공정공시제도의 시행효과 및 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 관련된 기업특성에 관한 연구*

오원정
연세대학교 경영대학 박사
(owon74@yonsei.ac.kr)
손성규**
연세대학교 경영대학 교수
(sksohn@yonsei.ac.kr)

본 연구는 공정공시제도의 시행이 애널리스트 예측행위와 기업들의 공시행위에 어떠한 영향을 미쳤는지 알아보고자 한다. 구체적으로 공정공시제도 시행 전·후 애널리스트 예측편의를 비교하고 공정공시제도 시행 전·후 및 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부에 따른 애널리스트 예측오차와 예측분산을 비교한다. 또한 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 관련된 기업유인을 분석한다.

본 연구의 표본은 12월 결산 상장 제조법인으로서 동일기업에 대한 동일 월, 동일 애널리스트의 예측치가 공정공시제도 시행 전·후에 모두 존재하는 경우이다. 실증분석 결과 공정공시제도의 시행 이후 애널리스트들의 과대예측하는 정도가 감소하였다. 이는 애널리스트들이 기업에 대해 사적으로 정보를 얻을 유인이 사라짐에 따라 나타난 결과로 해석된다. 공정공시제도시행 전·후 애널리스트의 예측오차와 예측분산을 살펴본 결과, 공정공시제도 시행 이후 예측오차 및 예측분산이 감소하였다. 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부를 기준으로 예측오차 및 예측분산을 살펴본 결과, 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업들의 경우에만 예측오차와 예측분산이 감소한 결과를 보였다. 이는 공정공시제도의 시행 이후 기업과 애널리스트간 정보불균형이 감소했음을 의미하는 결과이다. 그리고 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부에 영향을 미치는 기업특성은 외국인 투자자지분율, 외부자금 조달 필요성, 이익의 변동성 등인 것으로 나타났다.

본 연구결과에 따르면 공정공시제도는 기업의 선별적 정보제공차단이라는 효과를 갖고 있으며, 공정공시제도를 통해 정보를 제공하는 경우 기업 대 정보이용자간의 정보불균형이 감소한다. 기업의 자율적인 판단에 따라 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부가 결정되고, 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있지 않은 기업들의 정보불균형이 해소되지 않는 점을 고려해 볼 때 현재 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있지 않은 기업들이 공정공시제도를 통해 정보를 제공하도록 유도하기 위한 정책이 필요하다는 점을 시사한다. 또한 본 연구는 공정공시제도를 통해 정보를 제공하려는 유인과 관련된 기업특성에 대해 고찰해 보았다는데 의의가 있다.

주제어: 공정공시제도, 정보불균형, 애널리스트 예측편의, 예측오차, 예측분산, 기업유인

Ⅰ. 서 론

2002년 11월부터 공정공시제도가 시행되었다. 공정공시제도는 기업이 중요 정보를 특정인에게 제공하는 경우 동일한 정보를 정보 제공 전까지 모든 투자자에게 동시에 제공하도록 규정함으로써 정보이용자간 정보불균형을 감소시키고자 한다. 공정공시제도 시행 이전에 기업들이 선별적으로 정보를 제공하던 관행은 정보이용자간의 정보불균형을 유발하여 불공정거래행위를 초래하였고 이는 시장에서의 공정한 경쟁체제를 저해하는 요인으로 작용하

논문접수일: 2005. 9 게재확정일: 2006. 7
* 본 연구가 완성되는 과정에 조언과 지적을 해주신 연세대학교 정종암교수님, 김지홍교수님, 장진호교수님, 최원욱교수님께 감사드린다.
** 두 번째 연구자의 연구는 연세대학교 경영연구소의 지원으로 이루어짐.

였다. 공정공시제도의 시행으로 인해 선별적 정보제공이 차단됨으로써 모든 정보이용자들이 동일한 정보환경 하에서 의사결정을 할 수 있을 것으로 기대한다.

공정공시제도는 기업의 정보제공 뿐만 아니라 애널리스트 예측행위에도 영향을 미친다. 기업의 정보제공방법이 변화되면서 애널리스트는 기업에서 선별적으로 제공하던 정보에 의지하여 기업분석을 하기 보다는 기업설명회나 각종 공시를 이용하여 분석을 수행해야 할 것이다. 그리고 정보를 얻기 위해 거래관계가 있는 기업에 유리한 보고서를 작성하거나, 증권사 이익을 염두에 둔 추천의견을 내는 등의 기회주의적 행동도 감소할 것이다. 공정공시제도의 시행으로 인해 애널리스트들의 정보획득방법 및 정보분석방법이 변화하면서 애널리스트 이익예측행위도 변화하는 계기가 되었을 것으로 생각된다.

공정공시제도는 주권상장 및 코스닥 상장기업 모두 시행대상이긴 하지만 공정공시제도를 통해 정보를 제공하는 것은 기업의 자율적인 판단에 의존한다. 이러한 공정공시제도의 시행 이후 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업들은 전체기업 중 67%에 달하며, 나머지 33%의 기업들은 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있지 않다.[1] 따라서 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않는 기업들의 경우 정보경색효과가 나타나 기업과 외부정보이용자간 정보불균형이 더욱 심화될 수 있다. 이러한 경우 정보이용자들은 기업에 대한 투자를 주저하게 되어 기업가치가 하락하는 현상이 발생할 것으로 생각된다. 따라서 기업들이 기업가치가 하락할 수 있음에도 불구하고 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않는다면 그 유인은 실증적인 의문사항이다.

그동안 공정공시제도에 대한 선행연구에서는 공정공시제도를 통해 제공되는 정보의 효과(김성민과 전상경 2005), 공정공시제도가 애널리스트의 예측행위에 미치는 영향(Mohanram and Sunder 2003, 이원흠과 최수미 2004, Gintschel and Markov 2004), 공정공시제도가 이익공시시점에서의 주식수익률 및 거래량에 미치는 영향(Heflin et al. 2003, Irani and Karamanou 2003, Baily et al. 2003, 김지홍외 2인 2005) 등 다양한 측면에서 연구가 수행되었다. 그러나 기존의 연구들은 대부분 공정공시제도의 시행 이전과 이후만을 비교하는 형식으로 연구가 수행되었기 때문에 제도의 시행효과와 연도효과(year effect)를 구분하기 힘들고 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부과 관련된 기업특성 등을 고려하지 않았다.

본 연구에서는 공정공시제도의 시행으로 인해 애널리스트가 기업의 이익을 과대예측하는 정도가 감소하고 기업과 정보이용자간 정보불균형이 감소했는지 알아보기 위해 애널리스트의 예측편의, 예측오차, 예측분산을 이용하여 분석하였다. 추가적으로 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부를 결정하는 기업특성에 대해 분석하였다.

본 연구의 표본은 12월 결산 상장 제조법인으로서 동일기업에 대한 동일 월, 동일 애널리스트의 예측치가 공정공시제도 시행 전·후에 모두 존재하는 경우이다. 실증분석 결과, 공정공시제도 시행 이후 애널리스트들의 낙관적 예측편의가 감소하는

1) 본 연구를 위해 증권거래소 전자공시시스템의 공시검색상에서 2002년 11월 1일부터 2004년 12월 31일까지 공시된 공정공시 5,079건을 대상으로 이를 시행한 상장기업수를 추출한 결과 2002년부터 2004년까지 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업들은 전체 상장기업 667개사 중 454개사이다.

결과를 보였다. 이는 애널리스트들이 기업의 이익을 과대예측하는 정도가 감소하였음을 의미하는 결과이다. 또한 공정공시제도 시행 이후 애널리스트의 예측오차와 예측분산이 감소하였으며, 시행 이후 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업들에 대해서만 이러한 현상이 나타났다. 이러한 결과들은 공정공시제도가 기업의 정보제공방법에 영향을 미쳤다는 것을 의미한다. 즉, 기업들의 선별적인 정보제공이 감소하였으며, 이러한 정보제공방법의 변화는 기업과 정보이용자간 정보불균형을 감소시키는 효과가 있었다. 마지막으로 외국인 투자자지분율이 높을수록, 외부자금 조달 필요성이 높을수록, 이익의 변동성이 높을수록 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 유인이 높은 것으로 나타났다. 본 연구의 결과로 볼 때 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않는 기업들이 공정공시제도를 이용하여 정보를 제공할 수 있도록 유도하는 정책이 필요하다고 생각된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 연구의 배경과 선행연구를 검토하고 Ⅲ장에서는 연구가설을 설정한다. Ⅳ장에서는 실증분석에서 사용되는 모형과 변수를, Ⅴ장에서는 표본에 대해 기술한다. Ⅵ장에서는 실증분석 결과를 보고하며 Ⅶ장에서는 연구의 결론과 시사점을 논한다.

Ⅱ. 연구배경 및 선행연구의 검토

증권거래법상 공시제도는 기업 스스로 재무 및 경영상황을 공표하게 하여 투자자에게 충분한 투자판단자료를 제공하는 한편 시장참여자간 정보의 불균형을 방지하기 위한 것이다. 주요 경영정보에 대해서는 일정 기한 내에 정보의 공개를 의무화하고 있고 기업이 이를 게을리 하는 경우 형사벌칙, 행정조치 등 엄격한 제재조치를 부과하는 것을 주요 골자로 하고 있다. 그러나 법령상 공시 대상인 중요 정보의 범위, 제출시한 등은 명확한 기준제시 등을 위하여 일률적으로 정할 수밖에 없어 이를 악용하는 경우 정보불균형이 나타나는 등 부작용이 발생하게 되었다. 또한 기업과 이해관계가 큰 특정 집단에게 선별적으로 정보를 제공하는 경우 현행법상 규제수단이 없어 이를 규제하기 위한 대책이 필요했다. 따라서 미국에서는 2000년 10월부터 우리나라에서는 2002년 11월부터 공정공시제도를 시행하게 되었다.

공정공시제도는 주권상장·코스닥 상장법인이 공시시한이 도래되지 않은 중요 정보 또는 법령상 공시의무 대상이 되지 않는 중요 정보 등을 특정인에게만 선별 제공하는 경우 동일한 정보를 정보 제공 전까지 일반투자자에게도 공시하도록 의무화한 제도로서 기업이 특정인에게 중요 정보를 선별적으로 제공하는 공시관행을 금지하여 시장참여자간 정보불균형을 감소시키는 것을 목적으로 하고 있다.[2)]

공정공시제도를 통해 제공되는 정보는 수시공시 대상 정보와는 달리 그 항목이 구체적으로 열거되어 있지 않으나 대략 4가지 정보유형으로 규정하고 있다. 첫째, 장래 사업계획 또는 경영계획에 관한 정보, 둘째 매출액, 영업손익, 경상손익, 당기순손익 등 영업실적에 대한 전망 또는 예측에 관한 정보, 셋째 정기(사업·반기·분기)보고서 제출이전의 매출액, 영업손익, 경상손익, 당기순손익 등

2) 금융감독원 보도자료, "공정공시제도의 도입", 2002.9.10

〈표 1〉 상장기업의 공정공시 정보유형별 발표빈도

정보유형	2002	2003	2004	계
공정공시의무(종합)*	64 (10%)	493 (21%)	422 (21%)	979 (19%)
매출액 등 영업실적에 대한 전망 또는 예측	93 (14%)	193 (8%)	169 (8%)	455 (9%)
수시공시의무관련사항	57 (9%)	195 (8%)	137 (7%)	389 (8%)
정기보고서 제출이전 영업실적에 대한 공시	230 (34%)	1138 (48%)	1154 (56%)	2522 (49%)
장래의 사업계획 및 경영계획	221 (33%)	367 (15%)	175 (8%)	763 (15%)
계	665 (100%)	2386 (100%)	2057 (100%)	5108 (100%)

* 공정공시의무(종합)는 두 개 이상의 공시사항을 동시에 공시하는 경우 분류되는 체계임.

에 관한 정보, 마지막으로 수시공시 관련된 중요정보 중 공시의무 신고시한이 경과하지 아니한 사항이다. 이러한 정보들은 수시공시대상이 되는 정보와는 달리 이사회 결의 등을 통해 확정된 것이 아니며 예측 또는 전망과 관련된 공정공시사항이 일부 요건에[3] 해당되는 경우 불성실공시에 적용되지 않는다.

공정공시에서 제공되는 정보현황에 대한 이해를 돕기 위해 〈표 1〉에서는 2002년 11월 1일부터 2004년 12월 31일까지의 기간동안 증권거래소 공시시스템을 통해 공정공시된 정보를 정보유형별로 정리하여 제시하였다. 공정공시제도 시행 첫 해인 2002년에는 공정공시대상정보 중 정기보고서 제출이전의 영업실적과 장래의 사업계획 및 경영계획에 대한 정보의 비중이 높은 반면, 2003년과 2004년에는 장래의 사업계획 및 경영계획과 매출액 등 영업실적에 대한 전망 또는 예측에 대한 비중은 감소하고 정기보고서 제출이전 영업실적에 대한 공시의 비중은 증가하고 있음을 알 수 있다. 이러한 현상은 2003년에 실시된 2차례의 제도보완으로 인해 장래에 대한 예측공시를 수행한 경우 구체적인 추정 및 판단 근거를 기재하고 정기보고서상에 공정공시내역의 기재를 의무화 하였기 때문에 나타난 결과로 해석된다.

공정공시제도의 의무는 다른 공시제도와 그 목적이 다르며 상호보완적인 기능을 갖고 있기 때문에 공정공시제도의 의무가 증권거래법과 규정상의 다른 공시제도의 의무에 영향을 미치지 않는다.[4] 따

3) 예측 또는 전망과 관련된 공정공시사항이 다음 요건에 해당할 경우 예측치와 결과치가 상이하더라도 불성실공시로 보지 않는다. ① 당해 기재, 표시가 예측정보라는 사실이 명시되어 있을 것 ② 예측 또는 전망과 관련된 가정 또는 판단의 근거가 명시되어 있을 것 ③ 당해 기재 또는 표시가 합리적 근거 또는 가정에 기초하여 성실하게 행하여 졌을 것 ④ 당해 기재 또는 표시에 대하여 예측치와 실제 결과치가 다를 수 있다는 주의문구가 명시되어 있을 것

4) 공시규정 제16조

라서 공정공시대상정보가 동시에 증권거래법 제186조 및 상장법인공시규정(협회중개시장공시규정) 등에 따른 수시공시사항인 때에는 수시공시의무를 이행하여야 하며, 중요한 미공개 정보를 다른 사람에게 선별적으로 제공하게 되면 공정공시의무의 위반이 된다.[5)]

그동안 공정공시제도의 시행효과에 대한 선행연구들은 우리나라보다 먼저 시행된 미국을 중심으로 이루어졌다. 구체적으로 공정공시제도가 자본시장에 미치는 영향을 알아보기 위해 애널리스트의 예측행위, 이익공시시점에서의 주식수익률 및 거래량 등을 이용한 연구들이 진행되었으며 상반된 연구결과를 제시하고 있다.

Heflin et al.(2003)은 이익공시시점에서의 주식수익률과 애널리스트의 예측오차 등을 비교한 결과 공정공시제도가 시행된 이후 이익공시시점에서의 초과수익률이 감소했지만 애널리스트의 예측오차는 변화가 없음을 발견하고 공정공시제도의 시행으로 인해 기업과 외부 정보이용자간의 정보불균형이 감소한 결과라고 해석했다. Mohanram and Sunder(2003)는 공정공시제도의 시행 이후 기업으로부터 차단된 사적 정보를 보충하기 위해 애널리스트들이 분석하는 회사를 줄이고 분석하는 애널리스트가 적은 기업을 선택하고 있음을 발견하였다. 또한 공정공시제도 시행 이전에는 대규모증권회사에 소속된 애널리스트의 예측오차가 적었던 반면 시행 이후에는 유의한 차이가 발견되지 않음을 발견하였다. 이에 대해 저자들은 대규모 증권회사에 소속된 애널리스들이 공정공시제도 시행 이후 기업들로부터 사적정보를 획득하는 것이 불가능해졌기 때문이라고 해석했다. Gintschel and Markov (2004)는 공정공시제도의 시행 이후 애널리스트들이 제공하는 정보에 대한 정보력이 감소했는지를 알아보기 위해 공정공시제도 시행 전·후 애널리스트 예측치가 공시되는 시점에서의 주식수익률 차이를 검증하였다. 실증분석 결과 공정공시제도의 시행 이후 애널리스트가 제공하는 정보에 대한 초과수익률이 감소하였고 이러한 현상은 분석대상기업의 성장성이 높은 경우, 애널리스트들이 대규모 증권회사에 소속된 경우에 더욱 뚜렷하게 나타났다. 즉 공정공시제도의 시행으로 인해 애널리스트가 제공하는 정보의 영향력이 감소했으며 기업특성에 따라 시행효과가 상이할 수 있음을 제시하고 있다.

우리나라에서 수행된 연구들은 대체로 공정공시제도의 시행효과가 있다는 결론을 제시하고 있다. 이원흠과 최수미(2004)는 2001년 6월부터 2003년 3월 사이에 애널리스트가 발표하는 투자등급에 대한 정보효과를 검증한 결과 공정공시제도 시행 이전에는 투자등급정보가 공시되기 일주일 전부터 초과수익률이 나타났지만, 공정공시제도 시행 이후에는 투자등급변경정보가 공시된 날에만 초과수익률이 나타났다. 저자들은 이에 대해 공정공시제도의 시행으로 사전정보유출이 차단되어 일반투자자들간에 정보불균형이 해소된 결과라고 해석하였다. 김지홍외 2인(2005)은 공정공시제도의 시행효과를 알아보기 위해 공정공시제도전·후 이익공시시점에서의 비정상수익률변동성과 비정상거래량을 비교한 결과 공정공시제도 시행 이후 비정상수익률변동성과 비정상거래량이 감소했으며 이러한 현상은 소규모 기업의 경우 더욱 크게 나타나 공정공시제

5) 공정공시제도가 현행 공시규정에 포함되는 점을 고려하여 공정공시 위반에 대하여 현행 수시공시의무 위반에 대한 제재와 동일하게 공시불이행, 공시번복, 공시변경으로 구분하여 적용하고 있다. 수시공시의무 위반회수와 공정공시의무 위반회수를 합산하되 관리·투자유의종목지정 및 상장폐지와 관련하여 공정공시의무 1회의 위반을 수시공시의무의 1/2회의 위반으로 간주한다(http://kind.kse.or.kr).

도의 시행효과가 기업규모에 따라 달라질 수 있음을 제시하였다.

이같은 연구들과 달리 공정공시제도 시행 이후에도 선별적인 정보제공이 이루어지고 있다는 등의 부정적인 결과를 보인 연구들이 있다. Baily et al.(2003)은 이익공시시점에서 주식수익률, 거래량, 애널리스트의 예측오차, 예측분산 등을 이용하여 공정공시제도의 시행 전·후를 비교한 결과 공정공시제도 시행 이후 주식수익률과 예측오차는 감소하였으나 거래량과 예측분산은 증가한 결과를 보였다. 이는 공정공시제도의 시행으로 기업의 사적정보가 차단되어 공시되는 정보에 대해 정보이용자들이 더욱 이질적인 판단을 하게 된 결과라고 해석하였다. Irani and Karamanou(2003)도 Baily et al.(2003)과 마찬가지로 공정공시제도 시행 이후 애널리스트의 예측분산이 증가하는 결과를 보고하였으며 애널리스트가 분석하는 기업의 수도 감소했다는 결과를 보고하면서 공정공시제도의 시행 이후 애널리스트들에게 유용한 정보가 감소하였고 이에 대응한 결과로 애널리스트가 분석하는 기업의 수가 감소한 것이라고 설명하고 있다.

공정공시제도를 통한 정보 제공 여부는 자발적인 성격을 갖고 있다. 즉 공정공시제도를 통한 정보제공 여부는 기업 스스로 결정할 수 있다. 그동안 많은 선행연구에서 대리인이론, 신호이론, 사적비용이론 등을 이용하여 자발적으로 공시를 수행하는 기업특성에 대한 실증연구가 수행되었다. 이중 대리인이론을 사용한 연구에서는 주주와 경영자간의 상충되는 이해관계로 인한 대리인비용을 감소시키기 위해 주주들이 공시압력을 행사한다고 제시한다. 특히 국내선행연구에서는 외국인 주주가 기업의 공시에 미치는 영향에 대해 기술하고 있다. 안윤영외 2인(2005)의 연구에서는 외국인투자자가 이미 투자한 기업에 대해 정보비대칭 감소를 유도하는지 알아보기 위해 재무분석가 수, 이익예측오차와 재량적 발생액을 정보비대칭에 대한 대용치로 사용하여 실증분석하였다. 분석결과 외국인지분율이 높은 기업일수록 재무분석가 수는 증가하였으며 이익예측오차 및 재량적 발생액은 감소한 결과를 얻었고 이에 대해 저자들은 외국인투자자가 공시압력 등을 행사함으로써 투자기업의 정보비대칭 완화에 공헌한다고 해석하였다. 전영순(2003)은 외국인투자자가 경영자에 대한 견제기능을 수행함으로써 외국인지분율이 높을수록 경영자의 예측치가 정확해지는지에 대해 실증분석하였는데 분석결과 외국인지분율이 높을수록 경영자 예측치의 예측오차가 감소하는 결과를 보여 외국인투자자가 경영자의 공시활동에 대한 견제기능을 담당하고 있다고 제시하고 있다.

신호이론을 사용한 연구들에서는 자발적 공시를 통해 기업과 외부 정보이용자간의 정보불균형을 해소함으로써 자본조달 등을 용이하게 수행하고자 한다고 제시하고 있다(Healy and Palepu 2001). 신호이론을 이용하여 자발적 공시와 자본조달과의 관계에 관해 연구한 선행연구로는 Lang and Lundholm(1993), Ruland et al.(1990), Frankel et al.(1995), Healy et al.(1999), Lang and Lundholm(2000) 등이 있다.

Lang and Lundholm(1993)은 기업의 자발적 공시와 기업의 규모, 기업의 성과, 주식발행 사이에 양의 관련성을 발견했고, Ruland et al.(1990), Frankel et al.(1995)는 경영자가 미래이익을 예측하여 발표하는 동기와 외부자본조달간에 양의 상관관계가 있음을 발견하였다. Healy et al.(1999)은 공시가 증가한 기업들은 비정상적으로 사채의 발행빈도가 높아짐을 발견했다. Lang

and Lundholm(2000)은 주식을 발행하려고 하는 기업들의 공시를 분석하고 주식을 발행하기 전 6개월 동안 공시가 증가한다는 것을 발견했다.

사적비용이론에서는 자발적 공시를 수행하기 위해 기업은 공시를 준비하기 위한 직접적인 비용뿐만 아니라 잠재적인 비용[6] 등을 부담하기 때문에 자발적 공시를 수행하지 않으려는 유인이 있다고 제시하고 있으며 이러한 연구에서는 부채비율이 높거나 이익의 변동성이 큰 경우 자발적 공시를 꺼리는 경향이 있다고 제시하고 있다. Piotroski (1999)의 연구에서는 사업부문별 이익을 이용하여 이익변동성과 자발적 공시간의 관계를 실증분석하였다. 이들에 따르면 기업의 이익변동성이 심할수록 투자자들은 기업이 위험하다고 인지하기 때문에 이러한 기업에 대한 투자가 기피하게 되고, 따라서 이익변동성이 심할수록 자발적인 공시가 감소한다고 제시하고 있다.

한편 우리나라의 연구로서 최순재와 황국재(2001)는 인터넷을 통한 자발적 재무공시여부가 기업특성과 관련이 있는지 조사하였다. 기업의 규모, 수익성, 연간 주식수익률, 소액주주비율 등으로 인터넷 재무정보 공시기업의 특성을 조사한 실증분석의 결과 기업규모와 수익성이 유의한 변수로 확인되었다. 장지인과 전영순(2003)은 정기주총일 전에 가결산 결과를 자발적으로 공시하는 기업들의 특성과 그 공시유인에 대해 검토하고 사전공시일과 정기주총일의 주가반응을 비교하였다. 실증분석 결과, 기업규모가 크고, 외국인 및 국내기관투자자지분율이 높으며, 영업성과가 높은 기업이 사전 공시하는 경향이 있고, 사전공시기업내에서도 시가가 크고, 외국인 투자자지분율이 높으며 영업성과가 양호한 연도에 사전 공시하는 경향이 있었다.

III. 연구가설

3.1 공정공시제도 시행과 관련된 애널리스트 유인에 대한 가설

선행연구들에 따르면 애널리스트들은 일반적으로 랜덤워모형보다 더 우수한 예측능력을 갖고 있지만 아무런 이해관계가 없을 때에도 기업의 실제이익보다 과대예측을 하는 것으로 알려져 있다. 애널리스트의 과대예측하는 이유는 첫째, 경영자에게 사적정보를 얻기 위해서(Francis and Philbrick 1993, Krishnan and Sivaramakrishnan 1998, Lim 2001), 둘째, 주식거래를 유발하기 위해서(Kim and Lustgarten 1998) 셋째, 소속된 증권회사의 뮤츄얼펀드(mutual funds)에 소속된 주식에서 이윤이 발생하게 하기 위해서(Irvine et al. 1998), 넷째, 주간사업무를 수행하거나 투자은행업무관계(investment banking)를 유지하거나 획득하기 위해서(Dugar and Nathan 1995, Lin and McNichols 1998) 등으로 언급되고 있다(Lisa 2002).

경영자는 애널리스트들의 예측이 낙관적일수록 자본시장에서 기업의 가치가 높게 형성되고 이로 인해 높은 보상을 받을 수 있기 때문에 낙관적인 예측을 선호한다. 애널리스트들은 기업의 이익을 정확하게 예측하는 임무를 가지고 있으나 예측에 있어서 경영자가 주된 정보원천이기 때문에 공정공

6) 이는 공시로 인해 기업가치가 하락하거나 경쟁적 잇점이 손상되어 초래될 수 있는 모든 비용을 의미한다.

시제도의 시행 이전에는 경영자와 원만한 관계를 유지함으로써 기업으로부터 선별적으로 정보를 제공받고자 했다. 만약 공정공시제도 시행 이전에는 애널리스트들이 낙관적으로 예측하지 않는다면 경영자로부터 정보를 제공받을 수 없거나 중단될 수 있는 상황이었기 때문에 애널리스트들은 가능한 실제이익보다 과대 예측하고자 했을 것이다.

그리고 이러한 상황에서 애널리스트들은 경영자의 사적인 정보를 얻음으로써 과대예측을 수행하더라도 보다 정확한 예측을 수행할 수 있다(Lim 2001).

그러나 공정공시제도 시행 이후에는 기업들이 특정 애널리스트에게 선별적 정보제공을 할 수 없게 됨에 따라 애널리스트들은 독자적으로 정보를 탐색/수집해야 한다. 따라서 기업으로부터 정보를 얻을 유인이 사라진 애널리스트들은 기업의 이익을 과대예측하는 편의가 감소할 것이다. 본 연구에서는 공정공시제도의 시행 이후 선별적 정보제공 차단의 결과로서 애널리스트의 예측행위가 변화하는지 알아보기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1: 공정공시제도 시행 이후 애널리스트가 기업의 이익을 과대예측하는 정도는 감소할 것이다.

3.2 공정공시제도의 시행효과에 대한 가설

공정공시제도의 시행목적은 기업들이 모든 외부 정보이용자에게 동시에 정보를 제공하도록 함으로써 정보이용자들 간의 정보불균형을 감소시키고 정보의 선별적 공시시 나타날 수 있는 불공정거래를 줄이고자 하는 것이다. 공정공시제도에서는 투자의 사결정에 영향을 미치는 정보를 특정인에게 선별제공하는 경우 정보제공 전까지 모든 투자자에게 공시하도록 의무화하고 있고 공시불이행, 공시번복, 공시변경 등에 해당되는 경우 불성실공시법인으로 지정되기 때문에 기업과 외부 정보이용자간의 정보불균형을 감소시킬 것이다.[7)]

공정공시제도는 기업과 외부 정보이용자간의 정보흐름에 영향을 미친다. 이러한 공정공시제도로 인해 가장 큰 영향을 받는 정보이용자는 선별적으로 정보를 제공받을 수 있었던 애널리스트들일 것이다. 공정공시제도 시행 이전에 애널리스트들은 독립적인 연구·조사에 의해 투자분석을 하기보다는 선별적 공시에 의존하여 이익예측 등을 수행할 유인을 가지고 있었다. 그러나 공정공시제도 시행 이후 선별적 공시가 차단되면서 애널리스트들은 공시되는 정보를 이용하여 더 객관적이고 정확한 투자분석과 매매추천을 하도록 노력하여야 할 것이다.

애널리스트들은 기업의 이익을 예측할 때 기업의 재무제표 등 공적으로 이용할 수 있는 정보(public information)와 경영자로부터 얻게 되는 사적 정보(private information) 그리고 애널리스트들의 독립적인 판단(skill) 등을 토대로 예측치를 산출한다. 그러나 공정공시제도의 도입취지에 의하면 사적 정보는 원칙적으로 차단되어야 한다.

Lang and Lundholm(1996)은 실증연구를 통해 기업이 양질의 공시정책을 취할수록 애널리스트의 예측오차와 예측분산이 감소하는 결과를 발견하였다. 이후 애널리스트의 예측오차와 예측분산은 기업과 정보이용자간의 정보불균형의 대용치로 사용되기 시작하였고 많은 연구들에서 정보불균형에 대한 대용치로서 애널리스트 예측오차 및 예측분산

7) 실질적으로 소수이지만 공정공시에 대해서 불성실공시법인으로 지적받은 기업들이 있다.

을 사용하게 되었다(Bliss 1997, Gilson et al. 2001, Krishnaswami and Subramaniam 1999).

공정공시제도 시행 이후 기업들의 공시를 통한 정보 제공이 증가한다면 공적으로 이용할 수 있는 정보의 증가로 인해 애널리스트 예측오차가 감소할 것이다. 또한 공정공시제도 시행 이후 기업들이 일부 애널리스트들에게 제공하던 선별적 정보가 감소한다면 이로 인해 발생한 이익예측의 차이 부분이 감소하게 되어 애널리스트간 예측분산은 감소할 것이다.[8] 반면 공정공시제도 시행 이후 기업들의 공시를 통한 정보제공이 감소한다면 애널리스트들은 이익예측을 위해 개별적으로 정보수집 등을 수행해야 하고 이에 대한 해석의 차이가 발생할 것이다. 이 경우 애널리스트의 예측오차 및 예측분산은 증가할 것이다.

공정공시제도의 시행효과를 알아보기 위해 공정공시제도의 시행 이전과 시행 이후를 비교하는 방법이 있다. 그러나 이와 같은 방법은 연도효과를 제거할 수 없다는 단점을 가지고 있다. 시행효과를 알아보기 위한 또 다른 방법은 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업과 그렇지 않은 기업을 비교하는 횡단면분석방법이 있다. 횡단면분석만 수행하는 경우에는 기업특유의 효과를 제거할 수 없다는 단점이 있다. 공정공시제도는 상장, 코스닥 상장기업 모두가 적용대상이기는 하나 일부 정보이용자에게 선별적으로 정보를 공개하지 않는 경우 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않을 수 있다. 즉 공정공시제도를 통한 정보제공여부는 기업이 선택할 수 있다. 따라서 2002년 11월 이후 전체 상장기업 중 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않는 기업이 전체 기업 중 약 30%를 차지하고 있다. 본 연구에서는 공정공시제도의 시행효과를 보기 위해 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업과 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않은 기업들을 구분한 후 이들 기업에 대해 시계열분석과 횡단면분석을 동시에 수행하여 한가지 분석만 수행했을 때의 단점을 보완하고자 하며 이를 위해 가설은 다음과 같이 설정한다.

가설 2-1: 공정공시제도 시행 이후 애널리스트의 예측오차(예측분산)가 공정공시제도 시행 이전보다 감소할 것이다.

가설 2-2: 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업에 대한 애널리스트의 예측오차(예측분산)가 그렇지 않은 기업의 예측오차(예측분산)보다 작을 것이다.

3.3 공정공시제도 시행과 관련된 기업 유인에 대한 가설

기업공시는 공시내용, 공시시기 등에 대한 강제성여부를 기준으로 볼 때 크게 강제공시와 자발적 공시로 분류할 수 있다. 기존의 수시공시제도는 상장법인공시규정(협회중개시장공시규정)상 공시될 내용이 나열되어 있어 해당 정보를 기업이 가지고 있는 경우 반드시 공시해야 하지만 공정공시제도는 공정공시대상정보를 가지고 있어도 공정공시를 통한 정보제공여부는 기업이 선택할 수 있는 자발적

8) 애널리스트의 예측분산은 예측오차와 더불어 시장에서 생산 또는 유통되는 기업정보의 양적 혹은 질적특성을 반영하는 정보비대칭성의 척도로 사용되고 있으며 예측분산이 작다는 것은 예측대상기업에 대해 시장에서 생산 또는 유통되어 이용가능하게 된 정보가 많아 기업에 대한 정보불균형이 낮음을 의미한다(Lang and Lundholm 1996, Krishnaswami and Subramaniam 1999, 신현한 외 2인 2004). Bowen et al.(2002)도 유용한 정보가 많은 기업의 예측분산이 감소하며, 예측분산을 통해 애널리스트에 따라 사적인 정보가 얼마나 다른지를 포착할 수 있음을 제시하였다.

인 성격을 가지고 있다.

그동안 기업들이 자발적으로 공시를 수행하는 유인에 대한 많은 선행연구들이 이루어져 왔으나 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 관련된 기업 특성들은 연구된 바가 거의 없다. 따라서 본 연구에서는 기존의 자발적 공시에 대한 선행연구를 기초로 공정공시를 통해 정보를 제공한 기업들의 특성 및 공시유인에 대해 알아보고자 한다.

본 연구는 정보이용자간 정보불균형의 해소를 목적으로 하고 있는 공정공시제도에 초점을 두고 있기 때문에 기존에 선행연구에서 제시된 변수 중 정보이용자간의 정보불균형과 관련하여 언급된 변수인 외부자금 조달 필요성 및 공시압력에 대한 유인을 가지고 있는 외국인투자자비율이 공정공시를 통한 정보제공유무와 연관되어 있는지 검증하고자 한다. 그리고 공정공시대상정보 중 가장 많은 비중을 차지하는 정보가 이익과 관련된 정보이기 때문에 과거 이익의 시계열적 특성에 따라 공정공시를 통해 정보를 제공할 유인이 상이해지는지 보고자 했으며 이에 대해 다음과 같이 가설을 설정하고자 한다.

대리인 이론에 의하면 대리인인 경영자와 주인인 주주의 이해관계가 불일치하다고 가정하고 있으며, 경영자는 자신의 부를 위해 소유주의 부에 상반되는 의사결정을 수행할 수 있다. 이에 소유주는 경영자의 경영활동을 감시하기 위해 경영자에게 공시압력을 행사한다. 소유주중 외국인 투자자는 투자기업의 경영자에게 투명한 회계책임을 요구하며 신뢰성 있는 양질의 회계정보를 유도하는 등 적극적인 기업경영 감시자 역할을 수행하고 있다(전영순 2003). 또한 소수의 투자자가 다량의 주식을 보유하고 의결권 행사를 위한 주식모집이 용이하기 때문에 전체 소유지분중 외국인 주주가 차지하는 비중이 클수록 경영자는 받게 되는 공시압력을 강할 것이다.

공정공시제도가 미래 경영예측에 대한 정보를 자발적으로 제공할 수 있는 수단임을 감안할 때 외국인 투자자들은 공정공시를 통해 정보를 제공하도록 공시압력을 행사할 가능성이 크다. 따라서 본 연구에서도 외국인 투자자의 비율이 높을수록 공시압력이 증가함으로써 경영자가 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 유인이 증가하게 되는지 실증적으로 검증하기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3-1: 외국인 투자자지분율이 높을수록 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 가능성이 클 것이다.

Myers and Majluf(1984)에 따르면 경영자와 외부 투자자간 기업의 미래 전망에 대해 정보불균형이 존재하는 경우 기업이 주식이나 사채를 공모하게 되면 정보비대칭으로 인해 자금조달비용이 상승하고 이로 인해 기존 주주들은 손해를 보게 되기 때문에 결과적으로 자본조달을 하고자 하는 경영자들은 외부자금 조달비용을 줄이기 위해 자발적 공시를 수행하게 된다고 제시한다. 구체적으로 외부투자자들은 정보비대칭으로 인해 자신들이 감수해야 하는 정보위험에 대하여 보상해줄 것을 요구하게 되고 이에 따라 자본비용이 증가한다는 것이다. 즉 시장에서 기업에 대한 평가가 낮게 형성되는 경우 엄격한 차입조건 또는 주식의 할인발행에 따른 손해를 볼 수 있다. 따라서 기업들은 외부자금 조달 전에 기업에 대한 평가 등을 높이기 위해 공시수준을 향상시킬 유인을 가지고 있다. 자본조달과 관련된 선행연구로서는 Ruland et al.(1990), Lang and Lundholm(1993, 1996), Frankel et al.(1995), Healy et al.(1999) 등이 연구했

으며, 자본조달필요성이 클수록 미래이익에 대해 자발적으로 공시한다고 언급하고 있다.

외부자금 조달 필요성이 높은 기업들은 공정공시제도를 통해 정보를 제공하는 경우 기존의 자발적 공시보다 정보이용자간 정보불균형을 해소하는 효과가 크기 때문에 자본조달비용을 낮출 수 있는 등 효익이 클 것이다. 따라서 외부자금 조달 필요성이 높은 기업들의 경우 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고자 할 유인을 가질 것이다. 본 연구에서 외부자금 조달 필요성에 따라 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 유인이 달라지는지 알아보기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3-2: 외부자금 조달 필요성이 큰 기업일수록 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 가능성이 클 것이다.

경영자는 배당이나 자본비용의 상승, 주가안정 등의 이유 때문에 이익변동성을 줄이려는 동기를 가지고 있다. 그러나 기업의 고유한 기업환경이나 기업환경 변화의 차이로 인해 이익의 변동이 보다 큰 기업이 있을 수 있다. 이러한 경우 이익변동성이 적은 기업에 비해 경영자는 이익을 예측하기 어렵기 때문에 예측한 이익의 정확성은 낮아질 것이다.

공정공시제도는 주로 예측과 관련된 정보를 제공하고 있으며 이중 이익예측에 관한 정보의 비중이 가장 크다. 이익은 기업가치에 영향을 미칠 수 있는 가장 중요한 정보로 인식되어 왔다. 따라서 공정공시제도에서는 제공한 정보의 신뢰성을 위해 공정공시한 내용에 대해 정기보고서상에 그 내용과 실제이익에 관한 정보를 기재하도록 하는 등의 제재를 가하고 있다. 이익변동성이 클수록 경영자는 부정확한 예측으로 인한 주가하락 등을 회피하기 위해 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 가능성이 적을 것이다.

가설 3-3: 이익변동성이 큰 기업일수록 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 가능성이 적을 것이다.

Ⅳ. 연구방법론

4.1 가설1, 2에 대한 연구모형

본 연구의 가설1, 2에서는 애널리스트 예측치를 이용하여 공정공시제도의 시행효과를 검증하고자 한다. 구체적으로 공정공시제도의 시행 이후 애널리스트가 기업의 이익을 과대예측하는 정도가 감소하고 기업과 정보이용자간 정보불균형이 감소했는지 알아보기 위해 애널리스트의 예측편의, 예측오차, 예측분산을 이용하여 분석하였다.

애널리스트 예측치를 이용한 선행연구들에서는 예측치에 대한 결정요인으로서 개별기업의 고유요인, 애널리스트의 특성, 예측시점 등을 제시하고 있다(Barefield and Comisky 1975, Bowen et al. 2002, 손성규 1995). 따라서 본 연구에서는 애널리스트 예측치에 미치는 분석대상기업의 고유요인과 애널리스트의 특성, 예측시점 등을 통제하기 위해 공정공시제도 시행 전·후에 애널리스트의 예측날짜를 기준으로 동일한 월에,[9] 동일한 증권회

9) 예측시점을 통제하기 위해 예측일을 통제하여야 하나 본 연구의 경우 쌍체표본 구성시 예측일을 사용하는 경우 자료의 손실이 너무 많기 때문에 예측월을 통제한다.

사가[10] 동일한 기업에[11] 대해 예측한 마지막 이익 예측치를 일대일로 대응시켜 쌍체표본을 구성하고 애널리스트 이익예측행위의 변화를 검증한다.

공정공시제도의 시행효과를 검증하기 위한 애널리스트의 예측편의, 예측오차, 예측분산은 다음과 같이 측정한다. 예측편의(FE)는 각 증권사가 각 기업의 12월 이익에 대해 예측한 주당순이익에서 해당 기업의 실제 주당순이익을 차감한 후 주가로 나눈 값이다. 예측오차(AFE)는 예측편의의 절대값으로 측정한다.[12] 마지막으로 애널리스트 예측분산은 각 월에 발표된 각 증권사의 마지막 예측치의 표준편차를 당해연도말 종가로 나눈 값이다. 예측분산 계산시 3명 미만의 애널리스트가 예측을 수행한 경우는 결측치로 처리하였다. 예측편의, 예측오차, 예측분산을 구하기 위해 종가로 나눈 이유는 기업의 규모를 조정하기 위함이다.[13]

특히 가설 2에서는 공정공시제도 시행 이후 정보불균형이 감소했는지를 분석하기 위해서 회귀모형을 이용한다.[14] 회귀모형에서 종속변수(Y)는 애널리스트의 예측오차 및 예측분산이고, 독립변수는 공정공시제도 시행 전·후(Postfd)이며, 선행연구에서 예측오차 및 예측분산에 영향을 미친다고 제시된 비기대이익의 감소여부(Miss), 적자여부(Loss), 전기 예측오차 및 전기 예측분산(Lag(Y))을 통제변수로 사용하였다. 선행연구(Ciccone 2001, Irani and Karamanou 2003, Mohanram and Sunder 2003)에 따르면 전기 이익보다 기업의 이익이 하락한 경우나 당기 이익이 적자인 경우 그렇지 않은 경우보다 애널리스트들이 이익을 예측하기 어렵기 때문에 예측오차 혹은 예측분산이 크다는 결과를 보고하고 있다. 따라서 이 두가지 요인을 통제하고자 한다. 예측오차 및 예측분산과 관련된 기업특성을 통제하기 위해 전기 예측오차 및 전기 예측분산(Lag(Y))을 모형에 포함한다(Mohanram and Sunder 2003, Heflin et al. 2003).

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot Postfd_{i,t} + \beta_2 \cdot Miss_{i,t} + \beta_3 \cdot Loss_{i,t} + \beta_3 \cdot Lag(Y)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

10) 본 연구에서 애널리스트 자료를 추출하기 위해 사용한 'Fndataguide'는 2000년부터 애널리스트 예측자료를 제공하고 있다. 그러나 2000년의 자료의 경우 애널리스트들의 코드가 없는 경우가 많아 애널리스트 코드를 사용하는 경우 자료의 손실이 많다. 또한 'Fndataguide'에서 사용되는 애널리스트 코드의 경우 동일한 애널리스트가 증권회사를 옮기는 경우 코드가 바뀌기 때문에 애널리스트들이 회사를 옮기거나 동일한 이름이 두 명 이상이 있는 경우 애널리스트를 추적할 수 없는 등 애널리스트 코드를 이용할 때 여러 가지 문제점이 있다. 따라서 본 연구에서는 자료의 손실 및 애널리스트 코드 사용시 발생하는 문제점을 줄이기 위해 증권회사를 기준으로 대응작업을 수행하였다.

11) 기업특유의 효과(firm-specific characteristics)로 인해 나타날 수 있는 문제점들을 통제하기 위해 동일기업의 전·후를 비교한다.

12) 예측오차를 구하는 방법으로는 각 기업의 이익에 대해 일정한 월에 발표된 개별 애널리스트의 예측치를 이용하는 방법과 애널리스트 예측치의 합의치를 이용하는 방법이 있다. 이 중 합의치를 이용하여 예측오차를 측정하는 경우 개별 애널리스트의 예측오차의 방향에 따라 그 결과가 달라질 수 있다. 즉 개별 애널리스트의 특유한/고유한 예측치가 서로 다른 방향으로 움직인다면 예측오차끼리 상쇄되어 개별 예측오차보다 예측 합의치가 더 정확할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 합의치를 이용함으로써 나타날 수 있는 오류를 제거하기 위해 손성규(1995)와 같이 개별 애널리스트의 예측치를 이용하여 예측오차를 구하고자 한다.

13) 기업규모를 조정하기 위한 방법으로 기업의 실제이익으로 나누는 방법도 있다. 그러나 실제이익으로 나누는 방법의 경우 기업의 실제이익이 0에 가까울 경우 예측오차나 예측분산의 값이 매우 커질 수 있고 이에 따라 왜곡된 결과해석을 할 가능성이 있다. 이에 본 연구에서는 주가로 나누는 방법을 이용한다.

14) 애널리스트들이 매년 동일한 기업에 대해 동일한 월에 예측치를 발표하지 않는 경우가 있다. 이러한 경우 본 연구에서는 자료의 손실을 최소화하기 위해 다음과 같은 방법을 이용하였다. 예를 들어 X애널리스트가 2000년 1월부터 2004년 12월까지의 기간 중 Y기업에 대해 2000년 3월, 2002년 3월, 2003년 3월, 2004년 3월에 예측치를 발표한 경우 공정공시제도 시행 전·후 애널리스트 예측치를 비교하기 위해 공정공시제도 시행 이전인 2000년 3월, 2002년 3월 예측치의 평균을 2003년 3월, 2004년 3월 예측치의 평균과 비교하였다.

여기에서,

$Y_{i,t}$: 애널리스트 예측오차, 예측분산

$Postfd_{i,t}$: 공정공시제도 시행 이후이면 1, 아니면 0

$Miss_{i,t}$: 당해연도 이익이 전년도 이익보다 감소한 경우면 1, 아니면 0

$Loss_{i,t}$: 당해연도 당기순이익이 적자인 경우 1, 아니면 0

$Lag(Y_{i,t})$: 애널리스트의 전년도 예측오차, 전년도 예측분산

$\varepsilon_{i,t}$: 오차항

4.2 가설 3에 대한 연구모형

기존의 선행연구에서 경영자 이익예측공시, 부문별 공시, 인터넷을 통한 자발적 재무공시 등을 이용하여 기업의 자발적 공시에 대한 실증분석을 수행하였다. Land and Lundholm(1993)의 연구에서는 기업규모, 기업의 성과, 주식발행 등의 기업특성변수와 기업의 자발적 공시간의 상관관계에 대해 실증분석하였다. 분석결과에 의하면 기업규모, 기업의 성과, 주식발행 변수에 대해 유의한 결과가 나타났다. Botosan(1997)은 자발적 공시와 자기자본비용간의 관계를 알아보기 위해 자발적 공시에 대한 대용치로서 연차보고서에 공시된 자발적 공시의 양을 이용하여 실증분석을 수행한 결과 자발적 공시수준이 높을수록 자기자본비용이 낮아지는 것으로 나타났다. 우리나라의 연구로서 이정화, 손성규(2005)에서는 지배구조가 양호할수록 자발적으로 공시를 수행하는지 검증한 바 있으며 이 연구에서는 지배구조 중 사외이사비율, 감사위원회의 도입여부, 외국인 투자자지분율 및 기관투자자 지분율을 이용하였다. 또한 최순재와 황국재(2001) 및 장지인과 전영순(2003)이 각각 인터넷을 통한 자발적 재무공시여부 및 정기주총일 전 가결산 결과의 공시를 이용하여 자발적 공시에 대한 기업특성 등을 연구하였다. 이들 연구에서 공통적으로 기업규모, 수익성 등에 대해 유의한 결과를 얻었으며, 외국인지분율이나 소액주주비율과 같은 지배구조변수에 대해 고려하고 있다.

본 연구의 가설3에서는 자발적 공시가 기업특성과 관련있다는 선행연구에 기초하여 공정공시가 어떤 기업특성변수와 관련이 있는가를 실증적으로 분석하고자 한다. 구체적으로 자발적 공시에서 언급된 변수들 중 공정공시제도를 통한 정보제공여부에 따라 차이를 보이는지 t-검증을 실시하고 공정공시를 통한 정보제공여부에 영향을 미치는 요인을 검증하기 위해 다변량 로짓(logit)모형을 이용하고자 한다.

다변량 로짓(logit) 모형에서 종속변수(Y)는 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부(Y)로서 증권업협회의 전자공시시스템상에서 2002년 11월이후 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업이면 1, 아니면 0을 취한 더미변수이다. 독립변수 중 외국인 투자자지분율(Forn)은 'Fndataguide'에서 추출한 외국인투자자지분율을 이용하여 외국의 개인 및 법인이 소유하고 있는 발행보통주식총수의 비율로 측정하였다. 외부자본조달필요성(DB_dum)은 올해 및 다음연도의 사채금액 및 자본금의 합계액이 직전년도에 비해 증가한 경우면 1, 아니면 0을 취한 더미변수로 측정하였다. 외부자본조달필요성을 측정하기 위해 Healy et al.(1999)와 Lang and Lundholm(1993, 2000)의 연구에서는 사채 및 주식의 발행여부를 사용하고 있다. 본 연구에서는 정확한 자금조달의 시점을 파악할 수 없기 때문에 공시가 미래 자금조달필요성에 미치는 영향을 알아보기 위해 당년도 자본조달한 경우 뿐만 아니라 다음연도의 자본조달한 경우를 포함하여 외부

자금 조달 필요성이 있었던 기업을 측정하였다. 마지막으로 이익의 변동성(Epsvol)은 기업의 과거 3년 동안의 이익의 표준편차를 이용하여 측정하였다(Brown et al. 1987).

선행연구들에서 기업특성에 따라 차별적인 공시행태가 보인다고 제시하면서 가장 일관되게 유의하게 나온 변수는 기업규모변수이다. 이러한 양의 상관관계에 대한 첫 번째 설명은 정보불균형을 해소로 인한 효익이 기업규모가 클수록 커진다는 것이다(King et al. 1990) 또한 기업규모가 커질수록 공시에 대한 평균비용이 감소한다면 기업규모가 증가함에 따라 공시도 증가할 것으로 기대된다는 것이다.(Lang and Lundholm 1993) 이러한 설명과 동일하게 여러 실증연구에서 기업규모가 클수록 자발적인 공시가 증가한다는 실증분석결과를 제시하고 있다(최순재와 황국재 2001, 장지인과 전영순 2003). 이에 따라 기업규모가 클수록 공정공시를 통한 정보제공이 증가할 것으로 생각되며, 본 연구에서는 총자산에 로그값을 취한 변수를 기업규모변수로서 사용한다.

부채계약측면에서 부채비율이 증가하였다는 것은 불리한 정보로 해석되기 때문에 가급적 공시를 수행하지 않을 유인으로 작용할 수 있다. 즉, 부채비율이 높은 경우 부채계약조항의 위반 가능성이 커지게 되는데 이러한 때 경영자들은 공시를 꺼리게 될 것이다(Meek et al. 1995). 또한 Healy and Palepu(2001)에 따르면 부채비율이 높은 기업일수록 회계수치를 조정할 가능성이 높기 때문에 기업들은 공시를 꺼릴 것이다고 제시하고 있다.

경영자는 기업의 이익실적이 다른 기업보다 상대적으로 좋을 것으로 기대될 때 다른 기업과 차별화시키기 위해 자발적으로 예측정보를 공시한다(Lev and Penman 1990, Lang and Lundholm 1993, 최순재와 황국재 2001, 장지인과 전영순 2003). 공정공시에서 제공되는 정보가 이익이나 미래 경영계획에 관한 정보이기 때문에 성과가 양호할 것으로 기대되는 기업들이 타기업과 차별화시키기 위해 공정공시를 통해 정보를 제공할 것으로 기대되며, 본 연구에서는 총자산이익률을 수익성변수로 사용한다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot Forn_{i,t} + \beta_2 \cdot DB_dum_{i,t} + \beta_3 \cdot Epsvol_{i,t} + \beta_4 \cdot Size_{i,t} + \beta_5 \cdot Lev_{i,t} + \beta_6 \cdot Roa_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기에서,

$Y_{i,t}$: 2002년 11월 이후 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업이면 1, 아니면 0

$Forn_{i,t}$: 'Fndataguide'에서 추출한 외국의 개인 및 법인이 소유하고 있는 발행보통주식총수의 비율

$DB_dum_{i,t}$: 당년도 및 다음연도의 사채금액 및 자본금의 합계액이 직전년도에 비해 증가한 경우면 1, 아니면 0

$Epsvol_{i,t}$: 과거 3년 동안의 이익의 표준편차

$Size_{i,t}$: 기말 총자산에 자연로그를 취한 값

$Lev_{i,t}$: 부채/전기자산

$Roa_{i,t}$: 당기순이익/총자산

$\varepsilon_{i,t}$: 오차항

V. 표 본

본 연구 가설 1과 2의 분석대상기업은 2000년 1월부터 2004년 12월까지 애널리스트의 예측치가 존재하여 공정공시제도 시행일인 2002년 11월 1일을 전·후로 쌍체표본을 구성할 수 있는 12월

〈표 2〉 표본기업 및 애널리스트 예측치의 연도별 분포

	2000	2001	2002	2003	2004
Fndataguide 수록기업수	421	333	302	255	247
애널리스트 예측치의 수	4,275	13,766	15,585	18,897	17,466
Matching sample에 포함된 기업 수	212				
Matching sample에 포함된 예측치 수	10,429				

결산 상장 제조기업이다.[15] 이 중에서 금융 산업에 속한 기업과 애널리스트의 예측치자료와 재무자료를 'Fndataguide' 데이터베이스에서 수집할 수 없는 기업은 제외하였다.

이와 같은 기준에 의해 선정된 표본기업 및 애널리스트 예측치에 대해 〈표 2〉에서 제시한다. 〈표 2〉에 의하면 12월 결산 상장기업 중 애널리스트들이 분석을 수행하여 'Fndataguide' 데이터베이스가 수록하고 있는 기업의 수는 2000년 421개, 2001년 333개, 2002년 302개, 2003년 255개, 2004년 247개로 기간이 경과될수록 분석대상기업의 수는 감소하고 있는 추세이다. 본 연구의 분석대상이 되기 위해 공정공시전·후 동일기업에 대해 동일한 애널리스트가 동일한 월에 분석을 수행한 기업의 수는 212개이다.

반면 분석대상이 된 애널리스트 예측치의 수는 2000년에 4,275개, 2001년에 13,766개, 2002년에 15,585개, 2003년에 18,897개, 2004년에 17,466개로 기간의 경과에 따라 증가하였다. 본 연구에서는 동일기업에 대해 동일한 애널리스트가 동일한 월에 여러 번의 분석을 수행한 경우는 동일월에 마지막으로 발표된 예측치를 이용하였다. 또한 공정공시제도 시행 전·후에 동일기업에 대해 동일한 애널리스트가 동일한 월에 분석을 수행한 경우만 분석대상에 포함하였기 때문에 표본에 포함된 예측치의 수는 10,429개이다.

마지막으로 가설 3을 검정함에 있어서 공정공시제도 시행 전·후 애널리스트 예측치가 존재하는 기업들만을 분석대상으로 한 경우에는 전체 상장기업 중 많은 기업들이 표본에서 제외된다. 이 경우 공정공시시행여부와 관련된 기업특성에 대한 결과상의 왜곡이 있을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 가설 3을 검정하기 위해 12월 결산상장법인으로서 금융업에 속하지 않고 2002년부터 2004년까지 'Fndataguide'에서 재무자료가 사용가능한 상장기업인 568개 기업을 대상으로 분석을 수행하고자 한다. 이중 공정공시를 시행한 기업의 수는 434개이고 공정공시를 시행하지 않은 기업은 134개 이다.

Ⅵ. 실증분석결과

6.1 공정공시제도 시행과 관련된 애널리스트 유인에 대한 결과

〈표 3〉에서는 공정공시제도의 시행 이후 애널리스트들이 기업의 이익에 대해 과대예측하는 정도가

15) 애널리스트들은 당기뿐만 아니라 차기 이익에 대해서도 예측을 수행한다. 그러나 본 연구에서는 애널리스트들이 당기 말 이익에 대해 수행한 예측치만을 대상으로 한다. 예를 들면 2000년 6월에 기업의 2000년 12월 이익과 2001년 12월 이익을 동시에 예측한 경우 본 연구에서는 2000년 12월 이익에 대한 예측치만을 분석대상으로 한다.

상이해졌는지를 검증한 결과를 제시하고 있다. 〈표 3〉에 따르면 공정공시제도 시행 이전에 애널리스트의 예측편의 평균은 0.050, 공정공시제도 시행 이후에 애널리스트의 예측편의 평균은 0.001이며 공정공시제도 시행 이후 애널리스트들이 기업의 이익을 예측할 때 실제이익보다 과대예측하는 경우가 유의적으로 감소한 결과를 보이고 있다. 애널리스트들은 공정공시제도의 시행 여부와 관계없이 기업의 당기순이익에 대하여 실제이익보다 과대예측하는 것으로 나타났으나 공정공시제도의 시행 이후에 과대예측하는 정도는 감소(-0.049)하였음을 알 수 있다. 이러한 결과는 여러 가지 유인으로 인해 애널리스트들이 기업의 이익을 과대예측하기는 하지만 공정공시제도의 시행으로 인해 경영자로부터 선별적으로 정보를 얻을 유인이 없어짐에 따라 과대예측하는 정도가 감소되었다고 해석된다.

〈그림 1〉에서는 공정공시제도 시행 전 · 후 예측편의의 월별 추이를 나타내고 있다. 이에 따르면 모든 월에 있어 기업의 이익을 과대예측하는 정도가 공정공시제도 시행 이후 유의하게 감소한 것을 알 수 있다.

6.2 공정공시제도 시행효과에 대한 결과

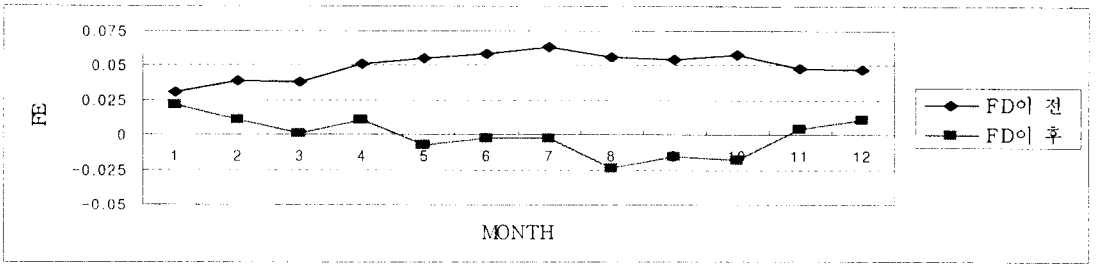
〈표 4〉에서는 공정공시제도 시행 이후 기업과 정보이용자간 정보불균형이 감소했는지 검증하기 위한 변수들의 기술통계량이 제시되어 있다. 표본에 포함된 애널리스트 예측치 중 53%는 공정공시제

〈표 3〉 공정공시제도 시행과 관련된 애널리스트의 유인에 대한 단일변량분석결과

Variable	표본수 (예측치수)	평균값	중간값	최소값	최대값	t-검증	Wilcoxon-검증
Before FE	10,429	0.050	0.005	-0.908	1.324	28.190***	-21.123***
After FE	10,429	0.001	-0.006	-1.160	1.305	-0.440	-14.276***
Diff_FE	10,429	-0.049	-0.017	-1.406	1.113	-23.100***	-27.587***

주 1) 여기에서,
Before FE: 공정공시제도 시행 이전 애널리스트의 예측편의
After FE: 공정공시제도 시행 이후 애널리스트의 예측편의
Diff_FE: 공정공시제도 시행 전 · 후 애널리스트의 예측편의 차이
주 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의적임을 의미함

〈그림 1〉 공정공시제도 시행 전 · 후 예측편의에 대한 월별 추이



〈표 4〉 기술통계량

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
AFE	0.071	0.104	0.000	1.536
AFD	0.056	0.050	0.001	0.361
Postfd	0.533	0.499	0.000	1.000
Miss	0.340	0.474	0.000	1.000
Loss	0.055	0.227	0.000	1.000
Lag(AFE)	0.069	0.093	0.000	0.680
Lag(AFD)	0.055	0.045	0.001	0.264

주 1) 여기에서,
$AFE_{i,t}$: 애널리스트의 예측오차
$AFD_{i,t}$: 애널리스트의 예측분산
$Postfd_{i,t}$: 공정공시제도 시행 이후이면 1, 아니면 0
$Miss_{i,t}$: 당해연도 이익이 전년도 이익보다 감소한 경우면 1, 아니면 0
$Loss_{i,t}$: 당해연도 당기순이익이 적자인 경우 1, 아니면 0
$Lag(AFE)_{i,t}$: 애널리스트의 전년도 예측오차
$Lag(AFD)_{i,t}$: 애널리스트의 전년도 예측분산
$\varepsilon_{i,t}$: 오차항

도 시행 이후의 예측치이고, 전체 분석대상기업 중 34%가 전년도 이익보다 이익이 감소하였으며, 약 5.5%의 기업이 당해연도 적자를 보고하였다.

〈표 5〉의 Panel A에서는 전체기업들의 공정공시제도 시행 전·후 예측오차와 예측분산에 대한 결과를 제시하고 있다. 예측오차(AFE)의 경우 공정공시제도 시행 이전(0.094)보다 공정공시제도 시행 이후(0.077) 감소했으며 감소한 정도(Diff_FE)도 1%수준에서 유의적임을 알 수 있다. 예측분산(AFD)의 경우도 공정공시제도 시행 이전(0.065)보다 공정공시제도 시행 이후(0.059)에 감소했으며, 감소한 정도인 Diff_AFD가 1%수준에서 유의적이다.

〈표 5〉의 Panel B에서는 공정공시제도 시행 이후 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업과 그렇지 않은 기업들을 구분하여 애널리스트의 예측오차 및 예측분산을 비교해보았다. Panel B에 따르면 공정공시제도의 시행 이전에는 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업들의 예측오차가 더 큰 반면, 공정공시제도 시행 이후에는 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업들의 예측오차가 더 작음을 알 수 있다. 또한 공정공시를 통한 정보 제공 여부를 중심으로 예측오차가 감소한 정도(Diff_AFE)를 보면 공정공시를 시행한 기업만 예측오차(-0.009)가 감소했음을 알 수 있다. 이러한 결과를 통해 공정공시를 이용하여 정보를 제공하는 경우 기업과 애널리스트간의 정보불균형이 감소했음을 알 수 있다.

예측분산의 경우 공정공시제도 시행 이전에는 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업들의 예측분산이 더 컸고 그 차이(-0.010)도 유의적이다. 공정공시제도 시행 이후엔 공정공시제도를 통해 정보

〈표 5〉 공정공시제도의 시행효과에 대한 단일변량분석결과

Panel A : 전체기업에 대한 시계열분석결과

Variable	표본수 (예측치수)	평균값	중간값	최소값	최대값	t-검증	Wilcoxon-검증
Before AFE	10,429	0.094	0.043	0.000	1.326	56.790***	-88.430***
After AFE	10,429	0.077	0.038	0.000	1.305	68.050***	-88.443***
Diff_AFE	10,429	-0.018	-0.005	-1.140	0.999	-9.640***	-0.278
Before AFD	1,493	0.065	0.046	0.002	0.673	31.060***	-31.755***
After AFD	1,493	0.059	0.038	0.001	0.575	40.330***	-31.755***
Diff_AFD	1,493	-0.006	-0.012	-0.349	0.269	-2.990***	-0.927

Panel B : 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부에 따른 시계열 · 횡단면분석결과

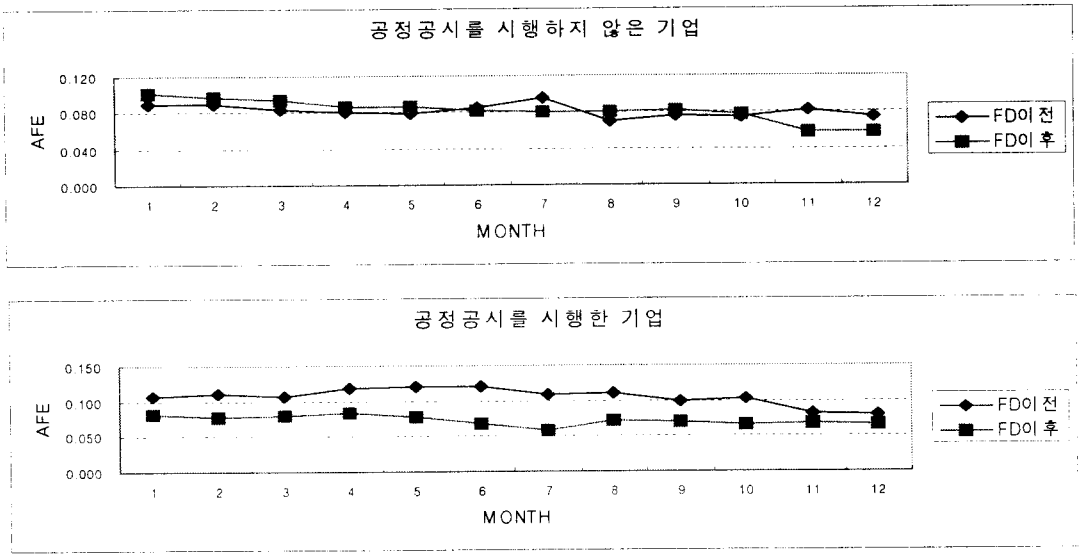
Variable	FD 시행여부	표본수 (예측치수)	평균값	중앙값	최소값	최대값	t-검증	Wilcoxon-검증
Before AFE	0	3,217	0.065	0.042	0.000	1.326	39.080***	-49.108***
	1	7,212	0.108	0.043	0.000	1.264	42.020***	-73.543***
	Diff (0-1)		-0.043	-0.001			-7.470***	-15.128***
After AFE	0	3,217	0.081	0.041	0.000	1.305	47.220***	-49.124***
	1	7,212	0.075	0.028	0.000	1.008	49.140***	-73.548***
	Diff (0-1)		0.006	0.013			4.220***	-1.956**
Diff_AFE	0	3,217	0.017	-0.001	-1.140	0.999	0.190	-12.001***
	1	7,212	-0.033	-0.015	-1.139	0.979	-12.490***	-7.869***
	Diff (0-1)		0.050	0.014			9.380***	-13.410***
Before AFD	0	367	0.058	0.040	0.002	0.673	20.160***	-16.602***
	1	1126	0.067	0.047	0.003	0.420	23.730***	-27.076***
	Diff (0-1)		-0.010	-0.007			-1.960**	-3.757***
After AFD	0	367	0.060	0.041	0.001	0.575	24.620***	-16.602***
	1	1126	0.059	0.031	0.002	0.245	41.070***	-27.076***
	Diff (0-1)		0.001	0.010			4.960***	-2.353**
Diff_AFD	0	367	0.002	0.001	-0.330	0.269	2.280**	-2.586***
	1	1126	-0.009	-0.015	-0.349	0.171	-6.330***	-2.479***
	Diff (0-1)		0.011	0.016			6.020***	-2.179**

주 1) 여기에서,
Before(After) AFE : 공정공시제도 시행 이전(이후) 애널리스트의 예측오차
Before(After) AFD : 공정공시제도 시행 이전(이후) 애널리스트의 예측분산
Diff_AFE : 공정공시제도 시행 전 · 후 애널리스트 예측오차의 차이
Diff_AFD : 공정공시제도 시행 전 · 후 애널리스트 예측분산의 차이

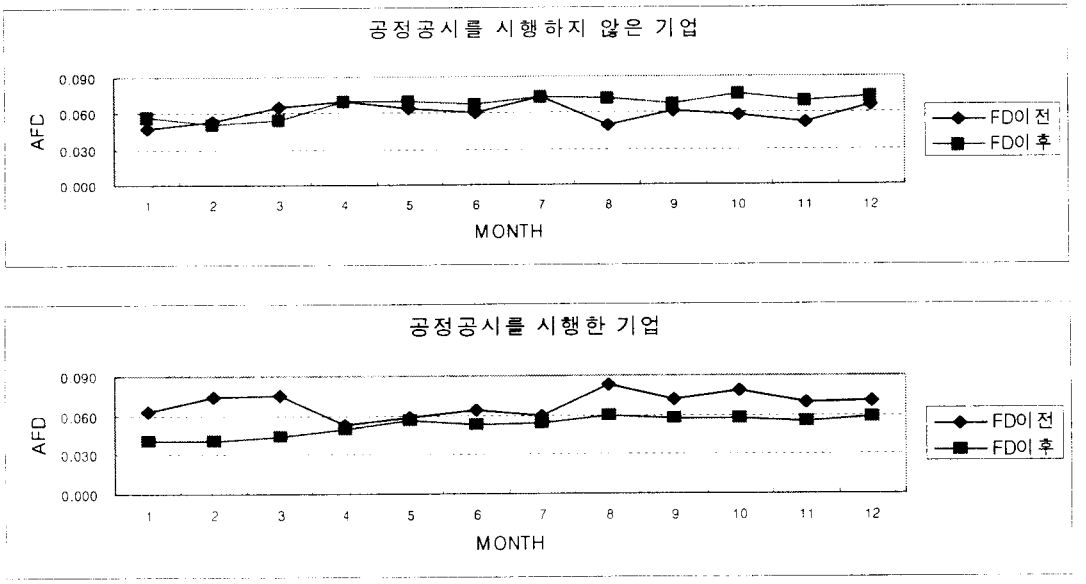
주 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의적임을 의미함

〈그림 2〉 공정공시제도 시행 전·후 예측오차 및 예측분산에 대한 월별 추이

Panel A: 공정공시제도 시행 전·후 예측오차 비교



Panel B: 공정공시제도 시행 전·후 예측분산의 비교



를 제공하고 있는 기업들의 예측분산이 더 작고 그 차이(0.001)도 유의적이다. 예측분산의 경우 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업들은 공정공시제도 시행 이후 예측분산(-0.009)이 감소

한 반면, 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있지 않은 기업들은 공정공시제도가 시행된 이후에도 예측분산(0.002)이 증가했음을 알 수 있다.

〈표 5〉에 따르면 공정공시제도 시행 이후 애널리스트의 예측오차와 예측분산이 감소하였고 이는 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고 있는 기업들의 영향인 것으로 나타났다. 즉 공정공시제도를 통해 정보를 제공하는 기업들은 정보이용자인 애널리스트간 정보불균형이 감소한 반면, 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않는 기업들에 대해선 공정공시제도를 시행하기 전 우려했던 정보경색효과가 나타나 애널리스트간 정보불균형이 더욱 심화된 결과로 볼 수 있다.

〈그림 2〉에서는 공정공시를 시행한 기업과 그렇지 않은 기업의 공정공시제도 시행 전·후 예측오차 및 예측분산의 월별 추이를 제시하고 있다. 이에 따르면 공정공시를 시행한 기업들은 모든 월에 있어서 공정공시제도 시행 이전보다 공정공시제도 시행 이후에 예측오차와 예측분산이 더 작지만 공정공시를 시행하지 않은 기업은 일관된 추이를 보이고 있지 않다.

〈표 6〉에서는 상관관계분석결과를 제시하고 있다. 종속변수로 사용된 예측오차(AFE), 예측분산(AFD)은 분석에 사용된 모든 변수들과 유의한 상관관계를 나타내고 있다. 공정공시제도 시행 전·후(Postfd)의 경우 비기대이익의 감소여부(Miss)과 유의한 양의 상관관계(0.037)를 보이는 반면 적자여부(Loss)와는 유의한 음의 상관관계(-0.058)을 나타내고 있다. 이는 공정공시제도 시행 이후 전년도 이익보다 당해연도이익이 감소한 기업이 증가하였으나 당기순이익이 적자인 기업은 감소하였음을 나타내는 결과이다.

통제변수간에 모두 유의한 상관관계를 보이고 있다. 비기대이익의 감소여부(Miss) 및 적자여부(Loss) 모두 전기 예측오차와 전기 예측분산과 유의한 양의 상관관계를 보이고 있다. 이는 비기대이익이 감소한 기업이나 당기순이익이 적자인 기업에 대해 전년도에도 애널리스트의 예측이 어려웠음을 의미한다. 특히 적자여부(Loss)의 경우 전기 예측오차와 전기 예측분산과 0.4이상의 높은 상관관계를 보이고 있으나 다중공선성에는 문제가 없었다.

〈표 7〉에서는 공정공시제도 시행 이후 정보불균형이 감소했는지 분석하기 위한 회귀분석의 결과를 제시한다. 회귀분석을 수행한 결과 모델의 적합도

〈표 6〉 상관관계분석결과

	AFE	AFD	Postfd	Miss	Loss	Lag(AFE)	Lag(AFD)
AFE	1.000		-0.045***	0.146***	0.462***	0.323***	
AFD		1.000	-0.014***	0.006***	0.340***		0.660***
Postfd			1.000	0.037***	-0.058***	-0.165***	-0.04***
Miss				1.000	0.219***	0.349***	0.155***
Loss					1.000	0.477***	0.473***
Lag(AFE)						1.000	0.349***
Lag(AFD)							1.000

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의적임을 의미함

를 나타내는 F값은 모두 유의적인 것으로 나타났다. 종속변수가 예측오차(AFE)인 경우와 예측분산(AFD)인 경우 모두 본 연구의 관심대상인 공정공시제도의 시행 전·후(Postfd)는 유의한 음의 값(-0.002, -0.004)를 보이고 있다. 예측오차 및 예측분산에 영향을 미치는 요인들을 통제한 이후에도 공정공시제도 시행 이후 예측오차 및 예측분산이 감소했음을 의미하는 것으로서 공정공시제도 시행 이후 정보불균형이 감소할 것이라는 본 연구의 가설을 지지하는 결과이다.

통제변수로 사용된 비기대이익의 감소여부(Miss), 적자여부(Loss), 전기 예측오차 및 전기 예측분산(Lag(Y))은 종속변수와 유의한 양의 회귀계수를 보이고 있다. 이는 비기대이익이 감소할수록, 적자를 보고한 기업일수록 전기 예측오차(전기 예측분산)가 클수록 애널리스트가 기업의 이익을 예측하기 어렵다는 것을 의미하는 결과로서 선행연구(Irani and Karamanou 2003, Mohanram and Sunder 2003)와 일치된 결과이다.

6.3 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부의 기업 유인에 대한 결과

〈표 8〉에서는 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 사용된 변수들의 단일변량분석결과가 제시되어 있다. 공정공시제도를 통해 정보 제공을 수행한 기업과 제공하지 않은 기업들에 대한 전체 투자자 중 외국인

〈표 7〉 회귀분석결과

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot Postfd_{i,t} + \beta_2 \cdot Miss_{i,t} + \beta_3 \cdot Loss_{i,t} + \beta_3 \cdot Lag(Y)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable	예측부호	AFE	AFD
Intercept		0.014 (25.710)***	0.106 (11.330)***
Postfd	-	-0.002 (-3.140)***	-0.004 (3.070)***
MISS	+	0.002 (3.330)***	0.004 (-2.620)***
Loss	+	0.058 (37.330)***	0.030 (10.670)***
Lag(AFE)	+	0.785 (211.100)***	
Lag(AFD)	+		0.664 (40.950)***
Adj R^2		0.599	0.457
F값		17424.100***	590.270***
VIF최대값		1.329	1.291

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의적임을 의미함

〈표 8〉 공정공시를 통한 정보제공여부에 따른 기업특성에 대한 단일변량분석결과

변수	FD 시행 여부	N	평균값	중간값	최소값	최대값	t-검증	Wilcoxon-검증
Forn	0	439	6.952	0.301	0.000	92.970	14.600***	9.080***
	1	1158	13.128	3.339	0.000	94.105	19.880***	6.365***
		Diff (0-1)	-6.443				-8.280***	-9.786***
DB _dum	0	439	0.071	0.000	0.000	1.000	8.100***	15.754***
	1	1158	0.204	0.000	0.000	1.000	13.770***	13.304***
		Diff (0-1)	-0.141				-8.880***	-7.882***
Epsvol	0	439	63314158	7425228	162024	2414864764	7.380***	11.766***
	1	1158	74548472	8302108	427410	2875690721	8.510***	10.324***
		Diff (0-1)	-13900000				-1.160***	-2.252**
Size	0	439	19.041	18.889	14.519	25.034	374.640***	2.113***
	1	1158	19.766	19.345	16.606	25.939	325.430***	2.900***
		Diff (0-1)	-0.750				-9.730***	-8.734***
Lev	0	439	0.494	0.459	0.047	7.487	43.090***	3.542***
	1	1158	0.492	0.492	0.031	0.980	65.530***	0.993
		Diff (0-1)	-0.002				-0.170	-1.724*
Roa	0	439	1.069	0.943	0.026	21.311	32.300***	4.856***
	1	1158	1.030	0.958	0.004	4.774	55.840***	2.392***
		Diff (0-1)	0.059				1.480	-1.379

주 1) 여기에서,
$Y_{i,t}$: 2002년 11월 이후 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업이면 1, 아니면 0
$Forn_{i,t}$: 'Fndataguide'에서 추출한 외국의 개인 및 법인이 소유하고 있는 발행보통주식총수의 비율
$DB_dum_{i,t}$: 당년도 및 다음연도의 사채금액 및 자본금의 합계액이 직전년도에 비해 증가한 경우면 1, 아니면 0
$Epsvol_{i,t}$: 과거 3년 동안의 이익의 표준편차
$Size_{i,t}$: 기말 총자산에 자연로그를 취한 값
$Lev_{i,t}$: 부채/전기자산
$Roa_{i,t}$: 당기순이익/총자산
$\varepsilon_{i,t}$: 오차항
주 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의적임을 의미함

투자자의 주식소유비중(Forn)은 각각 약 7%와 13%로 그 차이는 통계적으로 유의하다. 또한 공정공시제도를 통해 정보 제공을 수행한 기업에 대한 외부자금 조달 필요성(DB_dum)과 이익변동성(Epsvol)의 평균(0.204, 74548472)도 공정공시를 통해 정보를 제공하지 않은 기업의 평균(0.071, 63314158)에 비해 크며 두 그룹간 차이는 유의하다. 통제변수로 사용된 기업규모(Size),

〈표 9〉 상관관계분석결과

	Y	Forn	DB_dum	Epsvol	Size	Lev	Roa
Y	1.000	0.199***	0.211***	0.028*	0.232***	-0.004	0.037
Forn		1.000	0.109***	0.266***	0.511***	-0.090***	0.003
DB_dum			1.000	0.091***	0.333***	0.140***	-0.055**
Epsvol				1.000	0.492***	0.170***	-0.041*
Size					1.000	0.139***	0.083***
Lev						1.000	0.060**
Roa							1.000

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의적임을 의미함

부채비율(Lev), 수익성(Roa)의 경우 기업규모의 경우에만 유의한 차이가 발견되었다. 분석결과를 요약하면 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않은 기업에 비해 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업들의 외국인 투자자지분율, 외부자금 조달 필요성 및 이익변동성은 높고 기업규모가 큼을 알 수 있다.

〈표 9〉에서는 상관관계분석결과를 제시하고 있다. 부채비율(Lev) 및 수익성(Roa)를 제외하고는 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부를 나타내는 Y와 유의한 상관관계를 나타내고 있다. 또한 외국인 투자자지분율(Forn)과 부채비율(Lev)은 유의한 음의 상관관계(-0.090)를 나타내고 있는 반면, 외부자금 조달 필요성(DB_dum), 이익의 변동성(Epsvol), 기업규모(Size)와는 유의한 양의 상관관계(0.109, 0.266, 0.511)를 보이고 있다. 이는 외국인 투자자의 비율이 높은 기업들은 기업규모는 크고 외부자금 조달 필요성이 높은 기업들인 반면 부채비율은 적은 기업들임을 의미한다. 외부자금 조달 필요성(DB_dum) 및 이익변동성(Epsvol)은 각각 기업규모(Size), 부채비율(Lev) 등과 유의한 양의 상관관계를 보인 반면, 수익성(Roa)과는 유의한 음의 상관관계를 보이고 있다.

통제변수간에는 기업규모는 부채비율 및 수익성과 유의한 양의 상관관계(0.139, 0.083))를 보이고 있다. 이는 본 연구에 포함된 표본기업들의 경우 기업규모가 큰 기업들의 부채규모가 크고 수익성도 높다는 것을 의미한다. 기업규모(Size)는 외국인 투자자지분율(Forn), 이익의 변동성(Epsvol)과 0.4이상의 높은 상관관계를 나타내고 있으나 다중공선성에는 문제가 없었다.

〈표 10〉에서는 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부에 영향을 미치는 기업의 요인을 분석하기 위한 로짓분석의 결과를 제시한다. 모형 1부터 4까지는 각각의 가설을 검증하기 위한 모형이며, 모형 4는 모든 변수들을 동시에 고려한 모형이다. 4가지 모형에 대해 로짓분석을 수행한 결과 모델의 Chi-square는 모두 유의적인 것으로 나타났다.

모형 1에 대한 분석결과에서 본 연구의 관심대상인 외국인 투자자지분율(Forn)은 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 유의한 양의 계수값(0.013)을 나타낸다. 이는 외국인 투자자지분율이 높을수록 주주구성을 포함한 기업의 제반 환경이 공시압력을 행사하여 기업으로 하여금 공정공시제

〈표 10〉 로짓분석결과

	Variable	예측 부호	모형1	모형2	모형3	모형4
	Intercept		-4.720 (39.974)***	-4.767 (48.084)***	-7.230 (91.497)***	-4.802 (9.677)***
가설3-1	Forn	+	0.013 (11.315)***			0.014 (12.300)***
가설3-2	DB_dum	+		0.935 (30.104)***		0.901 (26.995)***
가설3-3	Epsvol	−			0.000 (14.086)***	0.000 (11.429)***
	Size	+	0.235 (34.951)***	0.244 (46.712)***	0.375 (91.664)***	0.236 (26.677)***
	Lev	-	-0.132 (0.428)	-0.481 (4.030)**	-0.203 (0.854)	-0.187 (0.676)
	Roa	+	0.031 (0.217)	0.023 (0.123)	0.043 (0.404)	0.019 (0.076)
	Likelihood X^2		96.820	116.804	104.018	138.438
	(P-value)		0.000	0.000	0.000	0.000

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함(양측검증)을 나타내며 괄호안은 Wald 통계량임

도를 통해 정보를 제공하도록 하고 있음을 의미하는 것으로 본 연구의 가설을 지지하는 결과이다. 즉 본 연구에 포함된 기업들 중 외국인 투자자지분율이 높은 기업일수록 공정공시를 통해 정보이용자간 정보불균형을 감소시키고자 한다는 것을 의미한다.

모형 2에 대한 분석결과에서 외부자금 조달 필요성(DB_dum)의 회귀계수가 양의 값(0.935)를 보이며 유의한 것으로 나타나 외부자금 조달 필요성은 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부에 대해 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기존의 선행연구의 결과에서와 같이 우리나라의 경우 외부자금 조달 필요성에 따라 공시를 증가시킨다는 것을 의미하는 결과이다.

모형 3에 대한 분석결과에서 이익변동성(Epsvol)에 대한 회귀계수는 유의하게 양의 값을 취하고 있다. 이는 본 연구의 가설과 반대로 이익변동성이 큰 기업들의 경우 공정공시를 통해 정보를 제공하여 정보불균형을 해소하고자 하는 유인이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나타난 이유로는 다음을 생각할 수 있다. 우선, 이익의 변동성이 큰 기업들의 경우 실제이익이 공시되기 이전에 공정공시를 통해 이익과 관련된 정보를 정보이용자들에게 제공함으로써 이익공시시점에서의 급격한 주가변동을 감소시키고자 하는 유인이 작용했을 수 있다. 혹은 불안정한 경영환경에 대해 경영자가 예측하고 있음을 알리고 이러한 경영자의 예측능력에 대해

평가받음으로써 기업의 시장가치를 높이기 위한 수단으로 이용했기 때문일 수 있다.

통제변수로 사용된 기업규모는 모든 모형에서 일관적으로 유의한 양의 회귀계수를 보이고 있다. 이는 기업규모가 클수록 공정공시제도를 통해 정보를 제공할 가능성이 크다는 것을 의미한다. 즉 기업규모가 클수록 상대적으로 공시비용이 적고 정보불균형을 해소함으로써 얻게 되는 기업의 이득이 크기 때문에 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고자 하는 유인이 있음을 의미한다. 반면 부채비율과 수익성의 경우 공정공시를 통한 정보 제공 여부와 유의한 상관관계가 없는 것으로 나타났다.

Ⅶ. 연구의 결론 및 한계점

공정공시제도는 정보이용자간 정보불균형을 해소할 목적으로 2002년 11월에 도입되었다. 그러나 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부는 기업의 재량에 따라 달라질 수 있기 때문에 기업들이 아예 정보를 제공하지 않는 경우 정보경색효과 등의 부정적인 효과가 나타날 수 있다.

본 연구는 공정공시제도의 시행효과에 대해 애널리스트의 예측행위를 이용하여 검증하였다. 시행효과를 알아보기 위해 본 연구는 공정공시제도 시행 전·후뿐만 아니라 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부를 기준으로 기업을 구분하여 애널리스트 예측행위를 비교하였다. 또한 공정공시제도를 통해 정보를 제공하고자 하는 기업의 유인에 관하여 실증분석하였다.

본 연구에서 2000년 1월 1일부터 2004년 12월 31일까지의 기간 중 공정공시시행시점인 2002년 11월 1일 전·후에 애널리스트 예측치가 모두 존재하는 기업을 대상으로 분석을 수행하였다. 실증분석 결과, 공정공시제도 시행 이후 애널리스트들이 기업의 이익을 과대예측하는 정도는 감소한 것으로 나타났다. 또한 애널리스트의 예측오차와 예측분산은 공정공시제도 시행 이후 감소하였으며, 이러한 감소는 공정공시제도를 통해 정보를 제공한 기업들에게만 나타나 공정공시제도 시행효과가 있음을 알 수 있다. 본 연구의 실증분석 결과는 공정공시제도 시행 이후 선별적 정보제공이 차단되었고 정보이용자에 대한 정보불균형 해소효과가 있다는 것을 의미한다. 마지막으로 기존의 자발적 공시와 관련된 기업특성을 이용하여 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부에 영향을 미치는 기업특성을 알아본 결과, 외국인 투자자지분율이 높을수록, 외부자금 조달 필요성이 높을수록, 이익의 변동성이 높을수록 공정공시제도를 통해 정보를 제공하려는 것으로 나타났다.

본 연구결과가 주는 시사점으로는 공정공시제도의 시행이 기업과 정보이용자간 정보불균형을 감소시키는 효과가 있으나 공정공시제도를 통해 정보를 제공하지 않는 기업들은 정보불균형이 감소하지 않기 때문에 모든 기업들이 공정공시제도를 통해 정보를 제공하도록 유인하는 정책적 보완이 필요하다는 점이다.

아직까지 우리나라에서는 자발적 공시와 관련된 기업의 유인에 대한 연구가 많지 않다. 따라서 본 연구에서는 자발적으로 수행되는 공정공시를 이용하여 이를 수행하고자 하는 기업의 유인에 대해 살펴보고 정책수립에 대한 시사점을 제공하려는 시도를 하였으나 추가적인 연구가 필요하다.

본 연구와 관련하여 다음과 같은 추가적인 연구가 가능할 것이다. 첫째, 경영성과 관련 예측공시

가 있었던 기업들의 이익조정에 관한 연구이다. 공정공시제도는 기존의 공시제도와 달리 미래에 관한 예측공시가 가능하며 이에 대한 근거라든지 진행상황 등을 보고하도록 되어있다. 따라서 미래에 관한 예측공시를 수행한 경우 경영자들은 예측 공시된 내용을 수행하기 위해 혹은 공시된 예측치를 달성하기 위해 이익조정을 수행할 가능성이 있다. 따라서 경영성과관련 예측공시를 수행한 기업들만을 대상으로 공정공시한 내용을 달성하기 위해 이익조정을 하는지 검증해볼 수 있을 것이다.

둘째, 공정공시제도 시행 이후 정보불균형이 감소된 결과를 보이는 기업들의 경우 정보불균형이 감소가 기업가치의 증가로 이어졌는지에 대해서도 검증해볼 필요가 있다. 기업들이 정보를 공개함으로써 달성하고자 하는 가장 중요한 요인 중의 하나가 기업가치의 제고임을 고려해 볼 때 실제로 정보불균형이 감소된 기업들의 기업가치가 증가했는지 검증해 볼 필요성이 있다.

셋째, 공정공시제도는 기존의 자발적 공시에 비해 정보의 신뢰성을 중요시하고 있다. 따라서 공정공시 관련 내용에 대한 정정공시를 수행하여 공정공시 정보의 신뢰성에 의문이 제기된 경우 이러한 기업에 대한 애널리스트의 예측행위나 시장반응이 그렇지 않은 기업에 비해 상이해지는지 검토해 볼 수 있을 것이다.

참고문헌

김성민, 전상경(2005), "공정공시제도 도입이후 기업의 공시행태 및 비기대실적치의 정보효과," **증권학회지**, 71-100

김지홍, 장진호, 여은정(2005), "공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응비교," **경영학연구**, 34, 1895- 1915

손성규(1995), "다수 재무분석가에 의한 회계정보 예측의 비교," **회계학연구**, 20, 73-105

신현한, 장진호, 조영준(2004), "1997년 금융위기를 전후로 한 한국기업의 경영투명성 변화: 재무분석가 이익예측자료를 이용한 분석," **회계저널**, 13, 1-27

안윤영, 신현한, 장진호(2005), "외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계," **회계학연구**, 30, 109-131

이원흠, 최수미(2004), "공정공시제도 시행이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과 변화에 관한 연구," **증권학회지**, 1-31

이정화, 손성규(2005), "An Empirical Analysis of the Relationship Between Corporate Governance and Corporate Disclosure Pratices in Korea," **회계학연구**, 28, 79-107

장지인, 전영순(2003), "가결산결과의 사전공시 현황 및 공시기업의 특성과 주가반응의 선점효과," **회계학연구**, 28, 79-107

전영순(2003), "경영자 예측정보의 신뢰성에 대한 외국인투자자 및 국내 기관투자가의 견제 기능," **대한경영학회지**, 38, 891-913

최순재, 황국재(2001), "인터넷을 통한 자발적 재무공시기업의 특성 분석," **회계저널**, 10, 1-20

Baily. W., H. Li, C. X. Mao, and R. Zhong(2003), "Regulation Fair Disclosure and Earnings Information: Market, Analyst, and Corporate Responses," *Journal of Finance*, forthcoming.

Barefield, R. and E. Comisky(1975), "An Empirical Evaluation of Accounting Index Numbers," *Journal of Accounting Research*, Autumn, 159-178

Badrinath et al.(1989)

Bliss. R.(1997), "Corporate Spin-offs: Stock Returns, Volatility and the Predictability

of Earnings," Working Paper, Babson College.

Botosan C.A.(1997), "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital," *The Accounting Review*, 72, 323-349

Bowen, R., A. Davis, and D. Matsumoto(2002), "Do Conference Calls Affect Analysts' Forecasts?," *The Accounting Review*, 77, 285-316

Brown, L. D., Gordon D. Richardson, and Steven J. Schwager(1987), "An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings," *Journal of Accounting Research* , 25, 49-67

Ciccone, S.(2001), "Analyst forecast propweties, financial distress, and business risk," Working paper, University of New Hampshire.

Dugar, A., and S. Nathan(1995), "The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations," *Contemporary Accounting Research*, 12, 131-160

Francis, J., and D. Philbric(1993), "Analysts' Decisions as Products of a Multi-task Environment," *Journal of Accounting Research*, 31, 216-230

Frankel, R., M. McNichols, and G. P. Wilson (1995), "Discretionary Disclosure and External Financing," *The Accounting Review*, 70, 135-150

Gilson, S. C., P. M. Healy, C. F. Noe, K. G. Palepu(2001), "Analyst Specialization and Conglomerate Stock Breakups," *Journal of Accounting Research*, 39, 565-582

Gintschel, A. and Markov, S.(2004), "The Effectiveness of Regulation FD," *Journal of Accounting and Economics*, 37, 293-314

Healy, P., Hutton, A., and K. Palepu(1999), "Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure". *Contemporary Accounting Research*, 16, 485-520

Healy, P. and K. Palepu(2001), "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature". *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405-440

Heflin, K. R. Subramanyam, Yuan Zhang(2003), "Regulation FD and the Financial Information Environment: Early Evidence," *The Accounting Review*, 78, 1-37

Irani, A., and Karamanou, I.(2003), "Regulation Fair Disclosure, Analyst Following, and Analyst Forecast Dispersion," *Accounting Horizons*, 17, 15-29

Irvine, P., S. Nathan, and P. Simko(1998), "The Relation between Securities Firms' Mutual Fund Equity Holdings and Their Analysts' Earnings Forecasts," Working Paper, Georgia State University and Emory University.

Kim, C., and S. Lustgarten(1998), "Broker-Analysts' Trade-Boosting Incentive and Their Earnings Forecast Bias," Working Paper, Queens College of The City University of New York and Baruch College of The City university of New York.

Krishnan, M., and K. Sivaramakrishnan(1998), "A Theory of Analyst Forecast Bias," Working Paper, Rutgers, the State University of Jersey, and Texas A&M University.

Krishnaswami, S., and V. Subramaniam(1999), "Information Asymmetry, Valuation, and the Corporate Spin-off Decision," *Journal*

of Financial Economics, 53, 73-112

Lang. M. H., and R. J. Lundholm(1993), "Cross-Sectional Determinants of Analysts Ratings of Corporate Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 31, 246-271

Lang. M. H., and R. J. Lundholm(1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *The Accounting Review*, 71, 467-492

Lang. M. H., and R. J. Lundholm(2000), "Voluntary Disclosure during Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hyping the Stock?," *Contemporary Accounting Research*, 17, 623-662

Lev. B and S. H. Penman(1990), "Voluntary Forecast Disclosure, Nondisclosure, and Stock Prices," Journal of Accounting Research, 28, 49-76

Lim, T.(2001), "Rationality and Analysts' Forecast Bias," *The Journal of Finance*, 56, 369-385

Lin, H., and M. F. McNichols(1998), "Underwriting Relationship, Analysts' Earnings forecasts and investment recommen- dations," *Journal of Accounting and Eco- nomics*, 25, 101-127

Lisa M. S.(2002), "An Experimental for Unintentional Optimism in Analysts' Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 3, 731-753

Mayer, S. and N. Majluf(1984), "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors do not have," *Journal of Financial Economics* 13(June): 187-221

Mohanram, P., and S. Sunder(2003), "How Has Regulation Fair Disclosure Affected the Functioning of Financial Analysts?," Working paper, New York University.

Piotroski, J.(1999), "Discretionary Segment Reporting Decisions and the Precision of Investor Beliefs," Working paper, University of Chicago.

Ruland, W., S. Tung and N.E. George(1990), "Factors associated with Disclosure of Managers' Forecasts," *The Accounting Review*, 65, 710-721

An Empirical Study on the Effect of Regulation Fair Disclosure and Firm incentives associated with the decision to provide information through Fair Disclosure

Wonjung Oh* · Sungkyu Sohn**

Abstract

On 1 November 2002, Regulation Fair Disclosure(FD) became effective. It requires companies to disclosure material nonpublic information to all investors. Regulation FD prohibits selective disclosure of material information and is intended to "level the playing fields" by reducing information disparities among market participants. Regulation FD impacts the way that firms disclosure information and analysts forecast. Analysts will forecast the company's outcome of operation with public disclosures in the post-FD period.

This paper examines how Regulation FD affects analyst forecast and firm disclosure. We compare analyst forecast bias before and after implementation of Regulation FD for examining the effect of Regulation FD. Also we compare analyst forecast error and analyst forecast dispersion before and after implementation of Regulation FD, in addition to comparing analyst forecast error and analyst forecast dispersion for FD firms and non-FD firms. Incentives of the firm associated with the decision to provide information through FD are also examined.

We investigate the companies where the same analyst forecasts their income in the same month before and after implementation of Regulation FD. Our evidence suggests that an analyst forecast bias decreases in the post-FD period. The decrease of analyst forecast bias is consistent with prohibiting selective disclosure of material information to privileged individuals. Based on the time-series evidence, an analyst forecast error and an analyst

* Ph. D., School of Business, Yonsei University.
** Professor, School of Business, Yonsei University.

forecast dispersion decreases in the post-FD. Based on cross-sectional evidence, firms which issue FD information show lower analyst forecast error and dispersion than firms that don't issue FD information. Hence, the effect of Regulation FD is shown to be effective. A few firm characteristics are associated with the decision to issue FD information: percentage of foreign investors, need to attract new capital and volatility of EPS.

Evidence of empirical test indicates that Regulation FD seems to prohibit selective disclosure of material information to privileged individuals. If firms issue FD information, information asymmetry decreases. Considering the fact that enforcement of Regulation FD leaves the voluntary choice to the firm and the firm which doesn't issue FD information doesn't decrease information asymmetry, we claim that Regulation FD needs correction. The valuable attempt of this research will be regarded as the very first empirical analysis of the firm characteristics related with enforcement of Regulation FD in Korea.

Key words: Regulation FD, information asymmetry, analyst forecast bias, analyst forecast error, analyst forecast dispersion, incentives of the firm