

세무와회계저널
제10권 제3호 2009년 9월 pp.329~356
한국세무학회

공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한 기업의 이익조정*

전영순** · 천미림***

<요 약>

공정공시제도란 기업이 애널리스트나 기관투자자 등 특정인에게 선별적으로 중요한 정보를 제공하고 자 하는 경우 모든 시장참가자들이 동 정보를 알 수 있도록 그 특정인에게 제공하기 전에 증권시장을 통해 공시하도록 하는 제도이다. 공정공시의 대상이 되는 정보 중 하나가 매출액, 영업손익, 경상손익 또는 당기순손익 등에 대한 전망치 또는 예측치이다. 미국의 선행연구에 의하면 자발적으로 이익예측치를 발표한 경영자는 해당 예측치가 사후적으로 실현되는 이익에 비해 과대 공시된 것으로 밝혀지면 주식시장에서의 부정적인 주가반응뿐만 아니라 경영자의 평판이 손상될 위험과 법적인 책임까지도 부담할 수 있다. 따라서, 이익예측치를 공시한 경영자는 보고이익이 해당 예측치에 미달하는 것을 피하기 위하여 이익을 상향 조정할 유인을 갖는다. 하지만 우리나라의 경우 경제 환경과 법적 환경이 미국과 달라 경영자가 자신이 과거에 발표한 이익예측치를 달성하지 못하더라도 불이익을 받는지는 분명하지 않다. 따라서, 우리나라에서 자발적으로 이익예측치를 공시한 경영자가 보고이익이 해당 예측치에 미달하는 것을 피하기 위하여 이익을 상향 조정하는지는 실증분석의 대상이다. 이에 본 연구는 공정공시를 통해 이익예측치를 발표한 경영자가 사후적으로 실현되는 이익이 이미 발표된 이익예측치에 미달할 것으로 예상되는 경우 이익을 상향 조정하는지를 검토한다.

실증분석 결과, 공정공시를 통하여 발표한 전망치가 실현되는 연도의 재량적발생액 자체는 기타 연도의 재량적발생액과 유의하게 다르지 않다. 하지만, 전망치가 실현되는 연도만을 대상으로 분석한 결과 이익을 조정하기 전의 이익이 이미 발표된 예측치에 미달할 것으로 예상되는 경우에는 재량적발생액을 이용하여 이익을 상향 조정하는 것으로 나타난다. 또한, 이익조정 전의 이익이 경영자가 이미 발표한 이익예측치에 미달하는 정도가 클수록 재량적발생액은 커진다. 이는 미국과 우리나라의 경제 환경이나 법적 환경이 다르다고 하더라도 우리나라의 경영자 또한 자신이 이미 발표한 이익예측치를 달성하고자 하는 유인을 가짐을 의미한다. 선행연구에 의하면 기업지배구조는 기업의 이익조정을 억제하는 역할을 하는 것으로 보고되었다. 하지만, 본 연구에서는 기업지배구조가 재량적발생액을 이용한 이익의 상향 조정을 억제하지 못하는 것으로 나타난다.

<주제어> 공정공시제도, 선별적인 정보제공, 정보불균형, 경영자 이익예측치, 이익조정, 재량적발생액

* 이 논문은 2007년도 중앙대학교 학술연구비 지원에 의한 것임

** 중앙대학교 경영대학 교수, yscheon@cau.ac.kr, 011-9023-5572, 주저자

*** 중앙대학교 산업창업경영대학원 겸임교수, ml@wm.cau.ac.kr, 011-9039-6243

논문접수일 2008년 12월

게재확정일 2009년 9월

I. 서 론

공정공시제도란 기업이 중요한 정보를 애널리스트나 기관투자가 등 특정인에게 선별적으로 제공하고자 하는 경우 모든 시장참가자들이 동 정보를 알 수 있도록 그 특정인에게 제공하기 전에 증권 시장을 통해 공시하도록 하는 제도이다. 공정공시제도 도입 전에는 많은 기업들이 폐쇄된 IR이나 사적인 접촉을 통하여 일부 특정 애널리스트나 기관투자가에게만 정보를 제공하고, 이렇게 선별적으로 정보를 제공받은 투자자들은 해당 정보를 이용하여 이익을 얻거나 손실을 피하는 사례가 빈번하게 발생하였다. 이러한 선별적인 정보의 제공은 특정 시장참여자가 스스로의 노력이나 전문성보다는 기업 경영자에 대한 우월한 접근을 통하여 이익을 얻게 되는 기회를 제공하며, 선별적으로 제공된 사적정보는 내부자거래 등 불공정거래행위에 악용될 소지가 있었다. 기업의 경영자도 선별적인 정보제공을 특정 애널리스트나 기관투자가와 좋은 관계를 유지하는 수단으로 사용할 수 있었다. 미국 SEC는 이러한 선별적인 정보의 제공이 자본시장에 대한 투자자들의 신뢰성 상실을 초래할 수 있다는 판단 아래, 경영자에게 사적인 접근이 불가능한 일반투자자와 전문투자자 사이의 정보불균형을 해소하기 위해 2000년 공정공시제도(Regulation Fair Disclosure)를 도입하였다.

미국의 공정공시제도는 선별적인 정보제공을 방지하기 위하여 애널리스트, 기관투자가, 기타 시장전문가 등 특정 투자자에게만 사적으로 제공된 중요한 정보는 일반투자자에게도 공시되도록 요구하고 있다. 정보제공자가 중요한 사적 정보를 제공한다는 사실을 인지하고 의도적으로 일부 특정 투자자에게 선별적으로 정보를 제공하는 경우 해당 정보는 동시에 일반투자자에게도 공시되어야 한다. 반면, 의도적이지 않은 선별적인 정보제공은 경영진이 해당 선별적인 정보제공의 사실을 인지한 시점으로부터 실무적으로 가능한 가장 빠른 시간 내에 일반투자자에게 공시되어야 한다.¹⁾ 일반 투자자에게 공시하는 방법으로는 Form 8-K, 기자회견(press releases), 웹캐스팅(webcasting), 컨퍼런스 콜 등 불특정 다수인에게 정보가 광범위하게 제한없이 전달될 수 있는 다양한 통로를 허용하고 있다.

우리나라에서도 선별적인 정보제공을 차단하여 시장참가자간에 정보의 불균형을 완화하고 나아가 애널리스트 등 증권분석업무 종사자의 기본기능을 회복하기 위하여 2002년 11월부터 공정공시제도를 시행하게 되었다. 주권상장법인이 장래 사업계획이나 경영계획, 영업실적이나 전망치 등 공정공시대상정보를 일부 특정투자자에게 선별적으로 제공하는 경우에는 그 사실 및 내용을 거래소의 전자공시시스템을 통해 신고하도록 하고 있다. 신고는 당해 정보가 일부 특정투자자에게 선별적으로 제공되기 이전까지 이루어져야 한다. 다만, 선별적인 정보제공이 경미한 과실이나 착오로 이루어진 경우에는 제공한 당일에 신고하여야 하며, 선별적인 정보를 제공한 기업의 임원이 그 제공 사실을 알 수 없었음을 소명하는 경우에는 이를 알게 된 날에 신고할 수 있다.

우리나라에서 공정공시대상이 되는 정보는 장래의 사업계획 또는 경영계획, 매출액, 영업손익, 경

1) 실무적으로 가능한 가장 빠른 시점은 경영진이 선별적인 정보제공의 사실을 인지한 시점으로부터 24시간을 초과하지 않아야 한다. 단, NYSE의 다음 거래일 매매거래개시시간이 24시간 후에 도래하는 경우에는 늦어도 다음 거래일의 매매거래개시시간 전까지 해당 정보를 일반투자자에게 제공해야 한다.

상손익 또는 당기순손익 등에 대한 전망 또는 예측, 사업보고서, 반기보고서, 분기보고서 등 정기보고서가 제출되기 이전의 잠정적인 영업실적, 신고기한이 경과되지 아니한 수시공시의무관련사항 등이다. 이 중 수시공시의무관련사항은 의무적으로 공시해야 하는 사항을 그 신고기한이 경과되지 아니한 경우에 공정공시하는 것이므로 공정공시를 하지 않더라도 수시공시를 해야 하는 사항이다. 따라서 수시공시의무관련사항의 공정공시는 진정한 의미의 자발적 공시라고 보기는 어렵다. 장래 사업계획 또는 경영계획은 회사 전체의 영업활동 및 기업실적에 중대한 영향을 미칠 수 있는 장래계획의 목적, 추진일정, 예상투자금액 및 예상효과 등을 공시하도록 하고 있다. 정기보고서 제출 이전에 잠정적인 영업실적을 공시하는 경우는 보고대상 회계기간이 완료된 후에 집계한 가결산 성격의 정보로서 그 정확성이 어느 정도는 확보된 정보라 할 수 있다. 반면, 매출액, 영업손익, 경상손익 또는 당기순이익 등에 대한 전망 또는 예측은 예측대상 회계기간 개시전이나 예측대상 회계기간 중에 공시된다. 따라서 이러한 영업예측치는 사후적으로 실현되는 영업실적과는 다를 수 있다.

미국의 선행연구는 경영자가 시장에서 기대하는 벤치마크 이익을 초과하는 이익을 보고하기 위하여 이익을 상향 조정하는 이익조정을 하고 있음을 보고하였다(Burgstahler and Dichev 1997 ; Degeorge et al. 1999 ; Kasznik 1999 ; Brown 2001 ; Matsumoto 2002 ; Burgstahler and Eames 2006). 이는 보고이익이 시장에서 기대하는 벤치마크 이익에 미달하는 경우 주가 하락, 소송위험, 평판위험 등 불이익을 부담할 수 있기 때문이다(NIRI 1995 ; Bartov et al. 2002 ; Kasznik and McNichols 2002 ; Lopez and Rees 2002 ; Skinner and Sloan 2002). 시장에서 기대하는 벤치마크 이익으로는 애널리스트 이익예측치, 전년도 이익 및 경영자 자신이 발표한 이익예측치 등이 있다.

이처럼 미국에서는 경영자가 자신이 발표한 이익예측치에 미달하는 이익을 보고하는 경우 부담할 불이익을 회피하기 위하여 이익을 상향 조정하는 경향이 있다. 하지만 우리나라의 경우에는 기업의 소유구조나 경영자의 노동시장 및 법적 환경 등이 미국과 달라 공정공시를 통해 이익예측치를 발표한 경영자가 이익을 상향 조정할 유인이 있는지는 분명하지 않다. 아직까지는 경영자가 공시한 예측치가 실적과 다른 경우에 자본시장으로부터 불이익을 받는지에 대한 실증분석연구가 부재하다. 경영자가 이익예측치를 과대 공시했다는 사유로 소송이 제기된 사례 또한 찾아보기 어렵다. 아울러 우리나라 기업의 경우 일반적으로 소유와 경영이 분리되어 있지 않아 사후 실현되는 실적치가 경영자가 과거에 발표한 예측치에 미달하더라도 이로 인해 경영권을 상실하거나 평판위험을 부담할 가능성은 낮다고 하겠다. 따라서, 우리나라의 경우 경영자가 사후적으로 보고하는 이익이 자신이 과거에 발표한 이익예측치에 미달하는 상황을 회피하기 위하여 이익을 상향 조정할 유인이 있는지는 실증분석 대상이라고 하겠다. 이에 본 연구는 공정공시를 통해 미래 이익예측치를 발표한 경영자가 사후적으로 보고하는 이익이 자신이 이미 발표한 이익예측치에 미달하는 것을 피하기 위해 이익을 상향 조정하는지를 실증분석한다.

본 연구의 표본은 2002년 11월부터 2006년 3월 사이에 공정공시를 통하여 영업이익, 경상이익, 당기순이익의 전망치를 발표한 904 기업-연도이다. 실증분석 결과, 공정공시를 통하여 발표한 전망치가 실현되는 연도의 재량적발생액 자체는 기타 연도의 재량적발생액과 유의하게 다르지 않다. 하

지만, 전망치가 실현되는 연도만을 대상으로 분석한 결과 이익을 조정하기 전의 이익이 이미 발표된 경영자의 이익예측치에 미달하는 것으로 예상되는 경우에는 재량적발생액을 이용하여 이익을 상향 조정하는 것으로 나타난다. 또한, 이익조정 전 이익이 경영자의 이익예측치에 미달하는 정도가 클수록 재량적발생액은 커진다. 이는 미국과 우리나라가 경제 환경이나 법적 환경이 다르다 하더라도 경영자는 자신이 이미 발표한 이익예측치를 달성하고자 하는 유인을 갖고 있음을 의미한다. 선행연구에 의하면 기업지배구조는 기업의 이익조정을 억제하는 역할을 하는 것으로 보고되고 있다.

하지만, 본 연구에서는 기업지배구조가 재량적발생액을 이용한 이익의 상향 조정을 억제하지 못하는 것으로 나타난다.

공정공시제도가 도입된 후 5년의 기간이 경과하였다. 지금까지의 평가는 동 제도가 안정적으로 정착하고 있으며 선별적인 정보제공의 차단으로 그 동안 선별적으로 정보를 제공받던 그룹의 정보 우위성이 감소하였다는 평가이다. 하지만, 공정공시를 통해 영업전망치를 발표한 기업에 대한 관심은 크지 않았다. 본 연구의 결과에 나타난 바와 같이 전망치의 발표 후에 경영자가 재량적인 회계선택을 통하여 전망치가 실현되는 연도의 이익을 조정한다면 시장에서의 회계이익에 대한 신뢰성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서, 본 연구의 결과는 투자자의 투자 의사결정뿐만 아니라 공정공시제도를 감독하고 운영하는 관련기관에게 중요한 시사점을 제공한다고 하겠다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 공정공시제도와 관련된 선행연구를 검토한다. III장에서는 실증분석 대상이 되는 연구가설을 논의한다. IV장에서는 표본과 실증분석에 사용되는 연구모형을 기술한다. V장에서는 실증분석 결과를 보고하며, VI장에서는 연구의 결론과 시사점을 논한다.

II. 선행연구

1. 공정공시제도와 관련된 선행연구

미국에서는 2000년 10월부터, 우리나라에서는 2002년 11월부터 공정공시제도가 시행된 후 국내·외적으로 공정공시되는 정보의 현황, 공정공시의 정보효과, 공정공시의 유인 및 공정공시가 기업의 공시정책에 미친 영향 등에 대한 많은 연구가 수행되어 왔다.

공정공시제도의 도입 후 기업이 외부에 제공하는 정보의 양적, 질적 수준에 대한 연구는 주로 설문조사 형태로 이루어졌다. 공정공시제도 도입과 관련하여 경영자가 공정공시제도를 위반한 것으로 밝혀질 경우 발생할 수 있는 법적 책임 및 기타 불이익을 피하기 위하여 아예 공시자체를 하지 않는 정보경색현상이 나타날 것이라는 우려가 제기되었다. 미국 SEC는 이러한 우려에 대응하여 공정공시제도가 민사적인 법적 책임의 근거로는 사용되지 않는다는 것을 명문화하였다. 그럼에도 불구하고 공정공시제도가 기업이 제공하는 정보의 양적, 질적 수준에 미친 영향은 정책당국을 비롯하여 많은 경제주체들의 관심사였다. Thomson Financial, National Investor Relations Institute, Association for

Investment Management and Research, American Bar Association FD Task Force, Securities Industry Association 등이 조사한 결과를 보면 일반적으로 공정공시제도의 도입 후 기업이 제공하는 정보의량은 증가한 것으로 나타났다(SEC 2001). 하지만 공정공시제도 후 기업이 제공하는 정보는 보다 일반화되고 정형화되어, 애널리스트들이 체감하는 정보의 질적 수준은 하락한 것으로 나타났다.

우리나라에서도 2004년 10월 금융감독원, 코스닥증권시장 및 증권거래소는 공동으로 상장·코스닥법인, 애널리스트, 펀드매니저 등을 대상으로 공정공시제도의 운영실태를 설문조사하였다(코스닥증권시장 2005). 조사 결과에 의하면, 기업이 외부에 제공하는 정보의 양적·질적 수준 및 IR활동은 공정공시제도 시행 전에 비하여 변화가 없거나 일부 증가(향상)하여 제도시행 당시 우려되었던 정보경색현상은 나타나지 않았다. 반면, 기업정보의 수요자인 애널리스트 및 펀드매니저가 입수할 수 있는 정보의 양적, 질적 수준은 제도시행 전에 비하여 일부 감소하거나 변화가 없는 것으로 나타났다. 이처럼 공정공시제도의 도입 후 기업이 제공하는 정보가 양적으로는 증가하였으나 질적으로는 감소한 것은 미국에서의 결과와도 일관성이 있다.

공정공시의 정보효과와 관련하여 선행연구는 공정공시되는 정보가 주식시장에 미친 영향 및 애널리스트의 예측활동에 미친 영향 등을 연구하였다. 공정공시되는 정보가 주식시장에 미친 영향을 검토한 선행연구는 상반된 결과를 보고하였다. Shane et al.(2001), Baily et al.(2003), Bushee et al.(2004)는 공정공시제도 시행 후 주식수익률의 변동성 및 이익정보의 주가에 대한 정보효과에는 유의한 변화가 없음을 보고하였다. 이는 공정공시제도의 도입 후 자본시장에서는 기업이 제공하는 정보의 질적 수준이 낮아지지 않았다고 인식하고 있음을 의미한다. 반면, Heflin et al.(2003), Eleswarapu et al.(2004), 김지홍 외(2005)는 공정공시제도 도입 후 이익공시시점의 주식수익률의 변동성 및 거래량이 감소하였음을 보고하였다. 김지홍 외(2005)는 이러한 현상이 소규모기업에서 심화되는 것을 보고하였다. 이원흠·최수미(2004) 또한 공정공시제도 시행 후 이익공시시점의 주가변동성이 감소되었으며 실적이 개선된 기업에서 심화됨을 보고하였다. Bushee et al.(2004)은 공정공시제도 도입 전에 특정 정보이용자만을 대상으로 폐쇄적으로 컨퍼런스콜을 시행하던 기업에서는 공정공시 시행 이후 주식수익률의 변동성이 증가하였음을 보고하였다. 따라서, 공정공시제도의 도입 후 기업이 공시하는 정보의 정보효과에 대해서는 일관성있는 결론을 내리기는 어려우며 기업의 특성에 따라 달라질 수 있다.

애널리스트는 공정공시제도의 직접적인 영향을 받는 이해관계자 그룹이다. 따라서 선행연구는 공정공시제도의 시행으로 애널리스트의 예측활동 및 애널리스트 예측치의 정보효과에 변화가 있는지를 검토하였다. Shane et al.(2001), Heflin et al.(2003), Baily et al.(2003)은 애널리스트가 제공하는 예측정보의 정확성에 유의한 변화가 없음을 보고하였다. 반면, Mohanram and Sunder(2002)와 Agarwal et al.(2006)은 공정공시 후 애널리스트 이익예측치의 정확성이 떨어지고 예측치의 분산은 증가하는 결과를 보고하였다. 이들 연구들이 애널리스트 예측정보의 정확성에 대해서는 상반된 결과를 보이지만 동일하게 예측치의 분산은 증가하는 결과를 보고하였다. 이는 공정공시제도의 도입 후 기업들의 선별적인 정보제공이 차단됨에 따라 애널리스트들의 사적 정보수집활동이 제약을 받게 되고 따라

서 이익을 예측하는 것이 더 어렵게 되어 애널리스트들 사이의 이견의 폭이 확대되었음을 의미한다.

오원정·손성규(2006)는 우리나라에서 공정공시제도의 시행을 전후하여 애널리스트의 예측오차와 예측분산에 유의한 변화가 있는지를 연구하였다. 공정공시제도의 시행을 전후하여 공정공시를 하지 않은 기업에 대한 애널리스트의 예측오차는 증가한 반면, 공정공시를 통해 정보를 제공한 기업에 대한 애널리스트의 예측오차는 감소한 것으로 나타났다. 유사하게, 애널리스트의 예측분산도 공정공시를 하지 않은 기업에서는 증가한 반면, 공정공시를 통해 정보를 제공한 기업에서는 감소한 것으로 나타났다. 저자는 이러한 결과에 대해 공정공시기업에서는 애널리스트 사이의 정보불균형이 감소한 반면 공정공시를 하지 않은 기업에서는 정보경색효과로 인해 애널리스트 사이의 정보불균형이 증가한 것으로 해석하고 있다.

Gintschel and Markov(2004)는 공정공시제도 도입 후 애널리스트의 예측치가 주가에 미치는 영향력이 감소하였음을 보고하였다. 애널리스트가 주가에 미치는 영향력의 감소는 애널리스트가 대형 증권사에 소속되어 있고 예측치가 낙관적일수록 심화되는 것으로 나타났다. 이는 애널리스트 사이의 정보불균형이 감소하였지만 애널리스트만을 대상으로 한 선별적인 사적 정보제공이 차단됨에 따라 애널리스트의 이익예측정보의 질도 감소하였음을 의미한다.

이원흠·최수미(2004)는 애널리스트가 발표하는 투자등급에 대한 정보효과를 검토하였다. 애널리스트의 투자등급변경 공시에 대해 공정공시제도 도입 전에는 일주일 전부터 초과수익률이 나타났으나, 공정공시제도 시행 후에는 투자등급변경정보 발표일에만 초과수익률이 나타났다. 저자는 이러한 결과에 대해 공정공시제도로 인해 애널리스트가 기업으로부터 선별적인 정보를 제공받을 수 없게 됨에 따라 투자등급변경정보 발표 전에 나타났던 정보유출현상이 사라진 것으로 해석하고 있다. 또한, 공정공시제도의 시행 후 애널리스트가 선별적으로 사적정보를 제공받지 못함에 따라 투자 추천에 있어 애널리스트의 개인능력 차이가 더 중요한 것으로 나타났다.

2. 경영자의 자발적공시와 이익조정행위에 관한 선행연구

공정공시제도는 법제화되어 있지만 공정공시 자체는 기업의 재량적 판단에 의해 결정되는 자발적 공시이다. 따라서 아래에서는 자발적 공시의 동기 및 영향에 대한 선행연구를 검토한다.

경영자가 자발적으로 정보를 공시하는 동기는 우선 경영자가 기업의 미래 전망에 대해 자신들이 갖고 있는 정보를 외부에 알리기 위함이다. Trueman(1986)은 이러한 신호(signalling)이론에 기초하여 경영자가 자발적으로 예측정보를 공시할 유인을 모형화하였다. 즉, 경영자는 기업의 미래 경제적 환경의 변화를 인지하고 이에 대해 적절히 대응할 능력이 있다는 것을 시장에 신호하기 위해 자발적인 예측정보를 공시한다. 투자자들은 변화하는 기업의 경제적 환경을 감지하고 이에 대한 적절한 대응을 취할 수 있는 이러한 경영자의 경영능력을 긍정적으로 평가하고 경영자의 자발적인 예측정보 공시에 대해 긍정적으로 반응한다. 따라서 신호이론에 의하면 투자자들은 경영자 예측정보의 자발적 공시 그 자체에 의미를 두기 때문에 공시내용에 상관없이 긍정적인 주가반응을 보이며 경영자

예측정보의 내용이 반드시 ‘좋은 소식’일 필요는 없다.

선행연구는 경영자 예측정보 공시를 전후하여 정의 주가반응이 나타나는 실증분석 결과를 보고함으로써 이러한 신호가설을 지지하였다(Patell 1976; Penman 1980; Waymire 1984). 하지만 선행연구는 경영자 예측정보 자체는 나쁜 소식보다는 좋은 소식임을 보고하였다. Penman(1980)은 경영자 예측정보가 좋은 소식 위주의 공시현상을 설명하기 위하여 차별화(screening)이론을 제시하였다. 즉, 경영자는 기업의 가치가 시장의 평균시가보다 높고 이익실적이 다른 기업보다 상대적으로 좋을 것으로 기대될 때 다른 기업과 차별화시키기 위해 자발적으로 예측정보를 공시할 동기를 갖는다.

Diamond(1985)는 경영자가 정보우위에 있는 일부 전문투자자들의 사적정보를 선점하고 투자자간에 정보의 불균형을 줄임으로써 투자자들의 사적정보 수집비용을 줄이기 위해 자발적으로 공시할 유인을 갖는다고 주장하였다.

오원정·손성규(2006)은 공정공시가 자발적 공시라는 점을 감안하여 기업이 공정공시를 통해 정보를 제공하는 유인에 대해 분석하였다. 실증분석 결과, 외국인 투자지분이 높은 기업일수록, 외부자금 조달필요성이 큰 기업일수록, 이익변동성이 큰 기업일수록 공정공시를 통해 정보불균형을 줄일 유인이 있음을 보고하였다.

다음은 시장의 이익기대치나 시장의 기대치 형성에 사용하는 이익정보(즉 벤치마크 이익)가 있는 경우 경영자가 이러한 벤치마크 이익을 달성하기 위하여 이익조정을 하는지를 연구한 선행연구를 검토한다. 애널리스트 이익예측치는 경영자에게 가장 중요한 벤치마크 이익이라고 할 수 있다. Skinner and Sloan(2002)는 IBES 애널리스트 이익예측치를 이용하여 실제 이익이 애널리스트 이익예측치를 초과하는 경우와 애널리스트 이익예측치에 미달하는 경우의 주가반응을 검토하였다. 검토 결과, 실제 이익이 애널리스트 이익예측치에 미달하는 경우의 주가반응의 절대치가 실제 이익이 애널리스트 이익예측치를 초과하는 경우의 주가반응의 절대치보다 크게 나타났다. 다른 선행연구도 기업이 애널리스트의 이익예측치에 미달하는 이익을 공시할 경우 시장에서 부정적인 주가반응이 있음을 보고하였다(Bartov et al. 2002; Kasznik and McNichols 2002; Lopez and Rees 2002).

이처럼 실제 이익이 애널리스트 이익예측치에 미달하는 경우 주가하락이 비대칭적으로 크다면, 경영자는 발표되는 실제 이익이 애널리스트 이익예측치를 초과하도록 이익을 조정할 유인을 가질 수 있다. 선행연구는 실제로 경영자가 애널리스트 예측치를 초과하는 이익을 보고하기 위하여 이익을 상향 조정하는 결과를 보고하였다. Brown(2001)은 애널리스트 예측치를 기준으로 측정한 비기대이익의 분포 중 비기대이익이 영(0)인 빈도가 상대적으로 높게 나타남을 보고하였다. 또한, 양(+)의 순이익을 보고하는 기업의 경우 애널리스트 예측치를 가까스로 초과한 빈도가 애널리스트 예측치에 가까스로 미달한 빈도보다 크게 나타났다. Matsumoto(2002)와 Burgstahler and Eames(2006) 또한 보고이익이 애널리스트 예측치에 미달하는 것을 피하기 위하여 경영자가 이익을 상향 조정하는 결과를 보고하였다. 전년도 이익 또한 경영자에게 벤치마크 이익이 될 수 있다. Burgstahler and Dichev(1997)은 당해연도 이익이 전년도 이익에 가까스로 미달한 빈도는 비정상적으로 낮은 반면, 당해연도 이익이 전년도 이익을 가까스로 초과한 빈도는 비정상적으로 높다는 것을 보고하였다. 아울러 이익조정이 없었더라면 손실을 보고하게 되는 것을 회피하기 위하여 경영자가 이익조정을 하는 것

으로 나타났다. 유사하게, Degeorge et al.(1999)도 경영자가 손실을 회피하거나 전년도 이익보다 높은 이익을 보고하기 위해 이익조정을 한다는 결과를 보고하였다.

경영자에게는 자신이 과거에 발표한 이익예측치가 달성해야 할 벤치마크 이익이 될 수 있다. Kasznik(1999)는 이익예측치를 발표한 경영자가 사후 실현되는 이익이 이익예측치에 접근하는 방향으로 이익조정을 하는지를 검토하였다. 검토결과, 이익예측치를 과대 공시한 기업의 재량적발생액은 유의하게 양(+)의 값을 가지며, 재량적발생액의 크기는 소송위험과 정의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 하지만 이익예측치를 과소 공시한 기업에서는 이익을 감소시키는 방향의 이익조정은 나타나지 않았다.

III. 연구가설

앞의 선행연구에서 살펴본 바와 같이 경영자가 향후 실현될 이익에 대한 예측치를 미리 공시한 경우 이러한 이익예측치는 경영자가 달성해야 할 벤치마크가 된다. 경영자가 자신이 발표한 이익예측치를 달성하고자 하는 이유는 자신의 이익예측치가 사후 실현되는 실적치와 비교하여 과대 공시된 것으로 판명되는 경우 이에 대한 비용을 치러야 할 수도 있기 때문이다. 미국의 선행연구는 애널리스트의 이익예측치에 못 미치는 이익을 공시할 경우 시장에서 부정적인 주가반응이 있음을 보고하였다(Skinner and Sloan 2002; Bartov et al. 2002; Kasznik and McNichols 2002; Lopez and Rees 2002). 이처럼 애널리스트 예측치에 미달하는 이익을 공시할 경우 자본시장에서 불이익을 받게 된다면 유사한 논리가 경영자의 이익예측치에도 적용된다. 만일 시장에서 경영자가 발표한 이익예측치를 향후 실현될 이익의 기대치로 사용한다면, 사후적으로 실현되는 이익이 이미 발표된 이익예측치에 미달할 경우 부정적인 주가반응이 예상된다. 따라서, 이익예측치를 공시한 경영자는 자본시장에서의 불이익을 피하기 위하여 그 이익예측치를 초과하는 이익을 보고할 유인이 있다. 또한, 법적 책임 및 평판 위험은 경영자에게 자신이 공시한 이익예측치를 초과하는 이익을 보고할 유인을 제공한다. 경영자는 스스로 발표한 전망치가 사후적으로 부정확한 것으로 밝혀질 경우 부담할 법적 책임 및 평판위험 때문에 미래 전망치 공시를 꺼리는 것으로 나타난다(Lees 1981; NIRI 1995). 일단 경영자가 전망치를 자발적으로 공시한 경우에는 가능한 한 해당 전망치가 사후적으로 정확하지 못한 것으로 판명되는 것을 피하고자 할 것이다. 특히, 이익예측치가 과대 공시된 것으로 판명되는 경우 소송위험 등 법적 책임은 증가할 것이므로 이익예측치가 과대 공시된 것으로 판명되는 것을 피하기 위해 이익의 상향 조정이 이루어질 것이다(Kasznik 1999). Kasznik(1999)에 의하면, 이익예측치가 과대 공시된 기업에서는 재량적발생액의 크기와 소송위험 사이에 유의한 정의 관계가 있지만 이익예측치가 과소 공시된 기업에서는 이러한 관계가 나타나지 않았다.

이러한 미국의 선행연구는 경영자의 이익예측치가 과대 공시된 것으로 판명되는 경우 경영자가 부정적인 주가반응, 소송위험, 평판위험 등의 비용을 부담한다면 이를 회피하기 위해 사후 실현되는

이익을 상향 조정할 유인이 있음을 의미한다. 우리나라의 경우에도 경영자들이 공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한다. 하지만 우리나라의 자본시장, 기업소유구조 및 법적 환경이 미국과 달라 공정공시를 통해 이익예측치를 발표한 경영자가 이익을 상향 조정할 유인이 있는지는 분명하지 않다. 우선, 우리나라의 경우 공정공시를 통해 발표된 경영자 예측치가 실적과 다른 경우에 자본시장으로부터 불이익을 받는지에 대한 실증연구가 부재하다. 다만, 예측치 정보는 아니지만 기업이 정기주총 일 전에 경제신문 등 신문매체를 통해 자발적으로 공시하는 가결산정보가 과대공시된 것으로 밝혀지는 경우 약하지만 부정적인 주가반응이 나타난다(전영순·손준희 2005). 예측치 공시와 관련된 법적 환경면에서 유가증권시장공시규정 제16조는 공정공시제도의 의무가 증권거래법과 규정상의 다른 공시제도의 의무에는 영향을 미치지 않는다고 규정하고 있다. 이는 다른 예측치의 공시와 마찬가지로 공정공시를 통하여 발표된 영업전망이나 예측치의 경우에도 해당 정보가 예측정보라는 사실, 예측정보의 가정 또는 판단근거 및 예측치와 실제 결과치가 다를 수 있다는 주의문구 등을 포함하면 해당 전망치가 사후 실현되는 결과치와 다르더라도 불성실공시로 보지 않는다는 것을 의미한다(오원정·손성규 2006). 즉, 사후 실현되는 결과치가 공정공시된 전망치와 다르게 보고된다 하더라도 해당 요건을 충족하면 불성실공시로 지정되어 부담할 법적 책임을 면할 수 있다고 보겠다. 또한, 우리나라의 경우 증권관련 집단소송제도가 2007년부터 시행되어 경영자가 예측치의 과대 공시로 인해 주주로부터 소송을 당한 사례는 찾아보기 어렵다. 경영자의 평판위험과 관련해서는 우리나라 기업의 경우 일반적으로 소유와 경영이 분리되어 있지 않다. 소유와 경영이 분리된 기업이라 하더라도 CEO는 역량이나 평판 외에 다른 요인들에 의해 결정되는 경우가 많다. 따라서, 사후 실현되는 실적치가 경영자가 과거에 발표한 예측치에 미달하더라도 이로 인해 경영권을 상실하거나 평판위험을 부담할 가능성은 낮다고 하겠다.

이처럼 우리나라와 미국의 경제 환경 및 법적 환경이 달라서 우리나라에서는 경영자의 이익예측치가 과대 공시된 것으로 판명되는 경우 경영자가 이로 인한 불이익을 받게 될지는 분명하지 않다. 따라서, 우리나라의 경영자가 자신의 이익예측치를 달성하기 위해 사후 실현되는 이익을 상향 조정할 유인이 있는지 또한 분명하지 않으며 이는 실증분석 대상이라고 하겠다. 이에 본 연구는 우리나라에서 공정공시를 통해 미래 이익예측치를 발표한 경영자가 실적치가 이미 발표된 예측치에 미달하는 상황을 피하기 위하여 이익을 상향 조정하는지를 실증분석한다.

IV. 표본 및 연구모형

1. 표 본

본 연구의 표본은 2002년 11월부터 2006년 3월 사이에 공정공시를 한 거래소상장기업이다. <표 1>은 공정공시 표본의 연도별 분포를 보고한다.

〈표 1〉 공정공시 표본의 연도별 분포²⁾

패널 A : 공정공시 표본의 연도별 분포

정보유형	2002	2003	2004	2005	2006	합 계
장래사업 · 경영계획	183	283	125	157	28	776 (21.6%)
월별 매출실적	29	110	121	103	21	384
월별 매출 · 이익실적	21	105	99	64	12	301
분기/연차 매출실적	2	17	4	6	1	30
분기/연차 매출 · 이익실적	63	424	513	519	74	1,593
소 계	115	656	737	692	108	2,308 (64.2%)
월별 영업실적 및 매출전망	—	—	—	1	1	2
분기/연차 매출전망	3	13	7	19	12	54
분기/연차 영업실적 및 매출전망	1	10	9	11	11	42
월별 영업실적 및 매출 · 이익전망	—	—	1	1	—	2
분기/연차 영업실적 및 매출 · 이익전망	12	39	43	45	28	167
분기/연차 매출 · 이익전망	27	61	58	58	40	244
소 계	43	123	118	135	92	511 (14.2%)
총 계 (기업 - 연도수)	341 (171)	1,062 (308)	980 (285)	984 (294)	228 (167)	3,595 (1,225)

패널 B : 영업전망치 공시빈도

전망치 정보유형	2002	2003	2004	2005	2006	합 계
매출액 전망치	43	120	117	135	92	507
영업이익 전망치	16	35	42	40	24	157
경상이익 전망치	28	71	78	66	44	287
당기순이익 전망치	20	43	48	45	28	184

표본기간 중 2002년과 2006년은 일년 중 일부 기간만을 포함하므로 다른 연도에 비해 표본수가 적다. 2002년 11월부터 12월말까지 171개 기업이 341건의 공정공시를 하였으며, 2006년 1월부터 3월 사이에는 167개 기업이 228건의 공정공시를 하였다. 2003년은 가장 많은 공정공시가 이루어진 연도

2) 표본은 공정공시를 통하여 장래 사업계획 또는 경영계획, 정기보고서 제출 이전에 공정공시된 잠정적인 영업실적 및 향후 영업실적에 대한 전망치 등을 공시한 거래소상장 제조업기업이다

로 308개 기업이 1,062건의 공정공시를 하였다. 2004년과 2005년에는 각각 285개 기업과 294개 기업이 980건과 984건의 공정공시를 하였다. 표본기간 동안 한 번이라도 공정공시를 한 기업은 432개 기업이다. 이는 모든 거래소상장기업이 공정공시를 하는 것은 아님을 보여준다.

장래사업 및 장래계획의 공정공시표본은 전체표본 중 22%를 차지하는데, 신규사업의 추진, 신시장의 개척, 주력업종의 변경, 회사조직의 변경, 신제품의 생산, 신기술의 개발, 국내외법인과의 전략적 제휴 및 기존사업의 변경 등의 사항을 포함한다. 선행연구와 유사하게 정기보고서 제출 전에 매출액, 이익 등 잠정적인 영업실적을 공시한 표본이 가장 높은 비중(64%)을 차지한다. 일부 기업은 분기 및 연차실적 뿐만 아니라 월별 매출 및 월별 이익실적을 공시하고 있다. 이처럼 월별 영업실적을 공시하는 기업은 특정 산업에 집중되어 있는데, 자동차 및 운송장비제조업(32%), 통신업(10%), 도매업(7%), 운송업(7%)에 속하는 기업들이 주로 월별 영업실적을 주기적으로 공시하고 있다.

향후 도래할 기간의 영업실적에 대한 전망치는 회계기간이 경과한 후 정기보고서 제출 전에 발표되는 잠정적인 영업실적과 함께 공시되기도 하고 전망치만 별도로 공시되기도 한다. 공시되는 정보 유형으로는 매출액, 영업이익, 경상이익, 당기순이익 전망치 등이 공시되는데, 매출액 전망치가 가장 빈번하게 공시되며 이익 중에는 경상이익 전망치가 가장 빈번하게 공시된다.

2. 연구모형

본 연구는 공정공시를 통하여 미래 영업실적에 대한 전망치를 발표한 경영자가 실현되는 이익이 이미 발표한 전망치에 미달할 것으로 예상하는 경우 이익을 증가시키는 방향으로 이익을 조정하는지를 검증한다. 본 연구에서는 선행연구에서 널리 알려진 재량적발생액을 이용하여 기업의 이익조정 여부를 측정한다. 실증분석을 위해 다음의 회귀모형을 추정한다.

$$DACC_{it} = a_0 + a_1FCST_REALIZED_{it} + a_2FCST_REALIZED_{it} \times OVER_OI_{it} + a_3OCF_{it} + a_4ABSTACC_{it-1} + a_5SIZE_{it} + a_6LEV_{it} + 연도별\ 더미 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$DACC_{it} = b_0 + b_1OIOVER_MAGNITUDE_{it} + b_2OCF_{it} + b_3ABSTACC_{it-1} + b_4SIZE_{it} + b_5LEV_{it} + 연도별\ 더미 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

회귀식(1)과 (2)에서 변수의 정의는 다음과 같다.

$DACC_{it}$: 기업성과를 통제한 수정 Jones 모형을 이용하여 추정한 기업 i의 t연도 재량적발생액

$FCST_REALIZED_{it}$: 이미 발표된 영업전망치가 실현되는 연도이면 1, 기타는 0

$OVER_OI_{it}$: 이익조정전 영업이익이 경영자가 이미 발표한 영업이익예측치보다 낮으면 1, 기타는 0.
여기서, 이익조정전 영업이익은 보고된 영업이익을 전기말 총자산으로 나눈 값에서 재량적 발생액을 차감한 금액

$OIOVER_MAGNITUDE_{it}$: 경영자 영업이익예측치를 전기말 총자산으로 나눈 값에서 이익조정전 영업이익을 차감한 금액

OCF_{it} : 기업 i의 t연도 영업활동으로 인한 현금흐름을 전년도말의 총자산으로 나눈 값

$ABSTACC_{it-1}$: 전년도 총발생액을 전년도말의 총자산으로 나눈 값의 절대값

SIZE_{it} : 기업 i의 t연도 총자산의 자연로그값

LEV_{it} : 기업 i의 t연도 부채비율(부채/총자산)

연도별 더미 : 2003년부터 2006년까지의 연도별 더미로 해당연도이면 1, 기타는 0

회귀식(1)과 (2)에는 관심변수인 FCST_REALIZED와 FCST_REALIZED×OVER_OI 및 OIOVER_MAGNITUDE 외에 선행연구에서 재량적발생액에 영향을 미치는 것으로 보고된 통제변수를 포함한다. 선행연구는 영업활동으로 인한 현금흐름이 재량적발생액과 음의 관계를 갖는 것으로 보고하였다(Dechow et al. 1995; Becker et al. 1998; DeFond and Subramanyam 1998). 따라서 영업활동으로 인한 현금흐름을 통제변수로 포함한다. 재량적발생액의 변동분 중 발생액의 역전(reversal)으로 인한 효과를 통제하기 위하여 전년도 총발생액을 전년도말의 총자산으로 나눈 값의 절대값인 ABSTACC를 통제변수로 포함한다(Becker et al. 1998). 총자산에 자연로그를 취한 값인 SIZE는 기업특성이 재량적발생액에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 포함하며, 부채비율인 LEV는 기업의 위험이 재량적발생액에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 포함한다. 또한, 거시경제적인 요소, 즉 연도별 특성이 재량적발생액에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 2003년부터 2006년까지의 연도별 더미변수를 회귀식에 포함한다.

재량적발생액은 선행연구에서 사용된 수정 Jones모형을 이용하여 추정한다(Subramanyam 1996; 최관·백원선 1998). Jones모형을 추정하는 방법에는 시계열 분석과 횡단면 분석이 있는데, 선행연구는 횡단면 분석이 시계열 분석보다 더 좋은 성과를 가져온다는 것을 보고하였다(Bartov et al. 2000). 또한, Kothari et al.(2005)는 재량적발생액이 기업의 성과와 밀접하게 관련되어 있다고 주장한다. 따라서 본 연구에서는 각 연도별로 산업별 횡단면 회귀분석을 이용하여 수정 Jones모형을 추정하되, 기업의 성과를 통제하기 위하여 ROA를 수정 Jones 모형에 추가한다. 재량적발생액을 추정하는 모형은 아래와 같다.

$$TACC_{jt} = c_1 \frac{1}{TA_{j,t-1}} + c_2 \frac{\Delta REV_{jt} - \Delta REC_{jt}}{TA_{j,t-1}} + c_3 \frac{PPE_{jt}}{TA_{j,t-1}} + c_4 ROA_{j,t-1} + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

모형(3)에서 변수의 정의는 다음과 같다.

TACC_{jt} : 기업 j의 t연도의 총발생액을 전년도 말의 총자산으로 나눈 값

TA_{j,t-1} : 기업 j의 (t-1)연도의 총자산

ΔREV_{jt} : 기업 j의 t연도의 매출액 변동액

ΔREC_{jt} : 기업 j의 t연도의 매출채권 변동액

PPE_{jt} : 기업 j의 t연도의 고정자산

ROA_{j,t-1} : 기업 j의 (t-1)연도의 당기순이익을 (t-1)연도의 총자산으로 나눈 값

회귀식(3)에서 추정된 회귀계수를 이용하여 아래와 같이 비재량적발생액(NDACC)과 재량적발생액(DACC)을 계산한다.

$$NDACC_{it} = \hat{c}_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \hat{c}_2 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{i,t-1}} + \hat{c}_3 \frac{PPE_{it}}{TA_{i,t-1}} + \hat{c}_4 ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$DACC_{it} = TACC_{it} - NDACC_{it} \quad (5)$$

회귀식(3)의 추정에 사용된 표본수가 6개 미만인 산업은 표본에서 제외된다.

V. 실증분석

본 연구의 실증분석에 사용되는 표본은 공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한 기업이다. <표 2>는 본 연구의 실증분석에 사용되는 변수들의 기술적 통계치를 보고한다.

<표 2> 기술적 통계치(표본 기업-연도수 = 904)^a

변 수	평 균	표준편차	최대값	75%	중위수	25%	최소값
TA(억원)	20,141	61,113	635,362	12,864	3,116	1,078	57
LEV	0.47	0.20	1.82	0.61	0.47	0.33	0.02
OCF	0.0636	0.1249	0.7221	0.1193	0.0627	0.0173	-1.1251
TACC	-0.0198	0.1599	1.5497	0.0293	-0.0194	-0.0711	-1.9650
NDACC	-0.0191	0.1261	0.8565	0.0164	-0.0170	-0.0439	-2.2571
DACC	-0.0006	0.1555	2.1550	0.0441	0.0005	-0.0495	-1.4963

a 표본기간 중 동일한 연도에 두 번 이상의 공정공시를 한 기업은 한 번만 포함한다. 변수의 정의는 다음과 같다.

TA : 회계연도말 자산총계

LEV : 부채/총자산

OCF : 영업활동으로 인한 현금흐름을 전년도말의 총자산으로 나눈 값

TACC : 총발생액을 전년도말의 총자산으로 나눈 값

NDACC : 기업성과를 통제한 수정 Jones 모형을 이용하여 추정된 비재량적발생액

DACC : 기업성과를 통제한 수정 Jones 모형을 이용하여 추정된 재량적발생액

표본의 총자산은 평균 2조원이며, 중위수는 3천억원이다. 또한, 최대값은 63조원이지만 최소값은 57억원으로 분포가 편중되어 있다. 회귀분석에서는 편중되어 있는 총자산 변수를 정규분포화하기 위하여 자연로그를 취한 값을 이용한다. 부채비율인 LEV의 평균과 중위수는 모두 0.47이며, 최대값과 최소값은 1.82와 0.02로 모든 표본의 부채비율이 200% 미만임을 알 수 있다. 영업활동으로 인한 현금흐름을 전년도 총자산으로 나눈 값인 OCF의 평균과 중위수는 각각 0.0636과 0.0627이다. 총발생액(TACC), 비재량적발생액(NDACC) 및 재량적발생액(DACC)의 평균은 각각 -0.0198, -0.0191 및 -0.0006으로 모두 음의 값을 보인다.

〈표 3〉 영업전망치가 실현되는 표본과 기타표본의 재량적발생액 비교^a

패널 A : 전망치가 실현되는 연도와 기타연도의 비교(표본수 : 904)			
	TACC	NDACC	DACC
전망치가 실현되는 연도	-0.0117 (-0.0086)	-0.0141 (-0.0142)	0.0023 (0.0023)
기타연도	-0.0257 (-0.0265)	-0.0229 (-0.0195)	-0.0028 (-0.0008)
차이검증 ^b	0.19 [0.001]	0.29 [0.04]	0.62 [0.12]
패널 B : 영업이익전망치가 이익조정전 영업이익보다 큰 표본과 기타표본의 비교(표본수 : 386) ^c			
	TACC	NDACC	DACC
영업이익전망치가 이익조정전 영업이익보다 큰 표본	0.0176 (0.0186)	-0.0247 (-0.0191)	0.0423 (0.0353)
기타표본	-0.0382 (-0.0451)	-0.0045 (-0.0106)	-0.0337 (-0.0368)
차이검증 ^b	0.0001 [0.0001]	0.04 [0.008]	0.0001 [0.0001]
패널 C : 경상이익전망치가 이익조정전 경상이익보다 큰 표본과 기타표본의 비교(표본수 : 386) ^c			
	TACC	NDACC	DACC
경상이익전망치가 이익조정전 경상이익보다 큰 표본	0.0262 (0.0162)	-0.0185 (-0.0181)	0.0447 (0.0308)
기타 표본	-0.0322 (-0.0298)	-0.0117 (-0.0132)	-0.0204 (-0.0181)
차이검증 ^b	0.0001 [0.0001]	0.51 [0.08]	0.0001 [0.0001]
패널 D : 당기순이익전망치가 이익조정전 당기순이익보다 큰 표본과 기타표본의 비교(표본수 : 386) ^c			
	TACC	NDACC	DACC
당기순이익전망치가 이익조정전 당기순이익보다 큰 표본	0.0321 (0.0231)	-0.0173 (-0.0148)	0.0496 (0.0367)
기타 표본	-0.0243 (-0.0195)	-0.0131 (-0.0141)	-0.0111 (-0.0076)
차이검증 ^b	0.0006 [0.0001]	0.72 [0.35]	0.0001 [0.0001]

- a. 패널 A는 표본기간 중 공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한 기업의 모든 기업-연도를 대상으로 한다. 패널 B, C, D는 예측치가 실현되는 연도만을 대상으로 하며, 첫 번째 숫치는 각 변수의 평균이고 괄호안의 숫치는 중위수이다. TACC, NDACC 및 DACC의 정의는 <표 2>와 같다.
- b. 첫 번째 숫치와 대괄호안의 숫치는 각각 ANOVA와 Kruskal-Wallis 검증의 p-값이다.
- c. 이익조정전 영업이익(경상이익/당기순이익)은 보고된 영업이익(경상이익/당기순이익)을 전기말 총자산으로 나눈 값에서 재량적발생액을 차감한 금액이다.

<표 3>에서는 공정공시를 통해 이익예측치를 발표한 기업을 대상으로 해당 예측치가 실현되는 연도의 재량적발생액을 분석한다. 패널 A에서는 이익예측치 공시기업을 대상으로 예측치가 실현되는 연도와 기타 연도의 발생액 및 재량적발생액을 비교한다. 총발생액과 비재량적발생액의 평균은 예측치가 실현되는 연도와 기타연도 모두 음의 값을 보이며 모수적 분석에서 그 차이는 유의하지 않다. 이익예측치가 실현되는 연도의 재량적발생액의 평균은 0.0023인 한편, 기타 연도의 재량적발생액의 평균은 -0.0028이나 그 차이는 통계적으로 유의하지 않다. 패널 B, C 및 D는 이익예측치가 실현되는 연도의 표본만을 대상으로 이익조정 전 실적치가 예측치에 미달하는 표본과 그렇지 않은 표본의 발생액을 비교분석한다. 패널 B에서는 표본을 영업이익예측치가 이익조정 전 영업이익보다 큰 표본과 기타표본으로 나누어 발생액을 비교분석한다. 총발생액과 재량적발생액의 평균은 영업이익예측치가 이익조정 전 영업이익보다 큰 표본에서는 양의 값을 보이는 한편, 기타표본에서는 음의 값을 보이며 두 표본간의 차이는 유의하다. 두 표본 모두에서 비재량적발생액은 음의 값을 보인다.

패널 C는 경상이익예측치가 이익조정 전 경상이익보다 큰 표본과 기타표본으로 구분하여 발생액을 비교한다. 패널 B와 마찬가지로 이익조정전 경상이익이 경상이익예측치에 미달하는 표본의 총발생액 및 재량적발생액은 양의 평균과 중위수를 보이는 한편, 기타표본의 총발생액 및 재량적발생액은 음의 평균과 중위수를 보인다. 두 표본간의 총발생액과 재량적발생액의 차이는 유의하다. 반면, 두 표본 모두 비재량적발생액의 평균과 중위수는 음의 값을 가지며 두 표본간의 차이는 유의하지 않다. 패널 D에서는 당기순이익예측치가 이익조정 전 당기순이익보다 큰 표본과 기타표본으로 구분하여 발생액을 비교한다. 이익조정전 당기순이익 당기순이익예측치에 미달하는 표본의 총발생액 및 재량적발생액은 양의 평균과 중위수를 보이나 기타표본의 총발생액 및 재량적발생액은 음의 평균과 중위수를 보인다. 두 표본간의 총발생액과 재량적발생액의 차이는 유의하다. 비재량적발생액은 두 표본 모두에서 음의 값을 가지며 두 표본간의 차이는 유의하지 않다.

<표 3>을 요약하면, 경영자 이익예측치가 실현되는 연도의 재량적발생액 자체는 기타연도의 재량적발생액과 유의하게 다르지 않다. 하지만 예측치가 실현되는 연도만을 대상으로 한 분석에서 이익조정전 이익실적치가 이미 발표된 예측치에 미달할 것으로 예상되는 경우 이익을 증가시키는 방향으로 이익조정이 일어난다.

<표 4>는 공정공시를 통해 전망치를 발표한 기업의 모든 기업-연도를 대상으로 회귀식(1)을 추정한 결과를 보고한다. 모형1은 회귀식(1)에서 FCST_REALIZED만을 포함한 회귀식을 추정한 결과이다. FCST_REALIZED의 추정계수는 양의 값을 보이지만 유의하지는 않다. 이는 예측치가 실현되는 연도의 재량적발생액 자체는 기타연도의 재량적발생액과 유의하게 다르지 않다는 것을 의미한다.

모형2, 3, 4에서는 모형1에 $FCST_REALIZED \times OVER_OI$, $FCST_REALIZED \times OVER_CI$, $FCST_REALIZED \times OVER_NI$ 를 각각 추가한 회귀식을 추정한다. $OVER_OI$ 와 유사하게 $OVER_CI(OVER_NI)$ 는 이익조정전의 경상이익(당기순이익)이 경상이익(당기순이익)예측치보다 작은 경우에는 1의 값을, 기타의 경우에는 0의 값을 갖는다. 예측치가 실현되는 연도에 이익을 조정하기 전의 실적치가 이미 발표한 예측치에 미달할 것으로 예상되는 경우 이익을 증가시키는 이익조정을 한다면 $FCST_REALIZED \times OVER_OI(OVER_CI/OVER_NI)$ 의 회귀계수는 유의한 양의 값을 보일 것이다. 모형2에서 $FCST_REALIZED$

REALIZED×OVER_OI는 유의한 양의 계수를 보인다. 이는 이익을 조정하기 전의 영업이익이 이미 발표된 예측치에 미달하는 경우 경영자는 이익을 증가시키는 방향으로 이익조정을 하고 있음을 의미한다. 모형3과 4에서 FCST_REALIZED×OVER_CI와 FCST_REALIZED×OVER_NI 또한 양의 회귀계수를 보이며 통계적으로 유의하다. 통제변수로 포함된 변수들을 살펴보면, 모든 모형에서 영업활동으로 인한 현금흐름(OCF)은 유의한 음의 계수를 보이는데, 이는 영업활동현금흐름과 재량적발생액 사이에 유의한 음의 관계를 보이는 선행연구와 일치한다. 전기 총발생액의 절대값인 ABSTACC는 모든 모형에서 유의한 양의 계수를 보인다. 기업규모는 유의한 양의 계수를 보이는데, 이는 기업규모가 클수록 재량적발생액이 크다는 것을 의미한다. 부채비율은 유의한 음의 계수를 보이는데, 이는 부채비율이 낮을수록 재량적발생액이 크다는 것을 의미하는 것으로 대부분의 국내 선행연구결과와 일치한다.

〈표 4〉 이익예측치의 사후 실현과 재량적발생액의 회귀분석^a

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Intercept	-0.0142 (-0.50)	-0.0211 (-0.75)	-0.0239 (-0.84)	-0.0235 (-0.83)
FCST_REALIZED	0.0094 (0.90)	-0.0201 (-1.57)	-0.0086 (-0.71)	-0.0031 (-0.27)
FCST_REALIZED×OVER_OI		0.0598 (3.95)**		
FCST_REALIZED×OVER_CI			0.0474 (2.96)**	
FCST_REALIZED×OVER_NI				0.0503 (2.77)**
OCF	-0.3744 (-9.07)**	-0.3467 (-8.35)**	-0.3552 (-8.53)**	-0.3626 (-8.77)**
ABSTACC	0.2818 (7.12)**	0.2866 (7.30)**	0.2860 (7.26)**	0.2879 (7.29)**
SIZE	0.0078 (2.53)*	0.0088 (2.86)**	0.0090 (2.89)**	0.0089 (2.85)**
LEV	-0.1527 (-5.84)**	-0.1558 (-6.01)**	-0.1521 (-5.84)**	-0.1505 (-5.78)**
연도별 더미	포함	포함	포함	포함
Adjusted R ²	13.31%	14.72%	14.07%	13.96%
표본수	895	895	895	895

a. 종속변수는 기업성과를 통제한 수정 Jones 모형을 각 연도별로 산업별 횡단면 분석을 통하여 추정한 재량적발생액(DACC)이다.

독립변수들의 정의는 다음과 같다.

FCST_REALIZED : 이미 발표된 영업전망치가 실현되는 연도이면 1, 기타는 0

OVER_OI(CI/NI) : 이익조정전 영업이익(경상이익/당기순이익)이 영업이익(경상이익/당기순이익)예측치보다 낮으면 1, 기타는 0. 여기서, 이익조정전 영업이익(경상이익/당기순이익)은 보고된 영업이익(경상이익/당기순이익)을 전기말 총자산으로 나눈 값에서 재량적발생액을 차감한 금액
 OCF : 기업 i의 t연도 영업활동으로 인한 현금흐름을 전년도말 총자산으로 나눈 값
 ABSTACC : 전년도 총발생액을 전년도말의 총자산으로 나눈 값의 절대값
 SIZE : 기업 i의 t연도 총자산의 자연로그값
 LEV : 기업 i의 t연도 부채비율(부채/총자산)
 연도별 더미 : 2003년부터 2006년까지의 연도별 더미로 해당연도이면 1, 기타는 0
 **, *는 각각 0.01, 0.05 유의수준에서 유의함을 의미한다.

<표 4>의 결과를 요약하면, 이익예측치를 공정공시한 경영자는 해당 예측치가 실현되는 연도에 이익조정 전 실적치가 예측치에 미달할 것으로 예상하는 경우 재량적발생액을 이용하여 이익을 상향 조정하고 있는 것으로 나타난다. <표 4>에서는 이익조정 전의 실적치가 예측치에 미달하는지 여부만을 고려하였다. 반면, <표 5>에서는 예측치가 실현되는 연도만을 대상으로 이익조정 전의 실적치가 이미 발표된 예측치에 미달하는 정도가 커질수록 이익의 상향 조정이 증가하는지를 분석하기 위하여 회귀식(2)를 추정한 결과를 보고한다.

<표 5> 이익예측치의 실현연도만을 대상으로 한 회귀분석^a

변 수	모형 1	모형 2	모형 3
Intercept	-0.0064 (-0.29)	0.0015 (0.07)	0.0091 (0.39)
OIOVER_MAGNITUDE	0.3568 (8.78)*		
CIOVER_MAGNITUDE		0.3168 (7.95)*	
NIOVER_MAGNITUDE			0.2855 (5.41)*
OCF	-0.3680 (-8.53)*	-0.3798 (-8.60)*	-0.4782 (-11.33)*
ABSTACC	-0.0450 (-1.13)	-0.0147 (-0.37)	0.0519 (1.28)
SIZE	0.0078 (3.32)*	0.0076 (3.20)*	0.0074 (2.97)*
LEV	-0.1146 (-5.58)*	-0.1275 (-6.10)*	-0.1234 (-5.67)*
연도별 더미	포함	포함	포함
Adjusted R ²	47.23%	45.55%	40.95%
표본수	382	382	382

- a. 종속변수는 기업성과를 통제한 수정 Jones 모형을 각 연도별로 산업별 횡단면 분석을 통하여 추정한 재량적발생액(DACC)이다. $OI(CI/N)OVER_MAGNITUDE$ 는 영업이익(경상이익/당기순이익)예측치를 전기말 총자산으로 나눈 값과 이익조정전 영업이익(경상이익/당기순이익)의 차이이다. 여기서, 이익조정전 영업이익(경상이익/당기순이익)은 보고된 영업이익(경상이익/당기순이익)을 전기말 총자산으로 나눈 값에서 재량적발생액을 차감한 금액이다. 나머지 독립변수들의 정의는 <표 4>와 같다. 첫 번째 숫자는 추정회귀계수를, 괄호안의 숫자는 t-통계치를 나타낸다. *는 0.01 유의수준에서 유의함을 의미한다.

모형1에서 $OIOVER_MAGNITUDE$ 는 유의한 양의 계수를 보이는데, 이는 이익조정전 영업이익이 예측치에 미달하는 정도가 클수록 이익의 상향 조정 정도가 커짐을 의미한다. 모형2와 3에서는 $OIOVER_MAGNITUDE$ 대신 $CIOVER_MAGNITUDE$ 와 $NIOVER_MAGNITUDE$ 를 각각 포함한다. $OIOVER_MAGNITUDE$ 와 유사하게 $CIOVER_MAGNITUDE(NIOVER_MAGNITUDE)$ 는 경영자의 경상이익(당기순이익)예측치를 전기말 총자산으로 나눈 값에서 이익조정전 경상이익(당기순이익)을 차감한 금액이다. 모형2와 3의 $CIOVER_MAGNITUDE$ 와 $NIOVER_MAGNITUDE$ 는 유의한 양의 계수를 보인다. 즉, 이익예측치가 실현되는 연도에 이익을 조정하기 전 이익이 이미 발표한 이익예측치에 미달할수록 이익의 상향 조정이 심화된다. 통제변수의 회귀계수는 <표 4>와 유사하다. 다만, $ABSTACC$ 의 회귀계수는 전망치가 실현되는 연도만을 대상으로 하는 경우 모든 모형에서 유의하지 않다.

<표 6> 당기순이익예측치 공시기업만을 대상으로 한 회귀분석^a

변 수	모형 1	모형 2	모형 3
Intercept	0.0935 (2.67)***	0.0616 (1.74)*	0.0422 (1.27)
FCST_REALIZED	0.0017 (0.15)	-0.0280 (-1.92)*	-0.0116 (-1.03)
FCST_REALIZED×OVER_NI		0.0511 (3.39)***	
FCST_REALIZED ×NIOVER_MAGNITUDE			0.3899 (6.15)***
OCF	-0.6245 (-11.86)***	-0.5693 (-10.57)***	-0.4015 (-6.63)***
ABSTACC	-0.0684 (-0.98)	-0.0262 (-0.38)	-0.0919 (-1.43)
SIZE	0.0030 (0.78)	0.0061 (1.59)	0.0099 (2.67)***
LEV	-0.1719 (-5.28)***	-0.1721 (-5.42)***	-0.2058 (-6.76)***
연도별 더미	포함	포함	포함
Adjusted R ²	41.41%	44.27%	50.36%
표본수	214	214	214

- a. 종속변수 및 독립변수들의 정의는 <표 4> 및 <표 5>와 같다. 첫 번째 숫치는 추정회귀계수를, 괄호안의 숫치는 t-통계치를 나타낸다. ***, **, *는 각각 0.10, 0.05, 0.01 유의수준에서 유의함을 의미한다.

<표 6>은 공정공시를 통해 이익예측치를 발표한 기업 중 당기순이익예측치를 공시한 기업만을 대상으로 수행한 분석결과를 보고한다. 모형1에서는 통제변수에 FCST_REALIZED만을 포함한 회귀식을 추정한다. 앞에서 보고된 결과와 유사하게 FCST_REALIZED의 추정계수는 양의 값을 보이지만 유의하지는 않다. 이는 당기순이익예측치를 공정공시한 표본만을 대상으로 하는 경우에도 예측치가 실현되는 연도의 재량적발생액 자체는 기타연도의 재량적발생액과 유의하게 다르지 않다는 것을 의미한다.

모형2와 3에서는 모형1에 FCST_REALIZED×OVER_NI와 FCST_REALIZED×NIOVER_MAGNITUDE를 각각 추가한 회귀식을 추정한다. 모형2에서 FCST_REALIZED는 유의한 음의 계수를 보이는 한편, FCST_REALIZED×OVER_NI는 유의한 양의 계수를 보인다. 이는 당기순이익예측치가 실현되는 연도에 이익을 조정하기 전의 당기순이익이 이미 발표한 예측치에 미달할 것으로 예상되는 경우 이익을 증가시키는 이익조정 현상이 있음을 의미한다. 모형3에서 FCST_REALIZED는 유의하지 않은 음의 계수를 보이나, FCST_REALIZED×NIOVER_MAGNITUDE는 유의한 양의 계수를 보인다. 이는 이익조정 전의 당기순이익이 예측치에 미달하는 정도가 커질수록 이익의 상향 조정도 커진다는 것을 의미한다. 당기순이익예측치를 공정공시한 표본만을 대상으로 한 <표 6>의 결과는 전체 표본을 대상으로 한 <표 4> 및 <표 5>의 결과를 지지한다.

선행연구에 의하면 기업지배구조는 이익정보의 유용성 및 이익조정에 영향을 미친다. 박종일(2003)은 최대주주 지분율이 높을수록 재량적발생액이 커지는 결과를 보고하였다. 이사회 및 감사위원회의 독립성과 전문성 또한 이익조정을 억제하는 역할을 하는 것으로 나타났다(Beasley 1996; Dechow et al. 1996; 이상철·이경태 2003; 전규안 외 2004). 또한, 경영자를 견제할 수 있는 외국인투자자의 지분율이 높을수록 투자기업의 회계이익의 질적 향상을 유도하며 회계정보의 보수성을 제고하는 것으로 나타났다(전영순 2003; 최현돌·윤재원 2006). 따라서 <표 7>에서는 우수한 기업지배구조가 이익조정 전 실적치가 예측치에 미달하는 경우 나타나는 이익의 상향 조정 현상을 억제하는 효과가 있는지를 분석한다.

기업지배구조 변수로는 Big 4 회계법인, 감사위원회, 이사회내 사외이사비율, 대주주지분율, 외국인지분율을 이용한다. Big 4 회계법인인 외부감사인(BIG4)은 Big 4 회계법인이 아닌 외부감사인에 비해 감사기법 및 감사위험관리 등을 보다 철저히 하여 기업의 이익조정을 억제할 수 있다. 아울러 이사회내 감사위원회(AUDIT_COMM)가 구성되어 있고 이사회내 사외이사 비율(OUTSIDE_DIR)이 높으면 이사회의 독립성 및 전문성이 제고되어 이익조정을 억제할 것으로 예상된다. 대주주지분율(LARGE_OWN)이 높을수록 이익조정이 용이할 것으로 예상되며 외국인지분율(FOREIGN_OWN)이 높을수록 이익조정을 억제할 것으로 예상된다. <표 7>에서 검증하는 회귀모형은 다음과 같다.³⁾

3) OVER_NI 대신 OVER_OI와 OVER_CI를 이용한 결과는 OVER_NI를 이용한 결과와 유사하므로 OVER_NI를 이용한 결과만을 보고한다.

$$\begin{aligned}
DACC_{it} = & d_0 + d_1FCST_REALIZED_{it} + d_2FCST_REALIZED_{it} \times OVER_NI_{it} \\
& + d_3FCST_REALIZED_{it} \times OVER_NI_{it} \times \text{기업지배구조변수} \\
& + d_4OCF_{it} + d_5ABSTACC_{it-1} + d_6SIZE_{it} + d_7LEV_{it} + \text{연도별 더미} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \quad (6)$$

회귀식(6)에서 기업지배구조변수들을 한 회귀식에 모두 포함할 경우 다중공선성 문제가 발생하므로 각각의 기업지배구조변수를 별도의 회귀식에 포함하여 추정한다. 회귀모형에 포함된 기업지배구조변수들의 정의는 다음과 같다.

BIG4_{it} : 외부감사인이 Big 4 회계법인이면 1, 기타는 0

AUDIT_COMM_{it} : 이사회내 감사위원회가 설치되어 있으면 1, 기타는 0

OUTSIDE_DIR_{it} : 이사회내 사외이사 비율이 표본기업 사외이사 비율의 중위수보다 크면 1의 값을, 기타는 0

LARGE_OWN_{it} : 회계연도말 대주주지분율이 표본기업 대주주지분율의 중위수보다 작으면 1의 값을, 기타는 0

FOREIGN_OWN_{it} : 회계연도말 외국인지분율이 표본기업 외국인지분율의 중위수보다 크면 1의 값을, 기타는 0

〈표 7〉 기업지배구조가 이익예측치 공시기업의 재량적발생액에 미치는 영향^a

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
Intercept	-0.0172 (-0.64)	-0.0205 (-0.76)	-0.0190 (-0.71)	-0.0186 (-0.69)	-0.0174 (-0.65)
FCST_REALIZED	-0.0050 (-0.48)	-0.0054 (-0.52)	-0.0052 (-0.50)	-0.0050 (-0.48)	-0.0051 (-0.49)
FCST_REALIZED ×OVER_NI	0.0317 (0.93)	0.0507 (2.73)***	0.0507 (2.22)**	0.0552 (2.51)**	0.0419 (1.74)*
FCST_REALIZED ×OVER_NI×BIG4	0.0177 (0.48)				
FCST_REALIZED ×OVER_NI×AUDIT_COMM		-0.0211 (-0.58)			
FCST_REALIZED ×OVER_NI×OUTSIDE_DIR			-0.0087 (-0.30)		
FCST_REALIZED ×OVER_NI×LARGE_OWN				-0.0188 (-0.64)	
FCST_REALIZED ×OVER_NI×FOREIGN_OWN					0.0073 (0.25)

<표 7> 기업지배구조가 이익예측치 공시기업의 재량적발생액에 미치는 영향^a (계속)

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
OCF	-0.3903 (-9.70)***	-0.3910 (-9.72)***	-0.3905 (-9.71)***	-0.3904 (-9.70)***	-0.3905 (-9.71)***
ABSTACC	0.2522 (5.96)***	0.2527 (5.97)***	0.2520 (5.96)***	0.2528 (5.97)***	0.2520 (5.96)***
SIZE	0.0085 (2.91)***	0.0089 (3.01)***	0.0087 (2.96)***	0.0086 (2.96)***	0.0085 (2.91)***
LEV	-0.1421 (-5.65)***	-0.1420 (-5.65)***	-0.1421 (-5.65)***	-0.1420 (-5.64)***	-0.1420 (-5.64)***
연도별 더미	포함	포함	포함	포함	포함
Adjusted R ²	0.1524	0.1525	0.1522	0.1526	0.1522
표본수	856	856	856	856	856

a. 종속변수는 기업성과를 통제한 수정 Jones 모형을 각 연도별로 산업별 횡단면 분석을 통하여 추정한 재량적발생액(DACC)이다. BIG4는 외부감사인이 Big 4 회계법인이면 1, 기타는 0의 값을 갖는 더미변수이며, AUDIT_COMM는 이사회내 감사위원회가 설치되어 있으면 1, 기타는 0의 값을 갖는 더미변수이다. OUTSIDE_DIR는 이사회내 사외이사 비율이 표본기업 사외이사 비율의 중위수보다 크면 1의 값을, 기타는 0의 값을 갖는 더미변수이고, LARGE_OWN은 회계연도말 대주주지분율이 표본기업 대주주지분율의 중위수보다 작으면 1의 값을, 기타는 0의 값을 갖는 더미변수이며, FOREIGN_OWN은 회계연도말 외국인지분율이 표본기업 외국인지분율의 중위수보다 크면 1의 값을, 기타는 0의 값을 갖는 더미변수이다. 다른 독립변수들의 정의는 <표 4>와 같다. 첫 번째 숫자는 추정회귀계수를, 괄호안의 숫자는 t-통계치를 나타낸다. ***, **, *는 각각 0.01, 0.05, 0.10 유의수준에서 유의함을 의미한다.

<표 7>에 보고된 결과를 살펴보면, FCST_REALIZED는 모든 모형에서 유의하지 않은 음의 계수를 보인다. FCST_REALIZED×OVER_NI는 모든 모형에서 양의 계수를 보이며 일반적으로 유의하다.⁴⁾ 이는 앞의 표들이 보고하는 결과와 유사하다. FCST_REALIZED×OVER_NI와 기업지배구조변수(즉, BIG4, AUDIT_COMM, OUTSIDE_DIR, LARGE_OWN, FOREIGN_OWN)의 상호작용은 모든 모형에서 유의하지 않게 나타난다. 이러한 결과는 기업지배구조가 당기순이익예측치를 발표한 경영자가 그 예측치의 과대 공시를 회피하기 위하여 이익을 증가시키는 이익조정에는 영향을 미치지 못하고 있음을 의미한다.

4) 모형1에서 FCST_REALIZED×OVER_NI는 양의 계수를 보이지만 유의하지는 않다. 이는 FCST_REALIZED×OVER_NI와 FCST_REALIZED×OVER_NI×BIG4 사이의 다중공선성을 나타내는 variance inflation 지수가 4보다 큰 값을 보이는 것으로 보아 다중공선성에 기인한 것일 수 있다.

VI. 결 론

2002년 11월 공정공시제도가 도입되기 전에는 기업들이 애널리스트나 기관투자자 등 일부 특정 전문투자자들만을 대상으로 IR활동을 수행하여 왔다. 일명 ‘개미투자자’라 불리는 개인투자자들은 기업이 일부 특정투자자에게만 선별적으로 제공하는 정보에 접근이 불가능하였다. 이로 인해 사적 정보를 소유한 전문투자자와 개인투자자들 사이에 정보의 불균형이 존재하게 되고 개인투자자들은 상대적으로 불이익을 감수하게 되었다. 따라서, 주권상장법인이나 코스닥법인이 중요한 정보를 애널리스트 등 특정인에게만 선별적으로 제공하는 경우 동일한 정보를 일반투자자에게도 공시하도록 의무화한 제도가 공정공시제도이다. 공정공시제도는 증권거래소와 코스닥시장의 자율규제로 운영되고 있는데, 상장법인의 신고 또는 공시에 관하여 필요한 사항을 정하는 증권선물거래소의 유가증권시장공시규정은 공정공시의 대상이 되는 중요한 정보를 장래 사업 또는 경영계획, 당기순손익 등 영업실적에 대한 전망 또는 예측, 정기보고서 제출 이전의 잠정 실적 및 수시공시의무 시한이 미도래한 사항으로 규정하고 있다.

미국의 경우 기업이 보고하는 이익이 애널리스트의 이익예측치, 전년도 이익 또는 경영자가 발표한 이익예측치에 미달하는 경우 주식시장에서 부정적인 주가반응, 법적 책임 및 평판위험이 발생할 수 있다. 따라서, 경영자는 이러한 불이익을 피하기 위하여 보고이익이 애널리스트 이익예측치나 과거 이익 및 경영자 자신이 과거에 발표한 이익예측치를 초과하도록 이익을 상향 조정하는 경향이 있다. 하지만 우리나라의 경우 경제 환경이나 법적 환경이 미국과 달라 자발적으로 이익예측치를 공시한 경영자가 자신이 공시한 예측치를 달성하기 위하여 이익을 상향 조정할 유인이 있는지는 분명하지 않다. 따라서, 본 연구는 2002년 11월부터 2006년 3월말까지 공정공시를 통하여 당기순손익 등 이익예측치를 발표한 기업을 대상으로 사후적으로 보고되는 이익이 이미 발표한 예측치에 미달하는 상황을 피하기 위하여 이익을 상향 조정하는지를 검토한다.

실증분석 결과를 보면, 공정공시된 이익예측치가 실현되는 연도의 재량적발생액 자체는 다른 연도의 재량적발생액과 비교하여 유의하게 다르지 않다. 하지만, 이익을 조정하기 전 실적치가 이미 발표된 예측치에 미달하는 경우에는 이익을 증가시키는 이익조정이 나타난다. 또한, 이익조정 전 실적치가 이미 발표된 예측치에 미달하는 정도가 클수록 이익의 상향 조정도 증가한다. 이는 우리나라의 경제 환경이나 법적 환경이 미국과 다르다 하더라도 우리나라 경영자도 자신이 발표한 이익예측치를 달성하고자 하는 유인을 갖고 있음을 의미한다. 선행연구에 의하면 기업지배구조는 기업의 이익조정에 영향을 미치는 것으로 보고되었다. 하지만 본 연구에서는 기업지배구조가 이익예측치를 공시한 기업에서 이익조정 전 실적치가 예측치에 미달하는 경우 나타나는 이익의 상향 조정을 억제하지는 못하는 것으로 나타난다.

2005년 공정공시제도의 감독기관인 금융감독원과 운영기관인 증권거래소 및 코스닥시장은 공동으로 공정공시제도 도입 2주년을 맞이하여 동 제도의 운영실태를 전면적으로 분석한 바 있다. 분석 결과, 정기보고서를 제출하기 이전에 잠정적인 실적치를 공정공시한 630건 중 약 6%에 해당하는 37

건에서 공정공시된 잠정실적과 정기보고서상의 실제실적간에 차이가 발생한 것으로 나타났다. 이는 공정공시된 잠정실적이 외부감사가 종결되기 전에 이루어지므로 실적치가 확정되는 시점에서는 외부감사인 의견 반영 등으로 차이가 발생할 수 있기 때문이다. 이에 대해 잠정실적과 실제실적간 차이가 발생하는 경우 기존의 공정공시를 정정하고 있지 않으므로 이에 대한 보완이 필요함을 언급하고 있다. 하지만, 영업전망치의 공정공시는 이들 기관의 관심대상이 되고 있지 않다. 본 연구의 실증분석 결과, 사후적으로 보고되는 영업실적은 평균적으로 공정공시된 전망치에 미달하고 있다. 또한, 실현되는 이익이 전망치에 미달한다고 예상되는 경우 이익을 상향 조정하는 경향이 있는 것으로 나타난다. 따라서, 공정공시제도의 감독 및 운영을 담당하는 기관은 전망치의 공정공시에도 관심을 기울일 필요가 있는 것으로 보인다. 전망치의 정확성을 확보하고 이익조정을 통한 기회주의적인 회계선택을 억제할 정책이 수반되어야 할 것으로 보인다.

참고문헌

- 김지홍 · 장진호 · 여은정. 2005. “공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응비교”. 경영학연구 제34권 : 1895 - 1915.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제30권 : 135 - 172.
- 오원정 · 손성규. 2006. “공정공시제도의 시행효과 및 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 관련된 기업특성에 관한 연구”. 경영학연구 제35권 : 1449 - 1478.
- 이상철 · 이경태. 2003. “감사위원회 도입이 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제28권 : 143 - 172.
- 이원흠 · 최수미. 2004. “공정공시제도 시행이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과 변화에 관한 연구”. 증권학회지 제33권 : 1 - 31.
- 전규안 · 최종학 · 박종일. 2004. “감사위원회의 설치와 이익조정사이의 관계”. 회계학연구 제29권 : 143 - 177.
- 전영순. 2003. “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자의사결정과 회계이익의 질”. 경영학연구 제32권 : 1001 - 1032.
- 전영순 · 손준희. 2005. “가결산 순이익의 과대공시와 기업특성 및 시장의 사후 감시기능”. 회계학연구 제30권 : 79 - 105.
- 코스닥증권시장(KOSDAQ). 2005. 공정공시제도 운영실태 분석 결과.
- 최 관 · 백원선. 1998. “감사인의 유형과 감사품질 : 감사보수와 감사시간을 중심으로”. 회계학연구 제23권 : 49 - 76.
- 최현돌 · 윤재원. 2006. “기업지배구조가 회계정보의 보수성에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 : 145 - 174.
- Agrawal, A., S. Chadha, and M. Chen. 2006. Who is afraid of Reg FD? The behavior and performance of sell - side analysts following the SEC's Fair Disclosure Rules. *Journal of Business* 79 : 2811 - 2834.
- Bailey, B., H. Li, C. Mao, and R. Zhong. 2003. Regulation Fair Disclosure and earnings information : Market, analyst, and corporate responses. *Journal of Finance* 58 : 2487 - 2514.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn. 2002. The rewards to meeting or beating earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 33 : 173 - 204.
- Bartov, E., F. Gul, and J. Tsui. 2000. Discretionary - accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics* 30 : 421 - 452.
- Beasley, M. 1996. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud. *The Accounting Review* 71 : 443 - 465.
- Becker, C., M. DeFond, J. Kiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1 - 24.
- Brown, L. 2001. A temporal analysis of earnings surprises : Profits vs. losses. *Journal of Accounting Research* 39 : 221 - 241.

- Burgstahler, D., and I. Dichev. 1997. Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 : 99 – 126.
- Burgstahler, D., and M. Eames. 2006. Management of earnings forecasts and analysts' forecasts to achieve zero and small positive earnings surprises. *Journal of Business, Finance & Accounting* 33 : 633 – 652.
- Bushee, B., D. Matsumoto, and G. Miller. 2004. Managerial and investor response to disclosure regulation : The case of Reg FD and conference calls. *The Accounting Review* 79 : 617 – 643.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 : 193 – 225.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1996. The cause and consequences of earnings management : An analysis of firms subject to enforcement action by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 : 1 – 35.
- DeFond, M., and K. Subramanyam. 1998. Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 35 – 68.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. 1999. Earnings management to exceed thresholds. *Journal of Business* 72 : 1 – 33.
- Diamond, D. W. 1985. Optimal release of information by firms. *Journal of Finance* 40 : 1071 – 1094.
- Eleswarapu, V., R. Thompson, and K. Venkataraman. 2004. The impact of Regulation Fair Disclosure : Trading costs and information asymmetry. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39 : 209 – 225.
- Gintschel, A., and S. Markov. 2004. The effectiveness of Regulation FD. *Journal of Accounting and Economics* 37 : 293 – 314.
- Heflin, F., K. Subramanyam, and Y. Zhang. 2003. Regulation FD and the financial information environment : Early evidence. *The Accounting Review* 78 : 1 – 37.
- Kasznik, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 : 57 – 81.
- Kasznik, R., and M. McNichols. 2002. Does meeting expectations matter? Evidence from analyst forecast revisions and share price. *Journal of Accounting Research* 40 : 727 – 759.
- Kothari, S.P., A.J. Leone, and C.E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163 – 197.
- Lees, F. 1981. *Public Disclosure of Corporate Earnings Forecast*. The Conference Board. New York.
- Lopez, T., and L. Rees. 2002. The effect of beating and missing analysts' forecasts on the information content of unexpected earnings. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance* 17 : 155 – 184.
- Matsumoto, D. 2002. Management's incentive to avoid negative earnings surprises. *The Accounting Review* 77 : 483 – 514.
- Mohanram, P., and S. Sunder. 2002. Has Regulation Fair Disclosure affected financial analysts' ability to forecast earnings? Working paper, New York University.
- National Investor Relation Institute (NIRI). 1995. *Issues in Investor Communications and Corporate Disclosure*. Survey Conducted by NIRI in Association with W. Braznell & Co. and Rival Research Group, Vienna, Va.

- Patell, J. M. 1976. Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior : Empirical tests. *Journal of Accounting Research* 14 : 246 – 276.
- Penman, S. H. 1980. Empirical investigation of the voluntary disclosure of corporate earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 18 : 132 – 160.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2001. *Special Study : Regulation Fair Disclosure Revisited*.
- Shane, P., N. Soderstrom, and S. Yoon. 2001. Earnings and price discovery in the post – FD information environment : A preliminary analysis. Working paper, University of Colorado at Boulder.
- Skinner, D., and R. Sloan. 2002. Earnings surprises, growth expectations and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies* 7 : 289 – 312.
- Subramanyam, K. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 : 249 – 281.
- Trueman, B. 1986. Why do managers voluntarily release earnings forecasts? *Journal of Accounting and Economics* 8 : 53 – 71.
- Waymire, G. 1984. Additional evidence on information content of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 22 : 703 – 718.

Earnings Management of Firms that Disclose Earnings Forecasts through Fair Disclosure

Youngsoon S. Cheon* · Mi Lim Chon**

〈Abstract〉

Prior to Regulation Fair Disclosure (Reg FD), many firms disclosed important nonpublic information to securities analysts or selected institutional investors, before making public disclosure of the same information. Where this has happened, those who were privy to the information beforehand were able to make a profit at the expense of the general public. Thus, Reg FD was introduced in 2002 to level the playing field and thereby to reduce information asymmetry among market participants. Reg FD requires that when corporate management discloses material nonpublic information to a few privileged market participants, he must make public disclosure of that information. Reg FD specifies types of material information that trigger Reg FD obligations. One of them is forward-looking information about forthcoming earnings.

Prior research conducted in the US suggests that firms beating earnings benchmarks enjoy higher returns than those missing the benchmarks. Management earnings forecasts can serve as earnings benchmarks. In addition, managers may face legal actions by shareholders and lose their reputation if they miss their earnings forecasts. Thus, managers in the US have incentives to manage earnings upward to achieve their earnings forecasts. The capital market and legal environment in Korea differ from those in the US. That is, there is no evidence that investors either penalize or take any legal action against managers who miss their forecasts in Korea. Thus, it is an empirical question whether managers who issue earnings forecasts manage earnings upward to meet or beat their forecasts in Korea. This study investigates whether Korean managers who issue earnings forecasts through fair disclosures manage earnings upward to meet or beat their forecasts.

The empirical results reveal that in general discretionary accruals of the forecast year are not different from those of other years. However, when pre-managed earnings fall short of management earnings forecasts, firms use income-increasing discretionary accruals. Furthermore, discretionary accruals are positively associated with the difference between management forecasts and pre-managed earnings. These results suggest that even in Korea managers manage earnings upward when pre-managed earnings fall short of their forecasts.

* Professor, College of Business Administration, Chung-Ang University

** Visiting Professor, Graduate School of Industrial and Entrepreneurial Management, Chung-Ang University

Prior research also suggests that strong corporate governance deters managers' income-increasing accounting decisions. However, there is no significant association between corporate governance and earnings management activity for our sample firms.

<Key words> Reg FD, selective disclosure, information asymmetry, management earnings forecasts, earnings management, discretionary accruals