

세무회계저널
제12권 제4호 2011년 12월 pp.143~171
한국세무학회

경영자 이익예측 공시가 이익조정에 미치는 영향*

김보민** · 이상열*** · 오웅락****

<요 약>

본 연구는 공정공시제도가 시행된 2002년부터 2009년까지 거래소 상장기업(금융업 제외)을 대상으로 경영자 이익예측 공시가 이익조정에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 경영자 이익예측 공시기업과 비공시기업간에 이익조정 수준에 차이가 있는 지를 분석한 후, 이익예측 공시기업의 이익조정 수준이 예측치 달성여부와 예측오차의 크기에 따라 차이가 있는 지를 분석하였다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 경영자 이익예측 공시기업은 비공시기업보다 이익예측치 달성을 위해 더 많은 이익조정을 수행하는 것으로 나타났다. 둘째, 경영자 이익예측 공시기업의 이익조정 수준은 이익예측치 달성여부와 예측오차의 크기에 따라 차이가 발생했다. 경영자 이익예측치를 달성하지 못한 경우, 예측오차가 작아 이익조정을 통한 예측치의 달성가능성이 높을수록 이익조정을 더 많이 수행하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재량적 발생액을 통한 이익조정과 실물활동 이익조정에서 모두 동일하게 나타났다.

본 논문의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 예측정보의 공시방법으로 공정공시하는 경우 면책조항이 적용되어 공정공시 정보의 신뢰성에 대한 감독기관의 제재가 거의 없는 현 시점에서 본 연구의 결과는 이익예측 공시정보의 신뢰성 확보를 위한 제도 개선에 중요한 참고자료로 활용될 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구는 경영자가 이익예측치를 공시한 기업과 공시하지 않은 기업의 동일연도를 비교함으로써 연도별 기업의 영업환경과 경제환경의 변화를 연구에 반영하려는 시도를 하였다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 재량적 발생액을 통한 이익조정과 실물활동 이익조정을 측정함에 있어 측정오차가 발생했을 가능성이 존재한다. 둘째, 경영자가 이익예측을 수행한 기업의 특성을 완벽히 통제하지 못했을 가능성이 존재한다.

〈주제어〉 재량적 발생액, 실물활동 이익조정, 이익예측치 공시기업, 이익예측치 달성기업

* 이 논문은 첫 번째 저자의 박사학위논문을 수정·보완한 것입니다.

** 숭실대학교 경영학박사, 움니텔 부사장, bmkim@omnitel.co.kr, 공저자

*** 부천대학교 세무회계과 전임강사, berg7600@bc.ac.kr, 공저자

**** 숭실대학교 경영대학 회계학과 조교수, oor@ssu.ac.kr, 02-820-0588, 교신저자

I. 서 론

우리나라는 2002년 11월부터 공정공시제도를 도입하여 증권시장을 통해 중요한 정보를 공시하도록 하고 있다. 공정공시제도란 기업이 증권시장을 통해 공시되지 아니한 중요정보를 기관투자자 등 특정인에게 선별적으로 제공하고자 하는 경우 모든 시장참가자들이 동 정보를 알 수 있도록 그 특정인에게 제공하기 전에 시장을 통해 공시하도록 하는 제도이다. 공정공시는 기업의 중요정보를 동일한 시점에 접근할 수 있도록 함으로써 일반투자자와 특정 집단간 발생할 수 있는 정보의 불균형을 완화하여 특정인이 공시되지 않은 기업의 중요정보를 불공정거래에 이용할 수 있는 가능성을 예방하는데 그 도입목적이 있다¹⁾.

공정공시 대상정보는 첫째는 기업의 장래 사업계획 또는 경영계획, 둘째는 매출액·영업손익·법인세비용차감전계속사업손익·당기순손익 등에 대한 전망 또는 예측²⁾, 셋째는 사업보고서·반기보고서·분기보고서 등 정기보고서를 제출하기 전의 매출액·영업손익·법인세비용차감전계속사업손익·당기순손익 등의 영업실적, 넷째는 수시공시관련 사항으로서 그 신고기한이 경과 되지 아니한 사항 등 4가지 범주로 구분된다.

이 중에서 매출액, 영업손익, 법인세비용차감전계속사업손익, 당기순손익 등에 대한 예측치를 공시하는 기업의 경영자는 기업과 경영자 자신의 신뢰성 유지와 그에 따른 기업가치 상승 등의 이유로 경영자가 공시한 이익예측치를 달성하기 위해 이익예측치를 공시하지 않은 기업의 경영자보다 더 많은 이익조정을 수행할 유인이 존재한다.

발생액을 통한 이익조정은 규제당국의 감독과 소송위험, 외부감사인의 적발위험을 증가시키며, 기업지배구조에 의해 제한될 가능성이 있을 뿐만 아니라 발생액은 미래에 반전되는 효과가 있다. 이와 같은 발생액을 통한 이익조정에 따른 제약으로 인해 실물활동을 통한 이익조정의 유인이 발생하게 된다. 따라서 경영자가 이익조정을 행할 경우 발생액에 대한 조정뿐만 아니라 실물활동을 통한 조정도 함께 수행할 것으로 예상되고 Graham et al.(2005), Zang(2005), Cohen과 Zarowin(2008) 등의 선행연구도 이를 뒷받침하므로 실물활동을 통한 이익조정도 분석대상에 포

1) 상장·공시 업무해설, 2009. 11, 한국거래소. p.319

2) 주권상장법인이 향후 실적에 대한 전망/예측정보를 공시하는 경우 관련 가정/판단 근거를 구체적으로 명시해 신고해야 하며, 다음과 같은 방법으로 예측정보를 공시하는 경우 면책조항(safe harbor)을 적용(유가증권시장 공시규정 제47조: 예측정보의 공시방법 등). 첫째, 해당 기재/표시가 예측정보라는 사실이 명시되어 있을 것, 둘째, 예측/전망 관련 가정/판단의 근거가 명시되어 있을 것, 셋째, 해당 기재/표시가 합리적 근거/가정에 기초해 성실하게 행하여졌을 것, 넷째, 해당 기재/표시에 대해 예측치와 실제 결과치가 다를 수 있다는 주의문구가 명시되어 있으면 사후에 실제치가 공시 내용과 다른 경우에도 공시변복 및 공시변경에 따른 불성실공시법인으로 지정되지 않음. 이러한 면책조항의 적용은 상장기업의 주요 경영상의 예측·전망정보의 공시를 활성화하여 투자자들에게 보다 폭넓은 투자판단정보를 제공하기 위함임.

함한다.

본 연구는 경영자 이익예측 공시가 이익조정에 미치는 영향을 살펴보기 위해서 2002년부터 2009년까지 경영자가 이익예측치를 공시한 유가증권시장에 상장한 기업 표본(금융업 제외)을 이용해 다음과 같은 내용을 분석하고자 한다. 첫째, 경영자가 이익예측치를 공시한 기업과 공시하지 않은 기업간의 이익조정 유인에 차이가 있는 지를 분석한다. 둘째, 경영자 이익예측 공시기업의 경우 이익조정전 실제이익과 이익예측치의 차이인 이익예측오차에 따라 기업들의 이익조정 수준이 달라지는 지와 경영자 이익예측치를 달성한 기업과 달성하지 못한 기업간에 차이가 있는 지를 분석한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 경영자 이익예측, 이익조정과 관련된 해외 및 국내 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 연구가설과 가설을 검증하기 위한 방법들을 제시하고 본 연구에 사용된 표본을 선정한다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장에서 제시된 검증방법을 통해서 실증분석한 후 이에 대한 결과를 보여주고 해석한다. 제Ⅴ장에서는 제Ⅳ장의 실증분석결과를 근거로 하여 결론을 제시하고 연구의 한계점을 기술한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

Kasznik(1999)은 기업의 자발적 공시와 회계선택에 대한 경영자의 재량권 간의 관련성을 연구하였다. 특히 경영자의 이익예측 오류에 따른 비용을 감소시키는데 이익조정이 어떤 역할을 하는 지를 분석하였다. 분석 결과, 과대한 이익예측을 한 경영자들은 보고이익을 상향하는 이익조정을 하며, 재량적 발생액은 다양한 증권시장의 규제비용 관련 요인과 경영자의 회계유연성 금액과 관계가 있음을 발견하였다. 반면에 이익예측을 과소하게 한 경우에는 보고이익을 감소시키는 이익조정을 하지 않았다.

Gramlich and Sorensen(2004)은 덴마크 기업의 경영자들이 신규상장(IPO)과 관련하여 자발적으로 공시한 이익예측치에 도달하기 위하여 재량적 발생액을 이용하여 이익조정을 하는 지를 연구하였다. 연구자들은 덴마크의 회계와 법적 환경이 미국보다 재량권이 크기 때문에 엄격한 규제, 법률 집행, 제재가 없는 환경하에서 기업활동이 어떻게 이루어지는 지를 알아보기 위해 덴마크 기업을 대상으로 분석한 결과, 이익 목표치를 달성하기 위하여 이익을 조정한다는 것을 발견하였다. 즉, 미국 기업을 대상으로 한 Kasznik(1999)의 연구결과와는 달리, 덴마크 기업들은 이익예측을 과대하게, 과소하게 한 것과 무관하게 모두 이익예측 오류를 감소시키기 위하여 재량적 발생액을 이용하여 이익조정을 한다는 것을 발견하였다.

Cormier and Martinez(2006)는 프랑스의 신규상장(IPO)한 기업들을 대상으로 경영자들이 재량적 발생액을 이용하여 의도적으로 이익조정을 하는 경영자들의 동기를 조사하였다. 이익예측

을 공시한 신규상장기업과 공시하지 않은 신규상장기업간에 IPO 이후 이익조정 수준이 다른 지 분석한 결과, IPO 이후에 이익예측 정보를 공시한 기업의 이익조정 규모가 공시하지 않은 기업들의 규모보다 유의하게 큼을 발견하였다. 또한 재량적 발생액을 이용한 이익조정 행위가 이익예측오차에 의하여 영향을 받으나, 이 관계는 회계기준, 이사회, 감사인 유형, 소유권 구조 등의 계약조건, 지배구조에 의하여 완화된다는 것을 발견하였다. 또한, 프랑스의 투자자들은 이익이 조정된 기간의 보고이익과 기업의 시장가치간의 관련성을 분석한 결과 이익조정에 따른 보고이익을 적절하게 재조정하지 않는 것으로 나타났다.

Hirst et al.(2007)은 경영자의 이익조정 유인이 클 때 이익예측의 분리 공시가 이익예측의 신뢰성에 어떻게 영향을 미치는 지를 분석하였다. 연구 결과, 분리하여 공시하는 예측이 통합하여 예측하는 것보다 신뢰성이 큰 것으로 판단되고, 분리예측이 경영자들의 높은 이익조정 유인의 영향을 없애주는 작용을 하는 것으로 나타났다. 또한 분리 예측 공시가 이익예측의 신뢰성에 영향을 미치는 이익예측의 타당성, 정확성, 재무보고의 질 등 세가지 요소에 긍정적으로 영향을 미치는 가에 대한 분석 결과, 단지 인지된 재무보고의 질에 미치는 영향을 통하여 경영자의 이익조정 유인 문제를 해결하는 수단으로 작용하고 있음이 발견되었다.

전영순·천미림(2009)은 경영자 이익예측 공시기업만을 대상으로 공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한 경영자가 사후적으로 실현되는 이익이 이미 발표된 이익예측치에 미달할 것으로 예상되는 경우 이익을 상향조정하는 지를 검토하였다. 분석 결과, 공정공시를 통하여 발표한 전망치가 실현되는 연도의 재량적발생액 자체는 기타 연도의 재량적발생액과 유의하게 다르지 않지만, 전망치가 실현되는 연도만을 대상으로 분석한 결과 이익을 조정하기 전의 이익이 이미 발표된 예측치에 미달할 것으로 예상되는 경우에는 재량적 발생액을 이용하여 이익을 상향조정하는 것으로 나타났다.

안미강 등(2009)은 경영자가 예측정보의 신뢰성을 높이기 위해 예측치 미달 성과를 회피하기 위한 방법으로 재량적 발생액을 이용하는지 분석하였다. 영업현금흐름을 조정전이익의 대용치로 하여 분석한 결과에서는 예측편의가 재량적 발생액과 유의한 음의 관계를 나타냈다. 조정전 이익 대비 예측편의가 큰 기업일수록 재량적발생액을 많이 사용함으로써 경영자가 재량적 발생액을 이용하여 예측정보의 신뢰성을 높이려 한다는 증거를 제시하였다.

박종성·남지희(2010)는 경영자 이익예측 공시기업만을 대상으로 이익예측연도의 재량적 발생액이 비예측연도의 재량적 발생액과 차이를 보이는 지를 과대예측표본과 과소예측표본으로 나누어 추정한 결과 과소예측기업이 이익예측연도에 이익을 증가시키는 이익조정활동을 수행하고 있으며, 과대예측기업이 이익예측연도에 이익조정을 한다는 증거는 발견되지 않았다. 또한 실물활동을 통한 이익조정도 수행하는 지 분석하기 위해 매출액증가율, 매출원가율, 판매비와관리비율 및 영업외손익비율 등 이익예측연도의 4분기 재무비율이 비예측연도의 재무비율과 차이를 보이는 지를 분석한 결과 과소예측기업이 사전에 공시한 예측이익을 달성하기 위해 실물활

동을 통한 이익조정을 수행하였음을 시사한다고 주장하였다.

김성신·손판도(2010)는 애널리스트의 이익예측치에 대한 의견불일치와 주가수익률의 관련성을 검증하였고, 분석결과 의견불일치가 낮은 기업이 높은 기업보다 분기별 성과가 높았을 뿐만 아니라 비정상수익률도 높은 것으로 나타났다. 따라서 기업가치 상승 등을 위해 이익예측치와 실제이익을 일치시키려는 이익조정 유인이 발생함을 간접적으로 보여주고 있다.

III. 연구설계

1. 가설설정

가. 경영자 이익예측치 공시와 이익조정

이익예측치를 공시하는 기업의 경영자는 기업과 경영자 자신의 신뢰성 유지와 그에 따른 기업가치 상승 등의 이유로³⁾ 경영자가 공시한 이익예측치를 달성하기 위해 이익예측치를 공시하지 않은 기업의 경영자보다 더 많은 이익조정을 수행할 유인이 있다.

가설 1 : 경영자 이익예측 공시기업과 비공시기업은 이익조정 수준에 차이가 있을 것이다.

나. 경영자 이익예측오차와 이익조정

Cormier and Martinez(2006)가 말한 실제이익이 공시된 이익목표에 근접한 정도에 따라 이익조정 행위가 다르게 나타날 수 있다.

이익조정전 실제이익이 경영자 이익예측치보다 작은 경우 이익예측오차가 작아 이익조정을 통해 경영자 이익예측치를 달성할 수 있으면 이익조정을 더 적극적으로 수행할 것이며, 이익예측오차가 커서 이익조정을 통해 경영자 이익예측치를 달성할 수 없으면 이익조정을 적극적으로 수행하지 않을 것이다.

이익조정전 실제이익이 경영자 이익예측치보다 큰 경우에도 이익예측오차가 작으면 초과달성욕구에 의해 이익조정을 수행할 가능성이 있으며, 이익예측오차가 큰 경우에는 이익조정을 적극적으로 수행할 유인이 거의 존재하지 않는다.

가설 2 : 경영자 이익예측 공시기업의 이익조정 수준은 이익예측오차의 크기에 따라 차이가 있을 것이다.

3) 김성신·손판도(2010)에 근거함.

2. 변수의 측정

가. 재량적 발생액의 측정

본 연구에서는 재량적 발생액을 Larcker et al.(2007)이 제시한 확장 Jones 모형(extended Jones model)을 이용하여 식 (1)의 방법으로 측정한다. 식 (1)에서 종속변수는 해당기업의 총발생액이 되며, 절편에 직전년도 총자산의 역수를 포함시키고 독립변수로 매출액의 변화에서 매출채권의 변화를 차감한 값, 감가상각자산, 시가총액에 대한 자본총계의 비율 및 영업현금흐름을 설정한다.⁴⁾ 식 (1)의 연도-산업별 횡단면 분석을 통해 측정된 각 기업의 잔차가 재량적 발생액으로 측정된다.

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta S_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_3 BM_t + \beta_4 \left(\frac{CFO_t}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t \quad (1)$$

TA_t : t기의 총발생액

A_{t-1} : t-1기말의 총자산

ΔS_t : t기의 매출액의 변화분[t기 매출액-(t-1)기 매출액]

ΔREC_t : t기의 매출채권의 변화분[t기 매출채권-(t-1)기 매출채권]

PPE_t : t기말의 감가상각자산

BM_t : t기말의 시가총액에 대한 자본총계의 비율

CFO_t : t기의 영업활동 현금흐름

나. 실물활동을 통한 이익조정 측정

실물활동을 통한 이익조정의 측정변수는 기업의 비정상 영업현금흐름(abnormal cash flow from operation, ACFO), 비정상 제조원가(abnormal production cost : APC), 비정상 재량적비용(abnormal discretionary expense : ADE)이다. 여기서 각 측정변수들은 Dechow et al.(1998)에 의해 개발되어 Roychowdhury(2006)가 적용한 모형인 식 (2)부터 식 (4)를 연도별-산업별로 횡단면 회귀분석을 하여 각 회귀계수들을 구한 후, 이 회귀계수들을 이용하여 각 해당변수의 예측치를 구한다. 그런 다음 해당 변수의 실제치에서 예측치를 차감하여 해당 변수의 비정상적인 부분을 측정한다. 즉, 식 (2)부터 식 (4)의 잔차가 각각 비정상 영업현금흐름(ACFO), 비정상 제조원가(APC), 비정상 재량적비용(ADE)이 된다. 또한, Cohen · Zarowin(2008)과 같이 기업의 모든 실물활동을 통한 이익조정 측정치는 식 (5)와 같이 ACFO, APC 및 ADE의 합으로 측정하며, 분석의 편의상 세 가지 실물활동을 통한 이익조정 활동의 부호를 통일하기 위해 ACFO와 ADE에 음

4) Roychowdhury(2006)에 의하면, 비재량적 발생액을 추정시 규모조정된 절편인 $1/A_{t-1}$ 를 포함시키는 것은 일반적인 관례이다. 이는 규모조정 변수인 A_{t-1} 의 변동으로 인한 규모조정된 독립변수와 종속변수의 비논리적인 상관관계(spurious correlation)를 피하게 해준다.

(-)의 값을 곱한다. 따라서, 세 가지 실물활동을 통한 이익조정 방향이 일치됨으로써 ACFO, APC, ADE의 값이 클수록 실물활동을 통한 이익조정의 크기는 증가한다.

$$\frac{CFO_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{S_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t \quad (2)$$

CFO_t : t기의 영업활동 현금흐름

A_{t-1} : t-1기말의 총자산

S_t : t기의 매출액

ΔS_t : t기의 매출액의 변화분[t기 매출액-(t-1)기 매출액]

$$\frac{PRO_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{S_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{\Delta S_{t-1}}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t \quad (3)$$

PRO_t : t기의 생산원가[매출원가+재고자산의 변화분]

A_{t-1} : t-1기말의 총자산

S_t : t기의 매출액

ΔS_t : t기의 매출액의 변화분[t기 매출액-(t-1)기 매출액]

ΔS_{t-1} : t-1기의 매출액의 변화분[t-1기 매출액-(t-2)기 매출액]

$$\frac{EXP_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{S_{t-1}}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t \quad (4)$$

EXP_t : t기의 재량적비용[판관비-(세금과공과+감가상각비+임차료비용+보험료)]

A_{t-1} : t-1기말의 총자산

S_{t-1} : t-1기의 매출액

$$RM_t = ACFO_t \times (-1) + APC_t + ADE_t \times (-1) \quad (5)$$

RM_t : t기의 전체 실물활동 이익조정 측정치

$ACFO_t$: t기의 비정상적 영업활동 현금흐름

APC_t : t기의 비정상적 제조원가

ADE_t : t기의 비정상적 재량적비용

다. 이익예측오차의 측정

이익예측오차는 발생액을 통한 이익조정의 경우(이익예측오차 1)에는 식 (6)과 같이 이익조정 전 당기순이익에서 당기 경영자 당기순이익 예측치를 차감한 절대값을 기초총자산으로 나눈 값으로 측정하고, 실물활동을 통한 이익조정의 경우(이익예측오차 2)에는 식 (7)과 같이 기업의 영

업활동에 대한 이익조정을 의미하므로 이익조정전 영업이익에서 당기 경영자 영업이익 예측치를 차감한 절대값을 기초총자산으로 나눈 값으로 측정한다.

$$\text{이익예측오차 1} = \frac{|\text{이익조정전 당기순이익}^{(주1)} - \text{경영자 당기순이익 예측치}|}{\text{기초총자산}} \quad (6)$$

$$\text{이익예측오차 2} = \frac{|\text{이익조정전 영업이익}^{(주2)} - \text{경영자 영업이익 예측치}|}{\text{기초총자산}} \quad (7)$$

(주1) 이익조정전 당기순이익 = 실제당기순이익 - 재량적 발생액 측정치

(주2) 이익조정전 영업이익 = 실제영업이익 - 실물활동 이익조정 측정치

3. 실증분석 모형의 설정

가설 1을 검증하기 위해 식 (8)의 종속변수로 재량적 발생액과 실물활동 이익조정 측정치를 사용한다. 가설 1을 검증하기 위한 변수는 EF로 경영자 이익예측 공시를 수행한 기업이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. EF가 유의한 양(+)의 값을 보인다면 경영자 이익예측 공시기업은 재량적 발생액 또는 실물활동 이익조정 측정치에 양(+)의 영향을 미치므로 본 연구의 가설 1이 지지된다고 할 수 있다.

식 (8)의 통제변수로 선행연구에서 이익조정에 영향을 주는 것으로 알려진 변수를 설정한다. 감사품질이 높은 감사인의 경우 기업의 이익조정행위를 억제하려는 유인이 강할 것이다. 많은 선행연구에서는 감사인의 규모가 클수록 감사품질이 높다는 실증적 결과를 제시하고 있으므로 감사인의 규모를 통제변수로 추가한다. 또한 기업의 지배구조가 미치는 영향을 통제하고자 대주주지분율을 통제변수로 추가한다. 기업규모가 클수록 이해관계자가 늘어나 자본시장의 감시가 클 것으로 예상된다. 따라서 기업의 규모가 클수록 이익조정을 수행하지 않으려는 유인이 나타날 수 있으므로 기업규모를 의미하는 SIZE를 통제변수로 추가한다. 부채계약가설에 따르면 부채계약을 위반하지 않기 위해 기업은 이익조정을 수행할 유인을 가진다. 따라서 기업의 부채비율이 이익조정 크기에 미치는 영향을 통제하고자 통제변수로 부채비율을 설정한다. 많은 선행연구에서는 기업의 성과가 이익조정 대응치의 측정오차와 관련성이 높다는 결과를 제시하고 있다. 이러한 영향을 통제하고자 기업의 성과를 의미하는 ROA를 통제변수로 설정한다. 윤순석·이건열(2001)은 기업의 성장성과 이익조정 사이에 관련성이 있다는 실증적 결과를 제시하고 있다. 이러한 영향을 통제하고자 통제변수로 성장성을 의미하는 GRW를 추가한다. 또한 물가상승률과 같은 연도별 차이가 연구결과에 미치는 영향을 통제하고자 연도더미를 모형에 추가한다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 EF_t + \beta_2 BIGA_t + \beta_3 OWNER_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 DEBT_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 GRW_t + \beta_{8 \sim 15} YEAR_t + \epsilon_t \quad (8)$$

- Y_t : t기의 재량적 발생액 또는 실물활동 이익조정 측정치
 EF_t : t기의 경영자 이익예측 공시기업이면 1, 아니면 0
 $BIGA_t$: t기의 외부감사인이 BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0
 $OWNER_t$: t기의 대주주지분율이 50%초과면 1, 아니면 0
 $SIZE_t$: t기의 시가총액의 자연로그 값
 $DEBT_t$: t기의 부채비율
 ROA_t : t기의 총자산이익률
 GRW_t : [t기의 총자산-(t-1)기의 총자산] / 기초총자산
 $YEAR_t$: 연도더미

가설 2를 검증하기 위해 식 (9)의 종속변수는 식 (8)과 동일하게 재량적 발생액과 실물활동 이익조정 측정치를 사용한다. 가설 2를 검증하기 위한 표본은 경영자 이익예측 공시기업이 된다. 가설 2를 검증하기 위한 변수는 $MFA \times PE$ 로 이익조정전 실제이익이 예측이익보다 작을 경우의 이익예측오차를 의미한다. 구체적으로 MFA 는 이익조정전 당기순이익(또는 영업이익)에서 당기 경영자 순이익(영업이익) 예측치를 차감한 값의 절대치로 이익조정 전의 예측오차를 나타낸다. 경영자는 자신이 공시한 예측치보다 이익조정전 실제이익이 작을 경우 이익조정을 통해 실제치를 예측치보다 높일 유인이 있을 것이다. 따라서 이러한 영향을 살펴보기 위해 PE 를 다음과 같이 설정한다. PE 는 경영자 이익예측치가 이익조정전 당기순이익(영업이익)보다 크면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 따라서 실제치가 예측치보다 작을 경우 이익예측오차를 줄이기 위해 경영자가 이익조정을 수행하는지 살펴보기 위해 MFA 와 PE 의 상호작용변수를 사용하여 가설 2를 검증한다.

경영자는 이익조정을 통해 실제치가 예측치를 초과할 수 있을 경우에만 이러한 이익조정을 수행할 가능성이 높다. 만약 이익조정을 수행한 후에도 실제치가 예측치에 도달하지 못하거나 최소한 근접하지 못한다면, 감독기관이나 외부감사인의 적발가능성 등 많은 부담이 수반되는 이익조정을 수행한 의미가 상실될 것이다. 따라서 $MFA \times PE$ 가 작을수록 경영자는 이익조정을 더 많이 수행할 가능성이 높다. 즉, $MFA \times PE$ 가 유의한 음(-)의 값을 보인다면 본 연구에서 설정한 가설 2가 지지된다고 할 수 있다. MFA 와 PE 를 제외한 통제변수는 위의 식 (8)과 동일하게 설정한다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 MFA_t + \beta_2 MFA_t \times PE_t + \beta_3 PE_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 OWNER_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 DEBT_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 GRW_t + \beta_{10 \sim 17} YEAR_t + \epsilon_t \quad (9)$$

- Y_t : t기의 재량적 발생액 또는 실물활동 이익조정 측정치
 MFA_t : t기의 이익예측오차, 즉 | t기의 이익조정전 순이익 (영업이익)-t기의 경영자 순이익(영업이익) | 예측치 / 기초총자산
 PE_t : t기 경영자 이익예측치가 이익조정전 당기순이익 (영업이익)보다 크면 1, 아니면 0
 $BIG4_t$: t기의 외부감사인이 BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0
 $OWNER_t$: t기의 대주주지분율이 50%초과면 1, 아니면 0
 $SIZE_t$: t기의 시가총액의 자연로그 값
 $DEBT_t$: t기의 부채비율
 ROA_t : t기의 총자산이익률
 GRW_t : [t기의 총자산-(t-1)기의 총자산] / 기초총자산
 $YEAR_t$: 연도더미

4. 표본선정

2002년부터 2009년까지 유가증권시장에 상장되어 있는 기업 중 금융업을 제외한 기업들을 분석대상으로 하였으며, 다음에 해당되는 기업은 표본에서 제외한다.

- (1) 자본잠식기업
- (2) 결산월 변경기업
- (3) 전자공시시스템에서 경영자 이익예측정보를 획득할 수 없는 기업
- (4) FN-GUIDE와 KIS-Value에서 재무자료를 획득할 수 없는 기업

식 (8)과 식 (9)의 종속변수가 재량적 발생액이 될 경우 당기순이익을 조정한 기업들이 분석대상이 되므로, 당기순이익 예측치를 공시한 242개 기업이 분석표본이 된다. 한편, 식 (8)을 이용한 분석에서는 당기순이익 예측 공시기업과 동일산업에 속하는 기업 중 당기순이익 예측 공시를 수행하지 않은 기업규모가 유사한 기업을 대응표본으로 선정한다.

실물활동을 통한 이익조정의 경우 실제 영업활동의 변화를 통한 이익조정을 의미하므로, 경영자가 영업이익 예측치를 공시한 기업을 대상으로 분석 수행이 가능해진다. 따라서 식 (8)과 식 (9)의 종속변수가 실물활동을 통한 이익조정이 되는 경우 경영자가 영업이익 예측치를 공시한 473개의 기업-연도자료가 분석표본이 된다. 마찬가지로 식 (8)의 분석에서 영업이익 예측치를 공시하지 않은 대응표본은 동일산업에 속한 기업 중 규모가 유사한 기업을 선정한다.

〈표 1〉 경영자 이익예측정보의 공시현황 및 산업별 분포

산업분류	Panel A : 당기순이익		Panel B : 영업이익	
	표본크기	비율	표본크기	비율
1차 금속 제조업	12	4.96%	29	6.13%
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	0	0%	9	1.90%
금속가공제품 제조업	11	4.55%	23	4.86%
기타 기계 및 장비 제조업	17	7.02%	32	6.77%
도매 및 상품중개업	25	10.33%	45	9.51%
식료품 제조업	6	2.48%	6	1.27%
운송업	11	4.55%	30	6.34%
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	11	4.55%	14	2.96%
자동차 및 트레일러 제조업	19	7.85%	33	6.98%
전기장비 제조업	11	4.55%	16	3.38%
전문서비스업	0	0%	33	6.98%
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비제조업	19	7.85%	24	5.07%
종합 건설업	41	16.94%	73	15.43%
출판업	5	2.07%	6	1.27%
화학물질 및 화학제품 제조업	24	9.92%	61	12.90%
기타산업	41	16.93%	39	8.25%
합 계	242	100%	473	100%

IV. 실증분석결과

1. 가설 1의 검증

가. 재량적 발생액을 통한 검증

〈표 2〉은 가설 1의 검증에 있어 재량적 발생액이 종속변수로 사용되는 식 (8)의 주요 변수에 대한 기술통계를 보여준다. 재량적 발생액(DA)의 평균과 중위수는 각각 0.036과 0.044로 평균적으로 양(+)의 이익조정을 하고 있다는 것을 알 수 있다. 경영자 이익예측치공시 기업을 나타내는 EF의 평균은 0.250으로 공시기업과 비공시기업이 1 : 3으로 대응되었다는 것을 보여준다. BIG4의 평균은 0.698로 전체표본의 약 69.8%가 BIG4 회계법인에게 회계감사를 받고 있다는 것

을 의미한다. 기업규모를 의미하는 SIZE의 평균은 19.118로 표본의 평균 시가총액이 약 2,008억원이다. 기업의 성장성을 나타내는 GRW의 평균은 0.103으로 분석에 사용된 표본들은 1년에 약 10%정도의 자산이 증가한다는 것을 의미하고 있다.

<표 2> 가설 1(재량적 발생액)의 주요변수에 대한 기술통계량(N=968)

변 수	평균값	표준편차	25%	중위수	75%
DA	0.036	0.081	-0.001	0.044	0.080
EF	0.250	0.433	0	0	0
BIG4	0.698	0.459	0	1	1
OWNER	0.252	0.434	0	0	1
SIZE	19.118	1.735	17.93	18.806	20.126
DEBT	0.457	0.187	0.321	0.463	0.595
ROA	0.047	0.086	0.015	0.048	0.085
GRW	0.103	0.271	-0.016	0.061	0.153

<표 3>는 주요변수들의 상관관계를 보여주고 있다. 발생액을 통한 이익조정을 의미하는 DA와 경영자 이익예측치의 공시여부를 의미하는 EF는 양(+)의 상관계수를 보이고 있다. 이는 이익예측치를 공시하는 기업일수록 양(+)의 이익조정을 수행할 것이라는 가설 1을 지지하는 결과라 할 수 있다.

주요변수를 제외한 통제변수와 종속변수 간의 상관계수는 다음과 같다. 기업규모를 의미하는 SIZE와 재량적 발생액인 DA는 유의한 양(+)의 상관계수를 보이고 있다. 이는 기업의 규모가 클수록 양(+)의 이익조정을 수행한다는 것을 의미한다. 부채비율을 의미하는 DEBT와 DA는 유의한 음(-)의 상관계수를 보여 선행연구와 반대되는 결과를 나타내고 있다. 기업의 성과를 의미하는 ROA와 재량적 발생액(DA)은 유의한 양(+)의 상관계수를 보이고 있다. 재량적 발생액을 추정함에 있어 기업의 성과를 통제해야 한다는 Kothari et al.(2005)의 주장과 일치되는 결과라 할 수 있다. 기업의 성장성을 의미하는 GRW와 DA는 유의한 양(+)의 상관계수를 보임으로서 기업의 성장성이 높을수록 경영자가 보고이익을 상향조정한다는 윤순석·이건열(2001)과 동일한 결과를 보이고 있다.

<표 4>는 가설 1 검증을 위한 식 (8)의 회귀분석결과로서, 종속변수로 재량적 발생액을 사용한 경우이다. 경영자 이익예측치의 공시여부를 의미하는 EF가 유의한 양(+)의 회귀계수를 나타내, 경영자가 이익예측치를 공시하는 기업일수록 이익을 증가시키기 위해 양(+)의 이익조정이 수행된다고 해석된다. 따라서 본 연구의 가설 1이 지지된다.

〈표 3〉 가설 1(재량적 발생액)의 상관관계분석결과(N=968)

변 수	DA	EF	BIG4	OWNER	SIZE	DEBT	ROA
<i>EF</i>	0.195***						
<i>BIG4</i>	0.017	0.082**					
<i>OWNER</i>	0.013	-0.048	0.003				
<i>SIZE</i>	0.141***	-0.008	0.354***	-0.080**			
<i>DEBT</i>	-0.132***	0.003	0.040	-0.060*	0.030		
<i>ROA</i>	0.524***	0.150***	0.116***	-0.022	0.321***	-0.265***	
<i>GRW</i>	0.210***	0.111***	0.006	0.030	0.069**	-0.032	0.310***

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

주2) 상관계수의 값은 Pearson 상관계수임.

〈표 4〉 가설 1(재량적 발생액)의 회귀분석결과(N=968)

변수	기대부호	회귀계수	t-값
절편	?	0.024	0.86
<i>EF</i>	+	0.023	4.44***
<i>BIG4</i>	-	-0.010	-2.02**
<i>OWNER</i>	?	0.004	0.82
<i>SIZE</i>	-	-0.001	-0.47
<i>DEBT</i>	+	0.001	0.09
<i>ROA</i>	+	0.474	15.84***
<i>GRW</i>	+	0.009	0.99
<i>YEAR DUMMY</i>		포함	
수정 R ²		0.306	

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 EF_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 OWNER_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 DEBT_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 GRW_t + \beta_{8 \sim 15} YEAR_t + \epsilon_t$$

EF : 경영자 이익예측 공시기업이면 1, 아니면 0

BIG4 : 외부감사인인 BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0

OWNER : 대주주지분율이 50%초과면 1, 아니면 0

SIZE : 시가총액의 자연로그 값

DEBT : 부채비율

ROA : 총자산이익률

GRW : (당기총자산-기초총자산) / 기초총자산

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

EF를 제외한 통제변수를 살펴보면, BIG4의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 보임으로써 감사인이 BIG4 회계법인일수록 이익조정을 억제하는 것으로 나타났다. 이는 감사품질이 높은 감사인일수록 감사대상회사의 이익조정을 억제한다는 선행연구의 결과와 일치하는 결과이다. 기업의 성과를 의미하는 ROA는 유의한 양(+)의 회귀계수를 보임으로써 기업의 성과와 재량적 발생액이 양(+)의 관련성을 가진다는 것을 의미하고 있다. 본 연구에서는 기업의 성과를 통제하기 위해 Larker(2007)의 확장 Jones 모형을 통해 재량적 발생액을 추정하였으나 기업의 성과와 이익조정의 관련성은 유지되는 것으로 나타났다.

나. 실물활동 이익조정 측정치를 통한 검증

가설 1을 검증함에 있어 종속변수로 실물활동 이익조정 측정치가 사용되는 경우 주요변수의 기술통계량은 <표 5>와 같다. 영업활동조정을 통한 실물활동 이익조정을 의미하는 ACFO의 평균은 -0.008로 나타났다. 생산활동조정을 통한 실물활동 이익조정의 평균은 -0.017이고 판매관리활동조정을 통한 실물활동 이익조정의 평균은 -0.027의 값을 보이고 있다. 이 세 가지 활동의 합으로 전체 실물활동 이익조정 측정치를 의미하는 RM의 평균은 -0.052로 나타났다.

<표 5> 가설 1(실물활동 이익조정 측정치)의 주요변수에 대한 기술통계량(N=1,892)

변수	평균값	표준편차	25%	중위수	75%
<i>RM</i>	-0.052	0.199	-0.125	-0.016	0.071
<i>ACFO</i>	-0.008	0.066	-0.046	-0.005	0.030
<i>ADE</i>	-0.017	0.077	-0.034	0.000	0.024
<i>APC</i>	-0.027	0.113	-0.067	-0.006	0.037
<i>EF</i>	0.250	0.433	0.000	0.000	0.500
<i>BIG4</i>	0.716	0.451	0.000	1.000	1.000
<i>OWNER</i>	0.271	0.445	0.000	0.000	1.000
<i>SIZE</i>	19.382	1.709	18.128	19.110	20.490
<i>DEBT</i>	0.441	0.182	0.301	0.448	0.580
<i>ROA</i>	0.051	0.078	0.017	0.050	0.091
<i>GRW</i>	0.111	0.268	0.002	0.075	0.154

여기서 RM의 값이 클수록 기업은 더 많은 실물활동을 통한 이익조정을 수행한다는 것을 의미한다. 경영자 이익예측 공시여부를 의미하는 EF는 앞의 <표 2>의 결과와 같이 0.250로 나타나 1:3 대응표본으로 구성되어 있음을 확인할 수 있다.

통제변수의 기술통계를 살펴보면 다음과 같다. 감사인의 규모를 의미하는 BIG4의 평균은 0.716으로 표본의 약 71.6%의 기업이 BIG4 회계법인에게 회계감사를 받는다는 것을 의미하고 있다. SIZE의 평균은 19.382로 나타나 표본기업이 평균 2,615억 원의 시가총액을 보유하는 것으로 나타났다. 기업의 성과를 의미하는 ROA와 기업의 성장성을 의미하는 GRW는 앞의 <표 2>의 결과와 유사한 평균값을 보이고 있다.

<표 6>은 분석에 사용된 주요변수들의 상관계수를 보여준다. <표 6>을 살펴보면 경영자 이익예측치의 공시여부를 의미하는 EF와 RM은 유의하지 않은 상관계수를 보이고 있다. 그러나 영업활동조정의 측정치를 의미하는 ACFO와 EF는 유의한 양(+)의 상관계수를 나타내고 있다. 따라서 경영자가 이익예측 공시를 수행하는 기업일수록 영업활동을 통한 실물활동 이익조정을 수행한다고 할 수 있다. 그러나 예상과 반대로 ADE와 EF는 음(-)의 상관계수를 보이고 있다.

종속변수와 주요 변수의 상관계수 이외의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 감사인의 규모를 의미하는 BIG4와 전체 실물활동 이익조정 측정치를 의미하는 RM은 유의한 음(-)의 상관계수를 보이고 있다. 이러한 결과는 Cohen and Zarowin(2008)의 결과와 반대되는 결과이다. Cohen and Zarowin(2008)은 시장의 감시가 강화될수록 경영자는 이익조정의 추적이 어려운 실물활동 이익조정을 수행한다는 연구결과를 제시하고 있다.

<표 6> 가설 1(실물활동 이익조정 측정치)의 상관관계 분석결과(N=1,892)

변 수	RM	ACFO	ADE	APC	EF	BIG4	OWNER	SIZE	DEBT	ROA
ACFO	0.452***									
ADE	0.830***	0.042*								
APC	0.922***	0.170***	0.795***							
EF	0.026	0.076***	-0.040*	0.010						
BIG4	-0.057***	-0.024	-0.051**	-0.052**	0.087***					
OWNER	0.059***	0.002	0.057***	0.068***	-0.057***	-0.039*				
SIZE	-0.098***	-0.102***	-0.069***	-0.068***	0.090***	0.338***	-0.131***			
DEBT	0.034	0.028	0.019	0.033	0.115***	0.102***	-0.123***	0.043**		
ROA	-0.095***	-0.048**	-0.088***	-0.087***	0.069***	0.060***	0.017	0.249***	-0.320***	
GRW	-0.007	0.018	-0.071***	-0.008	0.076***	0.017	0.059***	0.099***	0.061***	0.169***

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

주2) 상관계수의 값은 Pearson 상관계수임.

기업규모를 의미하는 SIZE와 RM은 유의한 음(-)의 상관계수를 보이고 있다. 이러한 결과는 기업규모가 클수록 실물활동을 통한 이익조정을 회피한다는 것으로 해석된다. 또한 기업의 성과를 의미하는 ROA와 RM은 유의한 음(-)의 상관계수를 나타내고 있다. 기업의 성과가 좋은 기업일수록 실물활동을 통한 이익조정을 회피할 유인을 가진다고 할 수 있다. 실물활동을 통한 이익조정에 관한 선행연구들은 기업이 실물활동을 통한 이익조정을 수행할수록 기업의 장기성과가 악화된다는 일관된 결과를 보고하고 있다(Roychowdhury, 2006). 따라서 기업의 규모가 크고 성과가 좋은 기업일수록 기업의 장기성과가 악화되는 실물활동을 통한 이익조정을 회피할 유인을 가진다고 할 수 있다.

<표 7>에 종속변수로 실물활동 이익조정 측정치를 설정하고 가설 1을 검증한 결과를 제시한다. <표 7>의 <Panel A> 분석결과를 살펴보면, 경영자 이익예측치의 공시여부를 의미하는 EF의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. <표 4>의 결과와 종합해볼 때 경영자가 이익예측치를 공시하는 기업일수록 이익을 상향조정한다는 가설 1이 지지된다고 할 수 있다. <Panel A>에서 종속변수가 ACFO로 설정되었을 경우에도 EF의 회귀계수가 유의한 값을 보이고 있다. <Panel B>의 결과를 살펴보면 EF가 모두 유의하지 않은 회귀계수를 나타내고 있다. 이러한 결과는 이익예측치를 공시한 기업의 경영자는 실물활동을 통한 이익조정의 세 가지 활동 중에서 영업활동을 통한 실물활동 이익조정을 상대적으로 많이 수행하는 것으로 해석할 수 있다.

주요변수를 제외한 통제변수의 결과를 살펴보면 BIG4의 경우 상관관계분석결과와 동일하게 음(-)의 회귀계수를 보이고 있으나, 통계적 유의성은 나타나지 않고 있다.

따라서 Roychowdhury(2006)와 Cohen and Zarowin(2008)의 결과와 반대의 결과라고 단정하는 것은 무리가 있다. 기업규모를 의미하는 SIZE는 유의한 음(-)의 회귀계수를 보임으로서 기업규모가 클수록 실물활동 이익조정을 수행하지 않는다는 것을 의미하고 있다. 또한 기업의 성장성을 의미하는 GRW는 종속변수가 ADE일 경우 유의한 음(-)의 회귀계수를 보임으로서 성장성이 높은 기업일수록 생산활동을 통한 실물활동 이익조정을 수행하지 않는 것으로 나타났다.

종속변수로 재량적 발생액과 실물활동 이익조정 측정치를 설정하고 분석한 <표 4>와 <표 7>의 결과를 종합해볼 때, 본 연구가 설정한 가설 1은 지지된다고 할 수 있다. 즉, 경영자가 이익예측치를 공시한 기업이 재량적 발생액을 통한 이익조정과 실물활동을 통한 이익조정을 더 많이 수행하는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 가설 1(실물활동 이익조정 측정치)의 회귀분석결과(N=1,892)

구 분		Panel A				Panel B			
		종속변수		종속변수		종속변수		종속변수	
		RM		ACFO		ADE		APC	
독립변수	기대 부호	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값
절편	?	0.091	1.61	0.076	4.03***	0.004	0.19	0.008	0.25
<i>EF</i>	+	0.018	1.86*	0.013	3.89***	-0.004	-1.13	0.006	1.03
<i>BIG4</i>	-	-0.014	-1.37	0.000	0.06	-0.006	-1.46	-0.009	-1.53
<i>OWNER</i>	?	0.024	2.45**	-0.001	-0.46	0.010	2.58***	0.017	3.08***
<i>SIZE</i>	-	-0.008	-2.83***	-0.004	-4.75***	-0.001	-1.12	-0.002	-1.31
<i>DEBT</i>	+	0.018	0.74	0.005	0.59	0.007	0.73	0.012	0.83
<i>ROA</i>	-	-0.196	-3.17***	-0.020	-0.98	-0.064	-2.66***	-0.111	-3.14***
<i>GRW</i>	+	0.004	0.29	0.006	1.09	-0.016	-2.67***	0.001	0.15
<i>YEAR DUMMY</i>		포함		포함		포함		포함	
수정 R ²		0.016		0.015		0.014		0.011	

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 EF_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 OWNER_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 DEBT_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 GRW_t + \beta_{8 \sim 15} YEAR_t + \epsilon_t$$

RM : 전체 실물활동 이익조정 측정치

ACFO : 비정상 영업활동 현금흐름

ADE : 비정상 재량적비용

APC : 비정상 제조원가

EF : 경영자 이익예측 공시기업이면 1, 아니면 0

BIG4 : 외부감사인인 BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0

OWNER : 대주주지분율이 50%초과면 1, 아니면 0

SIZE : 시가총액의 자연로그 값

DEBT : 부채비율

ROA : 총자산이익률

GRW : (당기총자산-기초총자산) / 기초총자산

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

2. 가설 2의 검증

가. 재량적 발생액을 통한 검증

<표 8>은 주요변수의 기술통계를 보여준다. <표 8>을 살펴보면, 재량적 발생액을 의미하는 DA의 평균과 중위수가 각각 0.064와 0.061로 모두 양(+)의 값을 보이고 있다. 따라서 분석대상이 되는 표본들이 양(+)의 이익조정을 수행한다는 것을 알 수 있다. DA의 평균과 중위수는 앞에서 살펴본 <표 2>의 결과와 비교할 때 약간 높은 값을 보이고 있다. 본 연구의 가설 1이 검증됨으로서 경영자가 이익예측치를 공시한 기업의 DA 평균을 보여주는 <표 8>의 결과는 당연한 것으로 볼 수 있다. 이익조정전 당기순이익과 경영자 이익예측치와의 차이를 의미하는 MFA의 평균은 0.025로 나타나, 예측오차가 약 2.5% 발생하는 것으로 나타났다. 경영자 이익예측치가 조정전 당기순이익보다 클 경우를 의미하는 PE의 평균은 0.612로, 경영자 이익예측치를 공시한 기업들의 약 61.2%가 과대예측하는 경향이 있었다. 즉, 경영자 이익예측치를 공시하는 기업들은 이익예측치를 당해연도 실제이익보다 높게 공시한다는 것이다. 이 경우 기업들은 자신이 공시한 이익예측치를 맞추기 위해 실제이익을 증가시키는 이익조정을 수행할 가능성이 높아진다.

분석대상기업의 외부감사인을 의미하는 BIG4의 평균은 0.764로 약 76.4%의 기업이 BIG4 회계법인에게 회계감사를 받는 것으로 나타났다. 기업규모를 의미하는 SIZE의 평균은 18.969로 나타나, 평균적으로 1,730억원의 시장가치를 가진 기업인 것을 알 수 있다. <표 2>의 결과와 비교할 때 상대적으로 기업규모가 작은 기업일수록 이익예측치를 더 많이 공시한다는 것으로 해석될 수 있다. 또한 기업의 성과를 의미하는 ROA의 평균은 0.071로 나타났다. <표 2>의 결과와 비교해볼 때 기업의 성과가 좋은 기업일수록 이를 자본시장에 미리 공시하려는 유인을 가진다는 것을 알 수 있다.

<표 8> 가설 2(재량적 발생액)의 주요변수에 대한 기술통계량(N=242)

변수	평균값	표준편차	25%	중위수	75%
DA	0.064	0.064	0.023	0.061	0.102
MFA	0.025	0.021	0.006	0.018	0.043
PE	0.612	0.488	0	1	1
BIG4	0.764	0.425	1	1	1
OWNER	0.215	0.412	0	0	0
SIZE	18.969	1.479	17.931	18.77	20.114
DEBT	0.469	0.162	0.337	0.459	0.598
ROA	0.071	0.052	0.033	0.064	0.103
GRW	0.076	0.114	0.009	0.087	0.193

<표 9>는 종속변수로 재량적 발생액을 설정하고 식 (9)를 분석하기에 앞서 주요변수들의 상관관계를 분석한 결과를 보여준다. <표 9>를 살펴보면 재량적 발생액을 의미하는 DA와 이익예측오차를 의미하는 MFA는 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 이익조정전 당기순이익과 당기 경영자 순이익 예측치의 차이가 작을수록 이익조정을 더 많이 수행하는 것을 의미한다. 이는 이익예측오차의 크기가 작을수록 이익조정을 통한 이익예측치의 달성가능성이 높기 때문일 것이다. 또한 경영자 이익예측치가 조정전 당기순이익보다 클 경우를 1의 값을 갖고 아니면 0의 값을 갖는 PE와 재량적 발생액은 유의한 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 이익예측치를 이익조정전 당기순이익보다 과대예측한 기업이 재량적 발생액을 통한 이익조정을 수행한다는 것을 의미한다.

기업의 성과를 의미하는 ROA와 DA는 앞의 결과와 동일하게 유의한 양(+)의 상관계수를 보이고 있다. 기업의 성과를 의미하는 GRW와 DA도 유의한 양(+)의 계수를 나타내고 있다.

<표 9> 가설 2(재량적 발생액)의 상관관계분석결과(N=242)

변수	DA	MFA	PE	BIG4	OWNER	SIZE	DEBT	ROA
MFA	-0.173***							
PE	-0.195***	0.372***						
BIG4	-0.029	-0.081	-0.003					
OWNER	0.095	0.035	-0.037	0.006				
SIZE	0.105	-0.322***	-0.147**	0.287***	-0.068			
DEBT	-0.237***	0.016	0.103	0.015	-0.003	0.148**		
ROA	0.513***	-0.152**	-0.388***	0.028	0.033	0.154**	-0.446***	
GRW	0.215***	0.044	-0.158**	0.038	0.071	0.197***	-0.059	0.369***

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

주2) 상관계수의 값은 Pearson 상관계수임.

<표 10>은 재량적 발생액을 종속변수로 설정하고 가설 2를 검증한 회귀분석결과를 보여준다. <표 10>을 살펴보면, MFA와 PE의 상호작용변수가 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. MFA와 PE의 상호작용변수는 이익조정전 당기순이익이 경영자가 예측한 순이익보다 작은 경우 이익예측오차부분을 의미한다. 따라서 MFA와 PE가 음(-)의 회귀계수를 보인다는 것은 이익을 과대예측한 기업의 경우 이익예측오차가 작을수록 재량적 발생액을 통한 이익조정을 많이 한다는 것을 나타낸다. 즉, 이익예측오차가 작을수록 경영자 이익예측치를 달성하기 위해 양(+)의 이익조정을 수행한다고 할 수 있다. 이는 이익예측오차의 크기가 작을수록 이익조정을 통한 이익예측치의 달성가능성이 높기 때문일 것이다. 이러한 결과는 본 연구의 가설 2를 지지하는 것이다.

상호작용변수를 제외한 통제변수의 결과를 살펴보면 앞의 <표 5>의 결과와 큰 차이를 보이지 않고 있다. 기업의 성과를 의미하는 ROA는 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 경영자 이익예측치가 이익조정전 당기순이익보다 큰 지의 여부를 의미하는 PE는 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 이는 이익조정전 당기순이익이 이익예측치보다 작은 경우 경영자는 채량적 발생액을 통한 이익조정을 통해 당기순이익을 증가시킨다는 것을 의미한다.

<표 10> 가설 2(채량적 발생액)의 회귀분석결과(N=242)

변 수	기대부호	회귀계수	t-값
절 편	?	0.019	0.34
<i>MFA</i>	—	0.273	0.65
<i>MFA</i> × <i>PE</i>	—	-0.935	-1.97**
<i>PE</i>	+	0.020	1.72*
<i>BIG4</i>	—	-0.012	-1.40
<i>OWNER</i>	?	0.014	1.58
<i>SIZE</i>	—	0.000	-0.03
<i>DEBT</i>	+	-0.012	-0.46
<i>ROA</i>	+	0.544	5.64***
<i>GRW</i>	—	0.006	0.15
<i>YEAR DUMMY</i>		포함	
수정 R ²		0.278	

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 MFA_t + \beta_2 MFA_t \times PE_t + \beta_3 PE_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 OWNER_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 DEBT_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 GRW_t + \beta_{10 \sim 17} YEAR_t + \epsilon_t$$

MFA : | 이익조정전 당기순이익 - 당기 경영자 순이익 예측치 | / 기초총자산

PE : 경영자 이익예측치가 이익조정전 당기순이익보다 크면 1, 아니면 0

BIG4 : 외부감사인인 BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0

OWNER : 대주주지분율이 50% 초과면 1, 아니면 0

SIZE : 시가총액의 자연로그 값

DEBT : 부채비율

ROA : 총자산이익률

GRW : (당기총자산 - 기초총자산) / 기초총자산

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

나. 실물활동 이익조정 측정치를 통한 검증

종속변수로 실물활동 이익조정 측정치를 설정한 식 (9)의 분석은 경영자가 영업이익 예측치를 공시한 기업을 대상으로 수행된다. <표 11>은 식 (9)의 분석에 사용되는 주요변수의 기술통계를 보여준다. <표 5>의 기술통계와 비교해 볼 때 RM의 평균이 <표 11>의 결과에서 약간 높은 값을 보이고 있다. 뿐만 아니라 ACFO와 APC의 평균도 약간 높아진 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 본 연구의 가설 1이 검증된다는 점에서 당연한 것이라 할 수 있다. 그러나 ADE의 경우 <표 5>의 결과에 비해 낮은 값을 보이고 있다. 이익예측오차를 의미하는 MFA의 평균은 0.016으로 약 1.6%의 영업이익 예측오차가 발생한다는 것을 알 수 있다. 또한 PE의 평균이 0.723으로 영업이익을 공시하는 기업들 중 약 72.3%의 기업들이 과대예측하는 경향이 있다는 것을 의미하고 있다.

BIG4의 평균은 0.783으로 전체 표본의 약 78.3%가 BIG4 회계법인에게 회계감사를 받는다는 것을 의미하고 있다. 기업의 성과를 의미하는 ROA의 평균은 0.062로 나타나 <표 5>의 결과와 비교할 때 성과가 비교적 높은 기업들이 이를 미리 자본시장에 공시하려는 유인이 강하다는 것을 나타내고 있다. 기업의 성과를 의미하는 GRW는 <표 5>의 결과와 비교할 때 낮은 평균값을 보고하고 있다.

<표 11> 가설 2(실물활동 이익조정 측정치)의 주요변수에 대한 기술통계량(N=473)

변수	평균값	표준편차	25%	중위수	75%
RM	-0.047	0.204	-0.128	-0.02	0.082
ACFO	0.001	0.066	-0.036	0.002	0.040
ADE	-0.026	0.100	-0.042	-0.001	0.021
APC	-0.018	0.098	-0.07	-0.012	0.036
MFA	0.016	0.011	0.005	0.015	0.031
PE	0.723	0.448	0	1	1
BIG4	0.783	0.412	1	1	1
OWNER	0.228	0.420	0	0	0
SIZE	19.669	1.861	18.232	19.403	21.131
DEBT	0.477	0.173	0.365	0.484	0.607
ROA	0.062	0.060	0.026	0.060	0.096
GRW	0.062	0.107	0.016	0.080	0.152

<표 12>는 주요변수들의 상관관계분석결과를 보여준다. 분석결과를 살펴보면 MFA와 PE는 RM과 유의하지 않은 상관계수를 보이고 있다. 다만 생산활동조정을 통한 실물활동 이익조정을 의미하는 ADE와 MFA가 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 이익예측오차가 작을수록 생산활동조정을 통한 실물활동 이익조정을 수행한다는 것을 의미한다.

종속변수와 주요 변수의 상관계수 이외의 결과를 살펴보면 다음과 같다. BIG4와 RM의 경우 앞의 <표 6>의 결과와 유사하게 유의한 음(-)의 상관계수를 보이고 있다. 기업규모를 의미하는 SIZE도 RM과 유의한 음(-)의 상관계수를 보이고 있으며, 기업의 성과를 의미하는 ROA도 RM과 유의한 음(-)의 상관계수를 보이고 있다. 즉, 기업의 규모가 크고 성과가 좋을수록 기업의 장기성과가 악화되는 실물활동을 통한 이익조정을 회피하려는 유인을 가진다고 할 수 있다.

<표 12> 가설 2(실물활동 이익조정 측정치)의 상관관계 분석결과(N=473)

변수	RM	ACFO	ADE	APC	MFA	PE	BIG4	OWNER	SIZE	DEBT	ROA
ACFO	0.486***										
ADE	0.838***	0.139***									
APC	0.891***	0.262***	0.694***								
MFA	-0.033	0.007	-0.084**	0.001							
PE	0.024	0.062	-0.042	0.059	0.236***						
BIG4	-0.072*	-0.026	-0.071*	-0.082*	-0.093**	0.023					
OWNER	0.045	0.043	0.013	0.040	0.086**	-0.016	0.030				
SIZE	-0.193***	-0.131***	-0.153***	-0.163***	-0.211***	-0.119***	0.306***	-0.110***			
DEBT	0.084**	-0.001	0.066	0.087**	-0.038	-0.016	0.044	-0.120***	0.095**		
ROA	-0.110***	-0.070	-0.113***	-0.097**	-0.132***	-0.267***	0.034	0.043	0.209***	-0.392***	
GRW	-0.054	-0.062	-0.058	-0.025	-0.007	-0.065	0.025	0.060	0.163***	-0.020	0.331***

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

주2) 상관계수의 값은 Pearson 상관계수임.

<표 13>은 가설 2를 검증하기 위한 회귀분석결과를 보여준다. <표 13>의 결과에서 <Panel A>의 결과를 살펴보면 종속변수로 RM이 설정된 경우 이익예측오차를 의미하는 MFA와 과대예측을 의미하는 PE의 상호작용변수가 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. MFA와 PE의 상호작용 변수는 과대예측이 수행될 경우의 이익예측오차를 의미하는 변수이다. 따라서 MFA와 PE가 유의한 음(-)의 회귀계수를 보인다는 것은 이익을 과대예측한 기업의 경우 이익예측오차가 작을수록 RM이 증가한다는 것을 의미하게 된다. 이는 이익예측오차의 크기가 작을수록 이익조정을 통한 이익예측치의 달성가능성이 높기 때문일 것이다. 따라서 본 연구의 가설 2를 지지하는 결과이다. <Panel B>에서 종속변수로 ADE가 설정된 경우에도 MFA와 PE의 상호작용변수가 유의한 음(-)의 값을 보임으로서 본 연구의 가설 2를 지지한다고 할 수 있다.

〈표 13〉 가설 2(실물활동 이익조정 측정치)의 회귀분석결과(N=473)⁵⁾

구 분		Panel A				Panel B			
		종속변수		종속변수		종속변수		종속변수	
		RM		ACFO		ADE		APC	
독립변수	기대 부호	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값
절편	?	0.315	2.78 ***	0.079	2.09 **	0.151	2.74 ***	0.120	2.19 **
MFA	—	1.290	0.83	0.183	0.36	0.407	0.54	0.150	0.20
MFA×PE	—	-3.958	-2.18 **	-0.490	-0.81	-2.084	-2.35 **	-0.844	-0.96
PE	+	0.054	1.72 *	0.013	1.23	0.013	0.86	0.021	1.41
BIG4	—	-0.008	-0.37	0.002	0.23	-0.007	-0.65	-0.010	-0.94
OWNER	?	0.024	1.15	0.007	0.93	0.004	0.39	0.010	0.95
SIZE	—	-0.022	-4.02 ***	-0.004	-2.33 **	-0.009	-3.35 ***	-0.009	-3.27 ***
DEBT	+	0.082	1.48	-0.002	-0.12	0.016	0.60	0.051	1.91 *
ROA	—	-0.299	-1.59	-0.056	-0.90	-0.211	-2.31 **	-0.071	-0.78
GRW	+	0.001	0.01	-0.012	-0.39	-0.009	-0.21	0.013	0.30
YEAR DUMMY	+	포함		포함		포함		포함	
수정 R ²		0.048		0.001		0.043		0.024	

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 MFA_t + \beta_2 MFA_t \times PE_t + \beta_3 PE_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 OWNER_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 DEBT_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 GRW_t + \beta_{10 \sim 17} YEAR_t + \epsilon_t$$

RM : 전체 실물활동 이익조정 측정치

ACFO : 비정상 영업현금흐름

ADE : 비정상 채량적비용

APC : 비정상 제조원가

MFA : | 이익조정전 영업이익-당기 경영자 영업이익예측치 | / 기초총자산

PE : 경영자 이익예측치가 이익조정전 영업이익보다 크면 1, 아니면 0

BIG4 : 외부감사인인 BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0

OWNER : 대주주지분율이 50%초과면 1, 아니면 0

SIZE : 시가총액의 자연로그 값

DEBT : 부채비율

ROA : 총자산이익률

GRW : (당기총자산-기초총자산) / 기초총자산

주1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

5) 실물활동 이익조정 측정치를 종속변수로 사용한 김지홍 등(2008)의 결과를 살펴보면 본 연구의 결과와 유사한 수정 R² 값을 보이고 있다. 김지홍 등(2008)의 경우 표본크기가 본 연구의 표본크기에 비해 월등히 많다는 점에서 비추어볼 때 본 연구의 수정 R²가 작은 값을 보이는 것으로 판단된다.

이러한 결과를 종합해볼 때 이익을 과대예측한 기업의 경영자는 이익예측오차가 작을수록 이익예측치를 달성하기 위한 실물활동 이익조정을 수행하며, 특히 생산활동조정을 통한 실물활동 이익조정을 수행한다고 할 수 있다. 종속변수로 재량적 발생액을 설정할 경우와 실물활동을 통한 이익조정을 설정한 경우의 결과를 종합해볼 때 본 연구의 가설 2는 지지된다고 할 수 있다.

상호작용변수를 제외한 나머지 통제변수의 결과를 살펴보면 다음과 같다. PE의 경우 종속변수로 RM이 설정된 결과에서 유의한 양(+)의 값을 보임으로서 경영자가 과대예측을 수행한 경우 실물활동을 통한 이익조정이 수행된다는 것을 의미하고 있다. BIG4의 회귀계수는 유의하지 않은 값을 보임으로서 Cohen and Zarowin(2008)의 결과와 일치되는 것으로 나타났다. 기업규모를 의미하는 SIZE는 유의한 음(-)의 회귀계수를 보이고 있다. 이러한 결과는 기업규모가 클수록 실물활동을 통한 이익조정을 수행함으로써 기업의 장기성과에 악영향을 주지 않으려는 유인이 강하다는 것을 의미한다. 모형의 설명력을 의미하는 수정 R^2 는 작은 값을 보이고 있으나, 이는 표본 수가 감소함에 따라 변수의 유의성이 감소하게 되었기 때문인 것으로 판단된다.

실물활동을 통한 이익조정의 경우 세 가지 활동을 통해 이루어진다. 즉, 비정상영업현금흐름조정을 통한 실물활동 이익조정과 생산활동조정을 통한 실물활동 이익조정, 판매관리활동조정을 통한 실물활동 이익조정으로 분류된다. 종속변수로 이 세 가지 실물활동을 통한 이익조정을 설정하여 분석한 결과에서 $MFA \times PE$ 의 회귀계수 유의성이 다른 이유는 기업이 이익예측오차를 줄이기 위한 이익조정의 방법을 선택함에 있어 차이를 보이기 때문인 것으로 판단된다. 즉, 기업이 경영자 이익예측오차를 줄이기 위해 생산활동조정을 통한 실물활동 이익조정을 상대적으로 많이 수행하기 때문에 이러한 결과가 나타난 것이다. 경영자는 세 가지 실물활동 이익조정 중 선택적으로 실물활동 이익조정을 수행할 가능성이 높기 때문에 종속변수가 ACFO, ADE, APC 간 분석결과가 차이를 보인 것으로 판단된다.

V. 결 론

본 연구는 2002년 우리나라에 공정공시제도가 도입된 이후 경영자 이익예측 공시가 이익조정에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해 경영자 이익예측 공시기업과 비공시기업간에 이익조정 수준에 차이가 있는지를 분석한 후 경영자 이익예측 공시기업의 이익조정 수준이 이익예측 오차의 크기에 따라 차이가 있는지를 분석하고자 하였다.

이에 대한 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 경영자 이익예측 공시기업은 경영자 이익예측 비공시기업보다 경영자 이익예측치를 달성하기 위한 이익조정을 더 많이 수행하는 것으로 나타났으며, 이는 경영자 이익예측 공시기업과 비공시기업간의 이익조정 수준에 차이가 있다는 것을 의미한다.

둘째, 경영자 이익예측 공시기업의 이익조정 수준은 이익예측오차의 크기에 따라 차이가 있다는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 이익조정전 실제이익이 경영자 이익예측치를 달성하지 못한 기업의 경우 이익예측오차가 작아 이익조정을 통한 이익예측치의 달성가능성이 높을수록 경영자 이익예측치를 달성하기 위한 이익조정을 더 많이 수행하는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 재량적 발생액을 통한 이익조정과 실물활동 이익조정에서 모두 동일한 결과를 보여주었다.

경영자가 이익예측치를 달성하기 위해 재량적 발생액을 통한 이익조정과 실물활동을 통한 이익조정을 통해 이익조정전 실제이익과 예측이익간의 차이를 줄인다는 본 연구의 결과는 경영자 이익예측 공시기업의 이익의 질이 비공시기업보다 상대적으로 떨어질 수 있다는 점에서 자본시장에 중요한 시사점을 제시한다고 할 수 있다.

본 논문의 공헌점은 다음과 같다.

첫째, 기존의 경영자 이익예측과 이익조정에 관한 논문은 경영자 이익예측을 공시한 기업만을 대상으로 하여 경영자가 이익예측치를 공시한 연도와 공시하지 않은 연도를 비교한 연구를 수행했는데, 본 연구는 경영자 이익예측을 공시한 기업과 공시하지 않은 기업간의 비교연구를 수행함으로써 본 연구 결과가 경영자 이익예측 공시제도에 대한 향후 제도개선 시 참고가 될 수 있을 것이다. 특히, 예측정보의 공시방법으로 공정공시하는 경우에는 면책조항이 적용되어 공정공시 정보의 신뢰성에 대한 감독기관의 제재가 거의 없는 현 시점에서 본 연구의 결과는 이익예측 공시정보의 신뢰성 확보를 위한 제도 개선에 중요한 자료로 활용될 수 있을 것이다.

둘째, 기존의 경영자 이익예측과 이익조정에 관한 논문은 경영자 이익예측을 공시한 기업만을 대상으로 하여 경영자가 이익예측을 공시한 연도와 공시하지 않은 연도를 비교함으로써 연도별 기업의 영업환경과 경제환경의 변화를 연구에 반영하지 못했는데, 본 연구는 경영자가 이익예측치를 공시한 기업과 공시하지 않은 기업의 동일연도를 비교함으로써 이러한 단점을 극복하려는 시도를 했다는 점이다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다.

첫째, 재량적 발생액을 통한 이익조정과 실물활동 이익조정을 측정함에 있어 측정오차가 발생했을 가능성이 존재한다. 그러나 본 연구는 Larcker et al.(2007)이 제시한 확장 Jones 모형을 이용하여 재량적 발생액을 측정하고, Roychowdhury(2006), Cohen과 Zarowin(2008)이 제시한 측정방법에 따라 실물활동을 통한 이익조정을 측정함으로써 이러한 측정오차를 줄이려 노력하였다.

둘째, 경영자가 이익예측을 수행한 기업의 특성을 완벽히 통제하지 못했을 가능성이 존재한다. 선행연구에서 언급된 경영자 이익예측기업의 특성을 통제변수로 추가함으로써 이러한 생략변수(omitted related variable)의 문제점을 최소화하고자 하였다.

참고문헌

- 김보민. 2010. 경영자 이익예측 공시가 이익조정과 주가에 미치는 영향. 숭실대학교 대학원 박사학위 논문.
- 김성신 · 손판도. 2010. 애널리스트의 이익예측에 대한 의견불일치와 주가수익률간의 관계. 재무관리 연구 제27권 제3호 : 1 - 27.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성. 2008. 적자회피 및 이익평준화를 위한 실제 이익조정 활동. 회계저널 제17권 제4호 : 31 - 63.
- 박종성 · 남지희. 2010. 경영자 이익예측과 이익조정. 대한경영학회지 제23권 제1호 통권78호 : 487 - 510.
- 안미강 · 위준복 · 고대영. 2009. 경영자의 이익예측 편의가 이익조정에 미치는 영향. 회계정보연구 제27권 제3호 : 125 - 150.
- 윤순석 · 이진열. 2001. 유상증자기업의 이익조정. 회계학연구 제26권 제4호 : 1 - 25
- 전영순 · 천미림. 2009. 공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한 기업의 이익조정. 세무와 회계저널 제10권 제3호 : 329 - 356.
- 한국거래소. 2009. 상장 · 공시 업무해설.
- Cohen, D. A., and P. Zarowin. 2008. Actual - based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. Working paper. New York University.
- 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.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. Journal of Accounting and Economics 25 : 133 - 168
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. Journal of Accounting and Economics 40 : 3 - 73
- 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.
- Hirst, D., L. Koonce, and S. Venkataraman. 2007. How disaggregation enhances the credibility of management earnings forecasts. Journal of Accounting Research 45(September) : 811 - 837
- Kasznik, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. Journal of Accounting Research 37(Spring) : 57 - 77
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. Journal of Accounting and Economics 39 : 163 - 197
- Larcker, D., S. Richardson, and I. Tuna. 2007. Corporate governance, accounting outcomes, and organizational performance. The Accounting Review 82 : 963 - 1008

- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335 – 370
- Zang, A. Y. 2005. Evidence on the trade – off between real manipulation and accrual manipulation. Working Paper, Duke University

The Effect of Management Earnings Forecasts on Earnings Management

Kim, Bo Min* · Lee, Sang Ryul** · O Oung Rak***

—〈Abstract〉—

This study examines the effect of management earnings forecasts on earnings management. The sample consists of manufacturing firms listed on Korean Stock Exchange which issue management earnings forecasts between 2002 and 2009.

This study tests whether firms issuing forecasts differ from non-forecasters in the level of earnings management and then investigates whether forecasting firm's level of earnings management is conditioned by earnings-forecast deviation.

This study examines earnings management behavior, focusing on both earnings management through discretionary accruals and real activities manipulation. To capture earnings management we use extended cross-sectional Jones model(Larcker et al. 2007) of discretionary accruals, and Roychowdhury(2006), Cohen & Zarowin(2008) model of real activities manipulation.

The main results of this study are as follows ;

First, forecasting firm's level of earnings management is higher than that of non-forecasting firms. This shows that forecasters engage in earnings management more willingly to meet the earnings forecasts than non-forecasters do.

Second, this study finds that forecasting firm's earnings management behavior is affected by earnings-forecast deviation. If its actual earnings are lower than expected and it is likely to achieve earnings forecasts with small earnings-forecast deviation then the more it manages earnings to meet forecasts.

All of these results come to the same conclusion in both earnings management through discretionary accrual and real activities manipulation.

The contributions to the literature are as follows ;

First, the result of this study will help improve disclosure systems about management earnings forecasts in the future.

Second, this study tries to reflect the annual change of business and economic environments by analyzing forecasters and non-forecasters cross-sectionally.

* Vice President, Omnitel, Inc., bmkim@omnitel.co.kr

** Full-time Lecturer, Tax&Accounting Department, Bucheon University, berg7600@bc.ac.kr

*** Assistant Professor, School of Business, Soongsil University, oor@ssu.ac.kr

This study also has some limitations.

First, there is possibility of measurement errors in computing the level of earnings management through discretionary accruals and real activities manipulation. Second, there still exists a chance that all characteristics of forecasters aren't controlled in this study.

〈Key words〉 discretionary accruals, real activities manipulation, management earnings forecasters, over-performed forecasters