

## 공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응비교

김지홍

연세대학교 경영대학 경영학과 교수  
(jehong@yonsei.ac.kr)

장진호

연세대학교 경영대학 경영학과 교수  
(chang@yonsei.ac.kr)

여은정

연세대학교 경영대학 경영학과 박사과정  
(yejung@yonsei.ac.kr)

본 연구는 2002년 11월 1일부터 시행되고 있는 공정공시제도가 시장참여자들간의 정보비대칭성 해소라는 목표를 달성하고 있는지를 검증하기 위하여 이익공시시점에서 비정상수익률변동성과 비정상거래량의 변화를 살펴보았다. 또한, 공정공시제도의 시행이 이익공시시점 및 이익공시량 등에도 어떠한 영향이 있었는지를 관찰하였다. 본 연구의 표본은 우리나라 기업 가운데 12월 결산 제조업으로서 공정공시제도 시행 전후 2년에 대한 비교가 가능한 증권거래소 상장기업을 대상으로 하였다. 연구결과, 첫째, 공정공시제도 시행 이후 이익공시에 대한 공시시점이 앞당겨 졌으며, 그 공시량도 늘어났음을 발견하였다. 둘째, 공정공시 시행 이후 이익공시일에서의 비정상수익률변동성이 감소됨을 발견하였다. 이는 공정공시제도 시행 이후 이익공시일 이전에 이익관련 정보의 공시량이 많아져서 이익공시일에서의 정보효과가 줄어들었음을 의미한다. 셋째, 공정공시 이후 이익공시일에서의 비정상거래량이 감소함을 발견하였다. 이는 공정공시제도가 시장참여자들간의 정보불균형을 해소하는데 긍정적인 역할을 하고 있다는 것을 의미한다. 본 연구의 결과는 공정공시가 정보의 불균형을 해소하는 데 긍정적인 역할을 수행하고 있다고 하는 가설을 지지한다.

### 1. 서론

우리나라에서는 2002년 11월 1일부터 공정공시제도가 시행되고 있다. 공정공시제도로 인해 기업이 정보매개자(information intermediary) 역할을 하는 재무분석가나 기관투자자 등 특정집단에게만 차별적으로 정보를 제공하는 행위(selective disclosure)를 금지당하게 되었다. 즉, 기업은 정보를 공개적으로 모두에게 제공하거나, 누구에게도 제공하지 않는 양자택일을 하여야 한다. 예를 들어, 공정공시제도 시행 이후 기업이 재무분석가에게 이익관련 정보를 전달하게 되면 즉시 전자공시를 통하여 일반에게도 동일한 정

보를 제공하여야 한다. 공정공시제도는 소액개인투자자와 기관투자자 간에 정보비대칭성을 줄임으로 시장참여자간의 동일한 정보환경 구축을 목표로 한다.

Bailey, Li, Mao and Zhong(2003)은 공정공시제도의 긍정적 효과로서, 선별적 정보제공이 금지됨으로 인해 자본시장에 대한 신뢰성이 향상되고, 기업이 재무분석가에게 특정 정보를 제공하는 조건으로 우호적인 평가를 받고자 압력을 가하는 행위가 사라져 재무분석가가 독립적인 위치에서 기업을 평가할 수 있게 된다고 하였다. 반면에 공정공시제도의 부정적 효과로서, 기업들은 공정공시 위반에 대한 우려로 정보 제공하기를 주저하거나 또는 IR활동을 소극적으로 하여 발생하는 정보경색현상(chilling effect)이 발생할 수 있

으며, 정보검색현상은 새로운 정보가 신속, 정확하게 주가에 반영되기 위한 자본시장의 효율성제고를 방해하여 오히려 일반 투자자들의 정보환경이 하향평준화되는 결과를 초래한다고 하였다.

본 연구에서는 이처럼 달라진 공시제도가 시장참여자들간의 정보비대칭성에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석한다. 이를 위해 특히 이익공시를 중심으로 한 정보환경에 어떠한 변화가 발생하였는지, 이익공시시점과 이익공시량에 있어 달라진 점들이 무엇인지에 대해서도 살펴보고자 한다.

본 연구가 우리나라의 선행연구와 다른 점은 다음과 같다. 첫째, 기업정보와 관련된 정보비대칭성 문제는 기업과 외부이해관계자 사이 혹은 재무분석가와 일반투자자 간에 나타날 수 있는데, 공정공시제도의 시행으로 인해 이러한 정보비대칭성 문제가 해소되었는지 여부를 검증하기 위해 비정상수익률변동성과 비정상거래량이라는 두 가지의 변수를 사용하였다. 선행연구에서는 시장반응을 관찰하기 위해 주로 누적비정상수익률을 관찰하였으나, 본 연구에서는 누적비정상수익률 자체보다는 비정상수익률의 변동성(volatility)에 초점을 맞추어 분석하였다. 이는 정보가 시장에 미치는 충격효과(impact)를 중점적으로 관찰하기 위한 측정변수이다. 또한 시장참여자들간의 정보비대칭성 해소여부를 검증하기 위해 주로 재무분석가와 일반투자자간의 정보비대칭에 대해 접근했던 기존 연구들을 확장하여 전체 시장참여자들간의 정보비대칭을 측정하기 위해 비정상거래량의 변화를 살펴 보고자 하였다.<sup>1)</sup> 둘째, 본 연구에서의 사건일인 이익공시일에 대해 정확한 시점을 파

악하여 검증기간으로 설정하였다. 즉, 전자공시시스템에서 다양한 형태의 이익공시시점을 조사하여 최초로 이익을 공시한 시점을 전후로 한 짧은 기간(short window) 동안의 주가반응을 검증하였다. 이는 금융감독원 전자공시시스템의 이익관련 공시자료에 대한 공시시점을 수작업에 의해 수집함으로써 가능하였다. 지금까지 이익공시와 관련된 우리나라의 선행연구에서는 정확한 공시시점을 파악하지 못하고 대략 주주총회일이나 주총 일주일전을 사건일로 정하여 검증함으로써 연구설계의 타당성이 낮다는 문제점을 갖고 있었는데, 본 연구에서는 이를 개선하였다. 셋째, 공정공시에 관한 국내 선행연구와 달리 본 연구는 2000년부터 2003년까지 4개년을 표본기간으로 하여, 공정공시제도 시행 전 2년과 후 2년의 시장반응과 시장참여자들간 정보비대칭성을 비교검증함으로써 특정연도효과(fixed year effect)를 줄이고자 하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 공정공시제도 시행 이후 이익공시에 대한 공시시점이 앞당겨졌으며, 그 공시량도 늘어났음을 발견하였다. 둘째, 공정공시제도 시행 이후 이익공시일에서의 비정상수익률변동성이 감소됨을 발견하였다. 이는 공정공시제도 시행 이후 이익공시일 이전에 이익관련 정보의 공시량이 많아져서 이익공시일에서의 정보효과가 줄어들었음을 의미한다. 셋째, 공정공시제도 이후 이익공시일에서의 비정상거래량이 감소함을 발견하였다. 이는 공정공시제도 시행 이후 정보검색효과가 발생할 것이라는 우려를 지지하지 않는 결과이다. 즉, 공정공시가 정보의 불균형을 해소하는 데 긍정적인 역

1) 공정공시제도의 정보비대칭성 해소여부를 관찰하기 위한 선행연구들은 대개 재무분석가와 일반투자자 사이의 정보비대칭에 초점을 두어 분석하였으며, 특히 sell-side 재무분석가와 시장의 단순(naive) 투자자 사이의 정보비대칭에 대해 논하였으나, 이는 buy-side 펀드매니저나 기관투자자 등 좀 더 합리적인 투자자들을 포함하는 시장참여자들간의 정보비대칭성 해소여부에 대한 논의를 하기에는 한계점이 존재한다고 볼 수 있다.

할을 수행하고 있다고 가정할 가설을 지지한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 공정공시로 인한 시장에의 영향에 관한 선행연구들을 논의하고, III장에서는 연구가설, 연구방법 및 변수의 정의, 표본선정에 대하여 설명하였다. IV장에서는 실증분석결과를 제시하며, V장에서는 본 연구의 결론을 기술하였다.

## II. 선행연구

Gadarowski and Sinha(2002)는 공정공시가 시장참여자간의 동일한 정보환경구축에 기여하였다고 주장하면서 공정공시 전후의 주가수익률을 비교하였는데, 공정공시 후에 이익공시일 2일 전의 주가수익률이 유의적으로 낮게 나타남을 관찰하였다. 이는 공정공시가 선택적 공시로 인한 이익공시일 전 정보누출현상을 감소시킨 효과라고 해석하였다. Heflin et al.(2003)은 2000년 12월 말 자료를 이용하여 공정공시 후의 정보환경을 분석하였는데, 공정공시로 인해 이익공시일 전에 정보가 경색되는 현상이 없었음을 발견하였다. 즉, 여기에서는 이익공시일 주변의 주식수익률변동성이 더 낮아졌고, 재무분석가 예측의 정확성, 분산 등에 변화가 없었다고 설명한다. 관련연구로 Heflin et al.(2001)은 공정공시 후 모든 이익정보 공시일 시점에서 주식수익률변동성의 유의적인 증가를 발견하지 못하였다. 반면에 Straser(2002)는 공정공시 이후에 공시된 정보의 양이 증가했음에도 불구하고, 정보비대칭에 의해 측정되는 정보의 질은 오히려 떨어졌다고 주장한다. 그러나 분석기간이 Heflin et al.(2001, 2003)의 연구는 2개월, Straser(2002)는 3개월

로 너무 단기간이라는 한계가 있어 공정공시 이후의 효과를 대표하는 결과라고 결론짓기는 힘들다. 이를 보완하여 Mohanram and Sunder(2002)는 좀더 장기간에 걸쳐 공정공시 후의 효과를 분석하였는데, 이익예측정확성은 낮아지고, 이익예측의 분산은 커졌음을 발견하였다.

공정공시 전후 이익공시정보의 총량을 통제하는 방법론을 사용했던 Zitzewitz(2002)의 연구는 Mohanram and Sunder(2002)의 결과가 경기가 후퇴하는 상황에서 나쁜 이익정보에 대해 인식하는 것을 꺼리기 때문이었다고 설명한다. 따라서 그는 공정공시가 기업이 공시하는 총 정보량을 감소시키지 않으면서 선별적 공시를 안 하게 하는데 성공하였음을 주장하였다. 그러나 이러한 결과 역시 2000년 4분기에서만 통계적으로 유의하게 나타났다. Shane et al.(2002)의 연구에서는 공정공시제도 시행 후에 이익공시일에서의 주가반응이 유의적으로 감소함을 발견 하였다. 또한 Mohanram and Sunder(2002)와는 달리 재무분석가 이익예측정확성은 대체로 공정공시 전과 비슷함을 보고하였다.

공정공시 후 재무분석가와 일반투자자간 정보비대칭성의 변화를 관찰한 Agrawal and Chandra(2003)는 공정공시제도 도입으로 인한 재무분석가(sell-side equity analyst)의 이익예측정확성 변화를 실증분석하였다. 연구결과, 공정공시 이후 재무분석가 이익예측의 정확성이 떨어졌음을 발견하였다. 또한 재무분석가 투자등급의 경우 공정공시규정 채택 이후 어느 정도 안정적인 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 공정공시 이후 재무분석가에 대한 선별적 정보제공이 제한되었기 때문이라 설명한다. Bailey et al.(2003)은 공정공시규정의 채택과 더불어 이익공시 전후의 시장반응을 공정공시 시행 전후의 분기별 데이터를 이용하여 분석하였다. 연구결과, 공정공시

후에 비정상수익률변동성이 유의적인 음의 값을 나타냄으로써 공정공시후 이익공시에 대한 비정상수익률변동성이 줄었음을 발견하였다. 그러나 비정상거래량의 경우는 공정공시 후 유의적인 증가가 나타났다. 이에 대해 저자는 기업이 공정공시로 자발적 공시의 양을 늘리지만, 이는 대개 현재 분기 이익과 관련된 정보를 공시하는 것이어서 이익공시일에서의 비정상수익률변동성은 줄었으나, 시장참여자들의 정보비대칭이 해소되었다고 볼 수는 없다고 설명하였다.

정보비대칭성의 변화 관점에서 공정공시 효과를 관찰한 국내 연구로 연강흠(2003)은 공정공시제도의 효율성제고와 IR활성화 방안 및 공정공시현황에 대한 자료를 정리, 분석하였다. 이 연구에서는 우리나라 공정공시제도의 도입 실태를 조사하였는데, 상장법인 및 협회등록법인에 대해 시장별로 공정공시 시행을 전후로 하여 공정공시뿐만 아니라 수시공시 및 조회공시 등의 시행건수를 조사하였다. 이 외에도 기업들에 의한 공시내용과 정보를 종류별로 파악하여 공정공시 시행 이후 기업들의 IR실태를 조사하고, 제도 시행을 전후로 한 재무분석가 분석자료의 충실도 및 빈도수 등을 정리하였다. 이 연구에서는 공정공시제도의 긍정적 효과가 존재한다고 밝히고 있다.

이원흠, 최수미(2003)는 2001년 2월부터 2003년 3월말까지 거래소 상장기업을 표본으로 하여 공정공시제도 시행 전후의 주가수익률 변화를 비교하였는데, 주주총회일을 연간실적발표일로 보고 이전 1달 간의 시장조정초과수익률 표준편차와 누적초과수익률을 관찰함으로써, 공정공시제도 시행 이후 기업의 이익실적 발표에 따른 주가변동이 작아진 것을 발견하였다. 또한, 공정공시제도 시행 전후 재무분석가들이 공표하는 투자등급 변경정보가 갖는 효과의 차이를 분석하여 제도시행 이후 투자등급변경 발표 당일에만 유의한 초과수익률을 관찰함으로써 제도시

행 이전시기에 투자등급 변경공표의 약 1주일 전부터 나타났던 정보유출 현상이 사라질 것이라는 가설을 지지하는 연구결과를 보고하고 있다. 또한 공정공시제도 시행으로 재무분석가의 사전적·선별적 정보제공이 제한되므로 제도시행 이후에는 투자등급변경 발표일(-1, +1)의 초과수익률 반응이 제도시행 이전보다 더 강하게 나타난다는 사실을 발견하였다.

전상경, 김성민(2003)은 2002년 11월부터 2003년 3월말까지 전자공시시스템을 통해 공정공시를 한 기업을 대상으로 공정공시의 정보효과를 분석하였는데, 그 결과 비록 홍보성공시가 전체 공정공시 건수의 60% 이상을 점한다 하더라도 이로 인해 정보흐름의 왜곡이 일어나지는 않고 있으며, 실적예측공시에 대한 시장반응은 그 공시를 통해 제공되는 '실적충격(unexpected earnings shock)'에 의해 설명된다고 했다. 또 기업들은 확정치가 발표되기 약 60일 전에 실적예측공시를 통해 비교적 정확하게 매출액 및 영업이익 예측치를 공시하고 있었고, 공정공시가 정보의 불균형을 개선하는데 긍정적인 역할을 수행하고 있다는 결론을 내리고 있다.

이상과 같은 공정공시 효과에 관한 연구 가운데 국외연구들은 공정공시제도의 효과에 대해 상반되는 결과들을 나타내어 명백한 결과를 보여주지 못하고 있다. 하지만 국내연구들은 공정공시로 인한 시장반응과 정보불균형 관점에서의 효과에 대해 대체로 긍정적인 평가를 하고 있는 것으로 나타났다. 하지만 여전히 이러한 제도적 변화가 이익공시에 대한 정보환경과 시장에 어떠한 변화를 초래하였는지, 과연 시장참여자들간의 정보비대칭성 해소라는 제도의 취지를 달성하고 있는지에 대한 결과는 불분명하다. 따라서 본 연구에서는 우리나라에서의 공정공시 전후 시장반응에 대해 비정상수익률변동성과 비정상거래량을 통해 비교분석 해보고자 한다.

### III. 연구설계

#### 3.1 연구가설

본 연구는 선행연구들을 토대로 공정공시제도의 시행은 기업에 대한 정보공시량을 증가시키고, 이로 인해 정보의 불균형을 해소하는 데 긍정적인 역할을 수행하고 있다는 가설을 설정하였다. 따라서 공정공시제도 시행 전과 비교하여 공정공시제도 시행 후의 경우 이익공시일 이전에 많은 관련 정보가 공개되기 때문에 이익정보에 대한 이익공시일에서의 시장반응은 줄어들 것으로 예측한다. 이는 McNichols and Manegold(1983)에서도 나타난 바와 같이 공시되는 정보의 정보유용성은 관련 내용의 사전적 공시가 없는 경우, 즉 공시시점에서 해당 정보의 내용이 새로운 것일수록 크게 나타날 것이기 때문이다. 따라서 공정공시제도 시행 전에 비해 후에는 이익공시일 이전에 이미 많은 이익정보들의 공시가 이루어지기 때문에 해당 이익공시일에서의 정보효과가 줄어들 것이라고 보는 것이다. 본 연구는 투자자들의 이익정보에 대한 시장반응과 정보비대칭성의 개선 여부를 관찰하기 위해 다음과 같은 두 가지 가설을 설정하였다.

가설 1에서는 공정공시제도 시행 전후 투자자들의 이익정보에 대한 이익공시일에서의 비정상수익률변동성(Abnormal Return Volatility)을 관찰

하고, 이를 통해 이익정보에 대한 시장반응을 유추해 보고자 하였다. 이러한 정보공시와 추가움직임에 대한 연구는 많은 실증분석<sup>2)</sup>과 더불어 이론적 모형이 제시되기도 하였는데, Ohlson(1979)이 제시한 재무정보의 공시와 추가행태에 대한 분석적 모형연구 등이 있다. 따라서 가설 1에서는 이를 토대로 하여, 기업의 공시환경과 이에 대한 시장반응의 관계측면에서 볼 때 공정공시제도 시행 전에 비해 후에는 이익공시일 이전에 이미 많은 이익정보들의 공시가 이루어지기 때문에 해당 이익공시일에서의 정보효과는 줄어들 것이므로 주가의 변동성(variability)은 줄어들 것이라고 보았다.

이와 관련해 공정공시제도 시행 후의 시장반응을 관찰한 선행연구에서는 누적비정상수익률이나 비정상수익률의 표준편차를 관찰하기도 하였는데, 본 연구에서는 정확한 이익공시시점에서의 비정상수익률 변동성<sup>3)</sup>을 통해 공정공시제도 시행 전후 시장반응의 이질성(heterogeneity)을 비교해 보고자 하였다. 즉, 공정공시제도 시행 이후 이익공시일 이전에 시장에 공개되는 정보량이 많아져서, 이익공시일에서의 비정상수익률변동성은 공정공시 시행 전에 비해 줄어들 것이라고 보았다.<sup>4)</sup>

가설 1: 공정공시제도 시행 전에 비해 공정공시제도 시행 이후 이익공시일에서의 비정상수익률변동성이 줄어들 것이다.

2) Beaver(1968)는 연간이익공시일에 추가변동성이 커짐을 발견하였고, 이어서 May(1971)도 분기보고에 대해 같은 결과를 얻었다. 좀 더 직접적인 관련성을 분석한 Patell and Wolfson(1979)은 행사시점 이전에 관련정보를 공시할 것이라고 기대되는 기업의 콜업 선가격이 더 높게 나타난다는 결과를 나타내었다.

3) 비정상수익률변동성은 Bailey et al.(2003)에서와 유사하게, 사전일인 이익공시시점을 전후하여 -1일부터 +1일까지의 일별 비정상수익률 절대값을 누적인 값으로 측정하였다.

4) 공정공시 시행 이후 정보의 양 변화에 대한 설문조사 결과가 있다. 기업체(261개) 그룹의 설문결과 '공시누락에 대한 우려로 공시회수가 증가하는 편이고, '비우호적 정보라도 공정공시대상이면 공시'한다는데 매우 유의적으로 긍정적인 면을 보였다. 이외에도 기업이 공시대상이부가 모호하면 일단 공시하며, 공정공시 위반우려로 인해 정보제공을 기피하지는 않는다는 결과를 보였다(연강홍(2003), p.104).

가설 2에서는 비정상거래량(Abnormal Trading Volume)을 통하여 시장참여자들간의 정보비대칭성이 공정공시 전후 어떠한 차이를 보이는지에 대해 살펴보았다. 주가가치는 기업가치에 대한 투자자의 믿음을 종합 또는 평균한 것인 반면, 거래량은 투자자들간의 이익공시에 대한 해석의 차이를 나타낸다. 따라서 주식거래량은 투자자들간의 이익공시 정보에 대한 취득, 해석 및 반응의 차이를 반영한다고 보여진다. 선행연구는 주식거래량과 투자자들의 의견차이 간에 유의한 양(+)의 관계가 존재함을 보고하였다. Kim and Verrecchia(1997)는 거래량과 다양한 투자자들간의 불일치(disagreement) 간의 관계를 설명하였다. 또한 Ro(1981)의 연구에서도 거래량이야말로 공시정보에 대한 자본시장반응을 측정할 수 있는 대표적인 변수임을 주장한 바 있다. 본 연구는 비정상거래량<sup>5)</sup>을 시장에 참여하는 투자자들 간의 차별적 정보 또는 차별적 의견 정도를 측정하는 대용변수로 사용하였다. 가설 2에서는 공정공시제도 시행 이후 시장참여자들간의 정보불균형이 개선되어 비정상거래량이 줄어들 것이라고 보았다.

가설 2: 공정공시제도 시행 전에 비해 공정공시제도 시행이후 이익공시일에서의 비정상거래량이 줄어들 것이다.

### 3.2 연구모형 및 변수에 대한 정의

본 연구는 공정공시가 시행된 2002년 11월을 기준으로 하여 전 2년(2000과 2001 회계연도 말)과 후 2년(2002와 2003 회계연도 말) 기간의 이익공시에 대한 시장반응 및 정보비대칭성 해소 효과를 비교하였다. 현행 공정공시 제도에서는 공정공시 대상정보를 4가지로 분류하고 있다. 첫째, 장래사업계획 및 경영계획, 둘째, 매출액, 영업손익, 경상손익 또는 당기순손익 등에 대한 (3년 이내) 전망 및 예측, 셋째, 사업보고서 제출이전의 매출액, 영업손익, 경상손익 또는 당기순손익 등 영업실적, 넷째, 주요경영사항, 최대주주 등과의 거래에 관련된 것으로 그 신고시한이 경과되지 아니한 사항이다. 이 가운데 특히 셋째 정보에 대한 공정공시를 하게 되면, 그 공시금액이 확정된 결산이익과 큰 차이가 없다고 할 때 기존에 인식하던 이익공시일이 이러한 영업실적공시일로 앞당겨 짐을 의미한다.

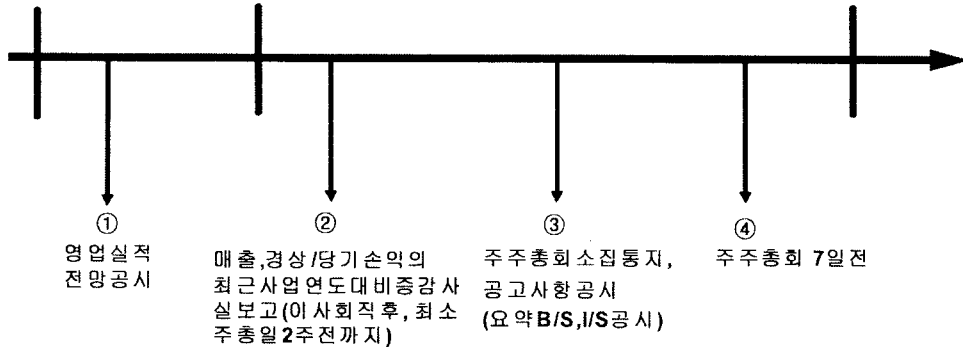
이익공시에 대한 시장반응을 측정하기 위해서는 이익공시일을 정확히 파악하는 것이 중요하다. 지금까지 이익공시와 관련된 우리나라의 선행연구<sup>6)</sup>는 정확한 공시시점을 파악하기 힘들다는 문제점을 가지고 있었으나, 본 연구에서 이를 개선하고자 하였다. 이익공시일에 관해 요약하면 <그림 1>과 같으며, 이들 가운데 그 시기가 가장 빠른 날짜를 본 연구에서의 사건일로 간주하였다.<sup>7)</sup> 이익공시일에 대

5) 선행연구(Ajinkya, Atiase, Gift(1991), Atiase, Bamber(1994), 손성규, 전영순(2000), 신성목(2000))에서와 같이 개별기업의 거래량을 발행주식수로 나눈 값과 시장전체거래량을 시장전체발행주식수로 나눈 값의 차이로 측정하였다. Bailey et. al(2003)에서는 과거 190일간의 평균거래량을 시장평균거래량으로 보기도 하였다.

6) 이익공시시점과 관련된 국내 선행연구로서 송인만(1989)은 증권시장지에 결산속보가공시된 날, 정기주주총회가 개최된 날, 감사보고일 등을 제시하였고, 신성목(2000), 정우성(2001), 이원홍, 최수미(2004) 등의 연구에서는 이익공시시점을 주주총회일로 보았다.

7) 예를 들어 본 연구의 표본기업 중 공정공시제도 시행 후 <그림 1>에서의,에 해당하는 공시일이 모두 다르게 존재하는 기업 가운데 가장 규모가 큰 기업이 기아자동차였는데, 이 경우 2002 사업연도에 대한 영업실적 공정공시일이 2003년 1월 2일이고, 당기순이익 증감사실보고일이 2003년 2월 20일이었으며, 주주총회 소집통지, 공고사항으로 요약 I/S를 공시한 날짜가 2003년 2월 28일이므로, 사건일은 이 가운데 가장 빠른 2003년 1월 2일이 된다.

〈그림 1〉 이익공시일



한 자료는 금융감독원의 전자공시시스템에 공시된 일자를 수작업으로 수집하였다.

〈그림 1〉에서 영업실적 전망공시(시점①)는 결산일 이후 기업이 직전년도의 영업실적에 대한 전망을 공시하는 것인데, 공정공시제도가 시행된 이후 기업 공정공시대상정보에 포함된 것으로 대개 나머지 이익공시일보다 먼저 공시된다.<sup>8)</sup> 매출, 경상·당기손익의 최근사업연도대비 증감사실 보고(시점②)는 매출액의 경우 10%이상, 경상·당기손익은 30%이상 최근사업연도와 비교하여 변동이 생길 때 그 사실에 대해 이사회 직후 혹은 최소한 주주총회일 2주 전까지 금융감독원과 증권거래소의 전자공시시스템을 통하여 의무공시하게 되어 있는 것으로 시점①에 대한 공시가 없는 경우 이 날이 가장 빠른 이익공시일이 된다. 주주총회 소집통지, 공고사항 공시(시점③)는 대부분의 기업이 주주총회 전에 이와 같은 공시를 하게 되며, 이 때에 경영참고사항 중 주주총회의 목적사항별 참고사항으로서 요약 대차대조표 및 요약 손익계산서를 함께 공시한다. 따라서 앞의 시

점①과 시점②의 공시가 없는 기업은 시점③이 가장 빠른 이익공시시점이 된다. 주주총회 7일전(시점④)은 외부감사를 실시한 감사인이 증권거래법의 규정에 따라 당해 피감사법인의 감사보고서를 첨부한 감사종료보고서를 금감위에 제출하여야 하는 기한으로서 주주총회일(시점⑤)과 함께 과거의 많은 선행연구들에서 이익공시일로 본 시점이기도 하나, 이전에 이미 이익정보에 대한 공시가 이루어지기 때문에 최초 이익공시일로서는 의미가 없다고 보여진다.

따라서 본 연구에서는 공정공시를 전후한 비정상 수익률변동성과 비정상거래량을 측정함에 있어 이익공시정보가 시장에 공개되는 다양한 시점 중 최초 이익공시일을 사건일로 하여 검증하였다. 이익공시시점에 대한 이상에서의 고찰을 토대로 본 연구는 공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응을 검증하기 위하여 다음과 같은 연구모형을 사용하였다.

$$\langle \text{모형1} \rangle \text{ARV3} = b_0 + b_1\text{POST} + b_2\text{LNSIZE} + b_3\text{ABAUE} + \varepsilon$$

8) 단, 공정공시제도 시행 전에도 공시한 10개 기업이 있었으며, 극히 예외적으로 공시일이 공시일과 같거나 좀 더 늦은 시점에 영업실적 공정공시를 하는 기업도 있었다. 본 연구에서는 이익전망에 관한 공정공시가 12월 이전(예: 11월말~12월말)에 이루어진 경우는 무시하였다.

〈모형1〉은 비정상수익률변동성을 관찰하기 위한 것으로, 종속변수 ARV3(비정상수익률변동성)은 시장조정수익률법에 따라 일일수익률에서 해당일의 동일가중평균 종합주가수익률을 차감하여 일별비정상수익률을 구한 후, 절대값을 취하여 해당 검증기간 동안(-1일부터 +1일까지)의 합을 구한 것이다.

$$ARV3 = \sum_{t=-1}^1 |R_{it} - R_{mt}|$$

이 때 주가에 대한 일별수익률과 동일가중평균 종합주가수익률은 KIS-SMAT 데이터의 수익률 자료를 이용하였다. 독립변수 POST는 공정공시를 시행하기 전이면 0의 값을, 후이면 1의 값을 가지는 더미변수이다. 기업규모효과에 대한 통제변수로 이용되는 LNSIZE는 보통주의 사건일 당시 종가와 발행주식수(보통주)를 곱한 값을 자연로그로 변환한 값이다. ABAUE는 당기순이익에서 전기말이익을 차감한 후 전기말이익으로 나누어 조정한 비기대이익 값에 절대값을 취한 것이다.

$$\langle \text{모형2} \rangle \text{ATV3} = b_0 + b_1\text{POST} + b_2\text{LNSIZE} + b_3\text{ABAUE} + \varepsilon$$

〈모형2〉는 시장참여자들간 정보비대칭성의 변화를 관찰하기 위한 것으로, 종속변수인 ATV3(Abnormal Trading Volume)는 ARV3와 비슷하게 시장조정 모형 방식에 의해 일별 거래량을 발행주식수로 나눈 값에서 시장거래량을 전체시장발행주식수로 나

는 값을 차감한 후 사건일을 기준으로 -1일부터 +1일까지 누적시킨 값으로 계산식은 다음과 같다. 그 외의 독립변수는 모두 〈모형 1〉의 경우와 동일하게 측정하였다.

$$ATV3 = \sum_{t=-1}^1 \left( \frac{\text{일별거래량/발행주식수}}{\text{시장거래량/전체시장발행주식수}} \right)$$

### 3.3 표본선정

본 연구를 위한 표본기업으로는 증권거래소에 상장된 기업들 중 다음의 요건에 맞는 기업을 최종표본으로 선정하였다.

- ① 증권거래소에 상장되어 있는 12월 결산 제조업 법인.
- ② 주주총회를 개최하였으며 전자공시시스템을 통해 결산기말 이익에 대한 공시가 정상적으로 이루어진 기업.<sup>9)</sup>
- ③ 공정공시 시행 전 2개 년도와 시행 후 2개 년도에 대한 이익자료를 비롯해 본 연구의 각 변수 측정에 필요한 모든 공시자료, 회계자료, 주가수익률자료를 수집할 수 있는 기업.
- ④ 2000 사업연도부터 2003 사업연도까지에 해당하는 분석기간 동안 본 연구에 필요한 자료가 연속적으로 모두 존재했던 기업.
- ⑤ 비기대이익 절대값과 비정상거래량(ATV3)이 극단적으로 크거나, 작지 않은 기업.<sup>10)</sup>

9) 일례로 회사정리절차 등의 사유로 주주총회를 개최하지 않은 기업의 경우 각종 공시의무를 이행하지 않고 있는 경우가 많아 이익공시일에 대한 확인이 불가능하여 제외하였다.

10) 본 연구의 표본 중 독립변수 ABAUE와 ATV3에서 극단적으로 큰 값을 보였던 기업이 존재하였는데, 이 경우 그 값이 최상위 1%에 포함되었던 값을 기준으로 하여, ABAUE가 60보다 컸던 12개 기업과 ATV3가 1보다 컸던 6개 기업을 극단값으로 간주하여 표본에서 제거하였다.

위의 기준에 따라 선정된 최종 거래소 기업 수는 375개이며, 공정공시 전후 포함 4개년의 최종 관측치수는 1,500개이다. 본 연구에서 사용하는 재무자료는 한국상장회사협의회 TS2000에서, 주가 자료는 Wisefn에서, 사건일 별 비정상수익률 자료는 KIS-SMAT에서 수집하였다.

## IV. 실증분석

### 4.1 표본의 특성 및 기술통계

〈표 1〉은 본 연구에서 사용된 표본의 기술통계를 보여준다. 시장조정수익률 방법을 이용하여 계산한 비정상수익률변동성 ARV3의 평균은 0.0778이고, 중간값은 0.0600이다. 비정상거래량 ATV3의 평균은 -0.0015이고, 중간값은 -0.0384이다. 기술통계에 의하면, 본 연구표본 기간 동안의 ARV3로 측정된 비정상수익률변동성의 평균이 0보다 큼을 알 수 있다. 또한 ATV3로 측정된 비정상거래량은 최대값과 최소값 간, 그리고 평균값과 중간값 간의 큰 차이를 보이는데, 이는 비정상수익률변동성과는 달리 이익공시일을 전후하여 집중적 거래가 일어나는 기업들이 있음을 의미한다. 비기대이익을 전기 말이익으로 나눈 후 절대값을 취한 ABAUE의 평균값은 1.7486이고, 중간값은 0.6126이다. 시장 가치에 로그를 취한 LNSIZE의 평균은 24.75이고, 중간값은 24.41이다.

또한 〈표 1〉의 각 공시일 별 공시일수는 차기 회계년도 초부터 해당 공시일까지의 일수를 누적한 값이다. 영업실적공시일수는 대체로 공정공시 제도가 시행된 이후에 공시되었던 데이터로서, 분석에

포함된 4개년 동안 영업실적에 대한 공정공시를 한 경우가 182개였으며 이 중 171개가 공정공시 제도 시행 이후에 공시된 것으로 나타났다(표3결과 참조). 영업실적공시일수의 평균은 37일, 중간값도 37일로 나타났다. 즉, 영업실적을 공시한 기업은 대략 2월 초에 이러한 공시를 하고 있음을 알 수 있다. 하지만 최대값 68일과 최소값 5일 간에 차이가 크고 표준편차도 다른 공시일수 변수보다 크게 나타난 것으로 보아 영업실적에 대한 공정공시는 공시시점이 정형화되어 있는 것이 아니라 기업이 자발적으로 선택에 의해 자유롭게 이루어지고 있음을 알 수 있다. 이익변동공시일수는 1,500개 관측치 가운데 967개 관측치에서 나타났으며, 이는 전체표본 중 약 64% 기업의 경상·당기손익에 최근사업 연도대비 기준 금액 이상 증감사실이 있었음을 의미한다. 이 변수의 평균은 48일, 중간값은 49일이다. 이는 영업실적에 대한 공정공시 다음으로 가장 빠른 이익공시일이 되고 있음을 의미한다. 주총통지공시일수는 평균이 60일, 중간값은 59일로 나타났다. 즉, 대략 2월 말에 주총회 소집통지, 공고사항 공시를 하고 있음을 알 수 있으며, 영업실적공시 또는 이익변동공시를 하지 않은 기업의 경우 주총통지공시가 가장 빠른 이익공시시점이 됨을 알 수 있다. 특히 기술통계표에는 보여주지 않았지만 공정공시 제도 시행 후에는 전체 관측치 750개 중 726개가 모두 주총회 소집통지, 공고사항을 공시하고 있었다. 또한 주총회7일전일수는 이사회에 대한 사업보고서 제출기한으로서 평균이 69일, 중간값은 58일로 나타났다.

마지막으로 최초이익공시일수는 위의 네 가지 공시일 가운데 가장 빠른 날을 기준으로 측정하였으며, 본 연구에서 사건일로 인식한 시점이기도 하

〈표 1〉 기술통계

본 연구의 표본은 거래소에 상장되어 있는 12월 결산법인 중 제조업에 해당하며 분석기간동안 계속상장되어 있고, 측정변수 값이 모두 존재하는 기업을 연구대상으로 하였으며, 표본기간은 공정공시가 시행된 2002년 11월을 기준으로 하여 전 2년(2000년과 2001년)과 후 2년(2002년과 2003년)을 포함시켜, 공정공시 전후 기간을 비교하였다. 극단값을 제거한 최종 관측치 수는 1500개이다. ARV3(비정상수익률변동성)은 시장조정수익률법에 따라 일일수익률에서 해당일의 종합주가수익률을 차감하여 일별비정상수익률을 구한 후, 절대값을 취하여 해당 검증기간 동안(-1일부터 +1일까지)의 합을 구한 것이다. 이 때 사건일을 중심으로 한 비정상수익률은 KIS-SMAT의 자료를 이용하였다. ATV3(Abnormal Trading Volume)는 ARV3와 마찬가지로 시장조정모형 방식에 의해 일별 거래량을 발행주식수로 나눈 값에서 시장거래량을 전체시장발행주식수로 나눈 값을 차감한 후 사건일을 기준으로 -1일부터 +1일까지 누적시킨 값이다. POST는 공정공시를 시행하기 전이면 0의 값을, 후이면 1의 값을 가지는 더미변수이다. 기업규모효과에 대한 통제변수로 이용되는 LNSIZE는 사건일에서의 보통주 결산기말 증가와 발행주식수(보통주)를 곱한 값을 자연로그로 변환한 값이다. ABAUE는 당기순이익에서 전기말이익을 차감한 후 전기말이익으로 나누어 조정한 값에 절대값을 취한 것이다. 각 공시일 별 공시일수는 회계연도 초인 1월 1일부터 해당 공시일까지의 일수를 누적한 값이다.

설명변수	관측수	평균	중간값	표준편차	최대값	최소값
ARV3	1500	0.0778	0.0600	0.0636	0.4644	0.0041
ATV3	1500	-0.0015	-0.0384	0.1132	0.9448	-0.1080
ABAUE	1500	1.7486	0.6126	4.2746	49.4925	0.0004
LNSIZE	1500	24.75	24.41	1.61	32.03	21.72
영업실적공시일수	182	37	37	15	68	5
이익변동공시일수	967	48	49	13	88	14
주총통지공시일수	1415	60	59	8	82	28
주주총회7일전일수	1500	69	68	8	83	37
최초이익공시일수	1500	51	53	14	82	5

다. 이 변수의 평균은 51일, 중간값은 53일로 나타났다. 즉, 평균적 이익공시시점이 대략 2월 중순 이후쯤 임을 알 수 있다. 하지만 이 역시 최대값인 82일과 최소값이 5일 사이에 차이가 커 영업실적에 대한 공정공시를 한 기업과 하지 않은 기업간에 이익공시시점에 차이가 있음을 알 수 있다. 최초이익공시일수의 평균이 영업실적공시일수의 평균보다 큰 이유는 최초이익공시일수는 전체 표본을 대상으로 한 것인 반면, 영업실적공시일수는 공정공시 시행 이후 기업 중 영업실적을 공시한 기업만을 표본으로 하여 계산하였기 때문이다.

〈표 2〉는 공정공시를 전후로 하여, 본 연구에서 사용된 주요 변수들의 평균값이 유의적인 차이가 있는지 여부를 살펴보기 위한 T-test 결과를 보여준다. 본 연구의 모형에서 종속변수로 사용된 ARV3, ATV3의 경우 매우 유의적인 차이가 있으며, 모두 공정공시 후에 그 평균값이 감소하였음을 알 수 있다. 또한 비기대이익의 절대값에 해당하는 ABAUE 값도 줄어들었음을 알 수 있다. 이익공시일수들은 공정공시 후 모두 그 수치가 줄어들어 이익공시일이 앞당겨 졌음을 보여준다. 특히 영업실적공시일수와 최초이익공시일수는 각각 57일에

〈표 2〉 공정공시를 전후로 한 독립표본 T-검정

표의 값은 해당변수의 평균값이다. 기타 변수에 대한 설명은 표 1을 참조.

사업연도	ARV3	ATV3	AUE	ABAUe	영업실적공시일수	이익변동공시일수	주총통지공시일수	주주총회7일전일수	최초이익공시일수
2000~2001	0.0861	0.0124	-0.5313	1.9442	57	52	61	69	55
2002~2003	0.0695	-0.0153	-0.0765	1.5531	36	45	60	69	46
t-test	5.09	4.77	-1.91	1.77	7.04	9.12	2.14	0.00	14.14

〈표 3〉 공정공시 전후 결산기말 이익공시 유형별 공시건수

표본기업 375개의 4개년 분석기간 동안 총 관측치 수 1,500개 가운데, 공정공시 전(POST=0)에 해당하는 2000 및 2001 사업연도와 공정공시 후(POST=1)에 해당하는 2002 및 2003 사업연도에 대하여, 결산기말 이익을 다음과 같은 유형별로 공시한 경우의 공시건수를 각각 집계하였다.

변수	공시건수		합계
	POST=0	POST=1	
영업실적공시	11	171	182
이익변동공시	424	543	967
주총통지공시	689	726	1415

서 36일, 55일에서 46일로 크게 앞당겨 졌으며, 매우 유의적인 값을 보여 공정공시를 전후로 한 이익공시시점에서의 시장반응을 연구하는데 정확한 사건일 파악이 중요함을 의미한다.

〈표 3〉은 공정공시 전과 후의 결산기말 이익공시 유형별 공시건수를 비교한 표이다. 표본기업 375개의 분석기간 4년 동안의 총 관측치 1,500개 가운데, 영업실적공시를 통해 공시한 경우는 공정공시 전이 11건, 후는 171건이었으며, 이익변동공시를 통해 공시한 경우는 공정공시 전이 423건, 후는 543건이었고, 주주총회 소집통지 및 공고를 통해 공시한 경우는 공정공시 전이 689건, 후는 726건이었다. 특히 영업실적공시의 경우는 거의 대부분이 공정공시 후에 이루어진 것이었다. 이를 통해 모두 공정공시 후에 그 공시건수가 늘어났음을 알 수 있다. 이는 공정공시제도의 시행으

로 이익에 대한 공시량이 늘어났음을 보여주는 결과이다.

〈표 4〉의 Panel A는 회귀분석에 포함된 변수들의 피어슨상관계수이며, 정규분포성에 문제가 있을 수 있음을 고려하여 Panel B에서는 스피어만 상관계수를 나타내었다. ARV3, ATV3는 POST 변수와 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 보이는데 이는 공정공시 후에 비정상수익률변동성과 비정상거래량이 감소하였음을 나타낸다. 또 ARV3, ATV3와 ABAUE가 유의적인 양의 상관관계를 보이는데, 이는 비기대이익의 변동성이 클수록 비정상수익률 변동성과 비정상거래량이 크게 나타남을 의미한다. 그리고 ARV3, ATV3가 LNSIZE와는 유의적인 음의 상관관계를 보이는데, 이는 소규모 기업에서 비정상수익률변동성과 비정상거래량이 더 크게 나타나고 있는 것으로 볼 수 있다. 이와 유사한 맥락

〈표 4〉 종속변수 및 독립변수 간 상관계수

변수에 대한 설명은 표 1을 참조. 괄호 안의 값은 p-값을 나타낸다.

Panel A. 피어슨 상관계수

변 수	ARV3	ATV3	POST	ABAUE	LNSIZE
ARV3	1.000				
POST	-0.130 (0.000)	-0.122 (0.000)	1.000		
ABAUE	0.128 (0.000)	0.103 (0.000)	-0.046 (0.076)	1.000	
LNSIZE	-0.129 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.016 (0.537)	-0.058 (0.024)	1.000

Panel B. 스피어만 상관계수

변 수	ARV3	ATV3	POST	ABAUE	LNSIZE
ARV3	1.000				
POST	-0.180 (0.000)	-0.194 (0.000)	1.000		
ABAUE	0.214 (0.000)	0.246 (0.000)	-0.026 (0.322)	1.000	
LNSIZE	-0.096 (0.000)	-0.129 (0.000)	-0.040 (0.126)	-0.122 (0.000)	1.000

의 결과로서 ABAUE와 LNSIZE가 유의적인 음의 상관관계를 보이는데, 이는 소규모기업에서 비 기대이익의 변동성이 더 크게 나타나고 있음을 의미한다. 이상의 상관관계 분석결과는 두 가지 유형의 상관계수 모두 동일한 결과를 보이고 있다.

#### 4.2 회귀분석 결과

〈표 5〉는 공정공시제도 시행 전후 이익공시에 따른 시장반응에 어떠한 차이가 있는지를 비교 검증

하기 위해, 비정상수익률변동성을 종속변수로 한 회귀분석 결과이다. 기업규모만을 통제 한 모형 1에서 POST의 회귀계수는 통계적으로 유의한 음의 값을 나타낸다. 이는 공정공시 후에 이익공시일에 비정상수익률변동성이 줄어들었음을 의미한다. 즉, 공정공시제도 시행 후에는 이익을 예측할 수 있는 정보가 이익공시일 이전에 주식시장에 발표됨으로 인해 이익공시시점에서의 이익공시에 대한 정보효과가 감소한 것으로 해석된다.

모형1의 결과가 공정공시 시행을 전후로 한 특

〈표 5〉 비정상수익률변동성(ARV3)에 대한 회귀분석

여기에서의 종속변수는 비정상수익률변동성(ARV3)으로, 변수에 대한 설명은 표 1을 참조.

설명변수	Model 1		Model 2	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)	0.2147	8.60	0.2048	8.22
POST	-0.0169	-5.22	-0.0162	-5.03
LNSIZE	-0.0052	-5.17	-0.0049	-4.93
ABAUE			0.0017	4.53
수정된 R <sup>2</sup>	0.0330		0.0454	

〈표 6〉 비정상거래량(ATV3)에 대한 회귀분석

여기에서의 종속변수는 비정상거래량(ATV3)으로, 변수에 대한 설명은 표 1을 참조.

설명변수	Model 1		Model 2	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)	0.3092	6.99	0.2957	6.69
POST	-0.0283	-4.95	-0.0274	-4.80
LNSIZE	-0.0120	-6.74	-0.0116	-6.55
ABAUE			0.0023	3.47
수정된 R <sup>2</sup>	0.0427		0.0498	

정연도효과(fixed year effect)에 의한 것인지를 검증하기 위하여 종속변수에 영향을 줄 수 있는 변수를 추가적으로 통제변수에 포함하였다. 모형2는 비기대이익의 절대값을 통제변수로 포함한 것이다. 결과는 모형1에서와 같게 나타남을 알 수 있다. 즉, 추가적으로 통제변수를 포함한 후에도 POST의 회귀계수가 통계적 유의성을 보인다. 이는 공정공시 제도의 시행과 더불어 각 회계연도 별로 달라질 수 있을 것으로 예상되는 비기대이익의 변동성을 통제한 후에도, 공정공시 후에 비정상수익률변동성이 유의적으로 감소하고 있음을 나타내는 것으로, 공정공시 제도 시행 이후에 추가변동성이 줄어들었음을 지지해 주는 결과이다.

〈표 6〉은 공정공시제도 전후에 이익공시에 따른 시장참여자간 정보비대칭 현상의 변화를 살펴보기 위해, 비정상거래량을 종속변수로 한 회귀분석 결

과이다. Kim and Verrecchia(1997)에 의하면 이익공시시점에서의 주식거래량은 이익공시 이전의 정보(pre-announcement information)와 이익공시시점의 정보(event-period information)에 영향을 받는다. Kim and Verrecchia(1997)는 이익공시 이전에 투자자 사이의 정보 차별성이 높을수록, 이익공시 시점에서 투자자 간의 이익공시에 대한 해석이 다를수록, 이익공시시점에서의 주식거래량이 많음을 이론적으로 제시하였다. 〈표 6〉 역시 〈표 5〉의 결과와 마찬가지로 모형1에서 POST의 회귀계수는 통계적으로 유의한 음의 값을 나타낸다. 즉, 기업규모만을 통제한 모형에서 공정공시 후에 이익공시일에서의 비정상거래량이 줄어들었음을 나타낸다. 이는 공정공시 시행 후 이익공시일에서의 시장참여자 간의 정보비대칭현상이 줄어든 결과로 해석된다.

모형2는 <표 5>에서와 마찬가지로 비기대이익의 절대값을 통제변수로 포함한 것이다. 모형2의 결과에서도 POST의 회귀계수는 유의적인 음의 값을 보인다. 이는 공정공시 제도의 시행과 더불어 각 회계연도 별로 달라질 수 있을 것으로 예상되는 비기대이익의 변동성을 통제한 후에도, 공정공시 후에 비정상거래량이 유의적으로 감소하고 있어, 시장참여자들간의 정보비대칭 현상이 해소 되었음을 의미한다.<sup>11)</sup>

### 4.3 민감도분석

<표 7>과 <표 8>은 <표 5>와 <표 6>의 결과가 비정상수익률 및 비정상거래량을 측정하는 방법에 따라 달라지는 지를 살펴보기 위해 추가분석한 민감도분석 결과이다.

<표 7>은 비정상수익률에 대한 가장 이론적인 측정치로 알려진 Patell(1976)의 측정방식과 같은 방법으로 비정상수익률을 측정하여 회귀분석한 결과표이다. 여기에서는 비정상수익률을 시장조정모

<표 7> 비정상수익률 측정방식에 따른 민감도분석

Patell(1976)에서와 같이 다음의 식을 이용하여 비정상수익률을 측정하였다. 시장모형에 의한 누적비정상수익률( $W_{it}$ ) 계산식은 다음과 같다.

$$W_{it} = \sum_{t=1}^T \frac{u_{it}}{s_i \sqrt{TC}}$$

여기에서  $u_{it}$ 는 해당 기업의 주가수익률( $R_{it}$ )에서 추정된  $(\alpha_i + \beta_i R_{mt})$ 를 차감하여 구한 것으로 시장모형에 의한 비정상수익률을 의미한다. 이 때 베타의 추정기간은 -255일에서 -6일까지에 해당하는 250일로 하였으며, KIS-SMAT의 사건연구(Event Study) 프로그램을 이용하여 계산하였다. 분모에 해당하는  $s_i$ 는 추정기간에 해당하는 250일 동안의 잔차들의 표준편차를,  $L$ 은 검증기간을,  $C_{it}$ 는 추정기간 밖에서의 예측 때문에 증가한 분산치를 반영하는 수치로서 다음과 같이 계산한다. 다음 식에서  $R_m$ 은 추정기간동안의 시장지수 평균값을 의미한다.

$$C_{it} = 1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{t=1}^T (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}$$

설명 변수	Model 1		Model 2	
	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값
(상수)	1.1998	1.95	1.3562	2.20
POST	-0.1345	-1.69	-0.1451	-1.83
LNSIZE	-0.0393	-1.59	-0.0435	-1.76
ABAUE			-0.0264	-2.84
수정된 R <sup>2</sup>	0.0022		0.0070	

11) <표 5>와 <표 6>에서 사용한 연구모형에 대한 추가분석으로서, 각각의 독립변수를 POST변수와 곱한 교차변수들까지 모두 회귀식에 포함시킴으로써 이익반응계수(ERC)와 유사한 개념을 도입하여 적용한 모형에 의한 분석을 하였다. 분석 결과를 표로서 보고하지는 않았지만, 모두 공정공시 후에 비정상수익률변동성 및 비정상거래량이 감소함이 발견되었다.

형방식 대신 시장모형을 사용하여 측정한 후 이를 다시 관련 조정변수들의 표준편차로 표준화시켜주는 방식을 적용하여 계산하였으며, 적용된 계산식은 다음과 같다.

$$V_{it} = \frac{u_{it}}{s_i \sqrt{c}} \dots\dots\dots \text{식(1)}$$

$$W_{it} = \sum_{t=1}^T \frac{u_{it}}{s_i \sqrt{TC}} \dots\dots\dots \text{식(2)}$$

$$C_{it} = 1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{t=1}^T (R_{mt} - \bar{R}_m)^2} \dots\dots\dots \text{식(2-1)}$$

식(1)은 표준화된 비정상수익률( $V_{it}$ )을, 식(2)는 해당 검증기간동안의 누적비정상수익률( $W_{it}$ )을 구하기 위한 것이다. 이 식에 포함된 변수들을 설명하면 다음과 같다. 먼저 시장모형에 의한 비정상수익률( $u_{it}$ )은 다음의 식에서와 같이 계산하였다.

$$u_{it} = R_{it} - (a_t + b_t R_{mt})$$

$R_{it}$ :  $i$ 기업의  $t$ 시점의 수익률

$R_{mt}$ : 시장지수의  $t$ 시점의 수익률

이때  $R_{mt}$ 는 종합주가지수를 사용하였다. 베타의 추정기간은 -255일에서 -6일까지에 해당하는 250일 간으로 하였으며, KIS-SMAT의 사전연구(Event Study) 프로그램을 이용하여 계산하였다. 그리고 이를 이용하여 표준화한 비정상수익률( $V_{it}$ )과 이에 대한 해당 사건일 동안(-1일, 0일, +1일)의 누적비정상수익률( $W_{it}$ )을 구하였다.  $W_{it}$ 를 구할 때의 산식에서의  $L$ 은 누적일 수를 말한다. 또한  $s_i$ 는 추정기간에 해당하는 250일 동안의 잔차들의 표

준편차를 의미하며,  $C_{it}$ 는 추정기간 밖에서의 예측 때문에 증가한 분산치를 반영하는 수치이다. 여기에서  $C_{it}$ 를 계산할 때의  $R_{mt}$ 은 추정기간 동안의 시장지수 평균값을 의미한다. 따라서 비정상수익률을 이 값의 제곱근으로 나누어 줌으로써 추정기간 밖에서 나타나는 예측의 영향으로 인한 분산효과를 제거하였다.

이상과 같이 측정한 누적비정상수익률( $W_{it}$ )을 종속변수로 한 회귀분석 결과가 <표 7>이다. 회귀분석 결과 POST의 회귀계수는 모두 음의 값을 나타냄으로써 공정공시 이후 비정상수익률변동성이 감소되었음을 보여준 <표 5>의 결과와 같은 방향을 보이고 있다. 다만 <표 7>의 경우 통계적 유의성은 낮게 나타나, 비정상수익률 측정방식에 따른 측정오차 문제는 여전히 존재한다고 볼 수 있다.

이 외에도 표로서 보고하지 않았지만 비정상수익률에 관한 측정방식을 달리한 추가적 민감도 분석을 실시하였다. 이를 위해 비정상수익률변동성을 종속변수로 사용한 모든 분석에서 시장모형을 적용하되  $R_{mt}$ 로서 동일가중평균 종합주가지수(Equally Weighted Index) 및 종합주가지수를 사용한 방식을 적용하였다. 두 경우 모두 베타의 추정기간은 -255일에서 -6일까지에 해당하는 250일로 하여 비정상수익률을 계산하였다. 연구결과는 모두 POST의 회귀계수가 통계적으로 유의한 음의 값을 나타내었다. 즉, 공정공시 이후 비정상수익률변동성이 유의적으로 감소되었는데, 이는 공정공시가 정보의 불균형을 해소하는 데 긍정적인 역할을 수행하고 있다고 가정한 기존 연구결과와 일치하는 결과였다.

<표 8>은 본 연구의 결과가 비정상거래량의 측정방식을 달리한 경우에도 강건한지를 추가적으로 검토하기 위한 것으로서, 여기에서의 비정상거래량은 다음과 같이 계산하였다.

〈표 8〉 비정상거래량 측정방식에 따른 민감도분석

본 표의 비정상거래량 측정은 다음 식과 같이 계산하였으며, 종속변수는 이와 같이 계산된 일별 비정상거래량에 대하여 사건일을 기준으로 -1일, 0일, +1일 까지의 3일 간을 합한 누적비정상거래량(NATV3)이다.

$$NATV = (V_i/V_m) / \text{average}(V_i/V_m)$$

이때  $V_i$ 는 기업  $i$ 의  $t$ 일의 거래율을,  $V_m$ 은 시장전체의  $t$ 일의 거래율을,  $\text{average}$ 는 과거 250일 평균치를 의미한다. 여기에서 기업  $i$ 의 거래율( $V_i$ )이란  $i$ 기업의 해당일 거래량을 전기말 발행주식수로 나눈 값이며, 시장전체의  $t$ 일의 거래율( $V_m$ )은 해당일 시장거래량을 시장전체발행주식수로 나눈 값이다. 또한 비정상거래량(ATV)의 분모에 해당하는  $\text{average}(V_i/V_m)$ 는 해당일을 중심으로 거래일기준 -250일에서 -1일 까지 250일 동안 ( $V_i/V_m$ )의 평균값이다. 그리고 정규분포성을 고려하여 전체표본 1500개 가운데 누적비정상거래량이 극단적으로 컸던 표본 17개를 제외한 후 회귀분석하였다.

설명 변수	Model 1		Model 2	
	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값
(상수)	30.9441	6.67	30.1884	6.49
POST	-4.6803	-7.78	-4.6079	-7.65
LNSIZE	-0.8514	-4.58	-0.8320	-4.47
ABAU			0.1396	1.92
수정된 R <sup>2</sup>	0.0521		0.0539	

$$NATV = (V_i/V_m) / \text{average}(V_i/V_m)$$

$V_i$  = 기업  $i$ 의  $t$ 일의 거래율

$V_m$  = 시장전체의  $t$ 일의 거래율

$\text{average}$ 는 과거 250일 평균치

이 때 기업  $i$ 의 거래율( $V_i$ )은  $i$ 기업의 해당일 거래량을 전기말 발행주식수로 나눈 값을, 시장전체의  $t$ 일의 거래율( $V_m$ )은 해당일 시장거래량을 시장전체발행주식수로 나눈 값을 의미한다. 또한 새로운 비정상거래량(NATV)의 분모에 해당하는  $\text{average}(V_i/V_m)$ 는 해당일을 중심으로 거래일기준 -250일에서 -1일 까지 250일 동안 ( $V_i/V_m$ )의 평균값이다. 이와 같이 계산된 일별 비정상거래량에 대하여 사건일을 기준으로 -1일, 0일, +1일 까지의 3일 간 합계를 구하여 누적비정상거래량(NATV3)으로 나타내었다. 단, 이때 정규분포성을 고려하여 전체표본 1500개 가운데

누적비정상거래량이 극단적으로 컸던 표본 17개를 제외한 후의 NATV3을 종속변수로 한 회귀분석 결과가 〈표 8〉이다.

〈표 8〉의 회귀분석 결과는 〈표 6〉의 연구결과와 마찬가지로 POST의 회귀계수가 통계적으로 유의한 음의 값을 나타내었다. 즉, 공정공시 이후 비정상거래량이 감소되었는데, 이는 공정공시가 정보의 불균형을 해소하는 데 긍정적인 역할을 수행하고 있다고 가정한 가설을 지지하는 결과이다. 즉, 공정공시제도 이후 투자자간 정보비대칭이 해소되었음을 보여주는 〈표 6〉에서의 결과와 동일한 결과가 나타났음을 알 수 있다.

## V. 결론

본 연구는 우리나라 거래소에 상장되어 있는 12월 결산 제조업에 해당하는 기업을 연구대상으로 하여 2002년 11월 1일부터 시행되고 있는 공정공시제도가 이익공시에 대한 비정상수익률변동성과 비정상거래량에 어떠한 변화를 가져왔고, 시장참여자들간의 정보비대칭성 해소라는 목표를 달성하고 있는지에 관해 살펴보았다. 더불어 이익공시시점 및 이익공시량 등에도 어떠한 영향이 있었는지를 관찰하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 공정공시제도 시행 이후 이익공시에 대한 공시시점이 앞당겨 졌으며, 그 공시량도 늘어났음을 발견하였다. 둘째, 공정공시 시행 이후 이익공시일에서의 비정상수익률변동성이 감소됨을 발견하였다. 이는 공정공시제도 시행 이후 이익공시일 이전에 이익관련 정보의 공시량이 많아져서 이익공시일에서의 정보효과가 줄어들었음을 의미한다. 셋째, 공정공시 이후 이익공시일에서의 비정상거래량이 감소함을 발견하였다. 이는 공정공시 시행 이후 정보경색효과가 발생할 것이라는 우려를 지지하지 않는 결과이다. 즉, 공정공시가 정보의 불균형을 해소하는데 긍정적인 역할을 수행하고 있다고 가정한 가설을 지지한다.

본 연구는 관련 선행연구와 다음과 같은 차별적 의의를 가진다. 첫째, 공정공시제도의 시행 이후 정보비대칭성 문제가 해소되었는지 여부를 검증하기 위해 비정상수익률변동성과 비정상거래량을 통해, 주가반응과 시장참여자들간의 반응차이를 관찰하였다. 선행연구에서는 시장반응을 관찰하기 위해 주로 누적비정상수익률을 관찰하였으나, 본 연구에

서는 누적비정상수익률 자체보다는 비정상수익률의 변동성(volatility)에 초점을 맞추어 분석하였다. 이는 시장반응에 대한 이질성(heterogeneity)을 중점적으로 관찰하기 위한 측정변수이다. 또한 시장참여자들간의 정보비대칭성 해소여부를 검증하기 위해 주로 재무분석가와 일반투자자들간의 정보비대칭에 대해 접근했던 기존 연구들을 확장하여 비정상거래량의 변화를 살펴봄으로써 전체 시장참여자들간의 정보비대칭으로 인한 반응차이를 살펴보고자 하였다. 둘째, 본 연구에서의 사건일이라 할 수 있는 이익공시일에 대해 정확한 시점을 파악하여 이를 검증기간에 포함시켰다. 즉, 전자공시시스템에서 다양한 형태의 이익공시시점을 조사하여 최초로 이익을 공시한 시점을 파악한 후, 이를 전후로 한 짧은 기간(short window) 동안의 주가반응을 검증하였다. 이는 금융감독원 전자공시시스템의 이익관련 공시자료에 대한 공시시점을 수작업에 의해 수집함으로써 가능하였다. 지금까지 이익공시와 관련된 우리나라의 선행연구는 정확한 공시시점을 파악하기 힘들다는 문제점을 가지고 있었으나, 본 연구에서 이를 개선하여 이익공시시점과 관련된 연구설계 향상에 기여하였다. 셋째, 공정공시에 관한 국내 선행연구와 달리 본 연구는 2000년부터 2003년까지 4개년을 표본기간으로 하여, 공정공시제도 시행 전 2년과 후 2년의 시장반응과 시장참여자들간 정보비대칭성을 검증하였다. 따라서 이를 통해 공정공시제도 시행 이후 시장참여자들간의 정보비대칭현상이 어떻게 달라졌는지에 관해 비교해 봄으로써, 제도의 시행효과와 향후 공시제도의 효율성제고를 위한 실증자료를 제시하였다.

본 연구의 결과가 특정회계연도 효과(fixed year effect)에 의한 것이 아니라 공정공시제도 시행효과에 의한 것임을 검증하고자 종속변수에 영향을

줄 수 있는 기업규모, 빅데이터 등을 연구모형에 포함시켰다. 특정회계연도 효과를 최소화하기 위해 본 연구에서는 종속변수의 측정을 공시시점을 전후로 한 짧은 기간(short window)으로 하였다. 또한, 표본기간을 4개년으로 확장하여, 특정회계연도의 특이성이 본 연구에 미치는 영향을 줄이고자 하였다. 그러나 이러한 연구모형이 회계연도 효과를 완전히 통제를 한 것으로 해석하는 데는 한계점이 존재한다. 따라서 향후 이를 개선하는 연구가 기대된다.

## 참고문헌

- 김찬웅, 김경원. 1997. 사건연구에서의 주식성과 측정. *증권학회지* 제20집: 301-327.
- 손성규, 전영순. 2000. 거래량변동을 통한 경영자 예측정보 공시의 정보효과에 관한 연구. *회계학연구* 제25권 제4호: 27-53.
- 송인만. 1989. 회계이익정보의 유용성에 관한 실증적연구: 주별수익율을 이용한 회계이익공시시점의 검토. *회계학연구* 제9호: 1-24.
- 신성목. 2000. 연간 이익공시에 따른 차별적인 주가와 거래량 반응에 관한 연구. *한국기업경영학회. 기업경영연구* 제13집: 171-187.
- 연강흠. 2003. 공정공시제도의 효율성제고와 IR활성화 방안연구. *한국IR협의회*.
- 이원흠, 최수미. 2004. 3. 공정공시제도 시행이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과 변화에 관한 연구. *한국증권학회* 제33집 제1호: 1-31
- 전상경, 김성민. 2003. 10. 공정공시제도의 실효성 검토. 2003년도 10월 증권학회 발표논문: 165-189
- 정우성. 2001. 회계이익공시의 정보효과와 주식가격제한폭 제도. *경영연구* 제16권 제4호: 157-185.
- Agrawal A., and Sahiba Chadha. 2003. Who is Afraid of Reg FD? The Behavior and Performance of Sell-Side Analysts Following the SEC's Fair Disclosure Rules. Working paper. University of Alabama.
- Aslan H. 2002. The Effect of Regulation Fair Disclosure on the Information Environment. Working paper. University of Cornell..
- Bailey W., Haitao Li, Connie X. Mao, and Rui Zhong. 2003. Regulation Fair Disclosure and Earnings Information: Market, Analyst, and Corporate Responses. *Journal of Finance* 58.
- Bamber, L.S. and Y.S. Cheon. 1995. Differential Price and Volume Reactions to Accounting Earnings Announcements. *The Accounting Review* 70: 417-431.
- Beaver, W.H. 1968. The Information Content of Annual Earnings Announcements, *Empirical Research in Accounting Selected Studies. Journal of Accounting Research*: 67-92.
- Gadarowski, C. and P. Sinha. 2002. On the Efficiency of Regulation Fair Disclosure: Theory & Evidence. Cornell University. Working paper.
- Heflin, Frank, K. R. Subrahmanyman, and Yuan Zhang. 2001. Stock return volatility before and after Regulation FD. Working paper. Purdue University
- \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, and \_\_\_\_\_. 2003. Regulation FD and the financial information environment: Early evidence. *The Accounting Review* 78: 1-37.
- Kim O. and R. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17: 41-67.
- McNichols M., Manegold J.G. 1983. The effect of the information environment on the relationship between financial disclosure and

- security price variability. *Journal of Accounting and Economics* 5: 49-74.
- Mohanram, P.S., S.V. Sunder. 2002. Has Regulation Fair Disclosure Affected Financial Analysts' Ability to Forecast Earnings?. Working paper. Newyork University.
- Ohlson, J.A. 1979. On financial disclosure and the behavior of security prices. *Journal of Accounting and Economics* 1: 211-232.
- Patell, J.M.1976. Corporate forecasts of stock price behavior. *Journal of Accounting Research* 14: 246-276.
- Ro,B.T. 1981. The disclosure of replacement cost accounting data and its effect on tran saction volumes. *The Accounting Review* 56: 70-84.
- Shane, P., N. Soderstrom, and S. Yoon. 2002. The effects of Reg. FD on earnings management, analysts' earnings forecasts errors, and the market's earnings surprise: A preliminary analysis. Working paper. University of Colorado at Boulder.
- Straser, Vesna. 2002. Regulation Fair Disclosure and information aymmetry. Working paper. University of Notre Dame.
- Zitzewitz, Eric. 2002. Regulation Fair Disclosure and The Private Information of Analysts. Working paper. Stanford University.

## The Effect of Regulation Fair Disclosure on Market Responses to Earnings Disclosure

Jeehong Kim\* · Jinho Chang\* · Eunjung Yeo\*\*

### Abstract

With the adoption of Regulation Fair Disclosure(Reg FD) on November 2002, Reg FD prohibits selective disclosure of material information and requires broad, non-exclusionary disclosure of such information. This study examines the effect of Reg FD by comparing earnings disclosure data from pre-FD period to post-FD. That is, the purpose of this study is to analyze whether there is different market response to earnings disclosure, and whether there is change of information asymmetry between company and investors since Reg FD has been adopted.

Reg FD induces substantial changes in the information environment. But the effect of this action is debated. Thus in one side, Reg FD seems to increase the quantity of information available to the public, and corporate managers can no longer treat material information as a commodity to gain favor with analysts, who feel pressure to issue favorable reports to maintain access to those corporations. Analysts must conduct more independent research rather than depending on data by corporate management. In the other side, Reg FD will chill corporate disclosure. If the materiality standard is vague, companies will restrict discussions with analysts and investors to avoid potential legal action.

Given what is in this debate, understanding the effect of Reg FD on earnings disclosure is an important empirical question with practical implications. If so, how has Reg FD affected the investors in Korean financial market? This study examines the effect of Reg FD by comparing earnings disclosure data from pre-FD period to post-FD. Particularly, this paper tests market responses to earnings disclosure, and analyze whether there is different market response and whether Reg FD solves information asymmetry problem.

---

\* Professor, Department of Business Administration, Yonsei University, Seoul, Korea.

\*\* Ph.D. Student, Department of Business Administration, Yonsei University, Seoul, Korea.

Using a sample of 1,500 Korean firm-year observations that disclose earnings information for the years 2000-2003, this paper empirically examines the effect of Reg FD on earnings disclosure, so compares pre-FD period(2000, 2001) with post-FD period(2002, 2003). For this analysis we estimate information asymmetry by using substitute measure, ARV3 and ATV3. ARV3 is abnormal return volatility, calculated by summation of absolute abnormal return for event period(-1, 0, 1). ATV3 is abnormal trading volume, calculated by summation of abnormal trading volume for event period(-1, 0, 1). These measures are used for the analysis to examine Reg FD's effect on information asymmetry among investors.

The results of this study are summarized as follows. First, the timing of earnings disclosure of post-FD is earlier than pre-FD, and the number of earnings releases is increased. Second, Abnormal return volatility around earnings disclosure date is decreased at post-FD period. That means, in post-FD, other related information about earnings has been released before earnings are disclosed, and market response on time of earnings disclosure is diminished. Third, Abnormal trading volume around earnings disclosure date is decreased at post - FD period. Thus, this results support that Reg FD seems to increase the quantity of information available to the public, and solve the information asymmetry problem in some degree.

Key words: Effect of Regulation Fair Disclosure, Market response, Earnings' timely disclosure, Information asymmetry