발견하였다. 마지막으로, 본 연구는 이익인식적시성이 90년대 말 아시아 외환위기를 전후로 크게 달라졌음을 보임으로써 제도적 변화로 인한 주가와 재무정보의 관계의 변화의 실증적 증거를 제시하였다.

<주제어> 당기순이익 인식, 적시성, 주가변동

* 본 연구는 국민대학교 교내연구비의 지원을 받아 작성되었다. 저자는 본 연구를 심사해 주신 익명의 심사자 분들과 세무와 회계저널 편집장님께 심사과정에서 받은 도움에 감사드린다.

** 국민대학교 경영대학 조교수, yimsg96@gmail.com

논문접수일 2015년 8월 27일 1차수정일 2016년 2월 5일 게재확정일 2016년 4월 22일

I. 서 론

본 연구는 유가증권시장 상장기업에서 주가에 반영된 정보와 당기순이익의 인식의 관계를 분석하였다. 최근의 회계학 연구는 회계정보로부터 주가로의 정보 흐름에 주로 초점을 맞추어 순이익과 주가의 관계를 연구하고 있다. 반면 시장이 인식하고 있는 정보가 재무제표에 인식되는 과정에 관해서는 회계의 보수주의와 관련한 연구들을 제외하면 한동안 크게 주목을 받지 못하였다. 그러나 최근의 연구인 Ball and Easton(2013, 이하 BE로 표기)은 회계연도 중의 주가와 당기순이익의 관계를 시간 흐름에 따라 분석함으로써 주가에 반영된 정보의 당기순이익으로의 인식 과정에 대해 재조명하였다. 본 연구에서는 BE의 연구방법을 이용하여 한국 유가증권시장의 주가변동과 당기순이익 인식 사이의 특성을 BE의 연구와 비교함으로써 한국에서의 주가와 당기순이익의 정보 반영에 대해 거시적으로 살펴볼 것이다.

투자자들이 미래의 수익에 대한 정보가 입수하면 이 정보를 큰 시차 없이 주가로 반영 가능하다. 그러나 동일한 정보가 당기순이익으로 인식되기 위해서는 회계기준의 수익 인식요건을 만족하여야 하므로 주가와 당기순이익 사이에는 동일한 정보를 반영하기까지의 시차가 발생하게 된다. BE는 회계연도 초의 주가변동은 당기순이익으로 인식되기까지의 시간이 충분한 반면, 기말의 주가변동은 그 시간이 충분치 않으므로 기초의 주가가 기말의 주가보다 당기순이익으로 인식되는 비율, 즉 이익의 인식적시성(earnings recognition timeliness, ERT)이 크고 설명하였다.¹⁾ 추가로 BE는 기말의 주가변동은 기초보다 미래의 수익에 대한 예측정보를 많이 가지며 비용 사이의 정보 반영에서의 차이가 있을 것을 추론하고, 이러한 예상을 지지하는 결과를 미국상장기업 표본에서 발견하였다.

그러나 이러한 결과가 한국에서도 동일하게 나타날지는 확실하지 않다. BE는 정보가 주가에 반영되는 시간과 당기순이익으로 인식되는 시점 간에 충분한 차이가 있을 것임을 전제한다. 그러나 주가와 당기순이익의 정보 반영 속도는 기업의 정보환경과 재무보고 행태에 의해 결정되는 변수이다. 주가의 정보반영은 정보환경이 좋을 때 빨라지며 재무보고는 경영자의 경제적 유인을 포함한 다양한 요인으로 인해 정보의 인식시점이 영향 받는다. 특히 선행연구에서는 정보환경과 재무보고 행태가 국가별 특성에 영향을 받는 것으로 보고하고 있으며, 이러한 선행연구의 결론은 한국의 ERT가 미국 선행연구에서의 것과 상이할 가능성을 시사한다.

한국의 주가변동은 정보의 비중이 낮고 그 반영속도가 느린 것으로 알려져 있다(Morck et al. 2000 ; Jin and Myers 2006 ; Chui et al. 2010). 즉, 실적에 관한 정보가 주가에 반영되는 시점이 늦어져서 회계연도 말에 가까워지거나 실적공시시점까지도 주가가 당기 실적정보를 반영하지

1) BE의 용어정의를 따라 본 연구에서도 회계연도 동안의 주가변동 가운데 당기순이익으로 인식되는 부분을 이익의 인식적시성(earnings recognition timeliness, ERT)이라고 명명한다(Ball and Easton 2013, p.1100).

못할 수 있는 것이다(Freeman 1987 ; Collins and Kothari 1989 ; Zhang et al. 2013). 그 결과로 주가와 당기순이익 간에 정보반영 시점의 시차가 짧아지거나 또는 당기순이익을 통해 주가가 변동하게 될 것이므로 회계연도 중의 ERT의 변화양상은 선행연구에서와 같이 감소하는 추세를 나타내지 않을 가능성이 크다.

주가 측면 뿐 아니라 재무보고 측면에서도 한국의 고유한 특성으로 인하여 ERT가 받을 영향을 예상할 수 있다. 한국의 회계정보는 이익유연화 경향이 크고, 부정적 정보의 인식이 낮은 것으로 알려져 있다(Leuz et al. 2003 ; Bushman et al. 2004). 이들은 수익이나 비용의 인식을 기준에서 요구하는바 보다 가속화하거나 지연함으로써 당기순이익 인식 시점에 영향을 줄 것이다. 다만 이익조정과 유연화 경향은 당기순이익의 인식 과정을 가속시킬 수도, 지연시킬 수도 있으므로 방향성에 대한 예상은 쉽지 않으나 ERT에 영향을 줄 수 있는 가능성은 충분하다. 그러므로 한국에서의 ERT는 실증분석으로 검토해 보아야 할 문제라고 하겠다.

한국의 많은 선행연구들이 주가와 당기순이익 사이의 관계를 살펴보았으나 최근의 연구들은 대체로 당기순이익 정보의 가치관련성에 주로 관심을 두고 있으며(신현결과 정재연 2013 ; 김정옥 2014 ; 이세용 2014 ; 박진하 2015), 시장의 정보가 당기순이익으로 실현되는 과정에 대해서 직접적으로 분석한 연구는 많지 않다.²⁾ 본 연구는 시장특성 및 재무보고 환경이 한국의 ERT에 미치는 영향에 대한 거시적 분석을 통해서 한국의 주가 및 재무보고에 대한 이해를 심화할 것이다.

본 연구는 BE의 연구모형을 이용하여 한국 상장기업의 ERT를 분석하였다. 현재까지 회계연도 중의 주가 변동과 당기순이익간의 관계를 체계적으로 분석하기 위한 모형은 BE의 모형이 유일하다. 또한 선행연구와 동일한 모형을 적용하는 것은 선행연구와의 비교가능성을 높여 결과의 해석이 용이할 것이다. 거시적 분석을 목표로 하는 본 연구의 목적상, 분석결과의 일반화가 중요하다 판단하여 표본기간은 최대한 길게 잡아 타당성을 확보하려 노력하였다. 최종표본은 1982년부터 2013년까지 유가증권시장 상장기업 가운데 필요 변수가 있는 모든 기업년도 관측치를 포함한다. 코스닥 시장은 시장의 정보효율성이 낮으므로 주가의 정보성이 낮다는 연구결과들이 보고되고 있다(연강흠 1998 ; 김창수 2000). 그러므로 주가가 반영한 정보의 인식에 초점을 맞추고 있는 본 연구의 주제를 고려하여 코스닥 상장기업은 분석에서 배제하였다.³⁾

전체 표본에 대한 실증분석 결과에서 회계연도 초와 말의 ERT 사이에 유의한 차이는 발견할 수 없었는데, 이것은 회계연도 초보다 말에서 ERT가 낮게 나타나는 선행연구와 차이가 있다. 표

2) Basu(1997)의 모형을 이용한 회계의 보수주의에 관한 연구가 여기에 해당되기는 하나, 대부분의 회계의 보수주의 연구들은 정보의 당기순이익으로의 인식과정 자체를 연구대상으로 삼기보다는 회계의 보수주의의 측정도구로서 활용하였다는 점에서 본 연구와는 차이가 있다.

3) 추가적으로, 코스닥시장이 외환위기와 비슷한 시점에 개장하였다. 따라서 코스닥시장을 분리하지 않으면 외환위기 전후의 제도변화로 인한 효과와 코스닥시장 표본의 추가로 발생하는 효과가 구분되지 않을 것이다.

본을 연간 주가수익률의 부호로 나누어 분석하면 수익률이 음수인 표본에서는 기말의 ERT가 기초보다 오히려 컸다. 이러한 결과들은 한국의 주가가 단기적인 정보에 의해 움직인다는 점, 주가가 하락하는 해의 기말 주가가 당기순이익에 관한 정보를 집중적으로 반영한다는 점을 보여준다.

수익과 비용 사이에 정보 인식에서의 차이를 비교한 분석결과 역시 선행연구에서 보고한 바와 뚜렷한 차이를 보였다. 본 연구의 분석에서는 수익과 비용의 ERT가 회계연도 중에 수익률별로 유사한 변화양상을 보였다. 또 다른 차이는 수익의 ERT가 연간 주가수익률이 음수일 때 양수인 경우보다 유의하게 강하게 나타난 점이다. 선행연구에서는 수익의 ERT는 주가수익률에 따른 차이를 거의 보이지 않았다. BE는 수익이 아니라 비용을 통해서 미래정보가 주로 회계정보에 반영된다고 하였다. 그러나 본 연구의 분석에서 나타난 비용과 수익의 ERT 사이의 유사성은 한국에서는 비용이 미래전망 반영에서 수익과 차별화되는 역할을 하지 못한다는 것을 보여준다. 또한 수익의 ERT가 연간 주가수익률이 음인 경우 크게 나타나는 것은 주가가 단기의 수익에 대한 부정적 정보를 완전히 반영하지 못하여, 실적이 주가가 예상한 방향으로 감소하기는 하나 그 크기는 주가에 반영된 것 보다 크기 때문에 나타나는 현상일 가능성이 높다.

당기순이익을 영업현금흐름과 발생액으로 나누어 시장 정보의 인식에서 영업현금흐름과 발생액 사이의 차이를 분석 결과에서 영업현금흐름의 기말의 ERT가 기초대비 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이러한 경향은 특히 연간 수익률이 양수인 회계연도에서 강하다. 반면 발생액의 ERT에서는 기초의 ERT가 기말보다 유의하게 크다. 즉, 주가가 반영한 정보의 속성별로 주가에 반영되는 시점 및 이것이 인식되는 항목에 차이가 있는 것으로 판단된다. 특이하게 연간수익률이 양수인 표본에서는 기말의 발생액의 ERT는 음수로 나타나서, 주가수익률이 양수인 경우 예상치 않은 주가의 상승이 당기순이익의 감소로 연결되는 것으로 나타났다. 이 결과는 기말의 예상치 않은 주가상승에 대해 발생액이 감소함을 의미하는 것으로 이익유연화의 가능성을 시사한다.

본 연구의 첫 번째 추가분석에서는 당기순이익에 대한 기초와 기말의 ERT의 크기가 차이하지 않는 것이 주가가 장기전망을 반영하지 않기 때문인지를 검토하기 위하여 당기와 차기의 순이익의 합과 당기의 주가 사이의 관계를 살펴보았다. 기말의 주가가 기초의 주가보다 2개년도 순이익의 합과 상관관계가 높게 나타나, 기말의 주가에 미래 실적에 대한 예측정보가 기초보다 많이 포함되어 있는 것으로 판단된다. 특히 이러한 경향은 주가수익률이 음일 때 더욱 크게 나타났다. 주가에 반영된 부정적 정보가 당기순이익에 완전히 반영되지 않을 수 있다는 선행연구의 결과와 부합한다(Ryan and Zarowin 2003).

두 번째 추가분석에서는 본 연구의 결과와 선행연구의 결과 사이의 차이가 주가 및 재무보고를 둘러싼 환경의 차이에서 기인한다는 추론을 뒷받침하기 위하여 외생적 사건으로 인해 ERT가 영향을 받는지의 여부를 외환위기 전후의 ERT를 비교하여 분석하였다. 외환위기 이전의

ERT는 대체로 기초에서 기말 사이에 ERT의 감소가 발견되었으며, 특히 양의 수익률에서 주로 이런 경향이 발견되었다. 반면 외환위기 이후에는 기말의 ERT가 기초의 ERT보다도 컸으며, 연간수익률이 음인 경우에서 이러한 경향이 지배적으로 나타났다. 이러한 결과는 외환위기를 거치면서 연말의 주가에 반영된 부정적인 단기정보가 당기순이익으로 인식되는 경향이 증가함을 보여준다. 그리고 ERT는 정보환경에 의해 영향 받는다는 본 연구의 가정도 이 추가분석의 결과를 통해 지지된다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 첫째로, 국가 간의 차이에 관한 재무 및 회계 분야의 연구들이 주가 및 회계정보의 속성이 국가별로 차이를 보인다고 주장한 바 있으나, 주가의 변동과 당기순이익 사이 관계에서 이러한 속성들이 미치는 영향을 분석해 본 연구는 많지 않다. 또한 해외 선행연구에서 제시된 이론이나 모형을 한국의 연구에 적용할 때 국가별 특성으로 인하여 선행연구와 차별적 결과가 발생할 가능성을 고려해야 한다. 본 연구에서는 가장 고전적인 연구주제 가운데 하나인 주가와 당기순이익의 인식 양상이 한국과 미국 사이에 차이를 보인다는 점을 발견하고 있으며, 이러한 결과는 해외 연구의 결과를 한국적 환경에 접목시킬 때 국가별 차이로 인한 효과로 선행연구와는 다른 결과를 발견할 수 있음을 환기시킨다.

둘째, 본 연구는 당기순이익을 발생액과 현금흐름으로 분할하고, 주가변동이 가지는 정보가 영업현금흐름과 발생액에 각각 다르게 인식될 수 있음을 보였다. 이러한 분석은 본 연구의 고유한 분석으로, 영업현금흐름과 발생액이 정보의 속성에 따라 당기순이익의 인식에 다른 역할을 담당하는 것을 시장정보와의 관계 안에서 살펴보았다. 선행연구 가운데 현금흐름과 발생액이 주가정보를 인식하는 양상이 회계연도 중에 어떻게 변화하는지를 분석한 연구는 아직 없다.

마지막으로, 한국의 주요한 경제적 사건 가운데 하나인 외환위기 전후의 ERT를 분석함으로써, 외환위기를 거치면서 주가에 반영된 정보의 당기순이익으로의 인식 과정에 근본적인 차이가 발생하였음을 확인하였다. 그간 많은 연구에서 외환위기는 한국의 사회, 자본시장, 그리고 회계 환경에 변화를 가져왔음이 실증적으로 제시되었다. 본 연구는 이러한 변화들로 인해 주가와 당기순이익의 정보 반영과정이 외환위기 전후에 변화한 양상을 보고함으로써 주식시장과 재무보고에 발생한 변화에 관한 실증적 증거를 추가하였다.

남은 부분의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 정리하고 연구동기와 연구 질문을 구체화 할 것이다. 제Ⅲ장에서는 실증분석모형의 유도과 그 해석에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 연구표본에 대해 설명한다. 제Ⅴ장에는 실증분석 결과를 제시하고 해석할 것이다. 그리고 제Ⅵ장에서는 결과를 요약하고 결론을 맺을 것이다.

II. 선행연구 및 연구동기

Ball and Brown(1968)은 당기순이익의 보고와 주가의 관계를 분석하여 당기순이익이 주가에 반영되지 않은 고유정보를 가진다는 점을 보여주었을 뿐만 아니라, 시장참여자들이 이익공시 시점 이전에 당기순이익에 포함될 정보를 주가 결정에 활용한다는 점도 동시에 보여주었다. 이들의 연구 이후로 일련의 연구를 통해 주가에 반영된 정보가 당기순이익에 반영되는 현상이 연구되었다(e.g. Beaver et al. 1980 ; Beaver et al. 1987 ; Basu 1997). 그러나 이 연구들 가운데 Ball and Eeaston(2013)의 연구가 발표되기까지 주가에 반영된 정보가 당기순이익으로 인식되는 양상이 회계연도 중에 변화하는 양상을 분석한 연구는 없었다.

BE는 회계연도 중의 일간 주가변동과 당기순이익의 관계를 분석하였다. 이들은 기초의 주가변동보다 기말의 주가변동이 당기순이익과의 관계가 약함을 발견하였으며, 이것을 주가와 당기순이익이 정보를 반영하는 속도의 차이에 의해 발생하는 현상으로 해석하였다. 즉, 주가는 미래 전망에 영향을 주는 정보를 거래를 통해 즉각적으로 가격에 반영하는 반면 당기순이익은 회계기준상의 인식요건을 만족할 때 까지 정보를 인식할 수 없다.⁴⁾ 이러한 차이로 인하여 동일한 정보를 주가와 당기순이익이 반영하는 시점 사이에 차이가 발생하며, 기초의 주가가 반영하는 정보는 당기순이익에 반영될 시간을 충분히 가지는 반면 기말의 주가에 반영되는 정보는 당기순이익 보고시점까지 인식요건을 만족하지 못함에 따라 당기순이익과의 상관관계가 약화된다는 것이다. BE는 비용의 인식이 주가변동에 포함된 미래의 수익에 대한 예측을 반영하는데 중요하며, 특히 부정적인 정보가 있을 경우에 미래 손실 예측과 관련된 비용의 인식이 가속화되는 경향이 나타난다는 점도 실증적으로 보여주었다.

한국 상장기업에서도 BE가 보고한 것과 같은 양상이 나타날지는 사전적으로 예상하기 힘들다. BE는 정보가 주가에 반영되는 시점과 당기순이익에 인식되는 시점 사이의 시차가 회계연도와 비교할 만큼 충분히 길다는 점을 암묵적으로 전제하고 있다. 이러한 조건 하에서 기초의 주가가 반영한 정보는 당기순이익으로의 인식요건을 만족할 충분한 시간을 가지지만 회계연도 말로 접근함에 따라 주가에 반영된 정보가 인식요건을 만족하지 못할 가능성은 증가한다. 따라서 일간 주가변동과 당기순이익의 관계는 회계연도가 진행되는 동안 점차 감소할 것이다.

정보반영의 시차에 관한 BE의 설명은 주가 및 재무보고의 일반적인 속성과 부합하는 것이므로 한국에서도 이러한 시차는 존재할 가능성이 있다. 그러나 시차의 크기는 결정되어 있는 것이 아니라 정보환경과 재무보고 행태에 의해 변화할 것이다. 만일 주가의 정보가 당기순이익으로 인식되는 시차가 짧아진다면 기말의 주가가 반영한 정보도 인식 요건을 갖추기에 충분한 시간

4) 예를 들어 매출증가를 예상할 수 있는 뉴스가 알려지면 주가는 곧바로 이를 반영하여 상승하는데 반하여, 이를 당기순이익에 기록하기 위한 과정은 수익인식 기준을 만족할 때 까지 인식되지 않는다. 그러므로 주가는 공개된 정보를 당기순이익보다 더 빠르게 반영한다.

을 가지게 될 것이므로 당기순이익으로의 인식가능성도 증가하여 기초와 기말 사이의 ERT의 변화가 약화되거나 사라지게 될 것이다.⁵⁾ 한국의 고유한 특성으로 인해 BE의 표본과 한국기업 사이에 국가적 수준으로 정보환경과 재무보고 행태의 차이가 존재한다면 주가와 당기순이익 사이의 정보 반영의 시차에 전반적인 차이가 발생하여 한국의 ERT가 선행연구와는 상이한 양상으로 나타나게 될 것이다.

선행연구들은 국가수준의 특성들로 인하여 정보환경과 재무보고가 영향을 받는다는 것을 보고하였다. 투자자 보호가 강하면 주가의 정보성은 높아지고 주가의 정보성이 높아진다. Morck et al.(2000)은 국가수준의 투자자 보호가 강화되면 정보에 기반을 둔 무위험거래(informed arbitrage)가 활성화되어 기업 고유 정보의 반영이 촉진되고 주가의 정보성은 향상된다고 주장하였다. 한국은 일반적으로 투자자 보호가 약한 국가로 주로 분류되며(La Porta et al. 1998 ; La Porta et al. 2006 ; Djankov et al. 2008), 실증연구들은 주가의 공조화 현상이 높은 것으로 보고하므로 주가의 정보성은 높지 않은 것으로 판단된다(Morck et al. 2000 ; Jin and Myers 2006). 그러므로 한국에서는 주가로 정보반영이 늦어져서 주가와 당기순이익 사이의 정보반영 시차는 선행연구에서보다 짧을 것이다. 극단적으로는 경우에는 이익공시 시점까지 주가의 정보 반영이 지연되어 주가와 당기순이익 사이에 정보반영의 시차가 없을 수도 있다(Kim and Verrecchia 1991 ; Zhang et al. 2013).

주가의 정보성뿐만 아니라 재무보고 행태도 ERT에 영향을 줄 수 있다. 회계보고에 허용된 경영자의 재량성은 이익유연화(earnings smoothing)를 포함한 이익조정(earnings management)의 기회를 제공한다. 경영자들은 회계기준의 준수 이외에도 다양한 목적을 만족시키기 위하여 이익유연화 및 이익조정을 실행한다(Degeorge et al. 1999 ; Graham et al. 2005). 이익의 유연화와 이익조정은 수익의 인식을 가속, 또는 지연시킴으로써 정보의 인식 시점과 크기를 변화시켜 ERT에 영향을 미칠 수 있다(김종일 2013).⁶⁾ 이익유연화 및 이익조정의 가능성 또한 투자자 보호에 크게 영향을 받는 것으로 알려져 있으며, 특히 한국의 경우 회계 투명성이 상당히 낮은 것으로 평가받는다(Leuz et al. 2003 ; Bushman et al. 2004). 그러나 재무보고 행태가 ERT에 미치는 영향의 방향성은 예상하기가 어렵다.

이상에서 검토한 바와 같이 한국 기업에서는 주가와 당기순이익 두 가지 모두가 그 속성이

5) BE의 추가적인 암묵적 가정 가운데 하나는 시차가 1년보다는 짧다는 것이다. 시차가 1년보다 길어지는 경우, 기초와 기말의 주가가 반영한 정보가 모두 차기의 회계이익에나 반영될 것이므로 ERT에 미치는 영향은 별 차이가 없어야 한다. 그러나 BE는 이미 회계연도 초와 말 사이에 ERT에 감소가 있음을 보였다. 그러므로 시차가 1년보다 길어지는 경우를 언급하는 것이 실익이 없는 것으로 판단하여 본 연구에서는 이 부분에 대해서는 언급하지 않을 것이다.

6) 투자자에게 정보를 제공하기 위한 목적의 이익유연화 가능성도 없지 않으나, 이러한 경우에도 이익 인식 시점이 영향을 받는 것은 마찬가지이다. 그러므로 본 연구에서 이익유연화의 목적에 대해 고민하는 것은 실익이 없다.

선행연구의 표본에서와는 차이가 있는 것으로 알려져 있으며, 이러한 차이로 인하여 한국의 상장기업에서는 기초와 기말의 ERT 변동이 선행연구에서 제시한 바와는 상이하게 나타날 것으로 예상된다. 본 연구에서는 이러한 예상을 실증분석을 통해 검증함으로써 한국 유가증권시장에서 시장참여자가 예측한 실적이 재무제표에 인식되는 양상에 대해 전반적이고 거시적인 관점에서의 이해를 높이는 것을 목표로 한다.

또한 본 연구에서는 발생액과 현금흐름의 정보 반영에 대해서도 분석한다. 주가의 구성요소인 영업현금흐름과 발생액 사이에는 미래 예측정보의 반영에서 차이가 있음이 널리 알려져 있다(Dechow 1994 ; Dechow et al. 1998). 영업현금흐름과 발생액은 상이한 인식 기준을 가지고 있으며 인식대상의 경제적 실질에서도 차이를 가진다. 그러나 주가에 반영된 정보를 당기순이익으로 인식하는 과정에서 영업현금흐름과 발생액 사이에 구체적으로 어떤 차이가 있는지, 그리고 회계연도를 통해 ERT에 어떠한 변화가 있는지를 구체적으로 실증적으로 분석한 연구는 존재하지 않는다. 이러한 과정을 분석함으로써 주가에 반영된 정보가 당기순이익으로 반영되는 과정에서 당기순이익의 각 구성요소의 역할 및 당기순이익의 인식 과정에 대한 더 깊은 이해를 얻게 될 것으로 기대한다.

이상의 추론에 기반을 두어 본 연구는 거시적인 관점의 실증분석을 통해 다음과 같은 질문에 대하여 고찰해 볼 것이다. 첫째, 한국 상장기업의 주가변동은 얼마나 신속하게 당기순이익으로 인식되는가? 둘째, 한국의 주가변동 가운데 당기순이익으로 인식되는 부분의 비중, 즉 ERT는 얼마나 되는가? 주가 정보의 속성에 따라 ERT의 값은 변화할 것이다. 또한 이익유연화나 이익조정도 ERT에 영향을 줄 수 있다. 주가가 하락할 때에 이익을 부풀림으로써 ERT가 감소할 수 있고, 이익유연화로 인해 주가의 미래 예측과 비중이 증가하여 ERT가 강화될 수도 있다(Tucker and Zarowin 2006). 이상의 질문들은 한국 유가증권시장의 ERT를 선행연구와 비교함으로써 답할 수 있을 것이다. 앞서 서술한 바와 같이 한국적 환경이 당기순이익 인식에서 미국 기업에서와 어떠한 차이를 발생시키는지에 대한 방향성을 결정할 수 없으므로 이상의 두 질문에 대한 가설은 다음과 같이 귀무가설 형태로 제시한다.

가설1 : 한국 유가증권시장에서의 이익 인식적시성은 선행연구와 차이가 없다.

추가적으로, 본 연구는 발생액과 영업현금흐름은 ERT에 어떻게 기여하는지도 분석한다. 당기순이익의 정보성과 관련하여 선행연구들은 발생액이 정보의 중요한 역할을 한다는 점을 지적하였으나 BE의 연구에서는 이러한 부분이 다루어져 있지 않다. 발생액이 부정적 정보의 인식에서 중요한 역할을 한다는 Ball and Shivakumar(2006)의 주장에서 BE와 발생액간의 약한 고리를 찾을 수 있을 뿐이다. 본 연구는 발생액과 영업현금흐름의 ERT를 비교 분석할 것이다. 이는 본 연구만의 고유한 분석이며 이 분석을 통해 정보와 당기순이익 구성요소간의 관계에 대한 이해를 높일 수 있을 것이다.

III. 연구 설계

본 장에서는 본 연구에서 사용한 모형의 유도과정을 간략히 살펴보고 해석 방법에 대해서 살펴볼 것이다. 본 연구의 분석에서는 Ball and Easton(2013)의 모형을 활용한다.⁷⁾ 이 모형은 Beaver et al.(1987)의 연구모형으로부터 유도된다.

$$E_{jt} = \alpha + \beta * R_{jt} + \varepsilon \quad (1)$$

E_{jt} 는 t 기의 당기순이익이며, R_{jt} 는 t 기 동안의 주가수익률을 의미한다. 본 연구에서는 선행연구에서와 마찬가지로 회계연도와 주가측정기간을 일치시킨다(Ball and Easton 2013). 즉, 12월말 결산법인의 경우 1월초부터 12월말까지의 주가변동을 이용하여 회계연도 중의 사건에 관한 정보만을 당기순이익의 매칭에 사용한다.⁸⁾

식(1)의 β 는 주가변동에 대한 당기순이익의 민감도, 즉 주가변동 가운데 당기의 순이익으로 인식되는 비율을 의미하므로 본 연구의 이익의 인식적시성(ERT)에 해당된다. 기존의 주가변동에 반영된 정보와 당기순이익의 관계를 측정하기 위해 연간 주가변동을 일단위로 나누어주고 식을 변형한다.

$$E_{jt} = \alpha + \sum \beta_{\tau} * R_{jt\tau} + \varepsilon \quad (2)$$

$R_{jt\tau}$ 는 기업 j 의 t 기 회계연도를 n 개의 구간으로 나누었을 때의 소구간 τ 의 주가수익률($0 \leq \tau \leq n-1$), β_{τ} 는 구간 τ 에서의 ERT를 각각 의미한다. 분석의 용이성을 위하여 β_{τ} 는 시간이 지남에 따라 다음과 같이 변화한다는 선형가정을 도입한다.

$$\beta_{\tau} = \beta^{\text{beg}} + (1/(n-1)) * (\beta^{\text{end}} - \beta^{\text{beg}}) * \tau \quad (3)$$

β^{end} (β^{beg})는 회계연도의 첫(마지막) ERT를 의미한다. 선형가정을 이용함으로써 n 개의 ERT를 2개로 압축할 수 있다. 식(2)와 (3)을 결합하고 통제변수를 포함하여 다음과 같은 식을 얻는다.

$$E_{jt} = \alpha + \beta^{\text{beg}} * \sum (R_{jt\tau}) + (\beta^{\text{end}} - \beta^{\text{beg}}) * \sum (R_{jt\tau} * \tau / (n-1)) + \text{controls} + \varepsilon \quad (4)$$

7) 선행연구의 모형과 동일하기는 하나, 본 연구모형이 널리 활용되고 있지는 않으므로 본 연구에서는 간략히 설명하였다.

8) 결산일부터 실적공시일 사이에 실적에 대한 많은 정보가 주가에 반영되는 것으로 알려져 있으므로 실적 공시 전까지의 주가를 이용하는 것이 주가와 당기순이익간의 상관관계를 높일 것이다. 그러나 본 연구는 한국기업과 선행연구의 표본 사이에 주가의 정보성이 차이가 있음을 연구동기로 삼고 있다. 그러므로 선행연구와 다른 측정기간을 이용할 경우 해외 선행연구와 수평비교가 불가능해진다.

식(4)을 회귀분석으로 추정하여 구간수익률의 합($\sum(R_{j,t})$)의 계수 β^{beg} 와 가중합($\sum(R_{j,t} * \tau / (n - 1))$)의 계수 ($\beta^{end} - \beta^{beg}$)를 구하여 이를 활용하여 분석에 활용한다. 평균 ERT는 기초와 기말의 ERT의 평균, 즉 $(\beta^{end} + \beta^{beg})/2$ 이며, 주가에 당기손익에 대한 예측정보가 반영되므로 평균 ERT는 양의 값을 가질 것이다(Beaver et al. 1987). ERT의 해석방법은 다음과 같다. β^{beg} 는 기초의 주가가 1% 증가할 때 당기순이익이 β^{beg} 만큼 증가함을 의미한다. 다른 ERT도 동일한 방법으로 해석한다.

주가와 당기순이익 사이에 정보반영 속도의 차이가 충분히 크면 기말의 주가가 새로이 반영한 정보는 당기순이익으로 인식될 시간이 충분치 않으므로 $\beta^{beg} > \beta^{end}$, 또는 $(\beta^{beg} - \beta^{end}) > 0$ 이다. 반대로 주가의 정보성이 낮고 반영한 정보의 예측 기간이 짧으면 회계연도가 끝난 후 이익 공시 시점까지도 당기순이익이 포함한 정보가 주가에 반영되지 못하거나 이익공시를 통해 주가에 반영될 것이다(Freeman 1987 ; Collins and Kothari 1989 ; Zhang et al. 2013). 이때는 $(\beta^{beg} - \beta^{end})$ 는 통계적으로 유의하지 않거나, 경우에 따라서는 음의 값을 가질 수도 있다.

본 연구는 새로운 정보가 주가 및 당기순이익으로 인식되는 과정에 초점을 두고 있으므로 주가와 당기순이익의 관계에서 사전적으로 파악할 수 있는 특성에 의해 발생하는 부분을 통제해주는 것이 정확한 실증분석 결과를 얻는데 필수적이다. 당기순이익을 발생시키는 경제적 원인들은 상당부분 회계연도 간에 지속되는 속성을 가지므로 그 결과로 당기순이익도 시계열적 연속성을 가질 것이다. 이러한 부분은 새로운 정보라고 보기는 어렵다. 또한 주가수익률과 당기순이익은 사전적으로 파악할 수 있는 경제적 원인에 의해 연관되어 있으며, 그 결과 기대주가 및 수익률과 기대순이익 사이의 상관관계가 발생한다(Ball et al. 2013).⁹⁾ 정확한 측정을 위해 이상의 사전적 정보에 의한 효과를 제거하여야 한다.

식(4)의 통제변수는 사전 정보에 의한 효과를 통제하기 위한 변수들을 포함한다. 먼저 당기순이익과 그 구성요소의 시계열적 지속성을 통제하기 위하여 전기의 매출과 전기의 순이익(순손실)을 통제변수로 포함시켰다. 기대주가와 기대순이익의 상관관계를 제거하기 위해 주가와 당기순이익의 예측력이 있는 것으로 알려진 변수들을 추가하였다. 선행연구에서는 기업규모, 과거의 주가, 장부가치-시장가치 비율, 그리고 부채비율 등이 주가 및 순이익의 예측에 유용한 것으로 보고하였다. 그러므로 기초의 시가총액의 로그 값, 기초의 주가의 로그 값, 기초의 장부가치-시장가치 비율, 그리고 기초의 부채비율을 식(4)의 통제변수로 포함시켰다. 이 변수들로는 잡을 수 없으나 연도별로, 그리고 산업별로 당기순이익과 주가에 동시에 영향을 주는 요인들의 효과를 통제하기 위하여 연도별 고정효과와 산업별 고정효과도 추가로 통제하였다. 변수의 정의는 <표

9) Ball et al.(2013)은 ERT가 아닌 Basu(1997)의 보수주의 측정에서의 추정편이 발생을 연구하였다는 점에서 본 연구와는 연구주제에서 일부 차이가 있다. 그러나 주가에 반영된 정보가 당기순이익에 인식되는 과정을 연구하였다는 점, 주가수익률을 정보의 내용치로 사용하고 당기순이익을 종속변수로 사용하였다는 점에서 회귀분석 모형에서의 공통점을 가진다. 따라서 Ball et al.(2013)의 주장은 본 연구의 회귀분석에서도 여전히 유의하다.

1>에 기술하였다.

본 연구는 선행연구와 마찬가지로 거래일의 주가 변동을 이용하여 ERT를 분석한다. 한국의 주가는 정보성이 낮고 노이즈의 비중은 높은 것으로 알려져 있다(Morck et al. 2000 ; Jin and Myers 2006). 만일 일간 주가변동의 노이즈 비중이 높다면 노이즈 문제로 인하여 측정의 정확도가 떨어질 우려가 있다.¹⁰⁾ 본 연구의 추가분석에서는 주간 및 월간 주가변동을 이용하여 분석의 강건성을 테스트 하였다. 회귀분석에서는 최소자승법(ordinary least square)을 적용한 후 이분산성 및 시계열 상관효과(serial correlation)를 기업별 클러스터링(clustering)을 이용해 조정하였다(Petersen 2009).

〈표 1〉 변수정의

<i>E</i>	= (당기순이익)/(전기 말의 시장가치)
<i>REV</i>	= (당기매출)/(전기 말의 시장가치)
<i>EXP</i>	= <i>E</i> - <i>REV</i>
<i>E2</i>	= (당기순이익+차기순이익)/(전기말의 시장가치)
<i>REV2</i>	= (당기매출+차기매출)/(전기말의 시장가치)
<i>EXP2</i>	= <i>E2</i> - <i>REV2</i>
<i>CFO</i>	= (영업현금흐름)/(전기 말의 시장가치)
<i>TACC</i>	= (당기순이익-영업현금흐름)/(전기 말의 시장가치)
<i>SDR</i>	= $\sum(R_{jt\tau})$, 일간 주가변동을 전기 말의 시장가치로 나눈 값의 단순합
<i>WSDR</i>	= $\sum(R_{jt\tau} * \tau / (n-1))$, 일간 주가변동을 전기 말의 시장가치로 나눈 값을 해당일의 순서를 (총거래일수-1)로 가중치를 주어 평균한 값
<i>SWR</i>	= $\sum(R_{jt\tau})$, 주간 주가변동을 전기 말의 시장가치로 나눈 값의 단순합
<i>WSWR</i>	= $\sum(R_{jt\tau} * \tau / (n-1))$, 주간 주가변동을 전기 말의 시장가치로 나눈 값을 해당주의 순서를 (총거래주수-1)로 가중치를 주어 평균한 값
<i>SMR</i>	= $\sum(R_{jt\tau})$, 월간 주가변동을 전기 말의 시장가치로 나눈 값의 단순합
<i>WSMR</i>	= $\sum(R_{jt\tau} * \tau / (n-1))$, 월간 주가변동을 전기 말의 시장가치로 나눈 값을 해당주의 순서를 (12-1)로 가중치를 주어 평균한 값
<i>SIZE</i>	= 전기 말의 천원단위 시가총액의 자연로그
<i>PRC</i>	= 전기 말의 주가의 자연로그
<i>BPR</i>	= (전기 말의 순자산의 장부가치)/(전기 말 시장가치)
<i>LEV</i>	= (전기 말의 금융부채)/(전기 말의 시장가치)

10) 구체적으로는 두 관심변수 가운데 주가의 가중 합, 즉 $\sum(R_{jt\tau} * \tau / (n-1))$ 이 영향을 받을 것이다. 단순 합은 연간 주가변동과 차이가 없으므로 영향을 받지 않는다.

IV. 연구표본

본 연구의 분석에서는 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 가운데, 분석에 필요한 모든 재무제표 항목 및 주가를 가지고 있는 관측치들을 이용하였다. 표본기간은 1982년부터 2013년까지이다. 최종 표본은 779개 기업의 11,690개 기업-연도별 관측치로 구성되어 있다. 재무제표 및 주가정보는 DataGuide에서 수집하였다. 분석에 사용된 주요 변수의 값이 양쪽 1%에 해당되는 관측치들은 표본에서 제거하였다.

<표 2>에 전체 표본에 대한 기술통계량을 요약하였다. 기초의 시장가치 대비 당기순이익(E), 수익(REV) 및 비용(EXP)은 평균은 각각 0.045, 4.448, -4.403이다. EXP 의 부호가 음수인 것은 변수의 정의에 따른 것이다. 기초의 시장가치 대비 영업현금흐름의 평균(CFO)은 0.190, 발생액의 평균($TACC$)은 -0.145로 나타났다.

연간 증가수익률의 부호에 따라 당기순이익 및 그 구성요소들을 비교한 결과를 패널 B에 정리하였다. 연간수익률이 양수인 해의 E , REV , CFO 의 평균은 음수인 해의 평균보다 유의하게 크게 나타났는데, 주가가 반영한 정보와 당기순이익 사이의 상관관계를 고려하면 이는 당연한 결과다. EXP 의 평균값은 연간수익률이 양/음인 경우에 각각 -4.887, -3.843으로 수익률이 양인 경우에 EXP 의 크기가 더 작는데,¹¹⁾ 수익비용의 대응 원칙에 따라서 매출이 높은 해에 비용의 규모도 증가하기 때문이다. 의외인 것은 $TACC$ 도 수익률이 양수인 경우에 더 작게 나타나는 점인데,¹²⁾ 양의 연간수익률 표본의 평균값(-0.160)이 음의 연간수익률 표본의 평균값(-0.127)보다 유의하게 작다. 수익과 대응되는 비용의 인식에 음의 발생액이 주로 활용됨에 따라 수익이 증가하면 발생액이 감소하여 나타나는 현상일 가능성이 크다. 다른 한 가지 가능성은 주가가 상승하는 동안 이익의 이연을 위하여 발생액을 활용할 가능성이지만, 전체 표본의 E 의 평균이 0.045라는 점을 고려할 때 이익유연화 만의 효과로 $TACC$ 의 평균이 0.034 만큼씩 변동할 가능성은 크지 않아 보인다.

11) 선행연구의 정의를 따라서 EXP 는 E 에서 REV 를 차감한 값으로 정의하였다. 그러므로 EXP 는 음수 값이 되며, 값이 더 작다는 것은 비용의 총액이 크다는 것을 의미한다.

12) $TACC=E-CFO$ 로 정의하였다. 따라서 CFO 가 같다고 할 때 E 는 $TACC$ 와 같은 방향으로 증감하여야 한다. E 가 연간수익률이 양인 경우에서 음인 경우보다 컸으므로 다른 조건이 같다면 $TACC$ 도 커야 한다. 그러나 기술통계량은 이러한 예상과 반대로 $TACC$ 가 연간수익률이 양수인 표본에서 음수인 표본보다도 작음을 보여주고 있다.

〈표 2〉 주요 변수 기초통계량 요약

패널 A. 기술통계량						
	# of Obs.	AVG	STD	25%	50%	75%
<i>E</i>	11,690	0.045	0.336	0.021	0.074	0.159
<i>REV</i>	11,690	4.448	4.752	1.572	2.943	5.476
<i>EXP</i>	11,690	4.403	4.745	5.442	2.892	1.527
<i>CFO</i>	11,690	0.190	0.581	0.001	0.127	0.318
<i>TACC</i>	11,690	0.145	0.598	0.248	0.063	0.048
<i>SDR</i>	11,690	0.138	0.547	0.225	0.034	0.374
<i>WSDR</i>	11,690	0.032	0.328	0.156	0.013	0.160
<i>SWR</i>	11,690	0.138	0.549	0.223	0.032	0.373
<i>WSWR</i>	11,690	0.034	0.327	0.153	0.011	0.160
<i>SMR</i>	11,690	0.138	0.548	0.225	0.034	0.374
<i>WSMR</i>	11,690	0.030	0.308	0.143	0.012	0.148
<i>SIZE</i>	11,690	18.066	1.732	16.901	17.810	18.958
<i>PRC</i>	11,690	9.177	1.415	8.306	9.380	10.056
<i>BPR</i>	11,690	1.664	1.393	0.767	1.257	2.119
<i>LEV</i>	11,690	1.632	2.372	0.280	0.833	1.962
패널 B. 연간수익률의 부호별 주요변수 차이 분석						
Variable	Positive (1)	Negative (2)	Diff (1)–(2)	T-stat		
<i>E</i>	0.110	0.030	0.140***	(22.59)		
<i>REV</i>	4.997	3.814	1.183***	(13.67)		
<i>EXP</i>	4.887	3.843	−1.044***	(−12.04)		
<i>CFO</i>	0.270	0.097	0.173***	(16.36)		
<i>TACC</i>	−0.160	−0.127	−0.034***	(−3.02)		
# of OBS	6,266	5,424				

주) 변수 정의는 <표 1>에 제시하였다.

***는 양측검정에서 유의도 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

V. 실증분석

1. 기본분석

<표 3>에 식(4)의 회귀분석 결과를 보고하였다. 이 결과를 이용하여 β^{beg} , β^{end} , $(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})/2$, 그리고 $(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})/2$ 를 계산하고, <표 4>에 표시하였다.

<표 3> 기본모형 회귀분석 결과

Dependent Var. Stock Returns	(1)	(2)	(3)
	All	E_t Positive	Negative
<i>SDR</i>	0.207*** (13.63)	0.117*** (7.25)	0.518*** (10.27)
<i>WSDR</i>	-0.007 (-0.30)	-0.016 (-0.64)	0.189*** (3.15)
<i>E_{t-1}</i>	0.000 (0.22)	-0.001 (-0.84)	0.003 (0.52)
<i>REV_{t-1}</i>	0.002* (1.76)	0.003* (1.69)	0.001 (1.04)
<i>SIZE_{t-1}</i>	-0.000 (-0.06)	-0.001 (-0.22)	-0.003 (-0.52)
<i>PRC_{t-1}</i>	0.037*** (8.07)	0.028*** (5.77)	0.036*** (5.90)
<i>BPR_{t-1}</i>	0.008 (1.02)	0.021*** (2.84)	-0.037*** (-3.53)
<i>LEV_{t-1}</i>	-0.041*** (-9.76)	-0.036*** (-7.34)	-0.044*** (-6.61)
Year Dummy	Included	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included	Included
Observations	11,690	6,266	5,424
Adj-R ²	0.192	0.158	0.247

주) 변수 정의는 <표 1>에 제시하였다.

*, **, ***는 양측검정에서 유의도 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 의미한다. 표준오차는 기업 별 클러스터링을 사용하여 조정하였다.

<표 4>의 패널 A는 당기순이익에 대한 ERT를 보여준다. 전체표본에 대한 결과(열(1))에서 평균 ERT인 $(\beta^{beg} + \beta^{end})/2$ 는 0.203이며, 기중에 예상치 않은 1% 주가상승이 평균적으로 0.203%의 이익이 추가로 인식된다는 의미이다. <표 4>에서 보고한 ERT들은 Ball and Easton(2013)이 미국 표본에서 보고한 ERT와 비교할 때 대체로 2배 이상 높은 수치를 보인다. ERT의 값이 상대적으로 높은 것은 주가가 반영한 수익정보가 일시적인 이익의 성격이 강하기 때문으로 판단된다(Beaver et al. 1987).¹³⁾ β^{beg} 는 0.207, β^{end} 는 0.199이며 모두 통계적으로 유의하다. 그러나 기초와 기말의 ERT 차이인 0.008은 통계적 유의성이 없으므로, 주가가 장기 전망을 반영하지 못하는 것으로 보인다. 요약하면 한국의 주가는 지속성이 낮은 순이익에 대한 단기 정보를 주로 반영하는 것으로 판단된다.

연간수익률의 부호에 따른 ERT를 <표 4>의 패널 A의 열(2) 및 (3)에 보고하고, 그 차이를 다섯 번째 열(4)에 보고하였다. 수익률이 음수인 표본에서 양수인 표본에서보다 ERT가 크며(Hayn 1995), 기말보다 기초의 ERT가 크다(차이=0.189, $t=3.17$). 즉, 부정적 정보가 지배적인 해에는 기말의 주가변동이 실적에 관한 정보를 주로 반영하며, 이러한 정보는 일시적 성격을 가진다(Basu 1997).

BE는 미래 정보의 인식에서 수익보다 비용의 중요성이 특히 높다고 주장하였다.¹⁴⁾ 비용과 수익 간의 정보인식의 차이가 한국에서도 존재한다면 주가에 반영된 미래 예측의 속성, 즉 주가수익률의 부호에 따른 ERT 차이는 특히 비용에서 강하게 나타날 것이다. 이러한 예측을 테스트한 결과를 <표 4>의 패널 B에 보고하였다. 실증분석결과에 따르면 *REV*와 *EXP*의 ERT는 회계연도 중에 비슷한 패턴으로 변화한다. 즉, 유가증권시장 상장기업에서는 정보의 속성에 따른 *REV*와 *EXP*의 ERT 사이에 유의한 차이는 발견되지 않았다. 그리고 수익과 비용 모두 연간 주가수익률의 부호에 따른 ERT의 유의한 차이를 나타내었다.

이 결과는 선행연구에서 발견한 것과는 두 가지 점에서 차이를 보인다.¹⁵⁾ 첫째, 본 연구의 분석결과에서는 수익의 ERT가 연간수익률에 따라 변화하는 양상이 비용에서도 유사하게 나타났으나, 선행연구에서는 수익의 ERT와 비용의 ERT는 수익률에 따른 변화 양상이 각각 달랐다. 둘째, BE에서는 수익의 ERT는 연간 주가수익률의 부호에 따른 차이가 나타나지 않고 비용에서만 주가수익률의 부호에 따른 ERT의 차이가 발견된다. 그러나 본 연구에서는 수익과 비용의 ERT 모두가 주가수익률에 따른 유의한 차이를 보이며, 수익률이 음인 경우 당기순이익의 주가에 대한 민감도의 크기(ERT의 절대값)가 뚜렷하게 증가하였다.

13) Beaver et al.(1987)의 모형에 따르면 이익이 영원히 지속된다면 ERT는 시장 할인율을 r 이라고 표시할 때 $r/(1+r)$ 이며, 지속성이 낮아짐에 따라 점차 감소하여 완전히 일시적일 경우 1이다. BE의 모형도 Beaver et al.(1987)의 모형을 기반으로 하고 있으므로 ERT의 해석은 동일하다.

14) BE는 회계의 보수주의로 인한 부정적 미래정보만이 아니라 긍정적 미래정보도 비용으로 통해 이익에 반영된다고 설명한다. 예를 들어 연구개발비 지출이나 광고비 등 무형자산에 대한 지출이 대표적 예라고 할 수 있다.

15) Ball and Easton(2013), p.1115, Table 3.

〈표 4〉 이익인식적시성 분석

패널 A. 당기순이익의 인식적시성

	(1)	(2)	(3)	(4)
Dependent variable : E	All	Positive Returns	Negative Returns	Difference (3)−(2)
β^{beg}	0.207*** (13.63)	0.117*** (7.28)	0.518*** (10.32)	0.401*** (7.68)
β^{end}	0.199*** (13.07)	0.100*** (6.37)	0.707*** (14.29)	0.607*** (11.61)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	0.004 (0.30)	0.008 (0.65)	−0.094*** (−3.17)	−0.103.*** (−3.17)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	0.203*** (21.34)	0.109*** (11.22)	0.613*** (15.33)	0.504*** (12.30)

패널 B. 수익 및 비용의 인식적시성

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Positive Returns		Negative Returns		Difference	
Dependent variable	REV	EXP	REV	EXP	(3)−(1)	(4)−(2)
β^{beg}	0.707*** (3.17)	−0.590*** (−4.28)	2.189*** (6.64)	−1.670*** (−4.99)	1.482*** (3.80)	−1.080*** (−2.77)
β^{end}	0.219* (1.67)	−0.119 (−0.91)	2.824*** (6.83)	−2.117*** (−5.16)	2.605*** (5.91)	−1.998*** (−4.58)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	0.244 (1.64)	−0.236 (−1.61)	−0.318 (−1.61)	0.223 (1.13)	−0.561** (−2.35)	0.459* (1.94)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	0.463*** (4.36)	−0.354*** (−3.39)	2.506*** (7.90)	−1.893*** (−5.96)	2.043*** (5.99)	−1.539*** (−4.53)

주) 변수 정의는 <표 1>에 제시하였다. 첫째 줄은 ERT를 의미하며, 둘째 줄은 ERT의 t-stat 또는 z-stat을 의미한다. ERT 오른쪽의 *, **, ***는 양측검정에서 유의도 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 의미한다. 테이블에 제시한 ERT는 식(4)를 주어진 조건에 따라 추정한 후, 일부 재계산하여 보고하였다. 패널 A는 종속변수가 E, 패널 B는 종속변수가 REV 또는 EXP이다. 주가수익률에 따라 구분하여 분석한 경우, 회귀 계수의 추정은 식(4)를 주가수익률과 음의 주가수익률 표본을 이용하여 최소자승법으로 각각 추정한 후에 두 표본의 공분산 분산을 묶어서 기업별 클러스터로 조정하여 계산하였다. 이 경우, 검정통계량은 z-stat이다. 그 외의 경우는 검정통계량이 모두 t-stat이다.

이상의 결과는 몇 가지 시사점을 준다. 첫째로 유가증권시장 상장기업에서 비용의 인식이 정보 반영 측면에서 수익의 인식과 차별적인 기능을 하고 있지 못하다는 점이다. 즉, 미래정보를 반영함에 있어 비용이 적극적인 역할을 하기 보다는 수익에 기계적으로 대응시키는 것에 그치

고 있을 가능성이 있다. 둘째, 수익의 ERT가 연간수익률이 음일 때 커진다는 것은 두 가지로 해석이 가능하다. 우선 주가가 부정적 정보를 충분히 반영하지 못함으로써 주가 변동 대비 당기 수익의 감소 정도가 크게 나타날 수 있다. 다른 가능성은 시장이 부정적 정보를 인식하는 경우 수익의 인식을 지연하거나 규모를 줄임으로써 미래의 이익을 높이기 위한 여력을 확보(big bath) 하는 경우이다. 주가의 정보성에 대한 선행연구 결과들이 한국 주가의 정보성을 높이 평가하지 않음을 고려하면 ERT가 음의 주가수익률인 표본에서 높은 것은 주가의 낮은 정보성이 우선적인 원인일 개연성이 크다.¹⁶⁾

<표 4>의 결과에 대한 해석을 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 한국의 주가에는 일시적인 수익에 관한 정보의 비중이 높다. 그 결과로 전반적인 ERT의 크기가 선행연구가 보고한바 보다 크다. 둘째, 주가가 반영하는 정보는 주로 단기의 실적에 대한 정보에 집중되어 있다. ERT가 회계연도 초와 말에 유의한 차이가 없는 점이 이러한 추론을 뒷받침한다. 셋째, 당기순이익, 수익과 비용의 ERT가 연간 주가수익률의 부호에 관계없이 일정하게 유지된다. 즉, 비용이 미래의 정보를 반영하기 위해 적극적으로 활용되기 보다는 수익에 맞추어 기계적으로 변동하는 경향이 크다.

2. 영업현금흐름과 발생액의 인식 적시성

주가에 반영된 정보는 현금흐름과 발생액에 어떻게, 그리고 얼마나 크게 인식될까? 발생액은 미래의 현금흐름에 대하여 당기의 현금흐름이 제공하지 못하는 추가적인 예측력을 제공하는 것으로 알려져 있다(Dechow 1994 ; Dechow et al. 1998). 또한 Ball and Shivakumar(2006)는 발생액이 부정적 정보를 가속하여 인식하는데 중요한 역할을 하며, 현금흐름보다도 부정적 정보의 가속인식에서 중요한 역할을 함을 지적하였다. 이상의 연구들에서 현금흐름과 발생액 사이에 정보 인식에서의 차이가 있을 가능성, 특히 미래 손실 정보 인식에서 발생액과 영업현금흐름의 차이를 추론할 수 있다. 본 절에서는 영업현금흐름과 발생액의 ERT를 비교하여 이상의 추론을 검토한다.

16) 테이블로 제시하지 않은 분석결과에 따르면 주가의 측정기간을 당해년도 3월부터 이듬해 2월까지로 두어 <표 4>당기순이익의 ERT를 측정하면, 기초보다 기말의 ERT가 유의하게 낮아져서 BE의 결과와 유사해진다. 이러한 결과는 한국의 주가가 당기 실적 정보를 반영하는 것이 선행연구에서 제시한 것보다 느리다는 점을 보여준다. 주가와 당기순이익에 대한 선행연구들은 정보환경이 낮은 기업들의 주가도 실적보고시점 전부터 주가가 당기순이익을 예상한 방향으로 반응함을 보여주지만, 그 주가 반응이 충분하지 않아서 실적 보고 이후에 상당부분의 주가반응이 일어난다는 것을 보여준다. 이상의 선행연구들에 근거할 때, 음의 연간수익률일 때 양의 수익률에서보다 ERT의 크기가 특히 커지는 것은 주가가 회계연도 말까지도 실적에 대한 충분한 정보를 반영하지 못하기 때문일 가능성이 높아 보인다. 이러한 해석은 Panel A의 결과와도 잘 부합한다.

영업현금흐름과 발생액의 ERT를 비교한 결과를 <표 5>에 보고하였다. 패널 A는 영업현금흐름의 ERT, 패널 B는 발생액의 ERT 결과이다. 추가측정기간은 회계연도와 동일하다. 수익과 비용에 관한 분석과 마찬가지로 식(4)를 분석 모형으로 하되, 종속변수는 CFO와 TACC를 사용하고 통제변수 가운데 $t-1$ 기의 REV를 $t-1$ 기의 CFO로 대체하여 현금흐름의 시계열 상관을 통제하였다.

패널 A의 열(1)에 보고한 영업현금흐름의 ERT는 기초보다 기말에서 유의하게 컸다(차이 = 0.083, $t=2.24$). 이 결과는 당기의 영업현금흐름에 관한 정보가 기말의 주가에 주로 반영된다는 점을 보여준다.¹⁷⁾ 연간수익률의 부호에 따라 표본을 나누어서 영업현금흐름의 ERT를 분석하면 연간수익률이 양인 경우에는 ERT가 기말로 가면서 유의하게 증가하였다(증가율 144%, 차이 = 0.085, $t=2.12$). 반면 연간수익률이 음인 경우에는 기초와 기말의 ERT 차이는 통계적으로 유의하지 않아서, 회계연도 말에 영업현금흐름의 ERT가 증가하는 현상은 강한 영업현금흐름이 예상되는 경우에 뚜렷하게 나타나는 것으로 해석된다.

발생액의 ERT 분석 결과에서는 패널 B에 보고하였다. 전체 표본에서는(열(1)) 현금흐름과는 반대로 기초대비 기말의 ERT가 통계적으로 유의하게 낮았다(차이 = 0.08, $t=2.36$). 이러한 결과는 장기 전망정보의 인식이 주로 발생액을 통해서 이루어지는 것으로 해석된다.¹⁸⁾ 이러한 ERT의 감소는 양의 연간수익률을 기록한 해(열(2))에 분명하였다. 특이하게도 수익률이 양수인 해에는 기말의 주가변동의 ERT는 음수인데, 예상치 않은 주가 1% 증가가 당기순이익의 0.046%의 감소로 이어지는 것으로 해석된다. 이 결과는 이익유연화로 인한 현상일 가능성도 배제할 수는 없을 것이다. 반면 연간수익률이 음수인 표본 (열(3))에서는 기말의 ERT가 수치상으로는 더 높게 나타났으나 통계적 유의성은 없었다. 이러한 경향은 부정적 정보의 인식에 발생액의 역할이 중요하다라는 Ball and Shivakumar(2006)의 주장에 어긋나지 않는다.¹⁹⁾

<표 5>의 결과를 종합하면, 한국 유가증권시장에서는 영업현금흐름은 주가에 반영된 단기전망정보를 주로 인식하며, 부정적인 정보나 미래에 대한 예측정보는 발생액을 통해 주로 반영되는 것으로 판단된다. 이와 같이 한국 유가증권시장에서는 당기순이익, 수익 및 비용보다도 영업현금흐름과 발생액에서 주가변동에 담긴 정보의 인식 양상의 차이가 뚜렷하게 나타난다.

17) 매출채권 회수가 지연되면 현금흐름이 감소할 것이다. 이런 뉴스가 기말에 주로 발생한다면 기말의 주가와 현금흐름의 관계가 강할 것이다.

18) 예를 들어, 자산으로부터의 장기적 현금흐름 감소가 예상되는 뉴스가 기초에 공개되면 현금흐름을 수반하지 않는 손상차손이 발생액으로 재무제표에 인식될 것이다.

19) 비록 수치상으로는 기말의 ERT가 상대적으로 높으나, 그 차이가 통계적으로 유의성이 없으므로 Ball and Shivakumar(2006)의 주장을 지지하는 것으로 보기에 다소 약한 결과이다.

〈표 5〉 영업현금흐름과 발생액의 인식적시성

패널 A. 영업현금흐름의 인식적시성				
Dep. var. : <i>CFO</i>	(1) All	(2) Positive Returns	(3) Negative Returns	(4) Difference (3)−(2)
β^{beg}	0.117*** (4.58)	0.059** (2.01)	0.266*** (4.27)	0.207*** (3.06)
β^{end}	0.200*** (8.29)	0.144*** (5.87)	0.402*** (4.64)	0.258*** (2.84)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	−0.041** (−2.24)	−0.043** (−2.12)	−0.068 (−1.49)	−0.025 (−0.50)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	0.158*** (9.59)	0.102*** (5.62)	0.334*** (5.56)	0.232*** (3.77)
패널 B. 발생액의 인식적시성				
Dep. var. : <i>TACC</i>	(1) All	(2) Positive Returns	(3) Negative Returns	(4) Difference (3)−(2)
β^{beg}	0.086*** (3.51)	0.059** (2.08)	0.231*** (3.21)	0.172** (2.23)
β^{end}	−0.004 (−0.17)	−0.046* (−1.77)	0.289*** (2.91)	0.335*** (3.23)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	0.045** (2.36)	0.053** (2.56)	−0.029 (−0.54)	−0.082 (−1.40)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	0.041** (2.52)	0.007 (0.37)	0.260*** (3.81)	0.253*** (3.61)

주) 변수 정의는 <표 1>에 제시하였다. 첫째 줄은 ERT를 의미하며, 둘째 줄은 ERT의 t-stat 또는 z-stat을 의미한다. ERT 오른쪽의 *, **, ***는 양측검정에서 유의도 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 의미한다. 테이블에 제시한 ERT는 식(4)를 종속변수를 *CFO*(패널 A) 또는 *TACC*(패널 B)로 바꾸어 주어진 조건에 따라 추정한 후, 일부 재계산하여 보고하였다. 주가수익률에 따라 구분하여 분석한 경우, 회귀 계수의 추정치는 식(4)를 주가수익률과 음의 주가수익률 표본을 이용하여 최소자승법으로 각각 추정 한 후에 두 표본의 공분산 분산을 묶어서 기업별 클러스터로 조정하여 계산하였다. 이 경우, 검정통계량은 z-stat 이다. 그 외의 경우는 검정통계량이 모두 t-stat이다.

3. 추가분석

가. 주가의 예측 정보와 미래의 순이익

<표 4>의 결과에서는 회계연도 중에 ERT 감소가 나타나지 않는데, 이 현상이 혹시 주가에 장기전망 정보가 반영되지 않기 때문에 나타나는 현상인가? 본 절에서는 당기와 차기의 2기간 순이익의 합을 이용하여 주가에 반영된 장기전망 정보에 대해 추가적으로 고찰해 볼 것이다. 순이익의 측정기간을 차기로 확장함에 따라 주가의 장기전망 정보가 당기순이익으로 인식될 시간적 여유를 더 가지게 된다. 만일 기초와 기말의 주가에 포함된 장기 예측정보의 양이 다르다면 기초와 기말의 ERT는 차이를 보일 것이다.

분석 결과는 <표 6>에 보고하였다. <표 6>의 전반적인 ERT의 크기가 <표 4>의 ERT보다 큰데, 이것은 2년치 순이익을 종속변수로 이용하기 때문이다. 패널 A의 열(1)에서 β^{end} 는 β^{beg} 보다 0.093만큼 크며 그 차이는 10% 유의수준에서 유의하다. <표 4>에서는 기초와 기말의 ERT는 유의한 차이가 없었다. <표 4>와 <표 6>을 결합하면 기초와 기말의 주가변동에는 당기순이익으로 인식될 정보의 양에는 차이가 없으나, 차기의 순이익에 대한 정보량은 기말의 주가가 더 많이 포함된 것으로 판단된다. 즉, 한국의 유가증권시장 주가에도 당기순이익에 대한 장기전망이 반영되고 있다. 다만 당기순이익에 대한 ERT에서 이 효과를 측정하지 못하는 것이다.

패널 B는 2년간의 비용과 수익에 대한 ERT를 보고하였다. 연간수익률이 양인 표본에서는 기말의 ERT가 기초보다 대체로 감소하며,²⁰⁾ 음의 수익률에서는 기말의 ERT가 상승한다. 2년간의 수익과 비용을 누적하여 사용하였음에도 수익률이 음수인 경우에 기말의 ERT가 낮아지지 않은 것은 부정적인 정보가 회계정보로 완전히 반영되는데 1년 이상의 시간이 걸린다는 선행연구의 발견에 부합한다(Ryan and Zarowin 2003).

패널 A와 패널 B의 결과는 주가에 당기뿐만 아니라 차기의 순이익에 대한 장기 전망정보도 포함된다는 것을 보여준다. 그리고 유가증권시장의 주가에 반영되는 장기전망은 연말에 특히 반영되는 것으로 나타나, 시점에 따라 주가변동에 반영되는 차기 수익에 관련된 정보의 양이 달라짐을 확인할 수 있다.

20) 유의도 10% 수준의 단측검증에서는 둘 다 통계적으로 유의하다.

〈표 6〉 2년 누적이익의 인식적시성 분석

패널 A. 2년 누적이익의 인식적시성						
	(1)	(2)	(3)	(4)		
Dependent variable : $E2$	All	Positive Returns	Negative Returns	Difference (3)−(2)		
β^{beg}	0.364*** (11.02)	0.184*** (4.98)	0.997*** (10.80)	0.813*** (8.21)		
β^{end}	0.457*** (13.10)	0.282*** (7.69)	1.374*** (11.60)	1.092*** (8.81)		
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	−0.046* (−1.74)	−0.049* (−1.65)	−0.188*** (−2.75)	−0.139* (−1.84)		
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	0.411*** (19.48)	0.233*** (10.69)	1.186*** (14.63)	0.953*** (11.51)		
패널 B. 2년 누적 수익 및 비용의 인식적시성						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Positive Return		Negative Return		Difference	
Dependent variable	$REV2$	$EXP2$	$REV2$	$EXP2$	(3)−(1)	(4)−(2)
β^{beg}	1.579*** (3.25)	−1.395*** (−2.94)	5.305*** (7.85)	−4.308*** (−6.46)	3.726*** (4.43)	−2.912*** (−3.53)
β^{end}	0.538* (1.91)	−0.256 (−0.93)	6.820*** (7.30)	−5.446*** (−5.95)	6.282*** (6.30)	−5.189*** (−5.30)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	0.521 (1.62)	−0.570* (−1.81)	−0.757* (−1.75)	0.569 (1.34)	−1.278** (−2.39)	1.139** (2.18)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	1.059*** (4.55)	−0.826*** (−3.63)	6.062*** (8.78)	−4.877*** (−7.18)	5.004*** (6.65)	−4.051*** (−5.48)

주) 변수 정의는 <표 1>에 제시하였다. 첫째 줄은 ERT를 의미하며, 둘째 줄은 ERT의 t-stat 또는 z-stat 을 의미한다. ERT 오른쪽의 *, **, ***는 양측검정에서 유의도 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 의미한다. 패널 A의 ERT는 식(4)의 종속변수를 $E2$ 로, 패널 B는 $REV2$ 또는 $EXP2$ 로 바꾸어 주어진 조건에 따라 추정한 후, 일부 재계산하여 보고하였다. 주가수익률에 따라 구분하여 분석한 경우, 회귀 계수의 추정치는 식(4)를 주가수익률과 음의 주가수익률 표본을 이용하여 최소자승법으로 각각 추정한 후에 두 표본의 공분산 분산을 묶어서 기업별 클러스터로 조정하여 계산하였다. 이 경우, 검정통계량은 z-stat 이다. 그 외의 경우는 검정통계량이 모두 t-stat이다.

나. 한국 외환위기 전후기간의 비교

본 연구에서는 주가와 당기순이익의 관계를 분석하면서 한국의 환경적 차이를 본 연구결과와 선행연구의 결과 사이에 차이를 가져오는 요인으로 지목하였다. 만일 주식시장 및 재무보고 환경의 변화로 인해 ERT가 영향을 받는다면 이러한 추론은 설명력을 얻을 것이다. 과거 외생적 사건 가운데 특히 1997년의 외환위기는 한국의 자본시장과 재무보고에 많은 변화를 가져온 것으로 평가된다(박종성과 이은철 2003 ; 최관과 전성일 2005). 외환위기 이후로 해외 투자자들을 중심으로 기업의 투명성에 대한 요구가 증가하였으며, 이를 반영하여 새로운 제도가 도입되고 외국인 투자자들의 요구사항에 더 많은 관심을 기울이게 되었다. 그러므로 외환위기 전후기간을 비교하는 것은 외생적 사건에 의한 제도적 변화 효과를 볼 수 있어, 국가적 환경에 의한 효과에 기반한 본 연구의 연구 동기를 강화하고 선행연구와 본 연구의 결과 차이가 환경적 차이에서 기인한다는 추론을 지지하는 근거를 제공할 것이다.

분석을 위해 전체 표본기간에서 외환위기로 인한 주가변동의 급격한 변동에 따른 효과를 배제하기 위하여 1997년과 1998년의 2개년은 제외한 후, 남은 표본을 1996년까지, 그리고 1999년 이후로 2분하여 분석하였다. <표 7>에 당기순이익에 대한 분석결과를 요약하였다. 패널 A는 1996 이전의 ERT, 패널 B는 1999년 이후의 ERT를 보여준다.

패널 A에 나타난 대로 외환위기 이전의 전체 표본에서는(열(1)) 기초의 ERT가 기말의 ERT보다 유의하게 컸다(차이=0.096, $t=2.94$). 마찬가지로 연간수익률이 양인 부분표본에서도(열(2)) 기초의 ERT는 유의하게 감소한 반면(차이=0.090, $t=2.48$), 음의 수익률에서는 감소한 것으로 나타났으나 차이는 통계적 유의성은 없다. 반면, 1999년 이후에는(패널 B) 전체 표본과 양의 연간수익률 표본에서는 기초와 기말에 ERT의 유의한 차이가 발견되지 않았다. 그러나 연간 주가가 음인 경우에 기말의 ERT는 기초보다도 오히려 상승하였다(차이=0.385, $t=4.59$).

<표 7>의 결과를 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 외환위기 이전에는 기초의 주가가 기말의 주가보다 당기순이익으로 인식되는 정보를 많이 포함하고 있었으며, 이러한 경향은 특히 긍정적인 정보 하에서 뚜렷하게 나타났다. 외환위기 이후에는 회계연도 초와 말에 ERT에 차이가 사라졌다. 이는 외환위기 이후 기말의 ERT가 증가하면서 나타난 현상이다. 둘째, 외환위기 이후에는 연간수익률이 음수인, 부정적 정보가 지배적인 경우에 기말로 갈수록 주가변동의 정보가 당기순이익에 인식되는 경향이 커졌다. 이러한 경향은 외환위기 전에는 나타나지 않는다. 외환위기 이후에는 양의 수익률을 기록한 경우에서도 기말의 ERT가 기초보다 커졌으나 그 차이는 유의하지는 않다. 그리고 패널 A와 B의 열(3)을 비교하면 ERT가 외환위기 이후에 이전보다 두 배 이상으로 현저하게 커진 것을 볼 수 있다. 다시 말해서 외환위기를 거치면서 부정적 단기정보를 당기순이익으로 앞당겨 인식하는 경향이 현저하게 나타나고 있는 것이다. 이러한 결과는 외국인 투자자들로부터의 회계 투명성에 대한 요구가 중요하게 고려되기 시작한 것과 궤를 같이한다. 불투명성으로 인한 역선택을 완화하기 위해서 보수주의적 회계보고 경향이 강화되면서 특히 기말의 주가에 당기순이익이 강하게 반응하게 되는 것이다(Watts 2003).

종합하면, 외환위기를 거치면서 주가의 정보반영에서는 낙관성이 줄어들고, 회계의 보수주의 경향이 강화된 것으로 판단된다. 또한 분명히 환경적 차이로 인해 ERT가 영향을 받을 것이라는 추론은 설득력을 얻는다.

〈표 7〉 외환위기 전후의 이익인식 적시성 비교

패널 A. 외환위기 전 (1982년부터 1996년까지)				
	(1) All	(2) Positive Returns	(3) Negative Returns	(4) Difference (3)–(2)
β^{beg}	0.180*** (8.12)	0.137*** (5.85)	0.245*** (5.35)	0.108** (2.25)
β^{end}	0.084*** (4.57)	0.047** (2.43)	0.185*** (3069)	0.137*** (2.61)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	0.048*** (2.94)	0.045** (2.48)	0.030 (0.99)	-0.015 (-0.47)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	0.012*** (10.94)	0.092*** (7.82)	0.215*** (5.78)	0.123*** (3.10)
패널 B. 외환위기 후(1999년부터 2013년까지)				
	(1) All	(2) Positive Returns	(3) Negative Returns	(4) Difference (3)–(2)
β^{beg}	0.182*** (9.86)	0.083*** (4.35)	0.586*** (9.07)	0.503*** (7.64)
β^{end}	0.230*** (10.75)	0.106*** (4.91)	0.944*** (13.91)	0.838*** (11.74)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} - \beta^{\text{end}})$	-0.019 (-1.14)	-0.011 (-0.67)	-0.179*** (-4.59)	-0.168*** (-4.03)
$1/2*(\beta^{\text{beg}} + \beta^{\text{end}})$	0.211*** (17.76)	0.094*** (8.11)	0.765*** (14.28)	0.670*** (12.27)

주) 변수 정의는 <표 1>에 제시하였다. 첫째 줄은 ERT를 의미하며, 둘째 줄은 ERT의 t-stat 또는 z-stat을 의미한다. ERT 오른쪽의 *, **, ***는 양측검정에서 유의도 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 의미한다. 테이블에 제시한 ERT는 전체표본을 외환위기 전/후 기간으로 구분하여 식(4)를 주어진 조건에 따라 추정한 후, 일부 재계산하여 보고하였다. 패널 A는 1982년부터 1996년까지, 패널 B는 1999년부터 2013년까지의 분석결과이다. 외환위기 기간동안의 급격한 주가변동 효과를 제거하기 위해 1997, 1998년의 2개년은 분석에서 제외하였다. 주가수익률에 따라 구분하여 분석한 경우, 회귀 계수의 추정은 식(4)를 주가수익률과 음의 주가수익률 표본을 이용하여 최소자승법으로 각각 추정된 후에 두 표본의 공분산 분산을 묶어서 기업별 클러스터로 조정하여 계산하였다. 이 경우, 검정통계량은 z-stat이다. 그 외의 경우는 검정통계량이 모두 t-stat이다.

다. 강건성 분석

본 연구에서는 선행연구를 따라서 일간 주가의 변동과 당기순이익의 관계를 분석하였다. 그러나 한국처럼 투자자 보호가 강하지 않은 나라에서는 주가에 노이즈의 비중이 높고 정보의 비중이 낮다는 선행연구의 주장을 고려하여 주간 주가변동과 월간 주가변동을 이용한 분석을 재검토하였다. 별도의 테이블로 제시하지는 않았으나 분석 결과는 대체로 일간 주가변동을 이용한 결과와 유의한 차이를 보이지 않으며 대부분의 ERT 값이 유사하다. 즉 주가변동의 측정기간은 본 연구의 주요 결과에 큰 영향을 주지 않는 것으로 판단된다.

추가적으로 주간, 일간, 월간의 로그 주가수익률을 이용하여 기본 분석모형을 다시 추정하였다. 본 모형에서 사용하고 있는 일간 주가수익률은 수정주가의 일간 변동치를 기초로 수정주가로 나눈 것으로 정의되어 연간 주가수익률이 일간 주가수익률의 선형결합으로 계산되므로 선형성 면에서 일반적인 주가수익률 정의와 차이가 있다.²¹⁾ 또한 식(3)에서 선형성의 가정을 이용하여 ERT를 계산하였으므로 본 연구의 기본 모형은 수익률과 ERT 양측 모두에서 선형성의 가정에 크게 의존하고 있다. 만일 선형성의 가정으로 인한 측정 오차가 본 연구의 결과의 유인이라면 선형성을 일부 무너뜨림으로써 결과가 영향 받는 것을 확인할 수 있을 것이다. 이러한 검증의 일부로, 일간 로그수익률을 이용하여 결과가 달라지는지의 여부를 검증하였다. 분석결과는 대체로 본 연구에서 보고한 바와 일치하였으며, 분석결과의 방향이 유의하게 역전되는 경우는 발견되지 않아서 본 연구의 실증분석의 강건성을 뒷받침한다.

VI. 결 론

본 연구는 한국 유가증권시장 상장기업에서 주가변동의 정보가 당기순이익으로 인식되는 양상에 대해 분석하였다. 이 관계는 전통적인 주제 가운데 하나이면서도 여전히 연구해야 할 주제들이 많이 남아있다. 주가의 정보성과 재무보고의 속성이 국가의 특성에 의해 영향을 받는다는 것이 알려져 있음에도 한국에서는 양자 간의 관계가 해외 선행연구에서 보고하는 바와 얼마만큼 다른지는 정확히 연구되어 있지 않다. 본 연구는 한국에서의 이익의 인식적시성을 분석하여 국가별 특성이 미치는 효과를 분석한 연구 가운데 하나다.

본 연구의 실증분석에서는 해외 선행연구의 결과와 많은 차이가 발견되었다. 한국에서는 회계연도 초와 말의 주가변동이 반영한 당기순이익에 관한 정보의 양에 유의한 차이가 없는 것으

21) 즉, 본 연구의 일간 주가수익률은 기초의 시장가격을 분모로 사용하고 있으므로 연내 일간 주가수익률의 합이 연간 주가수익률이 된다. 그러나 일반적인 주가수익률의 경우 전일의 종가를 기준으로 주가수익률이 계산되므로 일간주가수익률에 1을 더하여 모두 곱하여준 값이 연간 주가수익률이 되며, 일간 주가수익률의 선형결합은 연간 주가수익률이 되지 않는다.

로 나타나, 주가가 장기의 예측정보를 빠르게 보고하지 못함을 보였다. 기말의 주가변동은 영업 현금흐름을 수반하는 이익에 관한 정보를 특히 많이 포함하고 있으며, 긍정적 뉴스가 지배적인 해에 특히 뚜렷하다. 비록 기말의 주가가 단기 실적정보를 많이 포함하고 있지만 기말의 주가는 장기의 실적에 관한 정보도 기초보다도 풍부하게 가지고 있다. 즉 기말의 주가는 장기 단기 모두에서 기초보다 많은 정보를 포함하는 것으로 보인다. 주가가 단기 전망에 초점을 두는 경향은 외환위기 이후 뚜렷하게 나타났으며, 특히 부정적 정보를 가속 인식하는 경향이 심화됨에 기인하는 것으로 판단된다.

본 연구는 몇 가지 한계점을 가지고 있다. 본 연구의 발견은 ERT의 기초단계 연구로써, 자세한 분석보다는 거시적 관점으로 주가가 반영한 정보와 당기순이익 인식간의 관계를 살펴보는 데 주안점을 두고 있다. 본 연구에서 발견한 선행연구와 차별되는 발견들은 이 관계에 대한 답을 주기보다는 고찰해 보아야 할 많은 의문점들을 던져준다. 그리고 시장 전반에 대한 거시적인 관점을 적용함으로써, 기업 고유의 속성이 미치는 영향에 대해서는 깊이 고려하지 않았다. 그러나 본 연구는 해외 선행연구에서 살펴보지 않은 한국적 고유성을 고려한 연구의 필요성을 상기시킨다는 점에서 한국 회계문헌을 확대·심화할 수 있는 계기를 제공한다.²²⁾ 본 연구의 공헌점은 여기서 찾아볼 수 있을 것이다.

22) BE는 ERT와 관련하여 마지막 단락에서 몇 가지 연구할만한 주제들의 예를 제시하고 있다. 이 질문들은 국가적 특징과는 무관한 일반적인 질문들이다.

참고문헌

- 김정옥. 2014. “감사인 지정기업 회계정보의 가치관련성”. 세무와회계저널 제15권 제3호 : 209—233.
- 김종일. 2013. “이익조정이 수익비용대응의 적절성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제14권 제3호 : 9—28.
- 김창수. 2000. “코스닥 시장의 효율성에 관한 연구”. 증권학회지 제27집 제1호 : 331—361.
- 박종성 · 이은철. 2003. “회계제도의 개선과 회계정보의 유용성”. 회계학연구 제28권 제2호 : 105—136.
- 박진하. 2015. “노동조합과 이익의 가치관련성에 대한 연구”. 세무와회계저널 제16권 제5호 : 141—165.
- 신현걸 · 정재연. 2013. “연결당기순이익 구성항목의 변화와 가치관련성”. 세무와회계저널 제14권 제6호 : 39—65.
- 연강흠. 1998. “장외종목의 기업공개를 통한 코스닥(KOSDAQ) 시장의 효율성 분석.” 증권학회지 제23집 제1호 : 289—323.
- 이세용. 2014. “발생액의 질이 회계이익과 순자산의 가치관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제15권 제1호 : 251—275.
- 최 관 · 전성일. 2005. “외환위기와 보수적 회계처리”. 회계학연구 제30권 제3호 : 215—242.
- Ball, R., and P. Brown. 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research* 6 (2) : 159—178.
- Ball, R., S. P. Kothari, and V. V. Nikolaev. 2013. On Estimating Conditional Conservatism. *The Accounting Review* 88 (3) : 755—787.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2006. The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition. *Journal of Accounting Research* 44 (2) : 207—242.
- Ball, R. T., and P. Easton. 2013. Dissecting Earnings Recognition Timeliness. *Journal of Accounting Research* 51 (5) : 1099—1132.
- Basu, S. 1997. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1) : 3—37.
- Beaver, W., R. Lambert, and D. Morse. 1980. The Information Content of Security Prices. *Journal of Accounting and Economics* 2 (1) : 3—28.
- Beaver, W. H., R. A. Lambert, and S. G. Ryan. 1987. The Information Content of Security Prices : A Second Look. *Journal of Accounting and Economics* 9 (2) : 139—157.
- Bushman, R. M., J. D. Piotroski, and A. J. Smith. 2004. What Determines Corporate Transparency? *Journal of Accounting Research* 42 (2) : 207—252.

- Chui, A. C. W., S. Titman, and K. C. J. Wei. 2010. Individualism and Momentum around the World. *The Journal of Finance* 65 (1) : 361–392.
- Collins, D. W., and S. P. Kothari. 1989. An Analysis of Intertemporal and Cross–Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients. *Journal of Accounting & Economics* 11 (2–3) : 143–181.
- Dechow, P. 1994. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance : The Role of Accounting Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 (1) : 3–42.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The Relation between Earnings and Cash Flows. *Journal of Accounting & Economics* 25 (2) : 133–168.
- Degeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. 1999. Earnings Management to Exceed Thresholds. *The Journal of Business* 72 (1) : 1–33.
- Djankov, S., R. La Porta, F. Lopez–de–Silanes, and A. Shleifer. 2008. The law and economics of self–dealing. *Journal of Financial Economics* 88 (3) : 430–465.
- Freeman, R. N. 1987. The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms. *Journal of Accounting and Economics* 9 (2) : 195–228.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 (1–3) : 3–73.
- Hayn, C. 1995. The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 (2) : 125–153.
- Jin, L., and S. C. Myers. 2006. R2 around the World : New Theory and New Tests. *Journal of Financial Economics* 79 (2) : 257–292.
- Kim, O., and R. E. Verrecchia. 1991. Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements. *Journal of Accounting Research* 29 (2) : 302–321.
- La Porta, R., F. Lopez–de–Silanes, and A. Shleifer. 2006. What works in securities laws? *Journal of Finance* 61(1) : 1–32.
- La Porta, R., F. Lopez–de–Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1998. Law and finance. *Journal of Political Economy* 106 (6) : 1113–1155.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. D. Wysocki. 2003. Earnings Management and Investor Protection : an International Comparison. *Journal of Financial Economics* 69 (3) : 505–527.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu. 2000. The Information Content of Stock Markets : Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements? *Journal of Financial Economics* 58 (1–2) : 215–260.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets : Comparing

- Approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1) : 435–480.
- Ryan, S. G., and P. A. Zarowin. 2003. Why Has the Contemporaneous Linear Returns–Earnings Relation Declined? *The Accounting Review* 78 (2) : 523–553.
- Tucker, J. W., and P. A. Zarowin. 2006. Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? *The Accounting Review* 81 (1) : 251–270.
- Watts, R. L. 2003. Conservatism in Accounting Part I : Explanations and Implications. *Accounting Horizons* 17 (3) : 207–221.
- Zhang, Q., C. X. Cai, and K. Keasey. 2013. Market Reaction to Earnings News : A Unified Test of Information Risk and Transaction Costs. *Journal of Accounting and Economics* 56 (2–3) : 251–266.

The Information Contents of Stock Price Change and Earnings Recognition

- Earnings Recognition Timeliness of Korean Stock Market -

Sang-Giun Yim*

—〈Abstract〉—

This study investigates the relation between information in stock price changes and earnings recognition timeliness (ERT) using Korean firms listed on the Korean Stock Exchange. Prior studies find low informativeness in stock prices and a low earnings quality in the Korean stock market, which cause the recognition of earnings to be inclined more to short-term information. Using the empirical model of Ball and Easton (2013), this study analyzes earnings timeliness of listed firms in Korean Stock Exchange by examining the relation between daily stock price changes and annual net income.

The empirical analysis of this study supports this conjecture. Especially in years of negative stock price changes, the information in the stock price changes near the end of the fiscal year is recognized more dominantly in earnings. When the sample is divided into before and after the Asian Financial Crisis, the empirical results of this study show that earnings recognition tends to be more short-term and negative-information-oriented after the crisis. Contrary to the argument of prior study, expense is mechanically and passively matched to revenue in Korean firms, rather than actively recognize expectations regarding future earnings. In addition, results show that the earning components of operating cash flows and accruals recognize information differently. Accruals (operating cash flows) generally recognize the information in the stock price changes near the beginning (end) of the fiscal year.

This study makes several contributions to the literature. First, this study finds Korean firms' unique characteristics in earnings recognition timeliness. Second, regarding recognition of information, this study shows that operating cash flows and accruals play different roles from each other. Finally, this study supports the argument that the changes in institutional environment affects the relation between the information in stock prices and accounting information by showing that earnings recognition timeliness changed after the Asian financial crisis in late 90's.

〈Key words〉 recognition of earnings, timeliness, stock price change

* Assistant Professor, School of Business Administration, Kookmin University, yimsg96@gmail.com