세무와회계저널
제15권 제5호 2014년 10월 pp.263～291
한국세무학회

자발적 이익예측공시가 이익조정에 미치는 영향*

한진수** · 황규영***

<요 약>

본 연구에서는 경영자가 자발적 이익예측공시(공정공시제도를 통한 공시)를 한 기업과 그렇지 않은 기업 간에 이익조정 행태에 차이가 있는 지를 분석함으로써 공정공시제도가 이익조정행위에 긍정적인 영향을 미쳤는지 여부를 실증적으로 분석하였다. 분석대상은 유가증권시장에 주권을 상장한 기업이며 분석대상기간은 공정공시제도가 시행된 2002년부터 2011년까지 10년간으로 하였다.

분석대상기간 10년 동안 한번이라도 이익예측공시를 한 기업(공시기업)과 그렇지 않은 기업(비공시기업)을 구분하고 이들 그룹 간에 이익조정 행태에 차이가 있는 지를 살펴보았다. 이익조정 행태는 실물활동이익조정과 재량적 발생액을 통한 이익조정으로 나누어서 측정하였다. 나아가 공시기업만을 대상으로 하여 공시연도 여부와 공시빈도가 실물활동이익조정과 재량적 발생액을 통한 이익조정에 차별적 영향을 미치는지를 분석하였다.

분석결과 공시기업은 비공시기업에 비하여 실물활동이익조정이 유의하게 낮게 나타났으며 재량적 발생액을 통한 이익조정은 두 집단 간에 유의한 차이가 나타나지 않았다. 공시기업만을 대상으로 추가적인 분석을 행한 결과 공시연도이거나 공시빈도가 높을수록 실물활동이익조정이 유의하게 낮게 나타났으며 재량적 발생액을 통한 이익조정은 상대적으로 높게 나타났다.

실물활동이익조정은 기업의 장기적인 경영성과에 좋지 않은 영향을 미친다는 것이 일반적인 견해이다. 이를 감안하여 보면 자발적인 이익예측공시를 많이 하는 기업일수록 기업에 부정적인 영향을 미치는 실물활동이익조정은 억제하는 경향이 있어서 공정공시제도가 시장에 긍정적인 영향을 주고 있다고 판단된다. 자발적인 이익예측공시를 하는 기업들은 이익조정의 필요성이 있는 경우 기업에 부정적인 영향이 적은 조정수단인 발생액을 통한 이익조정을 이용하는 것으로 볼 수 있다.

<주제어> 공정공시제도, 자발적 공시, 이익조정, 재량적 발생액, 실물활동이익조정

---

* 본 연구는 제1저자의 박사학위 청구논문을 수정 · 보완한 것임.

** 국민대학교 박사, jshan@hyundaifutures.com, 010－8634－3334, 제1저자
*** 국민대학교 경영대학 교수, hwanggy@kookmin.ac.kr, 02－910－4286, 교신저자

논문접수일 2014년 7월 26일　　1차수정일 2014년 9월 4일　　게재확정일 2014년 10월 18일

Ⅰ. 서 론

기업의 경영활동에 대한 정보를 이해관계자에게 알리는 과정인 공시는 강제적 공시와 자발적 공시로 구분할 수 있으며 자발적 공시의 예가 공정공시(Fair Disclosure)이다. 경영자의 이익예측치에 대한 공시도 자발적 공시인 공정공시의 내용 중 하나를 차지한다. 따라서 미래 이익예측치에 대한 공시여부나 공시빈도는 경영자의 재량에 따라서 결정된다.

강제적 공시사항이 아닌데도 불구하고 경영자가 미래 이익예측치를 자발적으로 결정하여 공시하도록 하는 정책의 시행에 대하여는 두 가지 주장이 대립되어 있다. 부정적인 견해에 따르면 경영자들에게 자발적으로 이익예측치를 공시하게 하면 단기성과에 집착한 나머지 이익조정을 하게 되고 결과적으로 장기적인 기업가치를 훼손하는 결과를 초래할 수 있다는 것이다(Krehmeyer et al., 2006). 반면에 긍정적인 견해에 따르면 경영자의 이익예측치에 대한 공시는 경영자와 투자자 간에 존재하는 정보의 비대칭문제를 해소하여 주식의 유동성을 늘리게 되고(Diamond and Verrecchia, 1991) 자기자본비용을 감소시킨다고 본다. 또한 경영자의 이익예측 정보는 사후적으로 검증받게 되므로 부정확한 정보를 공시하게 되면 경영자에 대한 평판의 하락, 소송위험, 주가에의 부정적인 영향 등으로 나타나게 될 것이므로 경영자는 자의적인 이익예측공시를 지양하게 될 것이라고 한다.

이익조정은 경영자가 자신이 설정한 목표성과를 달성하기 위하여 사용하는 선택수단으로 이해되어진다. 이러한 이익조정은 다시 실물활동을 통한 이익조정(RM : Real Activity Earnings Management)과 발생액을 통한 이익조정(AM : Accrual-Based Earning Management)으로 구분된다. 발생액을 통한 이익조정은 회계기준의 범위 내에서 회계적 선택이나 회계변경을 통해 이익을 조정하는 것이기 때문에 실질적인 현금흐름에 영향을 주지는 않는 것으로 받아들여지고 있다. 반면에 실물활동을 통한 이익조정은 시설투자나 비용지출, 연구개발 등의 활동을 연기하거나 조기에 집행함으로써 이익을 조정하는 것이어서 기업의 현금흐름에 직접적인 영향을 미치는 특징이 있다(Cohen and Zarowin, 2010).

일반적으로 경영자는 이익예측에 있어서 낙관적인 예측을 하는 성향이 있음(권수영 외, 2009)을 감안한다면 이익조정은 대부분의 기업에서 일어나게 될 것이다. 그리고 경영자가 목표성과를 달성하기 위하여 이익조정을 하여야 하는 총량이 정해져 있다면 실물활동에 의한 이익조정과 발생액에 의한 이익조정 중 어느 방법을 선택하느냐가 의미가 있을 수 있다. 일반적으로 실물활동이익조정과 발생액을 통한 이익조정은 대체관계에 있다고 본다(Zang, 2012). 자발적 공시정책에 대한 긍정론에 따른다면 공정공시기업(자발적으로 이익예측 공시를 하는 기업)일수록 장기적인 기업성과를 훼손하지 않으려고 할 것이고 이에 따라서 이익조정수단으로는 발생액을 통한 이익조정을 더 선호할 것으로 예측해볼 수 있다. 실물활동이익조정을 이용할 경우 기업의 장기적인 성과에 부정적인 영향을 미칠 것이기 때문에(Cohen and Zarowin, 2010 ; 김지홍 외, 2009)

목표성과를 달성하기 위한 이익조정이 필요하다면 실물활동에 의한 이익조정은 가능하면 최소화할 것이기 때문이다.[1)]

본 연구에서는 공시기업(자발적 이익예측 공시기업)과 비공시기업 간에 이익조정의 행태에 대한 차이가 존재하는 지의 여부를 중점적으로 검증하였다. 그리고 공시기업 중에서도 공시빈도가 높은 기업과 낮은 기업을 대상으로 이익조정의 행태에 차이가 있는 지를 검증하였다. 분석대상 기간은 공정공시제도가 시행된 2002년부터 10년간으로 하였고 이 기간 동안에 이익예측공시를 한번이라도 한 기업과 그렇지 않은 기업 간에 이익조정행태에 차이가 있는 지를 살펴보았다. 또한 공시기업 중에서도 공시연도와 비공시연도 간에 그리고 공시빈도가 높은 기업과 낮은 기업 간에 이익조정 행태에 차이가 있는 지를 검증하였다. 분석결과 공시기업일수록, 공시연도일수록, 공시빈도가 높은 기업일수록 실물활동이익조정은 유의적으로 낮게 나타났다. 발생액을 통한 이익조정과 달리 실물활동이익조정은 기업의 장기적인 경영성과에 부정적인 영향을 미친다는 점을 감안하면 공정공시를 이용하는 기업일수록 기업가치를 중시하는 쪽으로 행동한다는 의미로 해석된다. 이러한 검증은 공정공시제도를 실시하고 있는 우리나라 증권시장의 정책에 대하여 그 효과에 대한 간접적인 검증의 의미를 가지며 시장정책의 유효성에 대한 의미 있는 해석을 제공하게 된다고 본다.

이후 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구의 내용을 요약하고 연구가설을 설정하였으며, 제Ⅲ장에서는 연구모형을 설계하고, 제Ⅳ장에서는 실증분석결과와 그 의미에 대하여 살펴보았으며, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론에 대하여 정리하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 연구가설의 설정

1. 선행연구의 검토

가. 공정공시제도와 선행연구

(1) 공정공시제도의 개요

공정공시(Fair Disclosure)제도는 기업이 기존에 비공시되었던 정보를 특정인(기관투자자 또는 재무분석가 등)에게 제공하고자 할 경우 이를 먼저 증권시장을 통해 공시하도록 하는 제도이다. 공정공시제도를 시행하게 되면 기업의 중요정보가 특정인에게만 제공되던 불건전한 관행이 개

1) 본 연구의 핵심내용은 단순히 공시기업과 비공시기업 간에 이익조정의 크기에 차이가 있는 지의 여부가 아니다. 동일하게 이익조정 유인이 존재하는 상황이라 하더라도 공시기업은 비공시기업보다 더 주주가치 중심적인 선택을 할 유인이 있을 것이므로 이익조정방법을 선택함에 있어서도 이를 고려한 행태를 보이는 지의 여부를 검증함에 있다.

선되어서 정보의 비대칭이 해소되고 증권시장의 투명성 제고와 투자자 보호에 실질적으로 기여할 것으로 기대된다. 미국의 경우 2000년부터 공정공시제도를 시행하고 있으며, 우리나라의 경우 2002년 11월부터 도입하여 시행하고 있다.

공정공시제도를 통해 달성할 수 있는 기대효과는 다음과 같다. 첫째, 기업에 관한 중요정보에 대한 접근시점을 통일함으로써 시장참여자 간에 발생할 수 있는 정보 불균형을 해소하고 이를 통해 불공정이득의 획득을 방지할 수 있다. 둘째, 수시공시제도의 미비점을 보완할 수 있다.[2)]

공정공시의 대상 정보는 장래 사업계획으로서 기업실적에 중대한 영향을 미칠 수 있는 사항(신규사업의 추진, 신시장의 개척, 업종변경, 전략적 제휴, 신기술의 개발 등과 관련한 향후 3년 이내의 계획)과 영업실적에 대한 예측치(매출액, 영업이익 등 향후 3년 이내 기간에 대한 예상치), 정기보고서 제출대상이 되는 영업실적에 대한 잠정실적, 수시공시 항목이지만 수시공시의 무가 발생하지 아니한 것으로서 기업과 관련한 중요한 정보 등이 된다.[3)]

(2) 공정공시제도와 관련된 선행연구

이원흠・최수미(2004)는 공정공시제도의 시행이후에 공시행태에 변화가 있는 지 여부와 투자정보의 생산과 유통에 차이가 있는 지에 대하여 실증분석하였다. 분석결과 우려했던 정보경색현상은 나타나지 않았고 투자정보의 생산과 유통량이 많아지는 등 제도의 긍정적인 효과가 나타난 것으로 보고하였다. 김성민・전상경(2005)은 공정공시를 통해 제공된 정보가 주가반응을 가져오는 지 여부를 검증하였다. 검증결과 경영전략과 관련된 공정공시 정보는 주가반응이 없었던 반면, 실적예측과 관련된 공정공시 정보는 주가에 반응을 주고 있음을 확인하였다. 김지홍 외(2005)의 연구에서는 공정공시제도가 정보비대칭의 문제를 해소하는 지 여부에 대하여 살펴보았는데 공시시점이 앞당겨지고 공시량도 증가하였음을 발견하였다. 오원정・손성규(2006)는 공정공시 전후에 재무분석가의 예측오차가 줄어들었는지에 대하여 분석하였는데 제도 시행이후 예측오차와 분산이 감소하였음을 발견하였다. 장준경 외(2007)의 연구에서는 공정공시를 통한 영업이익 예측치 발표시점에서의 주가변동 및 거래량의 변화를 살펴보았다. 분석결과 제도도입 이후 호재성 정보뿐만 아니라 악재성 정보에 대하여도 주가반응이 유의적으로 나타남을 발견하였다.

나. 경영자 이익예측 공시에 대한 선행연구

경영자 이익예측정보는 공시여부가 경영자의 자의적 결정에 따라 결정되지만 주가에 영향을

2) 수시공시는 그 공시시기가 주요경영사항이 확정적으로 발생한 시점으로 국한됨으로써 공시의무가 발생하지는 않았으나 투자의사결정에 중요한 정보에 대한 시장수요를 충족시키지 못하는 문제가 있었다. 공정공시는 미래계획이나 잠정실적 등 확정되지는 않았으나 중요한 정보인 경우 그 정보도 공시대상에 포함함으로써 기존 수시공시제도의 미비점을 보완하는 역할을 할 것으로 예상된다.

3) 유가증권시장 공시규정 제15조 제1항 및 코스닥시장 공시규정 제12조 제1항

미치게 되고 나아가 재무분석가의 이익예측에도 영향을 미치게 된다(Cotter et al., 2006 ; 이동헌 · 유승원, 2012). 경영자 이익예측과 관련된 선행연구는 공시유인이나 공시빈도와 관련되어 있다.

(1) 경영자 이익예측 공시유인

경영자가 이익예측치를 자발적으로 공시함에 있어서는 비용이 발생하게 된다. 그럼에도 불구하고 경영자가 자발적으로 공시를 하는 것은 공시비용을 넘는 효익이 기대되기 때문이다. 일반적으로 경영자가 자발적으로 이익예측정보를 공시하는 이유는 이러한 자발적인 공시가 정보의 비대칭을 줄이고 역선택의 문제를 해소하기 때문이라고 알려져 있다(Lang and Lundholm, 1993 ; Verrecchia, 2001). 정보의 비대칭이 해소되면 주식의 유동성이 증가하게 되고 기업은 자기자본비용의 감소라는 효익을 얻게 된다.

구체적으로 Trueman(1986)은 신호가설에 입각하여 공시유인을 설명하고 있다. 이익예측정보를 공시하는 경영자는 그렇지 않은 경영자에 비하여 미래 경제환경의 변화를 인식하고 있고 이에 대응하기 위한 경영능력과 의지가 있음을 보여주려는 신호전달 의도가 있으며 이를 인지한 시장은 공시에 대하여 긍정적으로 반응하기 때문에 유의한 주가반응이 나타난다고 보았다. Penman(1980)은 다른 기업보다 우수한 경영성과가 예상될 때 자신의 기업을 차별화하기 위해 이익예측치를 공시한다고 보았고, Skinner(1997)나 Kasznik and Lev(1995) 등은 호재성 정보뿐만 아니라 악재성 정보의 경우에도 소송위험 회피나 평판저하 방지를 위해 자발적으로 공시하게 된다고 주장하였다.

McNichols(1989)나 King et al.(1990)은 기대조정가설의 입장에서 경영자의 이익예측공시를 설명하였다. 이에 의하면 시장에서 기업에 대한 비현실적인 기대가 형성되어 있는 경우 이러한 잘못된 기대를 조정하기 위하여 경영자는 이익예측치를 공시한다고 본다. 구체적으로는 재무분석가의 이익예측치가 지나치게 높게 발표된 경우 이러한 기대를 하향조정하여 시장충격을 최소화할 유인이 경영자에게 있게 되고 이를 위해 경영자는 보수적인 이익예측치를 자발적으로 공시한다고 본다(Matsumoto, 2002 ; Das et al., 2011 ; 심호석 · 최종서, 2011).

경영자의 이익예측공시는 그 자신의 이익을 극대화할 필요가 있을 경우 행한다는 주장도 있다(Cheng and Warfield, 2005). 구체적으로는 주식연계보상이 높을수록 경영자는 이익예측공시를 하고(Nagar et al., 2003), 주식매수옵션이 있는 때와 같이 주가가 낮은 것이 유리한 경우에는 주가에 불리한 예측치는 공시를 하고 호재성 예측치는 공시를 하지 않을 수 있다고 보았다(Aboody and Kasznik, 2000 ; Cheng and Lo, 2006).

(2) 경영자 이익예측 공시빈도

Waymire(1985)는 공시빈도가 높은 회사가 그렇지 않은 회사에 비해서 이익 변동성이 낮다는 점과 공시시점이 빠르다는 점을 실증하였다. Cheng et al.(2005)은 경영자 이익예측 공시빈도가

높은 기업은 공시빈도가 낮은 기업에 비해 R&D투자와 장기적인 이익성장률이 유의하게 낮게 나타난다면서 공시빈도가 높은 기업이 장기적인 기업성과를 외면하는 경향이 있는 것으로 주장하였다. Jo and Kim(2007)은 증자기업을 대상으로 공시빈도와 이익조정 및 경영성과의 관계를 검토하였다. 그 결과 공시를 자주하면 정보 불균형이 감소함에 따라 투명성이 향상되어 이익조정은 줄어들고 증자 이후 경영성과도 좋게 나타나는 것으로 보고하였다.

Choi et al.(2011)은 경영자 이익예측이 미래이익반응계수에 미치는 영향을 중심으로 분석하였다. 실증분석결과 이익예측치를 공시하는 경우일수록, 공시빈도가 높을수록 미래이익반응계수가 더 높게 나타났다. Bhojraj et al.(2011)는 기관투자자 비중이 높고, 재무분석가 수가 많은 기업일수록 공시빈도가 높았으며 고객과 종업원의 만족도도 높게 나타남을 보고하였다. 이는 이해관계자의 수가 많을수록 기업의 평판을 높이거나 유지하는 방안으로 자발적인 공시를 하고 공시빈도도 높이려한 결과라고 설명하였다.

다. 이익조정에 대한 선행연구

이익조정이란 사적인 이익을 위해 외부 재무보고과정에 경영자가 의도적으로 개입하는 것(Shipper, 1989)으로 이해되고 있다. 이익조정에 대한 초기의 연구에서는 발생액을 통한 이익조정에 국한하여 연구되었으나 최근에는 실물활동을 통한 이익조정에 초점을 맞춘 연구가 활발하게 이루어지고 있다.

Cohen and Zarowin(2010)은 경영자가 이익조정의 방법으로 실물활동이익조정을 더 선호할 가능성이 있는 것으로 분석하였다. 그 이유로는 발생액을 통한 이익조정은 감독기관의 감독 등으로 경영자가 선택하는데 제한이 있으며, 발생액을 통한 이익조정액은 그 금액이 제한적일 경우에만 사용할 수 있기 때문에 감독기관의 감독을 피하고 확실한 목표이익을 얻는 데는 실물활동을 통한 이익조정이 더 선호되기 때문이라고 하였다. Roychowdhury(2006)는 적자 회피를 위해 경영자가 실물활동을 통한 이익조정을 하고 있음을 실증하였다. 그리고 실물활동이익조정은 매출증대를 위한 일시적인 가격인하, 생산원가 축소를 위한 과도한 생산, 필수적 비용지출까지의 축소 등을 동반하기 때문에 미래의 장기적 경영성과에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 점을 지적하였다. 김지홍 외(2009)의 연구에서도 실물활동이익조정은 장기 영업성과에 악영향을 주고 있음을 실증하였다. 한편, Zang(2012)은 실물활동이익조정은 발생액을 통한 이익조정의 대체재(代替財)로 이용되고 있다고 하면서, 이익조정의 목표치가 있는 상황에서는 실물활동이익조정의 정도에 따라서 발생액에 의한 이익조정의 크기가 달라짐을 주장하였다.

경영자의 이익예측치 공시가 이익조정에 미치는 영향에 대한 연구는 그 연구결과가 일관되지 않고 다양하게 제시되어 있다. 예상이익의 과대예측의 경우에만 양(+)의 이익조정이 발견되고 과소예측의 경우에는 음(−)의 이익조정은 발견되지 않는다는 연구(Kasznik, 1999)가 있는 반면 과대예측의 경우 뿐만 아니라 과소예측의 경우에도 이익조정행위(과소예측 시 음(−)의 이익조

정이 관측됨)가 있다는 연구(Gramlich and Sorensen, 2004)도 있다. 이익예측치를 공시한 기업이 공시하지 않은 기업보다 이익조정규모가 크다는 연구(Cormier and Martinez, 2006)가 있는 반면, 이익예측치를 발표한 기업일수록 재량적 발생액의 크기(절대값)가 작다는 연구(Call et al., 2011)도 있다. 기업지배구조가 이익조정의 크기에 영향을 미친다는 연구(Cormier and Martinez, 2006)가 있는 반면, 기업지배구조가 이익조정(이익의 상향조정)을 억제하지 못한다는 연구(전영순・천미림, 2009)도 있다.

국내 연구에 국한하여 살펴본 경우에도 경영자의 자발적인 이익예측공시가 이익조정에 미치는 영향에 대하여 상반된 연구결과가 보고되어있다. 이익예측치를 공시한 기업일수록 예측치 달성을 위해 양(+)의 이익조정이 늘어난다는 연구(김보민 외, 2011)와 예측치를 자세하게 공시한 기업일수록 이익조정의 유인이 작아져서 재량적발생액(양(+)의 이익조정)이 줄어든다는 연구(김선미・유승원, 2012)가 병존하는 상태이다.

2. 가설설정

〈가설 1〉 자발적 이익예측 공시기업 여부와 이익조정 행태

앞서 선행연구의 내용을 통해 살펴본 바와 같이 이익예측 정보의 공시가 이익조정에 미치는 영향에 대하여는 일관된 연구결과가 없는 상태이다. 이익예측정보의 공시가 정보의 비대칭을 해소하는 역할에 초점을 맞출 경우 이익예측치의 공시는 회계투명성을 높여서 이익조정을 줄이는 역할을 수행할 것으로 기대되지만, 이익예측치의 공시행위를 경영자의 사적이익 추구행위로 볼 경우에는 사적이익추구를 위한 과대예측과 그 예측치의 달성을 위한 이익조정의 증가(양(+)의 이익조정 수행)를 예상할 수도 있다. 이익예측치를 공시하지 않은 기업의 경우라고 해서 이익조정의 유인이 없는 것도 아니다. 비공시기업의 경우에도 재무분석가 등을 중심으로 한 시장의 기대치가 있고 이를 달성하고자 할 유인이 있기 때문에 이익조정의 필요성은 여전히 존재한다(Acito, 2011). 이와 같은 선행연구의 내용에 따르면 이익조정의 크기는 공시기업과 비공시기업 간에 차이가 없을 것으로 가정함이 적절해 보인다.

한편, 실물활동을 통한 이익조정은 선행연구에서 살펴본 바와 같이 단기적인 이익증가에 기여할 수 있지만 기업의 장기성과에는 부정적인 영향을 미치게 되고 결과적으로 주가에도 부정적인 영향을 미치게 된다(Cohen and Zarowin, 2010 ; 김지홍 외, 2009). 이익예측치를 공시하는 기업의 경우 비공시기업에 비하여 시장과 자발적으로 소통하고자 노력하는 기업이므로 시장친화적이고 주주가치를 중시하는 기업에 해당한다고 볼 수 있다. 따라서 이들 기업은 이익조정의 수단을 선택함에 있어서 장기성과와 주주가치에 미치는 악영향을 최소화하는 방향으로 이익조정을 할 것으로 예상할 수 있다. 즉, 공시기업은 실물활동을 통한 이익조정을 최소화(양(+)의 이익조정의 감소)하고자 노력할 것이고, 이러한 예상이 맞는다면 공시기업과 비공시기업 간에는

실물활동 이익조정의 크기가 유의적인 차이가 발생할 것이다.

이러한 예상에 따라서 공시기업과 비공시기업 간의 이익조정 행태의 차이 여부에 대한 연구가설을 설정하면 다음과 같다.

가설 1.1 자발적 이익예측 공시기업은 비공시기업에 비해 실물활동이익조정의 값이 유의적으로 작을 것이다.

가설 1.2 자발적 이익예측 공시기업과 비공시기업의 재량적 발생액의 값은 유의한 차이가 없을 것이다.[4)]

〈가설 2〉 자발적 이익예측 공시연도 여부와 이익조정 행태

선행연구에 따르면 발생액을 통한 이익조정과 실물활동을 통한 이익조정은 대체재로 사용될 수 있다고 한다(Zang, 2012). 그리고 일정한 이익조정의 목표치가 있다는 전제하에서[5)] 실물활동 이익조정을 줄였다면 대체재인 발생액을 통한 이익조정은 상대적으로 늘어날 수 있다. 이러한 행태가 존재한다면 그러한 행태는 이익예측치를 공시한 연도에 더 명확하게 나타날 것이다. 자발적인 이익예측 공시를 하는 기업이라고 하더라도 분석대상 기간 10년(2002년~2011년) 동안 매년 이익예측치를 공시하는 경우는 드물고 한 두 해만 이익예측치를 공시하는 기업도 많다. 따라서 발생액을 통한 이익조정과 실물활동이익조정 간의 대체재적 속성이 존재하는 지에 대한 분석을 위해서는 공시기업을 대상으로 하여 공시연도와 비공시연도를 구분하고 이들 연도 간에 서로 다른 이익조정 행태가 나타나는지를 검증해보면 될 것이다.

자발적 이익공시를 한 연도에는 그렇지 않은 연도보다 양(+)의 실물활동이익조정을 줄일 것으로 예상할 수 있다. 지속적인 이익공시를 하지는 않았다고 하더라도 이익공시를 결정한 연도에는 보다 더 시장친화적이고 주주가치 중심적인 선택을 할 것으로 예상되기 때문이다. 그리고 그러한 선택의 결과 목표이익조정액의 달성을 위하여 대체재인 발생액을 통한 이익조정은 더 사용될 것이 예상되므로 발생액을 통한 이익조정은 늘어날 것으로 예측해볼 수 있다.

이러한 예상에 따라서 공시기업 중 공시연도와 비공시연도 간의 이익조정 행태에 차이가 있는 지를 검증하기 위한 연구가설을 설정하면 다음과 같다.

가설 2.1 자발적 이익예측 공시연도에는 비공시연도보다 실물활동이익조정의 값이 유의적으로 작을 것이다.

---

4) 발생액을 통한 이익조정의 경우에는 실물활동에 영향을 미치지 않으므로 공시기업이건 비공시기업이건 간에 감독기관의 감독한계를 넘지 않는 범위 내에서 이를 이익조정수단으로 동일하게 사용할 것으로 예상할 수 있다.

5) 선행연구의 검토에서도 알아본 바와 같이 공시기업과 비공시기업 간에 이익조정의 크기와 관련한 유인의 차이는 일정한 방향성을 찾을 수 없다. 따라서 이들 간에 일정한 이익조정목표치가 있다고 전제하였다.

가설 2.2 자발적 이익예측 공시연도에는 비공시연도보다 재량적 발생액의 값이 유의적으로 클 것이다.

〈가설 3〉 자발적 이익예측 공시빈도와 이익조정 행태

자발적 이익예측을 공시한 기업이라 하더라도 분석대상 기간인 10년 동안 단발적인 공시를 한 경우가 많이 있다. 자발적인 이익공시가 시장친화적이고 주주가치를 중시하는 성향을 나타낸다고 하더라도 단발적으로 이익공시를 한 기업에서는 시장친화적인 이익조정 행태가 관측되기 어려울 수 있다. 따라서 기업가치에 장기적으로 부정적인 영향을 주는 실물활동이익조정을 회피하는 행태(실물활동이익조정의 값이 감소되는 현상)는 공시빈도가 높은 기업에서 보다 명확하게 관찰될 수 있을 것이다.

그리고 실물활동이익조정이 의미 있게 감소되는 경우라면 앞서서 설명한 동일한 논리대로 발생액을 통한 이익조정은 보충적 수단으로 더 사용될 것이다. 그러므로 공시빈도가 높은 기업이 공시빈도가 낮은 기업보다 실물활동이익조정의 값은 작게 나타나고 발생액을 통한 이익조정의 값은 증가할 것으로 예상된다.

이러한 예상에 따라서 공시빈도가 높은 기업과 공시빈도가 낮은 기업 간에 이익조정 행태에 차이를 보이는 지를 검증하기 위한 연구가설을 설정하면 다음과 같다.

가설 3.1 자발적 이익예측 공시빈도가 높은 기업은 공시빈도가 낮은 기업에 비해 실물활동이익조정의 값이 유의적으로 작을 것이다.

가설 3.2 자발적 이익예측 공시빈도가 높은 기업은 낮은 기업에 비해 재량적 발생액의 값이 유의적으로 클 것이다.

Ⅲ. 연구설계

1. 표본의 선정

연구표본은 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 하되, ① 금융업에 속하는 기업이거나 ② 중도에 상장이 폐지된 기업이거나 ③ 결산월이 12월이 아니거나 12월로 변경된 기업이거나 ④ KIS-VALUE에서 재무자료를 구할 수 없는 기업이거나 ⑤ 10개 미만 기업으로 구성된 산업에 속한 기업이면 제외하였다.

공정공시제도가 시행된 2002년부터 2011년까지 10년간 유가증권시장에 상장된 기업은 791개 기업에 7,332기업－연도였으나 위 기준을 충족하는 기업을 표본으로 선정한 결과 500개 기업에

4,143기업－연도가 되었다. 표본의 선정결과를 나타내면 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 분석대상 표본의 선정 결과

구 분	기업수	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	기업연도
상장기업	791	683	684	683	702	731	746	765	770	777	791	7,332
금융업	110	68	69	72	93	105	111	109	112	110	110	959
상장폐지	10	103	90	76	60	58	49	49	36	19	10	550
결산월 관련	53	56	55	51	51	51	55	55	54	53	53	534
재무자료 없음	14	13	8	7	7	10	14	16	21	17	14	127
10개미만 산업	104	83	92	96	101	98	103	110	116	116	104	1,019
분석대상 제외	291	323	314	302	312	322	332	339	339	315	291	3,189
분석대상	500	360	370	381	390	409	414	426	431	462	500	4,143

이러한 표본 중에서 분석대상 기간 동안 한번이라도 경영자 이익예측공시(매출액이나 이익에 관한 예측공시를 말함)를 한 기업을 '공시기업'으로 분류하고 그렇지 않은 기업을 '비공시기업'으로 구분한 결과 공시기업은 228개 기업에 2,024기업－연도이었고, 비공시기업은 272개 기업에 2,119기업－연도이었다. 이를 나타내면 <표 2>와 같다.

〈표 2〉 공시기업과 비공시기업의 연도별 분포현황

구 분	기업수	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	기업연도
공시기업	228	176	180	186	190	203	207	212	217	225	228	2,024
비공시기업	272	184	190	195	200	206	207	214	214	237	272	2,119
합 계	500	360	370	381	390	409	414	426	431	462	500	4,143

'가설 2'의 검증을 위해 공시기업을 대상으로 공시연도와 비공시연도를 구분한 결과 공시연도가 712기업－연도이었고 비공시연도가 1,312기업－연도이었다.[6)]

'가설 3'의 검증을 위해 공시기업을 대상으로 공시빈도가 높은 기업과 공시빈도가 낮은 기업을 구분한 결과 공시빈도가 높은 기업이 104개 기업에 843기업－연도이었고, 낮은 기업이 124

6) 공시기업 중 공시연도와 비공시연도의 분포를 나타내면 다음과 같다.

구 분	기업수	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	기업연도
공시연도	228	30	70	71	79	92	97	88	56	71	58	712
비공시연도	228	146	110	115	111	111	110	124	161	154	170	1,312
합 계	228	176	180	186	190	203	207	212	217	225	228	2,024

개 기업에 1,181기업－연도이었다.[7)]

2. 연구모형 설계

가. 이익조정의 측정

경영자의 자발적 이익예측공시가 이익조정 행태에 영향을 주는 지를 분석하기 위하여 우선 이익조정을 어떻게 측정할 것인가가 중요하다. 본 연구에서는 이익조정을 측정하는 방식으로서 실물활동이익조정(RM : Real Activity Earnings Management)과 발생액을 통한 이익조정(AM : Accruals based Earnings Management)을 모두 적용하여 분석하였다.

실물활동이익조정의 측정은 Roychowdhury(2006)의 모형을 따라서 비정상현금흐름(abCFO : abnormal Cash Flow from Operations), 비정상생산원가(abPRD : abnormal Production Costs), 비정상판매관리비(abSGA : abnormal Selling, General & Administrative Expenses)를 대상으로 다음과 같이 측정하였다.

$$abCFO_t = \frac{CFO_t}{Assets_{t-1}} - \left\{ \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{Sales_t}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{\triangle Sales_t}{Assets_{t-1}} \right\} \quad \text{(식1－1)}$$

$$abPRD_t = \frac{PRD_t}{Assets_{t-1}} - \left\{ \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{Sales_t}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{\triangle Sales_t}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_4 \frac{\triangle Sales_{t-1}}{Assets_{t-1}} \right\} \quad \text{(식1－2)}$$

$$abSGA_t = \frac{SGA_t}{Assets_{t-1}} - \left\{ \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{Sales_{t-1}}{Assets_{t-1}} \right\} \quad \text{(식1－3)}$$

<변수의 정의>

$abCFO_t$ = 비정상영업현금흐름
$abPRD_t$ = 비정상생산원가
$abSGA_t$ = 비정상판매관리비
$Assets_{t-1}$ = 전기말총자산
$Sales_t$ = 매출액
$\Delta Sales_t$ = 매출액 증감분

7) 분석대상 기간 10년 동안 실제 공시한 연도 수를 공시가능연도 수로 나누어 중위수(중위수는 0.3이었다)를 초과하면 공시빈도가 '높은 기업'으로 구분하고 중위수 이하이면 공시빈도가 '낮은 기업'으로 구분하였다. 공시빈도가 높은 기업과 낮은 기업의 분포는 다음과 같다.

구 분	기업수	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	기업연도
높은 기업	104	68	69	74	77	84	85	88	93	101	104	843
낮은 기업	124	108	111	112	113	119	122	124	124	124	124	1,181
합 계	228	176	180	186	190	203	207	212	217	225	228	2,024

위와 같이 측정한 기본값을 기준으로 이들 셋을 모두 합산하여 이익조정량을 계측하는 RM_All 모형, abPRD 및 abSGA를 합산한 RM_PS모형, 그리고 abCFO와 abSGA를 합산한 RM_CS모형을 각각 적용하여 실물활동이익조정을 분석하였다.[8)]

재량적 발생액을 통한 이익조정여부의 측정은 Jones(1991), Dechow et al.(1995), 그리고 Kothari et al.(2005)에 의하여 각각 개발된 존스모형(AM_Jones), 수정존스모형(AM_MJ), 성과통제모형(AM_ROA)을 이용하였다. 이들 모형에 의한 이익조정값은 다음과 같이 정의된다.

$$AM_t_Jones = \frac{TA_t}{Assets_{t-1}} - \left\{ \hat{\beta}_1 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{\triangle Sales_t}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{PPE_t}{Assets_{t-1}} \right\} \quad \text{(식2−1)}$$

$$AM_t_MJ = \frac{TA_t}{Assets_{t-1}} - \left\{ \hat{\beta}_1 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{(\triangle Sales_t - \triangle REC_t)}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{PPE_t}{Assets_{t-1}} \right\} \quad \text{(식2−2)}$$

$$AM_t_ROA = \frac{TA_t}{Assets_{t-1}} - \left\{ \hat{\beta}_1 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{(\triangle Sales_t - \triangle REC_t)}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{PPE_t}{Assets_{t-1}} + \hat{\beta}_4 ROA_t \right\} \quad \text{(식2−3)}$$

<변수의 정의>

TA_t = 총발생액(당기순이익−영업현금흐름)
$Assets_{t-1}$ = 전기말총자산
$\Delta Sales_t$ = 매출액의 증감분
ΔREC_t = 매출채권의 증감분
PPE_t = 감가상각대상유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)
ROA_t = 총자산이익률(당기순이익/기말총자산)

나. 연구모형의 설정

본 연구의 주제는 경영자의 자발적 이익예측공시가 이익조정 행태에 영향을 주는 지의 여부에 대한 검증이다. 그리고 선행연구에 의해 제시된 이익조정 행태인 실물활동이익조정과 발생액을 통한 이익조정에 대하여 구체적으로 어떠한 영향을 미치는 지에 대한 것이다. 따라서 연구모형은 실물활동이익조정(RM)과 발생액을 통한 이익조정(AM)을 각각 종속변수로 놓고 독립변수에 자발적 이익예측공시변수(VFD : Voluntary Earnings Forecast Disclosure)를 놓아 다음과 같이 설정하였다.

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t + \beta_9 FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \varepsilon_t \quad \text{(식 3)}$$

8) 이익조정량을 측정함에 있어서 abCFO변수와 abSGA에는 '−1'을 곱하여 방향성을 통일하였다. 따라서 실물활동이익조정을 늘리는 방향이면 RM의 계수값은 양(+)의 값을 나타내게 될 것이다.

$$AM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t + \beta_9 FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \epsilon_t \quad \text{(식 4)}$$

<변수의 정의>

- RM_t = 실물활동이익조정 ; Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 abCFO, abPRD, abSGA를 아래의 세 가지로 조합하여 측정
  - RM_t_all = abCFO×(−1)+abPRD+abSGA×(−1)
  - RM_t_PS = abPRD+abSGA×(−1)
  - RM_t_CS = abCFO×(−1)+abSGA×(−1)
- AM_t = 재량적 발생액 ; Jones(1991), Dechow et al.(1995), Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 아래의 세가지로 측정
  - AM_t_Jones = 존스모형에 의한 재량적 발생액
  - AM_t_MJ = 수정존스모형에 의한 재량적 발생액
  - AM_t_ROA = Kothari et al.(2005)에 의한 재량적 발생액
- VFD_t = 자발적 이익예측공시(아래의 세가지로 측정)
  - VFD_t_D = 자발적 이익예측 공시기업이면 1, 아니면 0
  - VFD_t_Y = 자발적 이익예측 공시연도이면 1, 아니면 0
  - VFD_t_Freq = 자발적 이익예측 공시빈도가 높은 기업이면 1, 아니면 0
- $SIZE_t$ = 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)
- $BIG4_t$ = 감사인이 BIG4(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0
- LEV_t = 부채비율(=총부채/총자산)
- CFO_t = 영업현금흐름, 기초총자산으로 표준화
- $LOSS_t$ = 손실발생기업이면 1, 아니면 0
- MTB_t = 주식의 시가 대 장부가 비율(시가총액/자기자본)
- $OWNER_t$ = 1대주주 지분율
- $FOREIGN_t$ = 외국인 지분율
- $GROWTH_t$ = 성장률(총자산−기초총자산)/기초총자산)
- ROA_t = 총자산이익률
- $LATA_t$ = 전기 총발생액/기초총자산
- ΣIND = 산업별 더미변수
- ΣYD = 연도별 더미변수
- ε = 잔차항

가설설정 단계에서 예상하였듯이 자발적 이익예측공시가 이익조정을 많이 하도록 유인하는 역할을 한다면 $\beta 1$은 유의한 양(+)의 값이 예상되고, 반대로 이익조정을 억제하는 역할을 한다면 유의한 음(−)의 값이 예상된다.

이익조정에 영향을 미치는 다른 변수들을 통제하기 위하여 선행연구들에서 사용한 통제변수를 모형에 추가하였다. 기업규모에 따른 이익조정의 영향을 배제하기 위하여 기업규모(SIZE)변수를 추가하였고, 대형 회계법인에서 감사를 받는 지의 여부에 따른 이익조정의 영향을 배제하기 위하여 BIG4변수를 추가하였다. 부채비율이 높을수록 이익조정이 많이 일어난다는 연구결과(Defond

and Jiambalvo, 1994)와 이익조정이 영업현금흐름과 음의 관계에 있다는 연구결과(Dechow et al., 1995)를 감안하여 부채비율(LEV)변수와 영업현금흐름(CFO)변수를 추가하였다. 이밖에도 손실기업(LOSS), 주가비율(MTB), 대주주지분율(OWNER), 외국인투자자비율(FOREIGN), 성장률(GROWTH), 총자산이익률(ROA)을 통제변수로 추가하여 이러한 기업특성이 이익조정에 미치는 영향을 배제하고 순수하게 자발적 이익예측공시가 이익조정에 미치는 영향만을 측정하고자 하였다. 특히나 연도별 이익조정의 반전현상을 통제하기 위하여 전기총발생액(LATA)을 통제변수에 추가하였다.

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 공시기업 여부에 따른 분석결과

가. 단일변량 분석

공시기업과 비공시기업으로 구분하여 실물활동이익조정액과 발생액을 통한 이익조정액의 차이가 발생하는 지를 단일변량분석 방식으로 분석한 결과를 나타내면 <표 3>과 같다.[9)]

〈표 3〉 공시기업 여부와 이익조정 간의 관계에 대한 단일변량분석 결과

구 분	실물활동이익조정(RM)		
	RM_All 평균	RM_PS 평균	RM_CS 평균
공시기업	−0.0168	−0.0149	−0.0104
비공시기업	0.0238	0.0215	0.0129
차이	−0.0406	−0.0364	−0.0234
t−value	−6.97***	−7.46***	−6.96***
구 분	발생액을 통한 이익조정(AM)		
	AM_Jones 평균	AM_MJ 평균	AM_ROA 평균
공시기업	0.0003	0.0004	−0.0037
비공시기업	0.0032	0.0035	−0.0007
차이	−0.0029	−0.0031	−0.0030
t−value	1.11	1.17	1.4

(주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의함을 나타냄

9) 극단치가 연구결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 모든 분석에 있어서 변수들의 상·하 1%를 초과하는 극단치는 각각 99%와 1%에 해당하는 값으로 조정(Winsorization)하여 적용하였다.

<표 3>을 보면 공시기업에서는 비공시기업에 비하여 실물활동이익조정을 작게 하는 것을 알 수 있다(RM값의 차이가 3가지 측정모형 모두에서 1%수준으로 낮게 나타남). 그리고 재량적 발생액을 통한 이익조정은 공시기업과 비공시기업 간에 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 '가설1'을 지지하는 결과이나, 보다 의미 있는 해석을 위해서는 통제변수를 포함한 다변량 회귀식을 통해 살펴볼 필요가 있다.

나. 회귀분석

다변량 회귀분석을 통한 '가설 1'의 검증도 실물활동이익조정(RM)과 발생액을 통한 이익조정(AM)을 사용하여 수행하였으며 이에 대한 분석결과는 <표 4>와 같다.

〈표 4〉 공시기업 여부와 이익조정 간의 관계에 대한 회귀분석 결과

구 분	실물활동이익조정(RM)			발생액을 통한 이익조정(AM)		
	RM_All	RM_PS	RM_CS	AM_Jones	AM_MJ	AM_ROA
절편	−0.2969 (−4.97***)	−0.1735 (−3.11***)	−0.1868 (−5.85***)	0.0045 (0.27)	0.0047 (0.28)	−0.0603 (−3.90***)
VFD_D	−0.0275 (−4.90***)	−0.0276 (−5.62***)	−0.0146 (−4.85***)	0.0004 (0.27)	−0.0001 (−0.08)	0.0008 (0.53)
SIZE	0.0149 (6.44***)	0.0092 (4.25***)	0.0093 (7.52***)	0.0005 (0.76)	0.0005 (0.73)	0.0031 (5.14***)
BIG4	−0.0107 (−1.82*)	−0.0122 (−2.23**)	−0.0062 (−1.96**)	−0.0001 (−0.07)	−0.0002 (−0.15)	0.0009 (0.57)
LEV	0.0844 (5.26***)	0.0513 (3.42***)	0.0442 (5.14***)	−0.0072 (−1.58)	−0.0051 (−1.14)	0.0117 (2.82***)
CFO	−0.9805 (−29.64***)	−0.2495 (−8.08***)	−0.7471 (−42.23***)	−0.7977 (−85.02***)	−0.8027 (−86.38***)	−0.6898 (−80.42***)
LOSS	0.0001 (0.01)	0.0042 (0.49)	0.0020 (0.40)	0.0015 (0.56)	−0.0005 (−0.19)	−0.0097 (−4.09***)
MTB	−0.0455 (−13.16***)	−0.0415 (−12.86***)	−0.0239 (−12.90***)	0.0032 (3.23***)	0.0036 (3.69***)	0.0011 (1.19)
OWNER	0.0554 (3.13***)	0.0372 (2.25**)	0.0223 (2.35**)	0.0044 (0.87)	0.0041 (0.83)	0.0101 (2.20**)
FOREIGN	−0.0553 (−2.66***)	−0.0637 (−3.27***)	−0.0325 (−2.92***)	0.0034 (0.57)	0.0033 (0.56)	0.0026 (0.48)

〈표 4〉 공시기업 여부와 이익조정 간의 관계에 대한 회귀분석 결과 (계속)

구 분	실물활동이익조정(RM)			발생액을 통한 이익조정(AM)		
	RM_All	RM_PS	RM_CS	AM_Jones	AM_MJ	AM_ROA
GROWTH	0.0060 (0.44)	−0.0008 (−0.06)	−0.0177 (−2.47**)	0.0036 (0.94)	0.0134 (3.55***)	0.0262 (7.53***)
ROA	−0.0439 (−0.97)	−0.1098 (−2.60***)	0.1107 (4.57**)	0.7560 (58.88***)	0.7656 (60.21***)	0.2494 (21.25***)
LATA	0.0197 (0.72)	0.0112 (0.44)	0.0262 (1.79*)	−0.0046 (−0.59)	−0.0025 (−0.33)	−0.0040 (−0.57)
Adjusted R^2	0.2719	0.0961	0.3739	0.7088	0.7199	0.6231
F-value	40.66***	12.29***	64.44***	259.46***	273.93***	176.57***

주1) 모형식 : $RM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t_D + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t + \beta_9 FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \varepsilon_t$

$AM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t_D + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t + \beta_9 FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \varepsilon_t$

주2) 주요 변수의 정의(구체적인 변수의 정의는 '식4'의 하단 참조)

RM_t : 실물활동이익조정(아래의 세가지로 측정)

RM_t_all = abCFO×(−1)+abPRD+abSGA×(−1)

RM_t_PS = abPRD+abSGA×(−1)

RM_t_CS = abCFO×(1)+abSGA×(−1)

AM_t : 재량적 발생액(아래의 세가지로 측정)

AM_t_Jones = 존스모형에 의한 재량적 발생액

AM_t_MJ = 수정존스모형에 의한 재량적 발생액

AM_t_ROA = Kothari et al.(2005)에 의한 재량적 발생액

VFD_t_D = 자발적 이익예측 공시기업이면 1, 아니면 0

$SIZE_t$ = 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)

$BIG4_t$ = 감사인이 BIG4(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0

LEV_t = 부채비율(=총부채/총자산)

주3) ( )안의 값은 t-value이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄

<표 4>에 따르면 공시기업 여부를 나타내는 변수인 VFD_D의 계수값이 실물활동이익조정(RM) 여부를 측정하는 3가지 모형에서 모두 1%수준에서 유의적인 음(−)의 값으로 나타남을 알 수 있다. 또한 재량적 발생액을 통한 이익조정(AM) 여부를 측정하는 3가지 모형에서는 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 단일변량 분석의 결과와 동일한 것으로, 경영자 이익예측정보를 공정공시를 통하여 자발적으로 공시하는 기업일수록 실물활동이익조정은 축소하지만 재량적 발생액을 통한 이익조정에는 차이가 없다는 사실을 나타낸다. 즉 '가설 1.1'과 '가설 1.2'를 모두 지지하는 결과에 해당한다.

공시기업이 비공시기업에 비하여 실물활동이익조정을 줄이는 이유는 공시기업의 시장친화적 경영정책과 주주가치를 중시하는 입장에서 찾을 수 있다. 의무공시항목이 아닌데도 불구하고 자발적으로 경영자 예측치를 공시하는 기업이라면 시장과의 정보공유에 적극적이며 정보공유를 통해 구축한 신뢰관계를 계속 유지하고자 하는 기업으로 볼 수 있다. 따라서 주주의 입장에서 기업가치를 극대화하는 방향으로 노력하고자 할 것이고 그 결과 기업가치에 부정적인 영향을 준다고 알려져 있는 실물활동이익조정을 가능한대로 축소하고자 하였을 것이다. 자발적 공시 여부와 무관하게 모든 기업에게는 목표이익을 달성하고자 하는 유인이 있기 때문에 이익조정목표치가 암묵적으로 존재한다고 보면, 공시기업의 경우에도 발생액을 통한 이익조정유인은 여전히 존재한다고 보는 해석이 가능하다.

2. 공시연도 여부에 따른 분석결과

가. 단일변량 분석

이익조정의 행태는 공시연도와 비공시연도 간에도 차이가 발생할 수 있다. 이러한 차이 발생 여부를 알아보기 위하여 공시기업으로 한정하여 공시를 한 연도와 하지 않은 연도를 구분하고 이들 간에 이익조정의 차이가 발생하는 지를 알아보았다. 공시연도와 비공시연도에 따른 실물활동이익조정과 발생액에 의한 이익조정의 차이 존재여부에 대한 단일변량 분석을 행한 결과는 <표 5>와 같다.

〈표 5〉 공시기업 중 공시연도와 비공시연도 간 이익조정 행태에 대한 단일변량분석 결과

구 분	실물활동이익조정(RM)		
	RM_All 평균	RM_PS 평균	RM_CS 평균
공시연도	−0.0421	−0.0384	−0.0253
비공시연도	−0.0031	−0.0021	−0.0024
차이	−0.0390	−0.0363	−0.0229
t-value	-4.09^{***}	-4.45^{***}	-4.21^{***}
구 분	발생액을 통한 이익조정(AM)		
	AM_Jones 평균	AM_MJ 평균	AM_ROA 평균
공시연도	0.0117	0.0126	−0.0001
비공시연도	−0.0059	−0.0062	−0.0056
차이	0.0176	0.0188	0.0055
t-value	4.44^{***}	4.71^{***}	1.68^{*}

<표 5>에 의하면 공시연도에는 비공시연도에 비하여 실물활동이익조정(RM)이 낮은 것을 알 수 있다(3가지 모형 모두에서 1%유의수준으로 나타남). 그리고 발생액을 통한 이익조정(AM)은 공시연도의 경우가 비공시연도보다 증가하는 것을 알 수 있다(AM_ROA모형에서는 10%유의수준으로, 기타의 모형에서는 1%유의수준으로 증가함). 이러한 결과는 '가설 2'의 내용과 일치하는 것이다.

나. 회귀분석

'가설 2'에 대하여 다변량 회귀분석을 통해 분석한 결과는 <표 6>과 같다.

〈표 6〉 공시기업 중 공시연도와 비공시연도 간 이익조정 행태에 대한 회귀분석 결과

구 분	실물활동이익조정(RM)			발생액을 통한 이익조정(AM)		
	RM_All	RM_PS	RM_CS	AM_Jones	AM_MJ	AM_ROA
절편	−0.1922 (−2.26**)	−0.1021 (−1.25)	−0.1364 (−3.02***)	0.0023 (0.10)	0.0074 (0.33)	−0.0501 (−2.45**)
VFD_Y	−0.0146 (−1.67*)	−0.0183 (−2.19**)	−0.0102 (−2.21**)	0.0051 (2.20**)	0.0056 (2.42**)	0.0020 (0.97)
SIZE	0.0107 (3.25***)	0.0060 (1.92*)	0.0073 (4.17***)	0.0007 (0.82)	0.0006 (0.64)	0.0029 (3.65***)
BIG4	−0.0148 (−1.50)	−0.0167 (−1.75*)	−0.0072 (−1.37)	−0.0035 (−1.32)	−0.0035 (−1.33)	−0.0024 (−1.02)
LEV	0.1177 (4.56***)	0.0961 (3.88***)	0.0470 (3.43***)	−0.0126 (−1.82*)	−0.0123 (−1.81*)	0.0091 (1.46)
CFO	−1.0186 (−21.05***)	−0.3001 (−6.48***)	−0.7615 (−29.67***)	−0.7819 (−60.36***)	−0.7900 (−61.91***)	−0.6892 (−59.32***)
LOSS	0.0144 (1.00)	0.0112 (0.81)	0.0136 (1.79)	0.0007 (0.18)	−0.0018 (−0.48)	−0.0078 (−2.27**)
MTB	−0.0493 (−10.51***)	−0.0446 (−9.91***)	−0.0264 (−10.59***)	−0.0010 (−0.83)	−0.0002 (−0.18)	−0.0020 (−1.79*)
OWNER	0.0395 (1.46)	0.0224 (0.86)	0.0126 (0.88)	0.0079 (1.09)	0.0072 (1.01)	0.0145 (2.23**)
FOREIGN	−0.0688 (−2.29**)	−0.0683 (−2.38**)	−0.0431 (−2.71***)	0.0059 (0.73)	0.0068 (0.86)	0.0084 (1.17)
GROWTH	−0.0019 (−0.09)	−0.0011 (−0.06)	−0.0269 (−2.52**)	0.0019 (0.36)	0.0116 (2.18**)	0.0295 (6.11***)

〈표 6〉 공시기업 중 공시연도와 비공시연도 간 이익조정 행태에 대한 회귀분석 결과 (계속)

구 분	실물활동이익조정(RM)			발생액을 통한 이익조정(AM)		
	RM_All	RM_PS	RM_CS	AM_Jones	AM_MJ	AM_ROA
ROA	0.0760 (1.09)	−0.0314 (−0.47)	0.1813 (4.90***)	0.7542 (40.40***)	0.7643 (41.56***)	0.2830 (16.90***)
LATA	0.0481 (1.18)	0.0480 (1.23)	0.0210 (0.97)	0.0007 (0.07)	−0.0014 (−0.13)	−0.0121 (−1.23)
Adjusted R^2	0.3058	0.1318	0.4015	0.7126	0.7267	0.6527
F-value	24.45***	9.08***	36.71***	133.03***	142.57***	101.03***

주1) 모형식 : $RM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t_Y + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t \beta_9 + FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \epsilon_t$

$AM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t_Y + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t + \beta_9 FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \epsilon_t$

주2) 주요 변수의 정의(구체적인 변수의 정의는 (식4)의 하단 참조)

RM_t : 실물활동이익조정(아래의 세가지로 측정)

RM_t_all = abCFO×(−1)+abPRD+abSGA×(−1)

RM_t_PS = abPRD+abSGA×(−1)

RM_t_CS = abCFO×(−1)+abSGA×(−1)

AM_t : 재량적 발생액(아래의 세가지로 측정)

AM_t_Jones = 존스모형에 의한 재량적 발생액

AM_t_MJ = 수정존스모형에 의한 재량적 발생액

AM_t_ROA = Kothari et al.(2005)에 의한 재량적 발생액

VFD_t_Y = 자발적 이익예측 공시연도이면 1, 아니면 0

$SIZE_t$ = 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)

$BIG4_t$ = 감사인이 BIG4(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0

$LEVt$ = 부채비율(=총부채/총자산)

주3) ( )안의 값은 t-value이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 6>에 의하면 공시연도를 나타내는 변수인 VFD_Y의 계수값이 실물활동이익조정(RM)에 대하여 유의적인 음(−)의 값을 나타내고 있다(RM_All모형에서는 10%의 유의수준으로 기타의 모형에서는 5%의 유의수준으로 나타남). 따라서 공시기업이 비공시기업에 비하여 실물활동이익조정을 줄이는 행태를 보이는데 특히 공시연도에 더 이러한 현상이 집중되는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 발생액을 통한 이익조정(AM)에 대하여는 양(+)의 계수값을 나타내고 있다(AM_ROA 모형에서는 유의적이지 않게 나타나고 있으나 AM_Jones모형과 AM_MJ모형에서는 5%의 유의

도를 보이고 있음). 이는 공시연도에는 비공시연도에 비하여 발생액을 통한 이익조정이 더 많이 일어나는 것을 의미한다. 앞서 분석한 내용에 따르면 공시기업과 비공시기업 간에 발생액을 통한 이익조정의 총액은 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과와 이번의 분석결과를 결합해서 생각해보면 공시기업의 경우 공시연도에 실물활동이익조정을 집중적으로 줄이고 그 줄어든 만큼은 발생액을 통한 이익조정을 늘려서 필요한 이익조정액을 달성하려고 행동함을 짐작하게 한다. 즉, 선행연구에서 언급한 대체재의 관계가 실물활동이익조정과 발생액을 통한 이익조정 간에 존재하는 것으로 해석할 수 있다(Cohen et al., 2008 ; Zang, 2012). 따라서 공시연도와 비공시연도를 비교하여 분석한 회귀분석에 대한 종합적 결과는 '가설 2.1'과 '가설 2.2'를 지지하는 것으로 보인다.

3. 공시빈도에 따른 분석결과

가. 단일변량 분석

자발적 공시를 하는 경영자의 이익조정 행태가 그렇지 않은 경영자의 그것과 다르다면 공시빈도가 많은 경우와 그렇지 않은 경우에도 이익조정 행태에 차이가 발견될 것으로 유추해볼 수 있다. 이를 알아보기 위하여 공시기업으로 한정하여 공시빈도가 높은 기업과 그렇지 않은 기업을 구분하고 이들 간에 이익조정 행태의 차이가 있는 지를 분석하였다. 이에 대한 단일변량분석 방법에 따른 분석결과는 <표 7>과 같다.

〈표 7〉 공시기업 중 공시빈도 차이에 따른 이익조정 행태에 관한 단일변량 분석 결과

구 분	실물활동이익조정(RM)		
	RM_All 평균	RM_PS 평균	RM_CS 평균
공시빈도 높은 기업	−0.0454	−0.0426	−0.0255
공시빈도 낮은 기업	0.0036	0.0049	0.0003
차이	−0.0490	−0.0474	−0.0257
t-value	−5.32***	−6.02***	−4.88***
구 분	발생액을 통한 이익조정(AM)		
	AM_Jones 평균	AM_MJ 평균	AM_ROA 평균
공시빈도 높은 기업	0.0058	0.0065	−0.0015
공시빈도 낮은 기업	−0.0037	−0.0039	−0.0052
차이	0.0096	0.0104	0.0037
t-value	4.44***	2.67***	1.16

<표 7>을 보면 공시빈도가 높은 기업이 낮은 기업에 비하여 실물활동이익조정이 작은 것을 알 수 있다(3가지 모형에서 모두 1%유의수준임). 그리고 재량적 발생액을 통한 이익조정은 공시빈도가 높은 기업이 낮은 기업에 비하여 큰 것을 알 수 있다(AM_ROA모형을 제외하고 두 모형에서 유의한 결과가 나타남). 이는 '가설 3'을 지지하는 결과에 해당한다. 공시빈도가 높은 기업일수록 시장친화적이고 주주가치를 중시하는 경향이 더 강하여 기업성과에 좋지 않은 영향을 준다고 알려진 실물활동이익조정을 자제하고 발생액을 통한 이익조정을 대체재로 사용하는 경향이 있음을 짐작케 한다.

나. 회귀분석

'가설 3'에서 가정한 현상이 존재하는 지에 대하여 좀 더 체계적으로 알아보기 위하여 이익조정에 영향을 주는 다른 변수를 통제한 다변량 회귀모형을 설정하고 이에 따라서 분석을 수행하였다. 회귀분석결과는 <표 8>과 같다.

<표 8>에 의하면 공시빈도를 나타내는 변수인 VFD_Freq의 계수값이 실물활동이익조정(RM)에 대하여 유의적인 음(−)의 값을 나타내고 있다(3가지 모형 모두에 대하여 1%의 유의수준으로 나타남). 그리고 발생액을 통한 이익조정(AM)에 대하여는 대체로 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있다(AM_Jones모형에 대하여는 비유의적이나 AM_MJ모형에 대하여는 10%의 유의수준을, AM_ROA모형에 대하여는 5%의 유의수준을 나타냄).

〈표 8〉 공시기업 중 공시빈도 차이에 따른 이익조정 행태에 대한 회귀분석 결과

구 분	실물활동이익조정(RM)			발생액을 통한 이익조정(AM)		
	RM_All	RM_PS	RM_CS	AM_Jones	AM_MJ	AM_ROA
절편	−0.2386 (−2.78***)	−0.1566 (−1.90*)	−0.1565 (−3.43***)	0.0035 (0.15)	0.0091 (0.40)	−0.0444 (−2.15**)
VFD_Freq	−0.0346 (−3.85***)	−0.0413 (−4.80***)	−0.0171 (−3.58***)	0.0035 (1.44)	0.0040 (−1.67*)	0.0044 (2.03**)
SIZE	0.0127 (3.83***)	0.0085 (2.66***)	0.0082 (4.62***)	0.0007 (0.73)	0.0005 (0.52)	0.0026 (3.27***)
BIG4	−0.0120 (−1.21)	−0.0134 (−1.41)	−0.0061 (−1.16)	−0.0035 (−1.30)	−0.0035 (−1.31)	−0.0028 (−1.16)
LEV	0.1184 (4.60***)	0.0969 (3.94***)	0.0474 (3.46***)	−0.0128 (−1.84*)	−0.0125 (−1.83*)	0.0090 (1.45)
CFO	−1.0183 (−21.12***)	−0.2997 (−6.50***)	−0.7608 (−29.71***)	−0.7825 (−60.40***)	−0.7907 (−61.95***)	−0.6892 (−59.40***)
LOSS	0.0152 (1.07)	0.0122 (0.89)	0.0142 (1.87*)	0.0004 (0.11)	−0.0021 (−0.55)	−0.0079 (−2.31**)

〈표 8〉 공시기업 중 공시빈도 차이에 따른 이익조정 행태에 대한 회귀분석 결과 (계속)

구 분	실물활동이익조정(RM)			발생액을 통한 이익조정(AM)		
	RM_All	RM_PS	RM_CS	AM_Jones	AM_MJ	AM_ROA
MTB	−0.0491 (−10.53***)	−0.0443 (−9.94***)	−0.0264 (−10.68***)	−0.0008 (−0.68)	0.0000 (−0.01)	−0.0020 (−1.82*)
OWNER	0.0431 (1.60)	0.0267 (1.03)	0.0144 (1.00)	0.0076 (1.05)	0.0069 (0.96)	0.0140 (2.16**)
FOREIGN	−0.0616 (−2.05**)	−0.0599 (−2.09**)	−0.0402 (−2.52**)	0.0060 (0.74)	0.0068 (0.86)	0.0075 (1.05)
GROWTH	−0.0023 (−0.12)	−0.0017 (−0.09)	−0.0274 (−2.57**)	0.0023 (0.43)	0.0120 (2.26**)	0.0296 (6.14***)
ROA	0.0796 (1.14)	−0.0274 (−0.41)	0.1821 (4.93***)	0.7550 (40.42***)	0.7651 (41.58***)	0.2826 (16.90***)
LATA	0.0523 (1.28)	0.0528 (1.36)	0.0223 (1.03)	0.0013 (0.12)	−0.0009 (−0.08)	−0.0126 (−1.28)
Adjusted R^2	0.3099	0.1397	0.4038	0.7122	0.7263	0.6532
F-value	24.91***	9.64***	37.06***	132.77***	142.27***	101.28***

주1) 모형식 : $RM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t_Freq + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t + \beta_9 FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \varepsilon_t$

$AM_t = \beta_0 + \beta_1 VFD_t_Freq + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 LOSS_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 OWNER_t + \beta_9 FOREIGN_t + \beta_{10} GROWTH_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} LATA_t + \sum IND_t + \sum YD_t + \varepsilon_t$

주2) 주요 변수의 정의(구체적인 변수의 정의는 (식4)의 하단 참조)

- RM_t : 실물활동이익조정(아래의 세가지로 측정)
  - RM_t_all = abCFO×(−1)+abPRD+abSGA×(−1)
  - RM_t_PS = abPRD+abSGA×(−1)
  - RM_t_CS = abCFO×(−1)+abSGA×(−1)
- AM_t : 재량적 발생액(아래의 세가지로 측정)
  - AM_t_Jones = 존스모형에 의한 재량적 발생액
  - AM_t_MJ = 수정존스모형에 의한 재량적 발생액
  - AM_t_ROA = Kothari et al.(2005)에 의한 재량적 발생액
- VFD_t_Freq = 자발적 이익예측 공시빈도가 높은 기업이면 1, 아니면 0
- $SIZE_t$ = 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)
- $BIG4_t$ = 감사인이 BIG4(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0
- LEV_t = 부채비율(=총부채/총자산)

주3) ( )안의 값은 t-value이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄

따라서 이러한 회귀분석 결과에 따르면 '가설 3'이 타당성을 인정받을 수 있게 된다. 자발적인 이익예측공시를 하는 횟수가 높을수록 그렇지 않은 기업에 비하여 시장에 정보제공을 더 자주하는 기업이므로 장기적인 기업성과에 관심을 더 가지고 있을 것이고 결국 장기적인 경영성과에 부정적인 영향을 미치게 된다고 생각되는 실물활동이익조정을 회피하려 할 것이다. 또한 실물활동이익조정을 줄임에 따라서 감소된 이익조정량은 발생액을 통한 이익조정으로 전환하였을 가능성이 있다.

이제까지 본 연구의 실증분석에서 발견한 이익조정 행태 즉, 자발적인 이익예측공시를 하는 기업일수록 필요한 이익조정액을 선택함에 있어서 기업가치에 부정적인 효과를 최소화하는 방향으로 행한다는 것이 사실이라면 공정공시제도를 두고 벌어지고 있는 논란에 의미 있는 시사점을 제공하게 된다고 생각한다. 공정공시를 확대하여야 한다고 주장하는 측에 따르면 공정공시와 같은 자발적인 공시를 확대하는 것은 유용한 정보의 충분한 제공으로 인하여 정보비대칭의 문제를 해소하는 역할을 할 것이기 때문에 자본시장기능이 활성화되고 자본조달비용을 줄이는 긍정적인 효과가 있다고 한다(Lang and Lundholm, 1993 ; Verrecchia, 2001). 반면에 공정공시를 반대하는 사람들에 따르면 자발적인 공시의 허용은 경영자 자신의 이익극대화 수단으로 오용될 수 있으며(Cheng and Warfield, 2005) 공시한 이익예측치를 달성하기 위하여 이익조정이 늘어날 것이라는 점을 지적한다(김보민 외, 2011).

본 연구에서 확인된 것처럼 자발적인 이익예측공시에 대한 허용이 기업가치에 부정적인 영향을 주는 이익조정(실물활동이익조정)을 억제하는 쪽으로 작용한다면 공정공시제도의 효과에 대하여 회의적으로 바라보던 사람들의 주장은 그 타당성을 잃게 된다. 자발적 공시의 확대가 경영자로 하여금 시장평가에 민감하게 행동하도록 하고 이러한 시장평가를 감안해 기업가치에 긍정적인 영향을 미치도록 의사결정을 유도하기 때문이며, 충분한 정보의 공시에 따라서 정보비대칭의 문제가 해소되고 자본시장의 효율성이 높아질 것이기 때문이다.

Ⅴ. 결 론

자본시장이 발달할수록 시장의 효율성과 공정성에 대한 관심이 커지게 된다. 특히나 소액투자자들이 정보의 비대칭문제로 인해 입는 손해를 방지하는 문제는 시장의 효율성을 확보하고 기업의 자본조달비용을 최소화하여 투자자유인을 극대화하려는 정책당국의 주요 관심사가 된다. 정부는 이러한 대안의 하나로 공정공시(Fair Disclosure)제도를 2002년부터 시행하고 있다. 공정공시제도란 기업이 기존에 비공시되었던 정보를 기관투자자나 재무분석가 등에게 제공하고자 할 경우 이를 먼저 증권시장을 통해 공개적으로 공시하도록 하는 제도이다. 경영자의 이익예측치를 공시하는 것도 자발적인 공시인 공정공시의 내용을 구성한다.

본 연구는 이러한 자발적 이익예측치에 대한 공시를 한 기업이 그렇지 않은 기업에 비하여 이익조정 행태에 관한 차별적인 특성을 보이는 지에 대하여 분석해 보았다. 일반적으로 이익조정의 수단으로는 실물활동을 통한 이익조정과 발생액을 통한 이익조정을 든다. 그리고 선행연구에 의하면 실물활동이익조정의 경우 이익조정을 위해 당초에 최적화된 경영활동을 변경하게 되므로 장기적으로는 기업가치에 부정적인 영향이 있다고 알려져 있다. 그러므로 기업친화적인 행동패턴을 보이는 자발적 공시기업의 경우에는 이익조정이 필요하더라도 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 실물활동이익조정은 최소화할 것이 예상된다. 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 공시기업의 경우 비공시기업에 비하여 실물활동이익조정은 적게 하며 발생액을 통한 이익조정은 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 이익예측공시를 하는 기업이든지 그렇지 않은 기업이든지 시장의 기대를 충족하기 위한 잠정적인 목표이익을 달성하고자 할 것이고 이를 감안하면 이익조정의 유인은 공시여부와 무관하게 존재하는 것으로 보인다. 발생액을 통한 이익조정은 회계적 선택을 동반하기에 이익조정이 지나치게 증가하게 되면 규제기관의 규제대상이 될 가능성이 높다. 따라서 발생액을 통한 이익조정은 규제의 범위 내에서 공시기업과 비공시기업 간에 일정수준에서 동일하게 행하는 것으로 해석할 수 있다. 반면에 실물활동이익조정은 시장친화적이고 기업가치를 중시하는 공시기업일수록 최소화하려는 경향이 있는 것으로 보인다.

둘째, 공시기업을 대상으로 공시연도와 비공시연도 간에 이익조정 행태에 차이가 있는 지를 분석한 결과 공시연도일수록 실물활동이익조정을 줄이고 발생액을 통한 이익조정은 늘리는 것으로 나타났다. 공시연도에 실물활동이익조정을 줄이는 현상은 앞서 설명한 시장친화적인 행동패턴이 동일하게 나타난 것에 해당한다. 특이한 점은 공시연도에 발생액을 통한 이익조정이 늘어난 점인데, 이는 실물활동이익조정과 발생액을 통한 이익조정 간에 존재한다고 알려진 대체재적 속성에 기인한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 실물활동이익조정을 줄이게 되는 공시연도에는 그 부족한 이익조정분에 대하여 발생액을 통한 이익조정을 통해 보충하였을 것으로 생각된다.

셋째, 공시기업을 공시빈도가 높은 기업과 공시빈도가 낮은 기업으로 구분하고 이들 간에 이익조정 행태에 차이가 있는 지를 분석하였다. 분석결과 공시빈도가 높은 기업의 경우 공시빈도가 낮은 기업에 비하여 실물활동이익조정을 더 줄이고 발생액을 통한 이익조정은 더 늘리는 것으로 나타났다. 공시기업이라 하더라도 분석대상 기간 10년 동안 단발적인 공시만을 한 경우와 빈번하게 공시를 한 기업 간에는 시장친화적인 행동패턴의 강도에 차이가 있을 수 있다. 공시빈도가 큰 기업일수록 좀 더 시장친화적이고 주주가치를 중시하는 방향으로 행동할 것으로 예상된다. 따라서 이러한 예측이 맞는다면 공시빈도가 큰 기업이 실물활동이익조정을 더 축소하는 성향이 관측될 수 있다. 분석결과는 이러한 예측과 일치하는 것이다.

본 연구결과는 제도의 실효성에 대하여 논란이 되고 있는 공정공시제도에 긍정적인 지지를 주고 있다. 자발적 공시의 하나인 공정공시제도는 투자정보를 보다 충분히 제공하게 함으로써 정보비대칭의 문제를 해소하려는 취지에서 지지를 받고 있지만, 자의적인 공시를 허용함에 따라

서 경영자의 개인적 이익극대화를 위해 오용될 수 있다는 반론이 있어 왔다. 본 실증분석의 결과에 따른다면 자발적인 이익예측공시는 기업의 경영자로 하여금 시장친화적으로 행동하게 하고 그렇게 쌓인 신뢰를 중시하게 하며 장기적인 관점에서 기업가치에 부정적인 행태를 자제하게 하는 긍정적인 효과가 있음을 말하고 있다.

본 연구는 시장제도에 관한 찬반 논란과 관련하여 의미 있는 분석결과를 제시하고 있다. 많은 선행연구와 차별적으로 이익조정 자체의 존부보다는 그 행태의 차이에 집중함으로써 정부의 정책입안과 제도의 실효성 판단에 도움을 주고 있다고 생각된다. 본 연구를 수행함에 있어서 연구표본 선정과 연구모형 설정에 객관성과 합리성을 기하려고 하였지만 이러한 저자의 노력에도 불구하고 이에 대한 분석결과의 확정에는 추가적인 검증이 필요할 수 있다고 사료된다.

참고문헌

김보민 · 이상열 · 오웅락. 2011. “경영자 이익예측 공시가 이익조정에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제12권 제4호 : 143 – 171.

김선미 · 유승원. 2012. “경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정보신뢰성”. 한국회계학회학술발표논문집

김성민 · 전상경. 2005. “공정공시제도 도입이후 기업의 공시행태 및 비기대실적치의 정보효과”. 한국증권학회지 제34권 제3호 : 71 – 100.

김지홍 · 배지헌 · 고재민. 2009. “실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 31 – 70.

김지홍 · 장진호 · 여은정. 2005. “공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응 비교”. 경영학연구 제34권 제6호 : 1895 – 1915.

심호석 · 최종서. 2011. “애널리스트 이익예측치 충족 : 이익조정과 기대치조정”. 회계저널 제20권 제4호 : 91 – 121.

오원정 · 손성규. 2006. “공정공시제도의 시행효과 및 공정공시제도를 통한 정보 제공여부와 관련된 기업특성에 관한 연구”. 경영학연구 제35권 제5호 : 1449 – 1478.

이동헌 · 유승원. 2012. “경영자 이익예측 공시 이후 재무분석가 예측수정의 특성”. 회계학연구 제37권 제3호 : 309 – 344.

이원흠 · 최수미. 2004. “공정공시제도 시행이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과 변화에 관한 연구”. 증권학회지 제33집 제1호 : 1 – 31.

장준경 · 석승훈 · 김준석. 2007. “공정공시 도입 전후의 영업이익 공시에 대한 정보효과”. 금융학회지 제12권 제1호 : 107 – 139.

전영순 · 천미림. 2009. “공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한 기업의 이익조정”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 329 – 356.

Aboody, D., and R. Kasznik. 2000. CEO stock option awards and the timing of corporate voluntary disclosures. *Journal of Accounting and Economics* 29 : 73 – 100.

Acito, A. A. 2011. Does Quarterly Earnings Guidance Increase or Reduce Earnings Management? Working Paper. University of Iowa.

Bhojraj, S., R. Libby, and H. Yang. 2011. Analyzing Guidance at the Firm Level : The Effect of Reputation – building and Learning – by – doing through Guidance Frequency on Guidance Properties. Working Paper.

Cheng, Q., and K. Lo. 2006. Insider Trading and Voluntary Disclosures. *Journal of Accounting Research* 44(5) : 815 – 848.

Cheng, Q., and T. D. Warfield. 2005. Equity Incentives and Earnings Management. *The Accounting Review* 80(2) : 441 – 476.

Choi, J. H., L. A. Myers, and Y. Zang. 2011. Do management EPS forecasts allow returns to reflect future earnings? Implications for the continuation of management's quarterly earnings guidance. *Review of Accounting Studies* 16 : 143 − 182.

Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys. 2008. Real and Accrual − Based Earnings Management in the Pre − and Post − Sarbanes − Oxley Periods. *The Accounting Review* 83(3) : 757 − 787.

Cohen, D. A., and P. Zarowin. 2010. Accrual − based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 2 − 19.

Cormier, D., and I. Martinez. 2006. The association between management earnings forecasts, earnings management, and stock market valuation : Evidence from French IPOs. *The International Journal of Accounting* 41 : 209 − 236.

Cotter, J., I. Tuna, and P. D. Wysocki. 2006. Expectation Management and Beatable Targets : How Do Analysts React to Explicit Earnings Guidance? *Contemporary Accounting Research* 23(3) : 593 − 624.

Das, S., K. Kim, and S. Patro. 2011. An Analysis of Managerial Use and Market Consequences of Earnings Management and Expectation Management. *The Accounting Review* 86(6) : 1935 − 1967.

Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70(2) : 193 − 225.

DeFond, M. L., and J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145 − 176.

Diamond, D. W., and R. E. Verrecchia. 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance* 46(4) : 1325 − 1359.

Gramlich, J. D., and O. Sorensen. 2004. Voluntary Management Earnings Forecasts and Discretionary Accruals : Evidence from Danish IPOs. *European Accounting Review* 13(2) : 235 − 259.

Jo, H., and Y. Kim. 2007. Disclosure frequency and earnings management. *Journal of Financial Economics* 84 : 561 − 590.

Jones, J. J. 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of accounting research* 29(2) : 193 − 228.

Kasznik. R. 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37(1) : 57 − 81.

Kasznik. R., and B. Lev. 1995. To Warn or Not to Warn : Management Disclosures in the Face of an Earnings Surprise. *The Accounting Review* 70(1) : 113 − 134.

King, R., G. Pownall, and G. Waymire. 1990. Expectation Adjustment via Timely Management Forecasts : Review, Synthesis, and Suggestions for Future Research. *Journal of Accounting Literature* 9 : 113 − 144.

Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163 − 197.

Krehmeyer, D., M. Orsagh, and K. N. Schacht. 2006. Breaking the Short − Term Cycle : Discussion and Recommendation on How Corporate Leaders, Asset Managers, Investors, and Analysts Can Refocus on Long − Term Value. *CFA Centre for Financial market Integrity/Business Roundtable Institute for Corporate Ethics*.

Lang, M., and R. Lundholm. 1993. Cross − Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures. *Journal of Accounting Research* 31(2) : 246 − 271.

Matsumoto, D. A. 2002. Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises. *The Accounting Review* 77(3) : 483 − 514.

McNichols, M. 1989. Evidence of Informational Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns. *The Accounting Review* 64(1) : 1 − 27.

Nagar, V., D. Nanda, and P. Wysocki. 2003. Discretionary disclosures and stock − based incentives. *Journal of Accounting and Economics* 34 : 283 − 309.

Penman, S. H. 1980. An Empirical Investigation of the Voluntary Disclosure of Corporate Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research* 18(1) : 132 − 160.

Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335 − 370.

Schipper, K. 1989. Commentary on Earnings Management. Accounting Horizons 3(4) : 91 − 102.

Skinner, D. J. 1997. Earnings disclosures and stockholder lawsuits. *Journal of Accounting and Economics* 23 : 249 − 282.

Trueman, B. 1986. Why do managers voluntarily release earnings forecasts? *Journal of Accounting and Economics* 8(1) : 53 − 71.

Verrecchia, R. 2001. Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 32 : 97 − 180.

Waymire, G. 1985. Earnings Volatility and Voluntary Management Forecast Disclosure. *Journal of Accounting Research* 23(1) : 268 − 295.

Zang, A. Y. 2012. Evidence on the Trade − off between Real Activities Manipulation and Accrual − Based Earnings Management. *The Accounting Review* 87(2) : 675 − 703.

The Effect of the Voluntary Earnings Forecasts Disclosure on the Earnings Management

Jinsoo Han* · Gyuyoung Hwang**

〈Abstract〉

This study empirically examines if the'fair disclosure system'affects positively on the earnings management by analyzing difference of earnings management pattern between the forecasts disclosure firms and the non-forecasts disclosure firms. The sample consists of firms listed on Korean Stock Exchange from 2002 to 2011. And the fair disclosure system was taken effect in this period.

We divided the sample into forecast disclosure firms(issuing annual earnings forecast disclosure at least once for 10 years) and non-forecasts disclosure firms. And we also tested if there is any difference between forecasts disclosure firms and non-forecasts disclosure firms in the level of earnings management. Earnings management was measured by Real Activity Earnings Management(RM) and Accruals based Earnings Management(AM). Furthermore, this paper investigates the effect of forecasts disclosure year and forecasts disclosure frequency on the earnings management pattern(RM and AM).

The empirical results show that the forecasts disclosure firms exhibit lower RM than the non-forecasts disclosure firms significantly. But there is no difference in AM level between the two groups. And the results show that RM is relatively low and AM is high in both case of forecasts-disclosure-year and high-disclosure-frequency firm.

It is generally accepted that RM affects negatively on the long-term value of firms. Considering this point of view about RM, it seems that our results support the fair disclosure system. Because the fair disclosure system induces firms disclose information voluntarily and minimize RM which is negative device about earnings management. And that system induces forecasts disclosure firms prefer to use AM(less negative device about earnings management) when they want to manage earnings.

〈Key words〉 fair disclosure system, voluntary disclosure, earnings management, discretionary accruals, real activity earnings management

* Ph.D. of Kookmin University, Seoul, First Author

** Professor, College of Business Administration, Kookmin University, Seoul, Corresponding Author