

2008년 2월
경영학석사학위논문

기업규모에 따른 공정공시제도 시행효과에 관한 연구

조선대학교 경영대학원

경영학과

김 준 형

기업규모에 따른 공정공시제도 시행효과에 관한 연구

- 애널리스트들의 이익예측을 중심으로 -

A Study on the Effects of the Regulation Fair
Disclosure by firm size in Korean stock markets.

2008년 2월

조선대학교 경영대학원

경영학과

김 준 형

기업규모에 따른 공정공시제도 시행효과에 관한 연구

지도교수 이 계 원

이 논문을 경영학 석사학위신청 논문으로 제출합니다.

2007년 10월

조선대학교 경영대학원

경영학과

김 준 형

김준형의 경영학 석사학위 논문을 인준합니다.

심사위원장 조선대학교 교수 이한재 인

심사위원 조선대학교 교수 김규영 인

심사위원 조선대학교 교수 이계원 인

2007년 11월

조선대학교 경영대학원

〈 목 차 〉

Abstract

제 1 장 서 론	1
제 1 절 연구의 필요성과 목적	1
제 2 절 연구범위와 방법	2
제 2 장 이론적 배경과 선행연구 검토	3
제 1 절 이론적 배경	3
제 2 절 선행연구	5
1. 국외연구	5
2. 국내연구	7
제 3 장 표본의 선정과 연구방법론	10
제 1 절 표본의 선정	10
제 2 절 연구방법론	11
제 4 장 실증분석	13
제 5 장 결 론	28
참 고 문 헌	30

〈표 목 차〉

<표 1> 기술통계량	14
<표 2> 추정이익발표 건수를 종속변수로 한 다중회귀분석	16
<표 3> 제도시행전·후 기업규모별 추정이익보고 건수에 따른 효과 비교	17
<표 4> 애널리스트들의 이익 추정오차의 크기에 대한 영향	18
<표 5> 기업규모별 애널리스트들의 이익 추정오차 크기에 대한 영향	19
<표 6> 이익발표 시 추가변동성과 기업특성 요인과의 관계	21
<표 7> 기업규모별 변동성과 기업특성 요인들 사이의 관계	22
<표 8> 공정공시제도 시행에 따른 소규모 기업의 추정이익 보고의 변화	23
<표 9> 소규모 기업집단 포트폴리오 수익률 결정요인분석	25
<표 10> 정보의 복잡성과 초과수익률 간의 관계분석	26

〈그 립 목 차〉

<그림 1> 이익공시를 전후로 한 기업규모별 시장반응	20
-------------------------------------	----

ABSTRACT

A Study on the Effects of the Regulation Fair Disclosure by firm size in Korean stock markets.

Kim, Jun-Hyung

Supervisor : Professor Lee, Kay Won, Ph.D

Department of Business Administration

Graduate School of Business

Chosun University

This study analyzed examines the effects of the Fair Disclosure Regulation (FD's, hereafter) in Korea stock markets. The FD's states that firms may not privately disclose information to selected investors before disclosing it to general investors. The FD's prohibits company officials from disclosing market sensitive information to selected financial analysts or big investors before making it public. The FD's purports to reduce information asymmetry in the stock market, however, apprehend that the Regulation could have negative effects on the stock market. They argue that firms may take advantage of the Regulation as a means of company promotion by disclosing non-financial information, instead. But the FD's might end up encouraging the increase only in the volume of disclosures containing unimportant or company-promotional contents while hurting the quality of information. This may confuse investors in evaluating firm values, consequently weakening investors' trust in the market. We investigate a change in information production by analysts.

The major findings and suggestions can be summarized as follows.

First, we find that the FD's had a adverse effect on small firms in Korean

stock market.

Second, we test whether the investor recognition hypothesis can explain the small-firm effect. As a result of the FD's, many small firms lost analysts coverage, and thus are likely to also have lost recognition among investors. Third, we find the information asymmetry problem which the chilling effect for small firms caused the part of small-firm effect.

Finally, it is suggested that The FD's in Korea stock markets is being misused as a promotional tool of small firms.

제 1 장 서 론

1. 연구의 필요성과 목적

'공시'는 기업의 사업내용이나 재무상황, 영업실적 등 기업의 내용을 투자자 등 이해관계자에게 알리는 제도로 주식시장에서 가격과 거래에 영향을 줄 수 있는 중요사항에 관한 정보를 알림으로써 공정한 가격형성을 목적으로 하는 제도이다. 그러나 기업이 자사와 이해관계가 큰 특정집단에 대하여 선별적으로 정보제공을 하는 경우 현행 수시(선택적)공시제도는 공시요청을 받은 상장, 등록법인이 이해관계가 있는 애널리스트나 펀드매니저, 기관투자자들에게 의도적으로 미리 기업정보를 제공해 일반투자자들이 피해를 보는 폐단이 있어 여러 가지 문제가 노출되어 왔다.

'공정공시(Fair Disclosure Regulations)'제도는 미국이 세계 최초로 2000년 10월부터 시행하고 있는 제도로, 영문 머리글자를 따서 'FD'라고 약칭한다. 이는 기업이 증권시장을 통해 공시되지 아니한 중요정보를 기관투자가, 증권사 애널리스트나 펀드매니저 등 특정인에게 선별적으로 먼저 제공하는 것을 금지하는 것으로, 주가에 영향을 미치는 정보를 모든 시장참가자들에게 동시에 알리는 제도를 말한다.

이는 법규상 구체적으로 정형화된 공시사항 이외의 중요정보에 대하여도 일반 투자자에게도 공시하도록 함으로써 시장참가자간 정보의 불균형(Information Asymmetry)을 완화하여 불공정거래를 방지하기 위함이다.

이러한 공정공시제도는 2000년 8월 미국 증권거래위원회(SEC)가 최초 도입했으며, 투자자를 보호하고 주식시장의 불공정거래를 막겠다는 취지로 국내에서도 미국에 이어 세계에서 두 번째로 이 제도를 도입해 2002년 11월 1일부터 시행하고 있다. 이 제도가 시행됨에 따라 기업들은 중요 정보를 특정인이나 특정집단에 제공하기 전에 반드시 증권거래소나 한국증권업협회에 공시해야 한다.

이 제도는 차별적 정보제공으로 인한 정보비대칭현상을 줄여 불공정거래를 해소하기 위해 시행한 제도로 증시의 투명성 제고와 애널리스트들의 기업분석능력을 제고하기 위함이 그 목적이다.

그러나 이러한 제도의 도입으로 인해 소규모 기업이나 적자기업 등은 오히려 정보전달 비용이 상승되었다는 연구결과가 우리보다 2년 앞서 시행한 미국시장을 중심으로 한 실증연구에서 발표된 바 있다. Gomes et al.(2004)은 공정공시제도의 적용으로 공시횟수가 늘어났으나 소규모기업의 정보부재 현상은 해결되지 않았으며 법률적 제재나 대리인 비용의 차이는 발견할 수 없었으며 정보경색현상 등으로 기업정보의 전달경로가 제도 시행이전보다 복잡해졌다고 할 수 있다고 주장하였다.¹⁾ 이렇게 선택적 공시를 제한하는 제도로 인해 기업들은 보다 다양하고 은밀한 정보 전달경로를 탐색하면서 기업정보의 전달경로가 오히려 복잡해지는 부정적인 정보경색현상(Chilling effect)이 나타나 공시정보의 질에 문제가 생길 우려가 있다. 따라서 공정공시제도의 도입으로 인해 우리나라의 자본시장에서도 미국과 같은 역효과가 나타나고 있는 것은 아닌지 검증할 필요가 있다. 즉, 선택적 공시로 인한 폐해를 제거하기 위한 공정공시제도의 도입으로 정보전달경로가 변화됨에 따라 애널리스트들의 추정회계이익에 대한 정보효율성을 검증하고자 하는 것이 본 연구의 목적이다. 더불어 일반적으로 증권시장에서 기업 정보의 부족으로 정확한 기업가치를 평가받지 못하는 것으로 인식되고 있는 소규모 기업들에 있어서는 이러한 공시제도의 도입으로 인해 정보전달의 효율성이 증가되었는지 아니면 기업과 투자자들 사이의 정보경색현상(Chilling effect)으로 인해 오히려 효율성이 악화되었는지를 검증하고자 한다.

2. 연구범위와 방법

일반적으로 기업 가치에 대한 정보전달 경로는 1) 기업의 손익구조 변동 등이 발생하였을 때 거래소에 보고하는 의무적 공시, 2) 애널리스트들이나 기업의 특이해 당사자들을 중심으로 하는 기업설명회와 같은 선택적 공시, 3) 기업분석 보고서, 그리고 4) 기업 외부인들로부터 생성된 사적 정보의 4가지 경로를 통해 전달된다고 할 수 있다.

¹⁾ 공정공시제도 시행직후 미국에서는 6개월 동안 기업정보량이 57%나 감소가 되었다.(Gomes et al. 2004 참조)

공정공시제도는 이들 4가지 정보전달 경로 중 두 번째 경로인 선택적 공시를 제한하고 선택적 공시를 통해 전달되던 정보를 의무적으로 일반 투자자들에게 공시함으로써 투자자들의 정보 부재로 인한 불안을 해소하고자 하였다. 그러나 동 제도의 도입 목적이 성공적으로 이루어졌는지에 대한 많은 논란이 제기되고 있는 것이다.²⁾ 공정공시제도의 시행기간이 일천한 한국주식시장을 중심으로 한 초기의 연구들은 제도의 시행으로 인한 순 효과를 주장한 반면에 미국시장을 중심으로 한 연구 결과들은 부정적인 면도 강조되고 있다.

본 연구에서는 공정공시제도의 시행으로 인해 기업의 이익추정 공시가 증가하면서 애널리스트들의 추정이익의 질적정보에 대한 변화가 발생하였는지를 살펴보고, 더불어 기업규모별로 회계이익 정보의 가치에 대한 투자자들의 태도가 변화하였는지를 검증하고자 한다. 즉 기업정보에 대한 정보원천의 변화로 인한 투자자들의 기업정보에 대한 인지과정의 변화가 발생하였는지를 검증하기 위해서, 공정공시제도 시행을 전후하여 애널리스트들의 추정이익과 기업의 실제 회계이익간의 차이에 따른 시장반응을 살펴보고 이러한 변화가 기업규모별로 다르게 나타나는지를 사건연구를 통해 검증하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 공정공시에 관한 선행연구들에 대해서, 3장에서는 연구방법 및 표본의 선정 등에 대해서, 4장에서는 실증연구 결과를 제시하며, 5장에서는 연구의 결론 및 시사점을 제시하였다.

2) 공정공시제도 실시이후 소형기업, 적자기업, 기술집약적 기업에서 이익예측의 정확성이 감소하였다는 실증결과가 발표되었다.(Agrawal, Chadha, 2002) 반면에 이익예측의 편차는 작아졌다는 결과도 있어 논란이 지속되고 있다.(Monhanram, Sunder, 2002)

제 2 장 이론적 배경과 선행연구의 검토

1. 이론적 배경

해당 기업의 투자자를 보호하고 주식시장의 불공정거래를 근절하기 위한 공정공시제도가 시행되면 회사의 경영실적, 사업계획 등 회사 전반에 관한 주요 정보는 반드시 전자공시를 통해 투자자를 비롯한 모든 이해당사자에게 동일한 시점에 제공되어야 한다.

이러한 공정공시제도의 준수 의무자는 상장·등록법인, 대리인과 법인의 임원(이사 감사 포함), 기업내부정보에 접근이 가능한 직원이나 대리인이다.

공정공시 대상정보는 사업 및 경영계획, 영업실적 전망과 예측, 기타 중요 정보로서, 장래사업 또는 경영계획, 매출액 영업손익 경상손익 당기순손익 등 영업실적에 대한 전망과 예측, 정기보고서 제출 이전의 매출액 영업손익 등 영업실적, 수시공시사항과 관련된 중요정보 중 공시의무 시한이 경과하지 않은 사항, 지주회사의 자회사(자산총액의 5% 이상) 관련 경영사항 등이다.

이러한 정보제공의 대상은 증권 투자자문사 투신(자산)운용사, 증권투자회사 선물업자 등 기관투자자가 임직원, 방송 신문 통신 등 언론기관과 임직원(단 보도관련 취재는 제외), 증권 정보 사이트 등 운용자와 임직원, 주권상장법인 등의 유가증권을 매수하거나 매도할 예정인 유가증권 소유자이다. 즉, 위와 같은 사람에게 정보를 제공했을 때 즉시 공시해야 한다.

그러나 보도 목적을 위한 취재활동과 변호사, 공인회계사 등 위임계약에 따른 수임업무 이행과 관련해 비밀유지 의무가 있는 자, 신용평가회사, 제공된 정보에 대해 비밀을 유지하기로 명시적으로 동의한 자 등은 공정공시 대상에서 제외된다. 따라서 기업은 면제대상을 제외한 특정 집단에게 보도자료, 간담회나 기업설명회(IR) 등을 통해 기업 정보를 제공할 경우, 그 즉시 똑같은 정보를 공시해야 한다. 공정공시방법은 증권거래소 전자공시시스템에 전자문서 형태로 제출한다.

이러한 ‘공정공시’ 의무를 위반할 경우 수시공시 의무 위반과 마찬가지로 불성실

공시법인으로 지정되고 위반 정도에 따라 주식매매거래 정지, 관리(투자유의)종목 지정 및 상장(협회등록) 폐지 등의 제재를 받게 된다. 2004년 5월부터는 공정공시를 2번 위반하면 관리 및 투자 유의 종목으로 지정되고, 6회 위반하면 상장이 폐지되는 등 제재가 가해진다.

이러한 공정공시제도는 증권시장의 최선진국인 미국에서조차 2000년 10월에야 처음으로 도입되었다. 이에 비해 증권시장 발달과정에 있어서 미국보다 매우 늦은 우리나라는 공정공시제도에 대해서는 미국보다 겨우 2년 늦은 2002년에 세계에서 두 번째로 공정공시제도를 발 빠르게 도입하여 글로벌 증권시장으로의 경쟁체계를 갖추기 위한 노력에 박차를 가하고 있다.

2. 선행연구

공정공시제도에 대한 미국시장을 중심으로 한 초기의 연구들은 주로 애널리스트들에게 미칠 긍정적인 영향과 부정적인 영향을 중심으로 연구가 진행되었으며, 소규모 기업일수록 애널리스트들의 이익추정 공시 건수가 줄어들었다는 연구결과가 발표된 바 있다. 하지만, 공정공시제도가 시행된 기간이 짧은 관계로 표본 추정기간이 짧아서 공정공시제도 시행에 따른 효과에 대해 이론이 정립되지 못하고 있는 실정이다.

1) 국외의 선행연구

미국에서 2000년에 처음으로 시행된 공정공시제도를 검토한 연구로는 American Bar Association(2001), National Investor Relation Institute(2001), Bailey et. al.(2003) 등이 있다.

King et al.(1990)은 기업규모와 정보의 양(量) 간에는 음(-)의 상관관계가 있으며, 규모가 큰 기업일수록 사적정보에 대한 유인이 높기 때문에 보다 활발한 공시정책을 유지한다고 하였다. 반면, Lang and Lundholm(1993)은 기업이 생산·제공하는

정보비용은 고정비용적 측면이 강하기 때문에 기업 규모가 클수록 정보비용이 차지하는 비중은 작아진다고 하였다. Goshen and Parshomovsky(2001)는 소규모 기업에서 정보를 수집하고 전달하는 경우 대규모 기업에 비해 비용이 높을 수밖에 없지만, 이를 시장에서 제대로 보상해주지 못한다고 하였다. 따라서 소규모 기업일수록 이러한 높은 정보비용을 피하는 방법으로 특정 애널리스트와의 관계를 긴밀히 하고자 선택적 공시를 선호하는 동기가 높다고 주장하였다.

Zitzewitz(2001, 2002)는 애널리스트 능력측정모형에 근거해 공정공시제도 시행을 전후한 시기의 애널리스트 독자적 예측능력(b), 예측정보의 가치(a), 예측편의 정도(c)의 변화를 종합적으로 평가하였다. 그 결과 기업의 중요 내부정보를 사전적, 선별적으로 제공하지도, 받지 못하게 규제하는 데 역점을 둔 공정공시제도 때문에 전문가로서 애널리스트의 정보 분석력이 일반적으로 평가절하된 것으로 해석하였다.

공정공시제도를 시행하기 전과 후를 중심으로 기업의 이익에 대한 추정오차의 변화와 시장 반응을 조사한 Heflin et al.(2003)은 공시 시점을 중심으로 추정오차의 유의적인 차이를 발견할 수 없었다고 하였다. Gomes et al.(2004)등은 공정공시제도 시행으로 인하여 정보전달 경로가 바뀌고, 이렇게 변화된 경로를 통해 이익이 발표되었을 때 시장이 어떤 반응을 보이는지를 기업 규모별로 검증하였다. 검증 결과 추정오차에 따른 시장 반응이 규모가 큰 기업에서는 공정공시제도 시행 후에 오히려 커진 반면, 소규모 기업에서는 변화가 없었음을 밝혔다. 이는 Fama and French(1997) 등이 주장한 기업규모에 대한 프리미엄이 정보 부족에 기인한 것임을 간접적으로 증명하고 있다고 할 수 있다.

공정공시제도 시행으로 기업의 이익정보에 대한 전달과정이 변화하였음을 다루는 대부분의 연구들은 제도 도입 후 자발적인 공시의 양이 늘어났다고 보고하고 있다.

한편, 애널리스트들의 추정이익에 대한 정확성(정확도와 편차), 이익공시를 전후로 한 주가 변동성과 정보비대칭의 정도 그리고 정보거래에 대해 공정공시제도 도입전과 후의 변화에 대한 실증연구들[Straser(2002), Heflin et al.(2003), Bailey et al.(2003), 등]은 일치된 결과를 보여 주지 못하고 있는 실정이다. Heflin et

al.(2003), Shane et al.(2001) 그리고 Eleswarapu et al.(2002)등은 이익공시를 전후로 변동성이 감소하였다고 주장한 반면에, Bailey et al.(2003)은 중요 요인을 통제하고서 주가의 변동성을 검토한 결과 별다른 사실을 발견하지 못하였다고 하였다.

Shane et al.(2001)과 Heflin et al.(2003)등은 애널리스트들의 추정이익의 정확성은 물론 편차가 공정공시제도 시행으로 인해 변화하지 않았다고 주장하였다. 반면, Bailey et al.(2003)은 추정이익의 정확도는 변화하지 않았으나 편차에 있어서의 유의성은 증가하였다고 하였다.

또한, Gomes et al.(2004)은 규모별로 정보 전달에 따른 자본비용이 다를 것이기 때문에 공정공시제도의 시행으로 인한 효과도 달라진다고 주장하고 있다.

2) 국내의 선행연구

한국주식시장을 표본으로 한 실증연구들에 대해 살펴보면, 전상경·김성민(2003)은 2002년 11월부터 2003년 3월까지 DART(금융감독원 전자공시시스템)의 공정공시 자료를 이용하여 공정공시 효과를 분석하였다. 공정공시제도를 처음으로 시행한 우리나라에서 주로 홍보성 공시가 많기는 하였지만, 기업들이 실적에 대한 추정공시를 전에 비해 비교적 더 많이 하여 기업에 대한 이해관계자간의 정보의 불균형을 해소하는데 공정공시가 나름대로 긍정적인 역할을 수행하고 있다고 하여 제도 시행이 효과를 발휘하고 있는 것으로 평가하였다. 나아가, 이원흠과 최수미(2004)는 제도시행 후 기업의 이익실적 발표에 따른 주가변동이 작아진 것으로 나타났으며, 특히 실적이 개선된 기업의 주가변동성이 현저하게 감소하였다고 밝혔다. 한편, 김지홍 등(2004)은 공정공시제도 시행이후 이익 발표일을 전후로 한 비정상수익률과 비정상거래량의 변동성이 감소하였다고 하였다.

또한, 이원흠과 최수미(2004)에 따르면 국내 주식시장을 대상으로 한 애널리스트별 추정이익에 대한 편차가 감소하여 제도 시행으로 정보환경에 있어서 질적으로 긍정적인 방향으로 변화가 발생하였다고 주장하였다. 이들은 증권사 애널리스트들이 공표하는 투자등급 변경정보가 갖는 효과가 공정공시제도 시행을 전후한 시기

간에 차이가 있는가에 대한 6가지 가설을 설정하여 검증을 실시하였으며, 다음과 같은 실증분석 결과를 보고하였다.

첫째, 공정공시제도 시행에 따라 애널리스트가 사전적, 차별적으로 정보제공을 하지 못하게 되었으므로 제도시행 이후에는 사건일 이전에 정보유출 현상이 나타나지 않을 것이다. 제도시행 이전시기에 투자등급 변경 공표의 약 1주일 전부터 나타났던 정보유출 현상이 사라질 것이라는 가설을 지지하는 결과가 나타났다. 제도시행이후 사건일 당일에만 통계적으로 유의한 초과수익률이 관찰되었다.

둘째, 공정공시제도 시행에 따라 베스트 애널리스트의 경우 non 베스트와 비교하여 사전정보 유출 현상이 현저하게 감소될 것이라는 가설을 지지하는 결과가 나타났다. non 베스트 애널리스트의 경우, 제도 시행이전에는 등급상향 정보의 사전누출이나 등급하향 정보의 지연공개 현상이 있었는데, 제도 시행이후에는 그 현상들이 사라진 것으로 보인다.

셋째, 공정공시제도 시행에 따라 사전정보 유출현상은 애널리스트의 소속회사규모와 상관없이 나타나지 않을 것이라는 가설을 지지하는 결과가 나타났다.

넷째, 공정공시제도 시행에 따라 애널리스트가 사전적, 선별적으로 정보제공을 하지 못하게 되었으므로 제도시행 이후에는 사건일(-1, +1)의 초과수익률 반응이 제도시행 이전보다 더 강할 것이라는 가설을 지지하는 결과가 나타났다.

다섯째, 공정공시제도 시행에 따라 애널리스트가 사전적, 선별적으로 정보제공을 받지 못하게 됨으로써 투자추천에 있어 애널리스트의 개인능력 차이가 더 중요하게 되었다. 제도시행 이후에는 베스트 애널리스트의 경우, 사건일의 초과수익률 반응이 비베스트와 비교하여 더 뚜렷할 것이라는 가설을 지지하는 결과가 나타났다.

여섯째, 공정공시제도 시행에 따라 애널리스트가 사전적, 선별적으로 정보제공을 받지 못하게 됨으로써 애널리스트가 투자추천 대상으로 하는 기업의 규모에 따라 사건일의 초과수익률 반응에 차이가 나타나지 않을 것이라는 가설을 지지하는 결과가 나타났다.

하지만, 김지홍 등(2004)은 애널리스트들의 이익예측에 있어서 통계적으로 유의한 변화가 나타나지 않았다고 하였으며, 공정공시제도 시행 후 이익공시일에서 비

정상수익률과 비정상거래량의 변동성이 감소하지만 특히 소규모 기업에서 그 효과가 두드러진다고 주장하였다.

위와 같은 공정공시제도의 효과에 대한 질적인 정보환경의 변화에 대한 선행연구들의 상반된 결과들은, 아마도 제도가 최근에 시행되어 검증기간이 짧고 사례수의 절대적인 부족으로 인해 신뢰성 확보에 필요한 자료가 많이 부족하고 공시일을 전후로 한 수익률의 정확한 측정이 어렵다는 점에 기인한다고 볼 수 있을 것이다. 나아가 공정공시제도의 시행효과가 기업규모에 따라 다르게 발생하였을지도 모른다.³⁾ 기업규모별 정보환경의 변화에 대한 이러한 연구 결과들은 위에서 언급한 바와 같이 신뢰성 확보에 문제가 있어 일반화하기에는 무리가 있다고 할 수 있다. 이에 본 연구에서는 우리나라에서의 검증기간을 늘리고 표본수를 크게 확장하여 기업규모별로 공정공시제도의 시행으로 인한 정보환경의 변화에 대해 검증해 보고자 한다.

³⁾ 투자자들은 때때로 소규모 기업들에 대해 주의를 기울이지 않기 때문에 규모가 작은 기업들은 애널리스트들로부터 저평가될 가능성이 높아진 것으로 평가하였다[Merton(1987)].

제 3 장 표본의 선정과 연구방법론

1. 표본의 선정

공정공시제도 시행에 대한 한국 주식시장 자료를 이용한 대부분의 연구 결과들은 소규모 기업들에 위험 프리미엄 효과가 있다고 주장하고 있다. 본 연구는 이러한 선행연구 결과를 바탕으로 애널리스트들에 의해 사적으로 생산되는 정보가 공정공시제도 시행에 따라 생산될 수 없게 됨에 따라 소규모 기업에 대한 정보량이 어떻게 변화하는지를 살펴보기 위해 사건연구방법을 활용하였다. 연구기간은 공정공시제도가 시작(2002년 11월)된 후 제도가 본격적으로 적용되었던 2003년 3월을 중심으로 전·후 각각 2년(총 4년)으로 하였다. 표본 선정기준은 다음과 같다.

먼저, 위 기간 동안 이미 거래소에 상장되어 있는 기업으로서,

- 1) 결산일이 12월 말일인 기업
- 2) 애널리스트들의 추정이익 보고가 있었던 기업
- 3) 금융업을 제외한 기업을 대상으로 하였다.

여기에서 결산일을 12월 말일로 통일한 이유는 추정이익 및 기업의 내외적 환경을 일치시키기 위함이고, 애널리스트들의 추정이익 발표가 없었던 기업은 본 연구의 목적에 부합되지 않기 때문에 제외시켰다. 나아가 금융업은 다른 기업들과 계정과목이 특별히 다르고 외부 이해관계자들에게 제공되는 정보가 거의 유사하기 때문에 제외하였다. 그리고 기업의 회계자료는 한국상장사협의회 자료를 이용하였으며, 추가수익률은 FN Guide와 증권연구원의 KSRI 자료를 이용하였다.

본 연구에서의 공정공시제도 시행 전 이익발표는 기업설명회와 기업실적 전망으로 하였고, 제도 시행 후에는 공정공시 내용 중 영업실적 및 이익전망과 변경사항을 발표한 날로 하였다.

2. 연구방법론

애널리스트들의 추정이익 및 기업의 실제이익 공시에 따른 시장반응을 살펴보기 위해 시장수익률조정모형을 이용하였다. 먼저, 개별기업의 비정상수익률과 누적비정상수익률을 아래 식 (1)과 (2)를 이용하여 추정하였다. 이러한 시장수익률조정모형에 의한 비정상수익률의 추정은 Bailey et al.(2003)와 Gomes et al.(2004), 김지홍 등(2004)의 선행연구에서 사용한 것을 그대로 사용하였다.

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt} \dots\dots\dots (1)$$

여기서, AR_{jt} : 개별기업 j의 t 일의 비정상수익률

R_{jt} : 개별기업 j의 t 일의 수익률

R_{mt} : t 일의 종합주가지수 수익률

검증 기간 중 각 사건의 비정상누적수익률은 사건기간의 공시일 이전 K일(t=-2)부터 공시일 이후 M일(t=2)까지로 총 5일간의 자료로 계산하였다.

$$CAR_{K,M} = \sum_{t=K}^M AR_{jt} \dots\dots\dots (2)$$

여기서, $CAR_{K,M}$: 사건기간의 K 일부터 M 일까지의 비정상누적수익률

본 연구의 목적은 기업이 정보를 생산·공급함에 따라 소요되는 자본비용이 기업규모에 따라 달라질 것이라는 가정 하에 기업의 규모를 분리하여 규모별로 검증을 시도하였다. 기업규모의 분류는 시가총액에 따라 3등분[Fama & French(1992), Gomes et al.(2004)]하거나, 시가총액 기준 상위 100대 상장기업과 그렇지 않은 기업으로 2등분하는 방법[이원흠, 최수미(2004)] 등이 있다. 하지만, 본 연구에서는 공시 사건별 규모에 따른 통계적 유의성을 확보하기 위해 Gomes et al.(2004)의 방법을 원용하여 시가 총액을 기준으로 상위 30%(대규모 기업), 70~40%(중규모 기업),

하위 40%(소규모 기업)로 나누었다.

본 연구에서는 공정공시제도 시행을 전·후로 한 시계열 자료에 동일한 년도의 기업간 횡단면 자료를 분석하기 위해 Gomes et al.(2004)가 사용한 Pooled-OLS 방법을 활용하였다.

제 4 장 실증분석

공정공시제도 시행에 따라 기업의 이해관계자 중 가장 직접적으로 큰 영향을 받은 집단은 아마도 애널리스트들일 것이다. 이 제도 시행 전에는 기업 가치를 평가하고 전망하기 위해 개별적으로나 선택적 공시를 통해 우월적 지위에서 제공받던 정보를 공정공시제도 시행 후에는 일반 투자자들과 동시에 동일한 정보를 제공받아야 하기 때문에 개별기업에 대한 차별적 자료 수집이 곤란하여 애널리스트의 핵심적인 역할인 기업가치 평가와 주가 예측에 있어서 어려움이 예상되기 때문이다. 이러한 공정공시제도의 효과를 살펴보기 위해서는 애널리스트들의 정보제공이 제도 시행으로 어떻게 변화하였는지를 애널리스트들의 기업실적에 대한 추정치 보고 건수가 어떻게 달라졌는지 살펴보는 것이 선행되어야 한다. 표본기간동안 애널리스트들의 이익 추정 건수에 대한 기초 통계량은 <표 1>과 같다. 표본기업 전체의 기업별 평균이익 추정 건수는 공정공시제도 시행 전 7.25건에서 시행 후 9.12건으로 늘어나 공정공시제도의 시행으로 오히려 애널리스트들의 이익추정 건수가 증가한 것으로 나타났다. 하지만, 이를 기업 규모에 따라 분류한 경우 시가총액 기준 상위 30% 이상의 기업들에서는 제도 시행 전 11.27건에서 13.39건으로 증가하였고, 70% 미만 40% 이상인 중규모 기업의 경우에는 제도 시행 전 2.47건에서 2.18건으로 오히려 감소하였으며, 특히 시가총액 40%미만인 소규모 기업군에서는 0.32건에서 0.14건으로 애널리스트들의 이익 추정건수가 크게 감소한 것으로 나타났다. 이는 70% 미만의 중·소규모 기업들의 경우 공정공시제도의 시행으로 인하여 오히려 정보공시 기회가 감소하는 정보경색현상이 사실인 것으로 드러났다.

<표 1> 기술통계량

표본기업 전체		평균	중위수	최대치	관측치
공정공시제도	시행 전	7.25	6	24	2,154
공정공시제도	시행 후	9.12	8	29	3,237
합 계		8.21	7	29	5,391
대규모 기업 (시가총액 상위 30%)					
	시행 전	11.27	12	24	935
	시행 후	13.39	15	29	1,553
합 계		12.45	13	29	2,488
중규모 기업 (시가총액 40%이상 - 70%)					
	시행 전	2.47	3	15	710,
	시행 후	2.18	2	20	910
합 계		2.35	2	20	1,620
소규모 기업 (시가총액 하위 40%)					
	시행 전	0.32	0	8	664
	시행 후	0.14	0	6	619
합 계		0.24	0	8	1,283

위 <표 1>에서 보듯이 표본기업 전체적으로는 제도 시행으로 인해 애널리스트들의 이익추정발표 건수가 증가하였음을 알 수 있다. 이는 제도 시행으로 인한 정보환경의 변화가 순기능적인 역할을 하였다고 할 수 있다. 하지만, 공정공시제도 시행 후 중·소규모 기업에 대한 이익추정 건수는 오히려 감소하였다. 이는 공정공시라는 정보공개 환경변화 제도가 전체적으로는 순기능적인 역할을 수행하고 있는 것처럼 보이지만, 기업규모별로 정보환경의 변화에 대한 차별적인 기능으로 인해 기업규모별 영향이 달라 그 효과에 있어서 차이가 날 가능성이 있음을 알 수 있다.

이러한 결과는 국내주식시장을 대상으로 한 대부분의 선행연구들이 공정공시제도의 시행으로 애널리스트들의 정보환경에는 변화가 없었다고 주장한 것과는 다른 것으로 나타나 선행연구들의 결론을 일반화하기에는 어려움이 있음을 보여주고 있다.

Gomes et al.(2004)은 애널리스트들의 이익추정 능력을 기업의 실적악화로 인한 매도신호의 수와 기업실적과의 관계를 통해 측정하고자 하였다. 이를 통해 애널리스트들의 이익예측 정확성을 알아볼 수 있다고 하였다. 본 연구에서도 공정공시제

도의 시행으로 인한 애널리스트들의 이익예측 정확성을 추정하기 위해 Gomes et al.(2004)의 회귀분석을 실시하였다.

대규모 기업의 이익추정 건수가 상대적으로 많기 때문(2,488/5,391)에 기업규모를 통제하고 공정공시제도 시행, 기업의 적자 여부 그리고 이에 따른 시장반응을 살펴 보기 위해 비정상누적수익률의 부호와 비정상누적수익률의 절대값 크기 등을 설명 변수로 하는 다중회귀분석을 실시하였다.

$$N_{i,q} = \alpha_{oi} + \alpha_1 Postfd_{i,q} + \alpha_2 Size_{i,q} + \alpha_3 Loss_{i,q} + \alpha_4 Acar_{i,q} + \alpha_5 Scar_{i,q} + \epsilon_{i,q} \dots\dots\dots (3)$$

- 여기서, $N_{i,q}$: q 분기의 i기업의 애널리스트들의 이익추정발표 건수
- $Postfd_{i,q}$: 공정공시제도 시행 이후 이면 1, 아니면 0
- $Size_{i,q}$: q 분기의 i기업의 시가총액의 자연로그 값
- $Loss_{i,q}$: q 분기의 i기업의 순이익이 적자이면 1, 아니면 0
- $Acar_{i,q}$: q 분기의 i기업의 누적비정상수익률의 절대값
- $Scar_{i,q}$: q 분기의 i기업의 누적비정상수익률의 부호가 (+)이면 1, 아니면 0
- $\alpha_o, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$: 각각의 회귀계수,
- $\epsilon_{i,q}$: 잔차

표본집단 전체를 대상으로 공정공시제도 시행 전·후 각각에 대해 회귀식 (3)의 다중회귀분석 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. <표 2>에서 알 수 있듯이 공정공시제도 시행 전에는 기업규모 변수만 1% 수준에서 통계적 유의성이 있었고 다른 변수들은 유의성이 없는 것으로 나타났다.

공정공시제도 시행 기간을 구분하지 않은 전체 표집기간에서는 제도시행 후 이익추정 건수가 증가하였으며, 공정공시제도 시행효과를 나타내는 회귀계수가 1.25으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났음을 알 수 있다.

한편, 제도시행 후를 대상으로 한 회귀분석에서는 제도시행 전과 달리 모든 설명 변수들에 대해서 1% 수준에서 유의적인 결과를 보여주고 있다. 공정공시제도 시행 후 전체 표본 집단에서 기업의 실적악화를 보여주는 적자여부 변수의 회귀계수가

1.82로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나 공정공시제도 시행 후 적자발생 예상 시에는 애널리스트들이 흑자인 경우보다 이익이 감소하거나 적자가 예상된다는 정보를 보다 적극적으로 발표하고 있음을 알 수 있다.

<표 2> 추정이익발표 건수를 종속변수로 한 다중회귀분석

기간 변수	전체 표본기간		공정공시제도 시행 전		공정공시제도 시행 후	
	계수 (t-Value)	조정R ²	계수 (t-Value)	조정R ²	계수 (t-Value)	조정R ²
상수	-19.34 ^a (-25.20)	0.32	-16.41 ^a (-17.67)	0.31	-19.44 ^a (-20.35)	0.29
공정공시제도 시행여부	1.25 ^a (7.48)					
규모	2.13 ^a (43.61)		1.95 ^a (29.22)		2.51 ^a (32.17)	
적자여부	0.76 ^b (2.91)		-1.03 (-1.12)		1.82 ^a (5.06)	
비정상누적이익률의 절대값 크기	-0.02 (-1.43)		-0.04 (-1.54)		-0.04 ^b (-2.93)	
비정상누적이익률의 부호	0.51 ^b (2.79)		0.29 (1.42)		0.68 ^b (2.56)	

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

<표 2>가 보여 주는 바와 같이 제도 시행으로 인하여 애널리스트들의 이익추정 건수가 증가하였는 바, 이는 제도 시행으로 인하여 정보환경의 변화가 시장에서 순기능적인 역할을 하였다고 할 수 있다. 하지만, <표 1>에서 보듯이 제도 시행 후 소규모기업의 경우 오히려 추정이익의 보고 건수가 감소하여 공정공시제도가 반드시 순기능만을 수행한다고 보는 데는 한계가 있을 것으로 보인다. 미국시장을 중심으로 한 Gomes et al(2004)의 연구에서도 기업규모별로 공정공시제도의 영향이 다르다는 사실을 제시한 바 있다. 이에 본 연구에서도 기업규모별 정보환경의 변화에 대한 제도시행 효과를 검증하기 위해 표본을 기업규모별로 분류하여 회귀분석을 실시한 결과를 <표 3>에 제시하였다. 여기에서는 대규모 기업과 소규모 기업간 규모별 분석 결과의 차이를 보다 명확히 하기 위해 중규모 기업집단을 제외하고, 대규모 기업 집단과 소규모 기업 집단 간 차이분석을 실시하였다.

<표 3> 제도시행 전·후의 기업규모별 추정이익보고 건수에 따른 효과 비교

표본기간 전체	대규모 기업		소규모 기업	
	계수 (t-Value)	조정R ²	계수 (t-Value)	조정R ²
상수	-20.55 ^a (-10.76)	0.17	10.36 ^a (3.57)	0.08
공정공시	1.57 ^a (4.34)		-1.38 ^a (-4.05)	
규모	2.27 ^a (18.21)		-0.84 ^c (-2.15)	
적자여부	-1.34 ^c (-2.16)		1.55 ^a (3.76)	
절대비정상누적수익률	-0.04 ^a (-4.04)		0.02 (0.77)	
비정상누적수익률(+)	0.45 ^c (2.03)		0.21 (0.89)	
이익 추정 건수	2,488	2,488		1,283
공정공시시행 전				
상수	-13.73 ^a (-6.71)	0.24	8.37 ^b (2.54)	0.07
규모	1.77 ^a (12.33)		-0.58 (-1.61)	
적자여부	1.89 ^a (4.85)		0.57 (1.27)	
절대비정상누적수익률	-0.03 (-1.37)		0.03 (1.54)	
비정상누적수익률(+)	0.17 (0.49)		0.35 (0.93)	
이익 추정 건수		935		664
공정공시시행 후				
상수	-19.37 ^a (-7.35)	0.13	10.24 ^b (2.37)	0.06
규모	1.27 ^a (10.31)		-0.57 ^c (-1.29)	
적자여부	0.72 (0.39)		2.87 ^a (3.92)	
절대비정상누적수익률	-0.06 ^b (-3.02)		-0.03 (-0.75)	
비정상누적수익률(+)	0.80 ^c (1.85)		0.08 (0.13)	
이익 추정 건수		1,553		619

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

표본기업을 시가총액의 크기로 구분하여 중규모 기업 집단을 제거하고, 상위 30% 대규모 기업집단과 하위 40% 소규모 기업집단으로 분류하여 분석한 결과, 제도 시행 전에는 대규모 기업에서 기업실적 악화와 관련한 이익추정 발표 건수는 1%수준에서 양의 통계적 유의성을 보여 주고 있으나, 시행 후에는 통계적 유의성이 없어졌다.

반면에 추정이익 보고건수의 증감과 관련한 시장반응에 있어서는 제도시행 전에는 통계적 유의성이 없었지만, 제도 시행 후에는 비록 시장반응의 크기는 감소하였지만, 양(+)¹의 비정상누적수익률을 보였다.

결과적으로 대규모 기업집단에서는 공정공시제도 시행의 긍정적인 효과가 존재하는 것으로 해석되는 반면, 소규모 기업집단에서는 기업의 실적악화와 관련한 적자여부에 대한 회귀계수는 2.87로 1% 수준에서 통계적으로 유의적으로 나타났다.

하지만, 비정상누적수익률의 크기와 방향에 대한 추정이익 보고 건수와의 관계는 유의적인 결과를 보여 주지 못하고 있다. 지금까지의 <표 1>과 <표 3>의 결과가 보여 주듯이 공정공시제도의 시행으로 인한 정보전달 환경의 변화가 기업 규모별로 시장에서 다르게 인식되고 있음을 알 수 있다. 특이할 점은 소규모 기업집단에서는 애널리스트들의 추정이익 보고건수 감소가 기업의 실적악화를 나타내는 적자발생의 경우에만 통계적 유의성을 갖고 있다는 점이다. 이를 보다 구체적으로 확인하기 위해 공정공시제도의 부작용인 정보경색현상이 소규모기업군에서만 발생하였는지를 추가적으로 검증하였다. 즉, 기업의 실제 이익과 이에 앞서 발표된 추정이익의 차이의 크기(추정오차)와 관련한 시장반응이 제도의 시행으로 달라졌는지를 검증하고자 다음과 같이 회귀분석을 추가적으로 실시하였다.

$$Es_{i,q} = \alpha_{oi} + \alpha_1 Postfd_{i,q} + \alpha_2 Size_{i,q} + \alpha_3 Loss_{i,q} + \alpha_4 Acar_{i,q} + \alpha_5 Scar_{i,q} + \epsilon_{i,q} \dots\dots\dots (4)$$

여기서, $Es_{i,q}$: 이익공시일 이전까지의 평균 예상 주당순이익(EPS)

- 실제 주당순이익(EPS)에 대한 절대값

독립변수들에 대한 설명은 식(3) 참조

먼저, <표 3>의 분석과는 다르게 기업규모를 고려하지 않고 전체 표본기업에 대한 회귀분석을 실시하였다. <표 4>에서 보듯이 애널리스트들의 이익추정오차의 크기는 공정공시제도 시행 여부와는 관련성이 없었다. 나아가 비정상누적수익률의 크기나 방향성에 있어서도 통계적 유의성을 발견할 수 없었다. 그러나 애널리스트들의 추정오차는 기업규모에 따라, 또는 기업의 적자발생이 예상되는 경우 높은 설명력을 갖고 있음을 발견하였다.

<표 4> 애널리스트들의 이익 추정오차 크기에 대한 영향

표본기업 전체				
	회귀계수	t-value	유의수준	조정R ²
상수	-14.56 ^a	-8.57	0.00	0.06
공정공시시행	-0.17	-0.35	0.83	
규모	1.78 ^a	7.82	0.00	
적자발생	2.89 ^a	4.26	0.00	
절대비정상누적수익률	-0.02	-1.58	0.24	
(+) 비정상누적수익률	-0.72	-1.71	0.27	

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

위에서 언급하였듯이 기업규모와 적자발생여부가 애널리스트들의 추정이익 오차와 유의적 관련성을 보이고 있는 것으로 도출되었다. 이를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 먼저, 전체 표본기업을 기업규모별로 분리하여 이익추정오차에 대한 공정공시제도 시행의 효과를 검증한 결과가 <표 5>에 나타나 있다. 기업규모별 나누어 분석을 실시한 것은 일반적으로 기업규모에 따라 기업문화와 정보의 질적·양적 차이가 클 것으로 보이기 때문이다.⁴⁾

기업규모별 분석 결과를 살펴보면, 대규모 기업집단(시가총액 상위 30% 이내)과 소규모 기업집단(시가총액 하위 40%)에서는 공정공시제도 시행으로 인한 변화는 없었다. 그러나 시가총액 하위 40%에서 70%까지의 중규모 기업들에서는 공정공시제도 시행과 추정이익에 대한 오차의 크기 간에 -0.67로 1% 수준에서 통계적으로 유의성을 보여 주고 있다.

또한, 중규모 기업집단에서 적자발생여부와는 통계적 유의성은 없지만, 다른 집단과 달리 음(-)의 계수 값을 보이고 있다.

이러한 결과는 미국시장 자료를 활용한 Gomes et al.(2004)의 연구 결과를 일정 부분 지지하는 것으로 보인다.

<표 5> 기업규모별 애널리스트들의 이익 추정오차 크기에 대한 영향

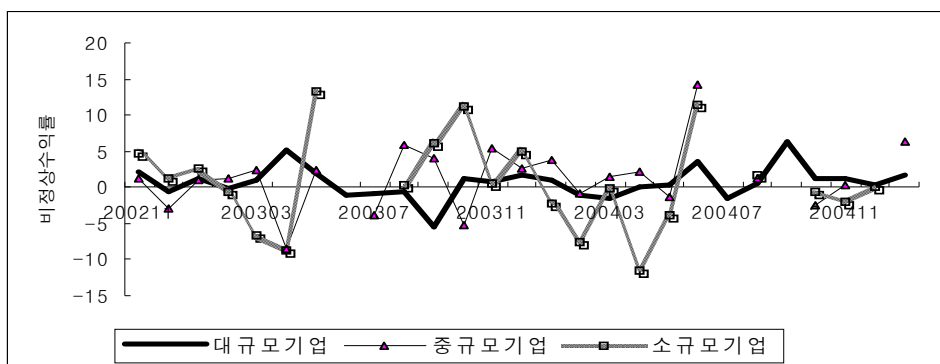
구 분	대규모기업			중규모기업			소규모기업		
	계수	t-value	조정R ²	계수	t-value	조정R ²	계수	t-value	조정R ²
상수	-19.26 ^c	-1.65	0.02	-8.37 ^a	-3.89	0.02	-4.37 ^b	-2.35	0.01
공정공시시행	1.74	0.87		-0.67 ^a	-3.35		-0.19	-0.55	
규모	2.36 ^b	2.55		0.81 ^a	4.26		0.58 ^c	2.04	
적자발생	11.38 ^a	3.37		-0.64	-1.69		2.25 ^a	4.98	
절대비정상누적수익률	-0.09	-1.27		-0.02 ^c	-2.04		-0.02	-1.04	
적자누적초과수익률	-3.42	-1.69		-0.45 ^b	-2.27		0.04	0.16	

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

4) 실증적 회계이론에 의하면 석유 및 가스산업과 대기업 등 특정 산업에 있어서 규모가 큰 기업이 일반적으로 당기 이익을 감소시키는 회계절차를 사용할 가능성이 높다고 Zmijewski와 Hagerman(1981)은 규모가설을 주장하였다.

본 연구의 또 다른 목적은 공정공시제도의 시행으로 인하여 애널리스트들의 추정이익과 실제이익이 다르게 발표되었을 때 시장의 변동성이 감소하였는지를 검증하는 것이다. 즉 공정공시제도의 시행으로 기업의 실적에 대한 정보가 사전에 시장 참가자 모두에게 동시에 알려지기 때문에 이익 발표일을 전후로 한 변동성은 감소할 것이라는 가설을 검증하고자 이익발표 시점의 변동성을 기업규모별로 다음과 같이 <그림 1>에 제시하였다.

<그림 1> 이익공시를 전후로 한 기업규모별 시장반응



<그림 1>은 이익발표시점(t일)을 전후로 -2일에서 +2일까지의 5거래일의 비정상수익률을 규모별로 평균한 값을 변동성으로 하여 나타낸 것이다. 대규모 기업집단의 변동성은 공정공시제도 시행을 전후로 다른 기업 집단에 비해 상대적으로 큰 변화를 보이지 않고 있다. 그러나 소규모 기업집단의 경우에는 공정공시제도 시행 직후에는 변동성이 감소하는 추세를 보였으나, 2004년 들어서는 소규모 기업의 변동성이 분기별로 크게 변화하는 양상을 보이고 있다. 따라서 기업규모별 변동성이 공정공시제도 시행으로 감소하였다는 사실을 지지하는데 한계가 있다.

또한 공정공시제도 시행을 전후로 이익발표에 대한 시장반응과 기업특성들 사이의 관계성을 살펴보기 위해 추가수익률의 변동성을 종속변수로 하고 제도 시행과 관련한 기업특성을 독립변수로 하는 식(5)를 구성하여 다중회귀분석을 실시하였다.

$$Vol_{i,t} = \alpha_{oi} + \alpha_1 Postfd_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Loss_{i,t} + \alpha_4 Shock_{i,t} + \alpha_5 Es_{i,t} + \alpha_6 Acar_{i,t} + \alpha_7 Scar_{i,t} + \epsilon_{i,t} \dots\dots\dots (5)$$

여기에서,

$Vol_{i,t}$: 이익발표일 (t일)이전 t-1일부터 t+1일까지의 비정상누적수익률

$Shock_{i,t}$: 이익발표일 이전 3일까지 발표된 추정이익의 오차가 (-)인 경우 1, 아니면 0

$Es_{i,t}$: 이익발표일 이전 3일까지 발표된 추정이익의 평균 EPS - EPS 위 3가지 변수 이외의 변수에 대한 정의는 식(3) 참조

공정공시제도의 시행 후 이익발표에 대한 시장의 주가 변동성과 기업특성 요인들 사이의 관계에 대한 결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 선행연구들의 결과는 이익발표일을 전후로 변동성이 감소하여 공정공시제도의 순기능이 효과가 있다고 주장하고 있다. 표본기간을 확장한 본 연구에서는 선행연구와는 반대로 공정공시제도 시행으로 이익발표일을 전후로 한 주가 변동성이 오히려 증가하고 있음을 발견하였다.

이러한 분석결과는 분석기간을 확대한 Gomes et al.(2004)의 실증결과와 일치하지만, 한국주식시장을 중심으로 한 국내 선행연구 결과와는 다를 수 있다. 이는 분석기간이 확장됨에 따라 제도 도입에 따른 후광효과(Halo effect)가 사라지고 있음을 간접적으로 증명한 것으로 판단된다.

<표 6> 이익발표 시 주가 변동성과 기업특성 요인과의 관계

구 분	계수	t-value	조정된 R ²
절편	1.253	0.831	0.138
공정공시제도 시행여부	2.461 ^a	4.257	
기업규모	-0.202 ^b	-2.304	
적자발생	-0.267	-0.692	
예측오차(-)	-0.585 ^b	-2.328	
예측오차의 크기	0.003	0.642	
비정상누적수익률의 크기	-0.523 ^a	-3.243	
비정상누적수익률(-)	-2.253 ^a	-6.524	

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

이러한 결과는 김지홍 등(2004)의 공정공시제도 시행으로 이익발표에 따른 변동성이 감소하였다고 한 결과와는 상반되고 있다. 이는 김지홍 등이 수행한 연구기간을 시행직후 1년에서 2년으로 기간을 확장하였기 때문에 공정공시제도가 정착단계에 돌입하여 제도 시행에 따른 프리미엄이 사라졌기 때문으로 풀이된다.

한편, 기업규모가 작을수록 변동성이 증가하는 반면에 추정이익이 실제이익보다 작을 때 투자자들의 반응이 높음을 알 수 있다. 이는 단기적인 주가 변동성과 이익발표가 포함된 비정상누적수익률은 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)의 설명력을 갖고 있으며, 발표된 실제이익이 애널리스트들의 추정이익보다 작은 이익충격의 경우 변동성이 (-)의 계수를 보이고 있음을 발견하였다. 이익발표에 따른 비정상수익률의 변동성이 선행연구의 결과와는 달리 증가하였기 때문에 이러한 결과가 공정공시제도가 기업규모별로 정보환경을 다르게 변화시킬 수 있다는 Gomes et al.(2004)의 연구결과와 일치하는지를 검증하기 위해 기업규모별로 분류하여 다중회귀분석을 <표 7>과 같이 추가적으로 실시하였다.

기업 규모별로 분류한 회귀분석 결과, 공정공시제도 시행여부는 소규모 기업집단을 제외한 각각의 기업집단에서 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)의 계수를 나타내 공정공시제도 시행 후 이익발표에 따른 변동성 즉, 단기적인 시장반응이 크다는 것을 알 수 있다.

<표 7> 기업규모별 주가 변동성과 기업특성 요인들 사이의 관계

기업규모 변수	소규모 기업집단		중규모 기업집단		대규모 기업집단	
	계수 (t-value)	조정된 R ²	계수 (t-value)	조정된 R ²	계수 (t-value)	조정된 R ²
절편	2.18 (0.45)	0.138	3.75 (0.75)	0.096	1.93 (0.85)	0.117
공정공시제도의 시행여부	4.17 (1.57)		2.64 ^a (3.05)		2.37 ^a (3.87)	
기업규모	-0.16 (0.03)		-0.64 (-1.07)		-0.36 (-1.44)	
적자발생 여부	-0.27 (-0.05)		-0.42 (-0.40)		-0.48 (-0.87)	
예측오차 (-)	-3.57 (-1.75)		-0.68 (-1.65)		-0.45 (-1.21)	
예측오차의 크기	-0.08 ^c (-2.01)		0.001 (-0.16)		0.002 (1.22)	
비정상누적 수익률의 크기	0.26 (0.13)		0.57 (1.40)		0.76 ^a (3.18)	
비정상누적 수익률 부호	-4.26 (-1.53)		-2.21 ^a (-3.07)		-2.23 ^a (-5.45)	

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

먼저, 소규모 기업집단에서는 오로지 10% 유의수준에서 음(-)의 유의성을 보인 예측오차의 크기만을 제외한 어떤 변수도 유의성을 보여 주지 않고 있다. 중규모 기업집단에서는 공정공시제도의 시행여부와 비정상누적수익률의 부호에서 1%수준에서 통계적으로 유의적인 관계를 보여 주고 있다. 대규모 기업집단을 중심으로 한 회귀분석에서는 제도 시행은 물론 비정상수익률의 크기와 부호 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의성을 보여 애널리스트들의 이익추정 오차의 크기와 부호에 대해 변동성이 감소하고 있었다.

이러한 연구결과는 공정공시제도의 시행이 2년이 지나면서 기업의 회계적 이익 발표에 따른 단기적 변동성이 감소할 것이라는 기대효과가 사라지고 있음을 증명한다고 할 수 있다. 이는 중·소규모 기업들에 있어서 제도 시행으로 인한 정보경색현상으로 추정이익 발표건수가 감소하였기 때문에 기업의 이익발표 시점을 전후로 변동성이 증가하는 경향이 나타난 것으로 해석될 수 있다. 따라서 소규모 기업들에 대한 추정이익정보의 양과 질에 대한 개선이 필요하다고 생각된다.

공정공시제도의 영향이 기업규모별로 다르며 미국시장의 경우에서와 같이 소규모 기업들의 정보환경 변화가 실질적인 정보경색현상에 기인하였는지를 검증하고 이러한 정보경색현상에 대한 주식시장의 반응을 알아보려고 하였다.

소규모기업의 정보환경의 변화를 자세히 알아보기 위해 <표 8>과 같이 공정공시제도 시행을 전후로 애널리스트들의 추정이익 보고의 변화를 살펴보았다. <표 8>에서 보듯이 공정공시제도 시행으로 시가총액 40% 이하의 소규모 기업에서 제도 시행 전 이익보고가 있었던 기업에서 제도 시행 후 애널리스트들의 추정이익 보고가 감소하였음을 발견할 수 있었다. 이는 선택적 공시가 어려워짐으로서 애널리스트들의 소규모기업 이익추정과 관련한 탐색비용이 증가하였기 때문이라고 할 수 있다.

<표 8> 공정공시제도 시행에 따른 소규모 기업의 추정이익 보고의 변화

구분	소규모 기업 전체		제도시행 전 이익추정 보고가 없었던 기업		제도시행 전 이익추정 보고가 있었던 기업	
	시행 전	시행 후	시행 전	시행 후	시행 전	시행 후
시가총액 (백만원)	18,569	21,257	16,950	18,657	22,437	24,077
이익추정 건수	0.32	0.13	0	0.16	0.78	0.54

공정공시제도의 시행이 소규모 기업에서 정보경색 현상과 자본비용의 증가로 나타났는데, 이러한 결과가 Reinganum(1981)이 처음 발견하였던 소규모 기업 효과에 의한 프리미엄과 관련이 있는지를 알아보기 위해 제도시행을 전·후로 한 추정이익 보고의 변화가 있었던 기업들을 집단으로 구분하여 다중회귀분석을 실시하였다. 이를 위해 <표 8>의 기업구분에 따라 포트폴리오를 구성하여 이들 포트폴리오의 수익률을 종속변인으로 하는 Fama & French(1997)의 3요인모형 다중회귀분석을 분기별 자료를 이용하여 다음과 같이 실시하였다.

$$AR_{i,q} = \alpha_{0,q} + \alpha_1 RMF_q + \alpha_2 HML_q + \alpha_3 SMB_q + \alpha_4 Posmb_q + \epsilon_{i,q} \dots\dots\dots (6)$$

여기에서,

$AR_{i,q}$: q분기의 i포트폴리오의 초과수익률

RMF_q : q분기의 시장초과수익률

HML_q : q분기의 Fama and French의 장부가/시장가 요인

SMB_q : q분기의 Fama and French의 규모기업 요인

$Posmb_q$: 제도의 시행을 더미변수 1로 한 후에 q분기 SMB의 수익률을 곱한 값

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \epsilon_{i,q}$: 각각의 회귀계수 및 잔차

식 (6)의 다중회귀분석 결과를 <표 9>에 제시하였다. 여기에서 공정공시제도 시행 여부를 나타내는 더미변수인 Posmb의 회귀계수가 소규모 기업 전체를 표본으로 한 포트폴리오에서는 유의적인 차이가 없었다. 그러나 제도 시행 전에 이익추정 보고가 있었던 소규모 기업집단으로서 공정공시제도 시행 후 추정이익의 보고가 감소한 포트폴리오에서 1.75로 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보이고 있어 공정공시제도의 시행으로 인한 선택적 이익정보 공시의 감소가 기업규모의 프리미엄을 부분적으로 설명하고 있음을 발견하였다. 즉, 공정공시제도 시행으로 추정이익 정보의 건수와 기업규모 간에는 상관관계가 있음을 알 수 있다.

<표 9> 소규모 기업집단 포트폴리오 수익률 결정요인분석

	소규모 기업 전체		제도시행 전 이익추정 보고가 없었던 기업		제도시행 전 이익추정 보고가 있었던 기업	
	시행 전	시행 후	시행 전	시행 후	시행 전	시행 후
절편 (t-value)	1.74 (0.39)	9.12 ^c (2.02)	6.54 (1.69)	6.43 (1.62)	4.09 (1.02)	3.96 (0.99)
RMF	-7.53 (1.45)	-12.09 (0.87)	4.64 (0.37)	0.05 (0.01)	-1.1 (0.12)	-7.04 (0.45)
SMB	0.42 (1.39)	0.57 (1.38)	-0.35 (1.14)	-0.3 (0.98)	-0.51 (1.58)	-0.45 (1.53)
HML	-1.26 ^c (2.02)	-1.02 (1.05)	0.71 (1.78)	0.67 (1.64)	0.76 ^c (1.87)	0.71 (1.72)
Posmb		0.55 (1.25)		0.42 (0.43)		1.75 ^c (1.87)
Adj,R ²	0.24	0.29	0.14	0.17	0.18	0.22

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

위의 분석 결과에 따르면, 공정공시제도 시행 전에는 애널리스트들의 이익추정보고가 상대적으로 많았던 소규모 기업들이 선택적 공시를 제한한 제도 시행 후에는 이러한 이익추정에 대한 정보가 줄어들기 때문에 제도 시행으로 인해 소규모 기업에 대한 정보경색현상이 발생하게 된 것이다.

Bushee et al.(2003)에 따르면 복잡한 정보일수록 사적이고 개인적인 정보전달 경로를 선호하게 된다고 한다. 그는 정보의 복잡성에 대한 대응치로 무형자산의 크기를 사용하여 공정공시제도 시행의 영향을 검증하고자 하였다. 그들은 기업의 연구개발비를 포함한 무형자산의 비중이 큰 기업에서는 공정공시제도 시행으로 회계적 이익 정보의 질이 변화하였음을 미국시장을 대상으로 한 연구에서 밝혔다.

이에 본 연구에서도 기업규모와 무형자산 및 재량적 발생액(수정 Johnes 모형에 따른)의 크기로 구분한 포트폴리오를 사용하여 이익정보의 복잡성에 따른 공정공시제도 시행의 효과를 검증하고자 하였다. 먼저 시가총액의 크기를 기준으로 포트폴리오를 3등분하여 각 집단별로 무형자산과 재량적 발생액의 크기에 따라 2등분한 3×2 포트폴리오의 초과수익률을 종속변인으로 하는 식 (7)의 다중회귀분석을 추가적으로 실시하였다. <표 10>에는 이들 회귀분석의 결과 중 다른 변수들은 통제변수이므로 생략하고 본 연구의 목적인 규모의 효과와 공정공시제도 시행여부에 따른 더미변수를 나타내는 회귀계수인 SMB와 Posmb만을 표시하였다.

<표 10> 정보의 복잡성과 초과수익률 간의 관계분석

구분	변수	정보위 복잡성이 높은 기업 집단		정보의 복잡성이 낮은 기업 집단	
		규모의 효과 (SMB)	제도 시행 여부 (Posmb)	규모의 효과 (SMB)	제도 시행 여부 (Posmb)
대규모 기업	회귀계수 (t-value)	-0.67 (-1.49)	2.17 (0.28)	-0.47 (-1.19)	4.53 (0.92)
중규모 기업	회귀계수 (t-value)	-0.55 (-1.37)	2.68 (0.76)	-0.43 (-1.27)	3.65 (0.75)
소규모 기업	회귀계수 (t-value)	-0.45 (-0.97)	5.39 (0.92)	-0.28 ^a (3.73)	-0.69 (1.61)

주 1) a,b,c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

<표 10>에서 보듯이 소규모 기업을 제외하고는 규모의 효과나 공정공시제도의 시행여부가 포트폴리오의 수익률을 설명할 수 없음을 발견하였다. 이는 기업규모를 통제하고 정보의 복잡성에 따른 회귀분석을 한 결과는 우리나라에서 무형자산과 재량적 발생액의 크기를 사용한 정보의 복잡성이 기업의 프리미엄을 설명하는데 유의적이지 않다는 사실을 발견하였다. 하지만, 소규모 기업 집단 중 정보의 복잡성이 낮은 집단에서 규모의 효과가 1%수준에서 통계적으로 유의적인 결과를 보임에 따라, 기업규모의 프리미엄은 소규모 기업의 정보부족에 근거하고 있다는 결론에 도달할 수 있다.

제 5 장 결 론

본 연구는 기업의 추정이익에 대한 정보 수집이 가능한 상장기업들을 표본으로 하여, 2002년 11월부터 시행되고 있는 공정공시제도가 이익발표에 대한 비정상수익률의 변동성과 애널리스트들의 이익추정의 건수에 어떠한 변화를 가져왔는지를 알아보고자 하였다. 더불어 기업규모의 크기에 따라 정보비용이 다를 것이기 때문에 기업규모별로 구분하여 이들 집단에 따라 공정공시제도의 영향이 다르게 나타나는지를 관찰하고자 하였다.

연구결과, 첫째, 공정공시제도 시행이후 애널리스트들의 추정이익 보고 건수가 대규모기업에서는 증가하였지만, 중·소규모 기업에서는 오히려 감소하였음을 발견하였다. 이는 소규모 기업일수록 상대적으로 단위당 정보생산 및 전달비용이 클 것이기 때문에 공정공시제도가 시행될 경우 또 다른 정보전달 경로를 찾게 되어 종국적으로는 정보경색현상이 발생할 가능성이 있음을 의미한다.

둘째, 공정공시제도의 시행으로 애널리스트들의 추정이익 예측치에 대한 정확성 여부를 검토한 결과, 기업규모를 통제하고도 예측오차와 공정공시제도 시행여부와는 통계적으로 유의적인 변화를 찾을 수 없었다. 이러한 결과는 공정공시제도 시행 이후 정보환경의 변화로 인한 애널리스트들의 예측능력이 변화하지 않았음을 의미한다.

셋째, 공정공시제도의 시행으로 기업의 이익과 관련한 정보가 늘어나 소규모기업을 중심으로 이익발표 시점에서는 변동성이 감소할 것이라는 선행연구결과를 검증하였으나, 오히려 변동성이 증가하고 있었다. 이는 선택적공시를 제한하고 일반 투자자들에게 보다 많은 정보를 신속하게 제공하여 시장의 불균형을 해소하고자 도입한 공정공시제도의 당초의 목적이 시간이 흐르면서 사라지고 있음을 의미한다. 결론적으로 공정공시제도의 시행 직후에 발견된 정보비대칭의 해소가 시간이 흐르면서 감소하고 있어 공정공시제도의 도입으로 인한 근본적인 정보환경의 변화가 발생하지 않았음을 알 수 있었다.

본 연구는 공정공시제도가 시행된지 2년이 지난 시점에서 제도 도입의 효과가

지속되는지를 검증하기 위한 실증자료를 제시한데 그 의의가 있다. 또한 기업규모 별로 공정공시제도의 도입에 따른 정보환경이 변화하였는지를 관찰하고 정보부족으로 인한 소규모기업 프리미엄이 해소되었는지를 검증하는 단서를 제공하였다. 이는 향후 효율적인 정보환경을 조성하기 위한 감독당국의 정책 추진과 실행을 위한 시사점을 제공한데 그 공헌점을 찾을 수 있을 것이다.

마지막으로 선행연구는 물론 본 연구도 공정공시제도의 시행에 따른 표본기간이 절대적으로 짧아 그 결과를 일반화하기에는 어려움이 있기 때문에, 향후 충분한 제도 시행기간의 확보에 따른 정보환경의 변화 추세를 본 연구에서 미처 고려하지 못한 생략변수까지 고려하여 검증하는 것을 추후 연구과제로 남겨둔다.

〈참고문헌〉

- 김지홍, 장진호, 여은정. 2004. 공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응. 2004년도 한국회계학회 하계학회 발표논문 : 181-206
- 이계원, 이화진, 이경주. 2005, 공정공시제도와 기업의 이익정보, 2005년도 동계학술발표대회 발표논문집 : 1-18.
- 이원흠, 최수미. 2004. 공정공시제도 시행이후 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과에 관한 연구. 제 33권 1호: 1-32
- 전상경, 김성민. 2003. 공정공시제도의 실효성 검토. 2003년도 10월 증권학회 발표논문 : 165-189
- Agrawal A, and Sahiba Chadha. 2002. 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.
- American Bar Association. 2002. FD Task Force Survey. retrieved from [www. abanet.org/buslaw/fedsec](http://www.abanet.org/buslaw/fedsec)
- Association for Investment Management and Research. 2001. Analysts, Portfolio Managers say Volume, Quality of information have fallen under Regulation FD AIMR member survey shows. www.aimr.org/regFD_survey
- Bailey, Warren, Haitao Li, Connie X. Mao and Rui Zhong. 2003. Regulation FD and Market Behavior around Earnings Announcements: Is the Cure Worse than the Disease. Journal of Finance. vol 58 : 2487-2514
- Bushee, Brian J., Dawn A. Matsumoto, and Gregory S. Miller. 2002. Managerial and investor response to disclosure regulation : The Cast of Reg FD and Conference calls. Working Paper. University of Pennsylvania.
- Easley, David and Maureen O'Hara. 2004. Information and cost of capital. Journal of Finance. forthcoming.

- Eleswarapu, Venkat R, Rex Thompson, Rex and Kumar Venkataramn. 2002. Measuring the Fairness of Regulation Fair Disclosure through its Impact on Trading Costs and Information Asymmetry. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. forthcoming.
- Fama, E. and K. French. 1992. The Cross Section of Expected Returns. *Journal of Finance*. 47. no.2 : 427-465.
- Fama, E. and K. French. 1997. Industry Costs of Equity. *Journal of Financial Economics*. 43 : 153-193.
- Gomes Arm., Gary Gorton and Leonardo madurelia. 2004. SEC Regulation FD raise the cost of capital for small firms. NBER Working paper No 10567
- Goshen, Zohar and G. Parchomovsky. 2001 On insider Trading, Markets, and Negative Property Rights in Information. *Virginia Law Review*. 87 : 1229-1277.
- Heflin, Frank; Subramanyam, K. R.; Zhang, Yuan. 2001. Stock Return Volatility Before and After Regulation FD. working paper. Purdue University.
- Heflin, Frank, K. R. Subramanyam, K. R. and Yuan Zhang. 2003. Regulation FD and the Financial Information Environment. *The Accounting Review*. 78 : 1-37.
- King, R., G. Pownall, and G. Waymire., 1990. Expectation adjustment via Timely management forecasts: review, synthesis and suggestions for future research. *Journal of Accounting literature* 9 : 113-144
- Lang, M and Russell Lundholm. 1993. Cross-sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures. *Journal of Accounting Research* 31. no.2 : 246-271.
- Merton, Robert. 1987. A simple model of capital market equilibrium with

- incomplete information. *Journal of Finance* 42 : 483-510.
- Mohanram, Partha S. and Shyam Sunder. 2002. Has Regulation Fair Disclosure Affected Financial Analysts' Ability to Forecast Earnings?, New York University. working paper.
- National Investor Relations Institute. 2001. Corporate Disclosure Practices Survey 2001.
- Reinganum, Jennifer F., 1981. [Technology Adoption Under Imperfect Information. Working Papers](#) 407. California Institute of Technology.
- Shane, P, N. Soderstrom and S. Yoon. 2001. Earnings and Price Discovery in the post-Reg FD Information Environment: A Preliminary Analysis. University of Colorado, working paper.
- Straser, Verna. 2002. Regulation Fair Disclosure and Information Asymmetry. University of Notre Dame. working paper.
- Zitzewitz, Eric, 2002. Regulation Fair Disclosure and The Private information of Analysis. Working paper. Stanford University.
- Zmijewski, M., and R. Hagerman, "An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standard Setting/Choice," *Journal of Accounting and Economics* 3(August 1981), pp.129-149.

