

경영자 이익예측의 구성항목을 공시하는 기업의 정보신뢰성*

김선미(제1저자)
전남대학교, 조교수
(smkim09@jnu.ac.kr)
유승원(교신저자)
고려대학교, 교수
(acyoo@korea.ac.kr)

.....

본 연구의 목적은 경영자 이익예측 구성항목 공시여부와 예측정보의 정확성 및 성과통제 재량적발생액의 관계를 살펴 보는 것에 있다. 구체적으로, 경영자가 매출액, 영업이익, 당기순이익 항목을 모두 공시하는 기업을 경영자 이익예측 구성항목 공시(DISITEM) 기업으로 정의하여, 구성항목 공시여부와 예측정보의 정확성 및 성과통제 재량적발생액의 관계를 실증분석하였다. 만일, 경영자 이익예측 구성항목 공시여부(DISITEM)가 이익예측 정보의 신뢰성과 기업의 보고이익에 긍정적인 영향을 미친다면, 동 기업의 이익예측 정보의 정확성이 높아지고, 성과통제 재량적 발생액이 줄어들 것으로 예상된다. 이를 위하여 경영자 이익예측 정보를 사용할 수 있는 2002년에서 2010년 동안의 유가증권상장기업 중 비금융업을 영위하는 기업을 대상으로 분석을 수행하였다. 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 경영자 이익예측 구성항목 정보를 공시한 기업의 예측정보 정확성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Heckman(1979) 모형과 연립방정식(Simultaneous Equation)을 이용한 분석결과에서도 일관되게 나타났다. 둘째, 경영자 이익예측 구성항목 공시여부와(DISITEM) 성과통제 재량적발생액은 유의한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 이익예측 정보의 산출과정의 제시를 통해 경영자 이익예측 정보뿐만이 아니라 사후적으로 보고되는 이익의 질을 높게 평가하고 있음을 의미한다. 추가적으로, 본 연구결과의 강건성을 위해 Clustering 검증, 횡단면-시계열적 종속성 문제가 조정된Newey and West(1987) 검증, 그리고 패널자료가 가질 수 있는 문제를 조종한 Fixed Effect 검증을 수행하였으며, 일관된 결과를 얻을 수 있었다. 또한, 재량적발생액의 절대값, 반복공시/재공시기업 제외, 구성항목수(NDISITEM)를 고려하여 추가분석을 수행하였으며, 본 연구결과와 일관된 결과를 발견하였다

본 연구의 분석결과는 추후 경영자 이익예측 정보의 신뢰성 확보를 위한 제도개선에 시사점을 제공할 수 있다. 또한 투자자들과의 의사소통 수단(communication device)으로써 경영자 이익예측 구성항목 정보가 활용 될 수 있다는 증거를 제시한다는 점에서 의미가 있다. 마지막으로 실증적으로 이익예측 구성항목 공시와 예측정보의 정확성 및 재량적발생액과의 관계를 분석한 본 연구의 결과는 선행연구(Hutton et al. 2003; Hirst et al. 2007; Petriuc 2010; Elliott et al. 2011 등)에 확장된 결과를 제시하였다는 점에서 추가적인 공헌점이 있다.

주제어: 경영자 이익예측 구성항목, 경영자 이익예측 정확성, 성과통제 재량적발생액

.....

1. 서론

본 연구는 경영자 예측정보의 정확성(MFACC)과 재량적발생액(MDA)이 구성항목 공시여부(DISITEM)

에 따라 어떻게 달라지는가를 실증분석 하는 것에 있다. 구체적으로, 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측항목을 모두 공시하는 기업(이하, '경영자 이익예측 구성항목 공시기업'으로 명칭)의 예측정보 및 재무정보 신뢰성 관계를 분석하기 위해 경영자 이익예

최초투고일: 2013. 10. 4 수정일: (1차: 2014. 5. 27) 게재확정일: 2014. 7. 29

* 본 연구는 첫 번째 저자의 고려대학교 박사학위 심사논문의 첫 번째 에세이에 기초한 것이며, 2012년 한국회계학회 하계 국제학술대회에서 발표된 논문입니다. 본 연구에 대해 건설적인 제안을 해주신 박사학위논문 심사위원님들께 감사의 말씀을 드립니다. 또한 한국회계학회에서 토론을 맡아주신 교수님께도 감사의 말씀을 드립니다.

측 정보의 정확성과 성과통제 재량적발생액을 종속 변수로 설정하여 분석을 수행한다.

경영자 이익예측 정보는 미래성과에 대한 정보를 적시성 있게 전달한다는 측면에서 시장참여자들의 의사 결정에 유용한 정보로 사용될 수 있으며(Trueman 1986; Beyer et al. 2010; 안일준 1995), 경영자 예측정보의 유용성은 동 정보의 신뢰성을 전제로 한다(이명곤 등 2011; 권수영 등 2011). 한편, 경영자는 공시유인에 따라 의도적으로 왜곡된 정보를 외부정보이용자들에게 제공할 수 있다(Aboody and Kasznik 2000; 권수영 등 2011). 이러한 경영자 이익예측 정보제공은 오히려 정보이용자의 경영자 이익예측 정보에 대한 신뢰를 하락시킬 수 있으며, 이로 인해 경영자 이익예측 정보의 유용성이 떨어질 수 있다(Hughes and Pae 2004). 이는 2003년 6월 5일자 증권거래소 “공정공시제도 시행(7개월) 성과평가” 자료에서도 정보이용자들이 예측정보의 신뢰성을 다소 낮게 평가한다는 결과를 제시한 것에서 확인할 수 있다.

이에 경영자는 경영자 이익예측 정보가 신뢰성이 있다는 것을 정보이용자들에게 알려 그들의 이익예측 정보의 공시효과¹⁾를 극대화 하고자 할 것이다

(Kim and Verrecchia 1991).²⁾ 공정공시 가이드라인(2010.10)에서도 공시내용의 충실화를 위해 잠정실적 공시에 대해서는 당해 기간의 매출액, 영업손익, 법인세비용차감전계속사업손익 및 당기순손익 정보를 함께 신고하여야 한다³⁾는 명확한 규정을 제시하고 있다(증권거래소 2003.11.6.).⁴⁾ 이는 경영자에게 유리한 특정 영업실적을 공시하는 행위를 차단하기 위한 조치로 판단된다(증권거래소 2003.11.6). 반면, 경영자 예측정보 공시는 예측정보의 구성항목을 모두 공시하는 것이 원칙이지만 이 중 일부를 선택하여 공시할 수 있다고 밝히고 있어 자신에게 유리한 특정정보만을 공시할 가능성이 높다(공정공시 가이드라인 2010.10). 이는 경영자의 유인에 따라 차별적으로 공시될 가능성을 의미하기 때문에 예측정보에 대한 신뢰성에 의문점이 존재한다. 따라서 공정공시 가이드라인(2010.10)을 준수하지 않은 기업의 예측정보 신뢰성은 낮아질 수 있다. 또한, 구성항목 공시의 경우 회계에 대한 전문적인 지식이 부족한 투자자에게는 보다 많은 양의 정보공시로 인한 혼란을 야기 할 수 있어(김정교 등 2006; Chen et al. 2008), 구성항목 공시와 예측정보의 신뢰성 간에는 부정적인 관계가 있을 것으로 예상된다.

- 1) 선행연구(Trueman 1986; DeAngelo 1988; Lang and Lundholm 1993; Aboody and Kasznik 2000; Healy and Palepu 2001; Beyer et al. 2010)에 따르면, 경영자는 예측정보의 공시를 통해 사채발행이나 유상증자 같은 자금조달비용의 감소와 기업의 경영성과 및 시장가치를 적절히 평가하여 시장가치를 극대화 할 수 있다고 주장한다.
- 2) 경영자 예측정보의 공시비용은 공시준비비용, 명성비용, 소송위험 등이 포함된다(Hughes and Pae 2004; Beyer et al. 2010; 나인철과 이남주 1999 등). 기업의 공정공시 실무담당자의 이메일 회신결과에서도 경영자 예측정보는 영업부서의 판매상황이나 생산부서의 생산현황 등을 종합하여 매월/주별 관리를 통해 목표 매출액, 매출원가, 판매관리비, 영업이익, 영업외손익 등의 정보 등이 추정된다고 하였다. 그리고 매출액 예측을 시작으로 매출원가, 판매관리비, 영업이익, 영업외손익 등의 항목을 추정하며, 당기순이익의 예측 정보로 갈수록 예측정보에 고려해야 할 요소(환율, 파생상품 등)가 많아 예측이 어려워 있다고 하였다. 이는 정보산출비용이 발생함을 의미한다. 또한 실제로 신문기사(연합뉴스 2003.07.09일자; 이태일리 경제 2011.07.11일자; 연합뉴스 2011.07.12일자)에서도 경영자 예측정보와 관련하여 매출액 기준 10%이상, 영업이익 및 당기순이익 기준 30%이상 과대예측 되는 경우 불성실공시법인으로 지정되고, 사후적으로 주가가 하락하였다는 내용을 제시하고 있다. 기업의 입장에서도 최근 거래소의 기업공시평가로 예측정보의 공시에 신중을 기하고 있다고 답변하여 경영자 예측정보 공시시 사후적인 법적제재가 고려되고 있음을 보였다.
- 3) 다만, 종속회사의 결산지연 또는 당해 업종의 회계처리기준의 특성 등으로 인하여 불가피한 경우에는 당해 기간의 매출액, 영업이익, 법인세비용차감전계속사업이익 및 당기순이익을 함께 신고하지 않을 수 있다(공정공시운영기준 제3조의 3항).
- 4) 이는 2003년 11월 6일자 증권거래소 보도자료 “공정공시제도 시행 1년 분석”에서 발췌한 내용이다.

반면 국외의 선행연구(Hirst et al. 2007; Petriuc 2010; Elliott et al. 2011)는 경영자가 손익관련 예측정보를 추가적으로 제공하는 경우 동 정보의 신뢰성이 제고될 수 있음을 실험적(experiment) 또는 이론적(theoretical)으로 보였다. 그들은 경영자 이익예측 정보는 미래성과에 대한 예측정보를 사전에 경영자가 약속(commitment)하는 것으로(Merkley et al. 2011), 매출액, 영업이익, 그리고 당기순이익 예측정보를 제공하는 것이 보다 더 많은 정보내용을 반영하기 때문에 예측정보의 신뢰성 및 사후적으로 보고되는 이익의 질이 높아질 수 있다. 이는 기업의 공정공시 실무담당자와의 이메일 회신결과에서도 확인 할 수 있다. 그들은 경영자 예측정보 산출을 위해 매출액 예측을 시작으로 매출원가, 판매관리비, 영업부서의 판매상황이나 생산부서의 생산현황 등을 종합하여 당기순이익 예측 정보를 산출하고 있다고 하였다. 따라서 구성항목 여부와 예측정보의 신뢰성 간의 긍정적 관계가 나타날 가능성이 존재한다. 이와 같이 경영자 예측정보의 구성항목 공시여부와 예측정보의 신뢰성 간의 관계를 살펴보는 것은 실증적 의문사항이다. 또한 경영자 예측정보의 산출 과정에 재량적발생액이 반영될 여지가 있어(박중성과 남지희 2010) 예측정보의 신뢰성에 대한 평가를 위해 추가적으로 이익조정 가능성에 대한 실증분석을 수행하였다.

이에 본 연구는 2002 년에서 2010 년 기간 동안 경영자가 이익예측 정보를 공시한 유가증권상장기업을 대상으로 구성항목 정보 공시와 예측정보 및 재무정보의 신뢰성 간의 관계를 실증분석 하였다. 본 연구가설 분석을 위해 경영자 예측정보 자료가 가질 수 있는 선택편의(selection bias)와 인과관계(causality) 문제를 통제하였다. 경영자 구성항목 공시와 관련된 주요 연구결과를 살펴보면 다음과 같

다. 첫째, 경영자 이익예측 구성항목을 공시하는 기업의 경영자 이익예측 정보의 정확성이 높은 것으로 나타났다. 이는 경영자가 이익예측 구성항목 공시를 통해 예측정보의 신뢰성을 신호하고 있음을 의미하는 결과로, 기업의 예측정보가 투자자들의 의사결정에 유용한 정보로 활용될 수 있음을 의미한다(Kim and Park 2012). 둘째, 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시하는 기업과 성과통제 재량적발생액은 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 예측정보의 구성항목을 공시하는 경우, 이익조정을 통해 자신이 제공한 예측정보의 정확성을 향상시키는 현상이 억제될 수 있다는 결과를 보인 것이다. 이는 경영자가 이익조정을 통해 그들의 예측정보의 정확성을 추구한다는 선행연구(이명곤 등 2011)와 상반된 결과로 구성항목 공시가 경영자 예측정보의 정확성뿐만 아니라 사후적인 보고이익의 질에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

추가적으로 Clustering 검증, Newey and West (1987) 검증, 그리고 패널자료가 가질 수 있는 문제를 통제한 Fixed effect 검증을 수행하였다. 추가 실증분석 결과, 대체적으로 본 연구결과와 일관되게 구성항목 공시기업과 예측정보의 정확성 및 성과통제 재량적발생액은 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 관심변수로 구성항목수(*NDISITEM*)을 사용하거나, 반복공시/재공시 기업체의 표본을 이용하여 분석한 결과에서도 통계적으로 유의한 결과를 발견하였다. 마지막으로 종속변수로 성과통제 재량적발생액의 절대값과 양(+) 또는 음(-)의 재량적발생액을 이용하여 분석한 결과, 대체적으로 본 연구결과와 일관된 결과를 얻을 수 있었다. 이러한 결과는 경영자가 이익예측의 구성항목을 공시하는 경우 동 정보의 정확성을 높이

고, 기업의 이익조정 행위를 줄인다는 것을 보인 것으로서, 경영자 이익예측 구성항목 공시가 경영자 이익예측 정보의 신뢰성뿐만 아니라 사후적으로 보고되는 재무정보의 질에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보인 것이다. 이는 선행연구(전영순과 천미림 2009; 이명곤 등 2011)와 다르게 경영자 이익예측 구성항목 공시가 이익조정을 통해 경영자 예측정보의 정확성을 달성하려는 유인이 제약 될 수 있음을 시사하는 결과이다.

본 연구는 다음과 같은 추가적인 공헌점을 가진다. 본 연구는 경영자 예측정보의 보고형식과 관련된 기존의 연구를 확장하여, 경영자 이익예측 구성항목 공시여부가 예측정보의 정확성을 높인다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 이에 더하여 기존 연구(Chen et al. 2008; Lansford et al. 2011; Merkley et al. 2011)에서 보고되지 않았던 보고 이익과의 관련성까지 포괄적으로 고려하고 있다. 이는 경영자 예측정보의 산출과정에서 재량적발생액이 영향을 미친다는 선행연구(박종성과 남지희 2010)에 기반한 것으로 예측정보의 신뢰성에 대한 보다 더 정확한 평가를 위해 이익조정 가능성에 대한 평가도 이루어져야 함을 시사하는 것이다.

또한, 예측정보의 보고형태와 관련된 선행연구(Trueman 1986; Pownall et al. 1993; Baginski et al. 1993; Hirshleifer and Teoh 2003; Hughes and Pae 2004; Hirst et al. 2007)는 예측정보의 보고형식이 정보신뢰성 및 유용성에 미치는 영향을 실험적 또는 이론적으로 제시하고 있을 뿐 이에 대한 실증분석은 미흡한 상태이다. 구체적으로 Hirst et al.(2007)은 실증분석 자료의 제약 때문에 손익항목 관련 공시가 예측정보의 신뢰성에

미치는 영향을 실험적(experimental)인 방법을 통해 제시하였다. 그리고 Trueman(1986), Hughes and Pae(2004), 그리고 Hirshleifer and Teoh (2003) 등은 경영자가 이익예측 정보의 신뢰성을 높이기 위해 경영자 이익예측 정보의 보고형식(예를 들어, 점추정여부)을 달리하거나 증명이 용이한 추가정보(supplementary information)를 제시할 수 있다는 것을 이론적 또는 실험적으로 보였다. 특히, 하지만 국내의 경우 점추정(point forecasts) 여부로 예측정보의 정확성을 판단하기에는 제약이 따른다.⁵⁾ 따라서 구성항목 공시여부와 예측정보의 신뢰성 관계를 실증적으로 분석하였다는 점에서 추가적인 공헌점이 있다.

둘째, 예측정보의 신뢰성에 대한 관심이 고조되고 있는 현 시점에서(권수영 등 2011) 구성항목 공시와의 관계를 실증분석 한 본 연구의 결과는 공정공시 관련 기관에게 시사점을 제시한다. 공정공시 가이드라인(2010.10)은 경영자 예측정보에 대해 구성항목을 모두 공시하는 것을 원칙으로 하고 이 중 일부를 선택하여 공시할 수 있다고 밝히고 있다. 이는 구성항목 공시를 통해 외부정보이용자들이 필요로 하는 정보를 충분히 제공하고 있는지에 의문점을 제시하는 것으로써, 경영자 예측정보의 구성항목 공시가 투자자를 보호하기 위한 수단으로서 실효성이 있는지에 대한 실증분석이 요구된다. 이에 경영자의 입장에서 예측정보의 정확성과 재량적발생액과의 관계를 분석한 본 연구의 결과는 경영자 예측정보의 신뢰성 확보 측면에 대한 시사점을 제공해 줄 수 있을 것으로 기대된다.

마지막으로 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익예측 정확성이 높다는 본 연구의 결과는 기존

5) 본 연구에 사용된 표본 중 8개 기업만이 범위추정치(range forecasts)를 제공하였다.

연구(Trueman 1986; 이명곤 등 2011)와 다르게 경영자 예측정보의 신뢰성에 대한 사전적 신호로 구성항목 공시가 사용될 수 있음을 보였다는 점에서 의미가 있다. 구체적으로 선행연구(전영순과 천미림 2009; 안미강 등 2009; 박종성과 남지희 2010; 이명곤 등 2011)는 이익공시 시점에 사후적으로 평가되는 예측정보의 신뢰성에 초점을 두어 분석을 수행하였다. 반면, 본 연구는 사전적으로 예측정보의 신뢰성을 판단 할 수 있는 수단으로 구성항목 공시 여부를 고려했다. 이는 사전적으로 투자자들에게 사적정보를 전달하는 의사소통 수단(communication device)으로써 구성항목 정보가 유용하게 활용될 수 있음을 시사한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장은 본 연구와 관련된 선행연구와 가설을 서술한다. III장은 연구방법론 및 표본선정에 관해 서술하고, IV장은 실증분석결과를 설명한다. 그리고 V장에서는 추가분석 결과를 제시하고 VI장에서는 결론을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설설정

본 절은 경영자 예측정보의 보고형식이 예측정보의 정확성과 기업의 이익조정에 미치는 영향을 분석한 선행연구를 제시하고, 이를 바탕으로 연구가설을 제시하고자 한다.

2.1 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 예측정보 정확성

경영자 이익예측 정보는 기업 내부 정보의 원천으로 투자자들의 의사결정에 직간접적으로 영향을 미

친다(Healy and Palepu 2001; Beyer et al. 2010). 구체적으로, DeAngelo (1988)와 Aboody and Kasznik (2000) 등의 연구는 경영자가 기업의 경영성과가 저평가 되어 있을 때 경영자 이익예측 정보의 공시를 통해 자신들의 경영성과를 적절히 평가 받고자 한다고 주장한다. 또한, 경영자는 이익예측 정보 공시를 통해 정보비대칭 문제를 줄이고 이로 인해서 자본조달 비용을 줄이고자 할 수 있다(Botosan 1997; Beyer et al. 2010). Kim and Park(2012)도 기업의 45%정도가 의사소통 수단(communication device)으로써 보다 정확한 이익예측 정보를 투자자들에게 공시하고자 한다고 주장한다. 한편, 경영자는 이익예측 공시를 통해 기회적으로 이익예측 정보를 왜곡하여 제공할 유인이 있으며, 이러한 정보의 제공은 오히려 정보이용자의 신뢰를 하락시킬 수 있다(Aboody and Kasznik 2000; 나인철과 이남주 1999; 권수영 등 2011). 이에 경영자는 경영자 이익예측 정보가 신뢰할만하다는 신호를 정보이용자에게 제공하여 이익예측 정보의 공시효과를 극대화하고자 할 것이다(Hutton et al. 2003; Hughes and Pae 2004; Hirst et al. 2007; Koonce et al. 2011). 안일준(1995)은 정보불균형하에서 예측정보의 신뢰성이 높은 경우, 경영자는 자발적으로 예측정보의 신뢰성을 정보이용자에게 제공할 유인이 있는 반면, 예측정보의 신뢰성이 낮은 경우, 경영자는 가장 비용이 적게 드는 공시방법을 선택한다는 것을 이론적으로 보였다. 특히, 손익관련 이익예측 정보는 기업의 미래성과를 수치적으로 나타낸 중요한 요약 정보로(송인만 1989; Elliott et al. 2011), 경영자가 이익예측의 판단근거를 제시하기 위하여 구성항목 정보를 공시하는 것은 외부정보이용자들이 동 정보의 신뢰성을 판단하는데 유용하게 이용될 수 있을 것이다.

이와 관련하여 Hirst et al.(2007)과 Elliott et al.(2011)은 경영자 이익예측 구성항목 공시가 일반투자자들의 이익예측에 대한 신뢰성 판단에 유용한 정보로 사용될 수 있음을 실험적(experimental)으로 제시하였다. 특히, Hirst et al.(2007)은 경영자의 예측능력을 신호하기 위한 수단으로 구성항목을 공시할 수 있으며, 구성항목 공시를 통해 예측정보의 신뢰성이 달성 될 수 있음을 보였다. 그들은 예측정보의 신뢰성이 추구되는 이유를 다음과 같이 제시하였다. 첫째, 구성항목 공시는 동 정보의 신뢰성에 대한 믿음(belief)을 신호하는 수단으로 예측정보의 정확성에 긍정적으로 영향을 미친다는 주장이다. 둘째, 구성항목 공시는 투자자들에게 예측정보를 달성하는 과정을 제시해 주는 것이기 때문에 적시성 있게 예측정보의 신뢰성을 판단할 수 있다는 주장이다. 마지막으로, 경영자가 구성항목을 공시하는 것은 손익관련 매출액, 비용, 그리고 다른 주요 이익항목에 대한 정보를 제공하는 것으로 자신들의 예측정보를 달성하기 위한 재량권에 제약이 따른다는 주장이다. Petriuc(2010)은 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 경우, 경영자 이익예측 정보의 오류로 인한 사후적 법적 소송위험이 발생함에도 불구하고 경영자는 이익조정을 통해 그들의 이익예측 오류를 줄이고자 하는 유인이 감소함을 이론적(theoretical)으로 제시하였다. 또한 경영자가 그들의 이익예측 정보가 신뢰할만하다는 것을 투자자들에게 신호하기 위하여 경영자가 이익예측 정보의 구성항목을 공시할 수 있다고 주장하였다.

이와 관련된 실증연구(Chen et al. 2008; Lansford et al. 2011; Merkley et al. 2011)는 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익예측 정보의 정확성과 동 정보가 외부정보이용자에게 미치는 영향을 분석하였다. Chen et al.(2008)은 경영자 이익예

측 구성항목을 공시하는 기업의 이익예측 정확성이 제고된다는 결과를 발견하지 못하였으며, 동 정보가 일반투자자들에게 정보로서의 가치를 가진다는 결과를 발견하지 못하였다. 반면, Lansford et al.(2011)과 Merkley et al.(2011)은 경영자 이익예측 구성항목 공시는 정보 신뢰성 판단에 유용한 정보를 제공하기 때문에 일반투자자 및 재무분석가들의 기업 가치 평가에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 이처럼 선행연구에서는 경영자 이익예측 구성항목 공시 정보의 신뢰성이 제고되거나 동 정보가 외부정보이용자들에게 유용한 정보로 사용될 수 있다는 일관된 실증연구결과를 발견할 수 없었다. 이는 구성항목 공시가 오히려 투자자들의 의사결정에 혼란을 야기하여 나타난 결과가 혼재되어 있기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 구성항목 공시여부와 예측정보의 신뢰성 관계를 살펴보는 것은 의미가 있을 것으로 판단된다.

우리나라의 경우 공시내용의 충실화를 도모하기 위하여 잠정실적 공시에 대해서는 특별한 사유가 없는 한 손익관련 항목을 모두 공시하도록 규정하고 있다(공정공시 가이드라인 2010.10; 증권거래소 2003.11.6). 반면, 경영자 예측정보 공시에 대해서는 매출액, 영업이익, 당기순이익 등과 같이 손익관련 항목을 모두 공시하라고 요구하고 있으나, 경영자는 유리한 예측정보만을 선택하여 공시할 수 있다(공정공시 가이드라인 2010.10). 이는 규정을 준수하지 않은 기업의 예측정보 신뢰성이 구성항목을 모두 공시하는 기업보다 낮아질 수 있음을 의미하는 것이다.

하지만 선행연구(Hirst et al. 2007; Petriuc 2010; Elliott et al. 2011)의 주장대로 경영자가 매출액, 영업이익, 당기순이익의 이익예측 정보를 모두 공시하는 경우는 매출액, 영업이익, 당기순이

익을 달성하는 과정을 제시해주는 것이다. 이는 정보이용자의 입장에서 경영자 이익예측 정보의 신뢰성에 대한 판단을 용이하게 할 수 있음을 의미한다. 따라서 경영자가 규정대로 이익예측의 구성항목 정보를 공시하는 경우에 동 기업의 예측정보 신뢰성이 높을 것으로 기대된다. 이와 같이 구성항목 공시여부에 대해서 양방향 논리가 존재하기 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 1: 경영자 이익예측의 구성항목 공시여부와 경영자 이익예측 정보의 정확성은 양(+) 또는 음(-)의 관련성이 있다.

2.2 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정

경영자는 이익조정을 통해 예측정보의 정확성을 높이고자 한다(전영순과 천미림 2009; 이명곤 등 2011). 특히, 경영자의 이익예측 정보가 사후적으로 부정확한 것으로 판명되는 경우 정보이용자들은 경영자의 예측능력이나 해당기업이 공시한 정보를 부정적으로 평가할 것이며, 이는 기업가치의 하락으로 이어질 수 있다(Trueman 1986; Degeorge et al. 1999; 손성규와 전영순 2002; 전영순과 천미림 2009; 이명곤 등 2011). 따라서 경영자는 이익조정을 통해 자신의 예측정보에 부합하고자 할 것이다(Kasznik 1999; 전영순과 천미림 2009; 안미강 등 2009; 박종성과 남지희 2010; 이명곤 등 2011). 구체적으로, Kasznik(1999)은 경영자가 호재정보(good news)를 공시하는 경우 재량적발생액이 증가함을 발견하여, 경영자가 이익조정을 통해 자신들의 이익예측치에 부합하고자 한다는 결과를 제시하였다. Gong et al.(2009)도 기업이 유동발생액과 t+1년도 경영자 이익예측 정보의 오류와는 통계적으로 유의한 양

(+)의 관련성이 있음을 보여, 경영자의 재량성이 경영자 이익예측 정보의 정확성에 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 국내 선행연구(전영순과 천미림 2009; 안미강 등 2009; 박종성과 남지희 2010; 이명곤 등 2011)도 경영자 예측정보가 과대예측 되는 경우 사후적으로 부정적인 주가반응, 경영자의 평판손상, 그리고 법적소송의 위험이 있기 때문에 이익조정을 통하여 경영자 예측정보에 부합하는 실제이익을 공시하고자 한다고 주장하였다. 이처럼, 경영자는 실제보고이익이 예측정보에 미달할 것으로 예상되는 경우 부정적인 평가를 회피하고자 이익조정을 수행하고 있음을 밝히고 있다. 따라서 경영자 예측치를 달성하지 못할 경우 발생할 수 있는 부정적 효과를 회피하고자 이익조정을 수행할 유인을 가진다. 이때 공정공시 가이드라인(2010)을 준수하지 않고 공시하는 기업들의 정보신뢰성이 더 낮아 질 것으로 예상된다.

한편, 경영자가 이익예측의 모든 구성항목을 공시하는 경우는 재량적 발생액을 통한 이익조정에 제약이 따를 수 있다(Hirst et al. 2007). 이는 경영자 이익예측의 구성항목을 공시한다는 것이 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측정보만을 제공하는 것이 아니라 계산되는 과정을 정보이용자에게 제공해 주는 것이 되기 때문이다(Hirst et al. 2007; Keung 2010; 전영순과 하승현 2011). 따라서 경영자는 재량적 발생액을 통한 이익조정 활동을 제약 받을 수 있을 것으로 예상된다. 이에 따라 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설 2: 경영자 이익예측의 구성항목 공시여부와 성과통제 재량적발생액은 양(+) 또는 음(-)의 관련성이 있다.

III. 연구설계 및 표본

3.1 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 예측정보 정확성 검증 모형

경영자 이익예측의 구성항목을 공시하는 기업의 경영자 이익예측 정보의 정확성을 검증하기 위한 모형은 다음과 같다.

[연구모형 1]^(6,7)

$$MFACC_{i,t} = a_0 + a_1DISITEM_{i,t} + a_2SIZE_{i,t} + a_3LEVI_{i,t} + a_4GRWI_{i,t} + a_5VOL_{i,t} + a_6SEO_{i,t}$$

$$+ a_7BOND_{i,t} + a_8PER_{i,t} + a_9HOR_{i,t} + a_{10}MFFREQ_{i,t} + a_{11}FOR\%_{i,t} + a_{12}INS\%_{i,t} + INDDUM + YRDUM + \varepsilon_{i,t}$$

여기서,

$MFACC_{i,t}$ = 경영자 매출액 예측정보의 예측정확성은 경영자 매출액 예측정보와 실제 매출액차이의 절대값을 기초시점의 시가총액으로 나눈 값⁸⁾

$DISITEM_{i,t}$ = 매출액, 영업이익, 당기순이익의 예측정보를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0 인 더미변수

$SIZE_{i,t}$ = 기초총자산의 자연로그값

$LEVI_{i,t}$ = 부채비율(총채를 총자산으로 나눈 값)

$GRWI_{i,t}$ = 총자산의 성장률(총자산의 변화분을 전년도 총자산으로 나눈 값)

6) 표본선택편의 문제를 통제하기 위해 Heckman(1979)이 제시한 2단계 추정모형을 사용한다. 이와 관련된 분석결과는 <표 5>의 모형 1-2와 <표 6>의 모형 2-2에 제시하였다. 이를 위해 구성항목 공시선택에 영향을 미칠 것으로 판단되는 장부가-주가비율(BTM), 이익반응계수(ERC), 재무분석가 이익예측 표준편차($STDAF$), 재무분석가의 수(NAF), 일별주가수익률(VOL), 이익의 표준편차($STDEARN$), 그리고 산업더미($INDDUM$)의 변수를 1차 회귀모형에 포함하였다(Kaszniak 1999; Chen et al. 2002; Lennox and Park 2006; Gong et al. 2009; Lansford et al. 2011). 이와 관련된 모형은 다음과 같다.

[프로빗 모형]

$$DISITEM_{i,t} = a_0 + a_1ERC_{i,t} + a_2STDAF_{i,t} + a_3NAF_{i,t} + a_4BTM_{i,t} + a_5VOL_{i,t} + a_6STDEARN_{i,t} + INDDUM + \varepsilon_{i,t}$$

여기서, $DISITEM_{i,t}$ 은 구성항목 공시여부, $ERC_{i,t}$ 는 실제이익보고일과 보고 후 1일 동안의 누적초과수익률과 비기대이익과의 관계를 통해 측정된 이익반응계수, $STDAF_{i,t}$ 은 재무분석가 주당순이익예측 표준편차, $NAF_{i,t}$ 는 경영자 이익예측 정보 공시 전 1달간의 재무분석가 추종수, $BTM_{i,t}$ 는 장부가-주가비율, $VOL_{i,t}$ 은 일일 주가수익률의 변동성, $STDEARN_{i,t}$ 는 과거 3년간 주당순이익의 표준편차, $INDDUM$ 는 산업별더미를 나타낸다.

[프로빗 모형]을 바탕으로 추정된 Inverse Mill's Ratio를 본 연구의 독립변수로 추가하여 2차 회귀모형을 수행하였다.

7) 구성항목 공시여부와 종속변수(경영자 예측정보의 정확성과 성과통제 재량적 발생액)간의 상호의존적인 관계가 존재할 가능성이 있다. 이에 독립변수와 종속변수의 인과관계(causality) 문제를 해결하기 위해 연립방정식(simultaneous equation)의 접근방법을 이용하여 추가분석을 실시하였다. 이에 대한 분석결과는 <표5>의 모형 1-3과 <표6>의 모형 2-3에 제시하였다. 우선, 1차 회귀식에서 각 가설별로 구성항목 공시기업여부($DISITEM$)와 종속변수(경영자 예측정보의 정확성과 성과통제 재량적 발생액)의 추정값(fitted value)을 측정하였다. 그리고 추정값(fitted value)을 연구모형1과 2에 대입하여 본 연구가설을 추가적으로 실증분석 하였다. 1차 회귀식 모형은 다음과 같다.

$$DISITEM_{i,t} = a_0 + a_1(MFACC, MDA)_{i,t} + a_2ERC_{i,t} + a_3STDAF_{i,t} + a_4NAF_{i,t} + a_5BTM_{i,t} + a_6VOL_{i,t} + a_7STDEARN_{i,t} + INDDUM + \varepsilon_{i,t}$$

여기서, $DISITEM_{i,t}$ 은 구성항목 공시여부, $MDA_{i,t}$ 는 성과통제 재량적발생액, $ERC_{i,t}$ 는 실제이익보고일과 보고 후 1일 동안의 누적초과수익률과 비기대이익과의 관계를 통해 측정된 이익반응계수, $STDAF_{i,t}$ 은 재무분석가 주당순이익예측 표준편차, $NAF_{i,t}$ 는 경영자 이익예측 정보 공시 전 1달간의 재무분석가 추종수, $BTM_{i,t}$ 는 장부가-주가비율, $VOL_{i,t}$ 은 일일 주가수익률의 변동성, $STDEARN_{i,t}$ 는 과거 3년간 주당순이익의 표준편차, $INDDUM$ 는 산업별더미를 나타낸다.

8) <표 2>의 [PANEL B]를 살펴보면, 경영자는 이익예측 항목 중 매출액 예측정보를 가장 많이 하는 것으로 나타났다. 이에 본 연구는 결과의 보편성을 위해 매출액 예측정보를 기준으로 분석을 수행한다. 특히 매출액정보는 투자자들의 의사결정에 중요한 영향을 미칠 수 있는 현금의 유입관련 정보(송인만 1989)를 제시하기 때문에 이를 기준으로 분석을 수행한다.

$VOL_{i,t}$ = 일일 주가수익률의 변동성
 $SEO_{i,t}$ = 유상증자 한 기업이면 1, 아니면 0 인 더미변수
 $BOND_{i,t}$ = 사채발행 한 기업이면 1, 아니면 0 인 더미변수
 $PER_{i,t}$ = 주가수익비율(주가를 주당순이익으로 나눈 값)
 $HOR_{i,t}$ = 경영자 예측정보의 예측기간(결산월-예측기간)이 6 개월 이하인 경우 1, 아니면 0 인 더미변수
 $MFREQ_{i,t}$ = 과거 경영자 이익예측 공시빈도
 $FOR\%_{i,t}$ = 외국인지분율
 $INS\%_{i,t}$ = 기관투자자지분율
 $INDDUM$ & $YRDUM$ = 산업별 및 연도별 더미

경영자 예측정보의 정확성이 높다는 것은 경영자 예측정보와 실제이익 정보와의 차이가 작다는 것이므로 음(-)의 관련성을 가질 때 예측정확성이 높은 것으로 해석될 수 있다. 본 연구의 관심변수는 경영자 이익예측 구성항목 공시기업 여부($DISITEM$)로, 경영자 이익예측의 구성항목 공시로 경영자 예측정보의 정확성이 추구된다면, a_1 는 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 가질 것이다.

[연구모형 1]은 경영자 예측정보의 정확성을 검증하는 모형으로 경영자 예측정보의 정확성에 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수를 모형에 포함하였다. 우선, 기업규모는 공적정보의 양(amount of public information)의 대용치(Baginski and Hassell 1997)로 경영자 예측정보의 정확성에 영향을 미칠 수 있어 이를 모형에 포함하였다. 기업규모가 클수록 다양한 이해관계자들이 존재하기 때문에 기업은 보다 정확한 정보를 공시하고자 하기 때문에 음(-)의 관계가 예상된다(Baginski and Hassell 1997; 권수영 등 2009). 재무적 곤란을 겪는 기업일수록 예측정보의 정확성이 낮을 수 있다는 선행연구(최종원과 이연진 2011)에 기반하여 부채비율(LEV) 변수를 모형에 포함하였으며, 양(+)의 관계가 예상된

다. 그리고 기업의 성장성이 높을수록 기업이 과대 예측정보를 공시하여 주가를 상향조정하고자 하는 유인이 낮아진다는 선행연구(권수영 등 2009; 최종원과 이연진 2011)에 기반하여 총자산의 성장률(GRW)변수를 모형에 포함하였다. 기업의 주가가 저평가 되어 있는 경우 과대예측 정보 공시를 통해 주가를 상향조정 하는 유인이 존재하지만, 기 때문에 주가수익비율(PER)과 경영자 예측정보 정확성은 양(+)의 관계가 예상된다. 경영자 예측정보의 정확성($MFACC$)과는 음(-)의 관계가 예상된다. 이익예측의 변동성이 미치는 영향을 통제하기 위해 주가변동성(VOL)을 모형에 포함하였으며, 변동성이 높을수록 이익을 예측하기 어렵기 때문에 경영자 예측정보의 정확성($MFACC$)과는 양(+)의 관계가 예상된다(권수영 등 2009).

또한, 자금조달 환경에서 투자자와 경영자간 정보 비대칭성이 자금조달 비용에 미치는 영향을 완화하고자 경영자는 신뢰성 있는 정보를 제공할 유인이 있다(Frankel et al. 1995). 반면, 경영자는 자금조달 비용을 낮추기 위해 기업의 성과에 대한 기대를 조정할 유인이 존재(김정옥과 배길수 2004)하기 때문에 경영자 예측정보의 정확성과 자금조달 변수($BOND$ 또는 SEO)간에는 양 방향성이 존재한다. 외국인투자자 또는 기관투자자 등 전문투자자들이 기업의 공시정보에 대한 견제자로서의 역할을 하여 경영자 예측정보의 정확성에 긍정적으로 영향을 미칠 수 있다는 선행연구(전영순 2003)에 기반하여 이와 관련된 변수($FOR\%$ 과 $INS\%$)를 모형에 포함하였다. 이에 외국인투자자 또는 기관투자자 변수와 경영자 예측정보 정확성은 음(-)의 관계가 예상된다.

경영자 예측정보의 정확성에 영향을 미치는 경영자 예측정보 자체의 특성으로 예측기간(HOR)을 모형에 포함하였다(Baginski and Hassell 1997;

Mercer 2004; 권수영 등 2009). 선행연구에 따라 경영자 예측정보 공시시점과 결산월이 차이가 미치는 영향을 통제하기 위하여 예측기간(*HOR*)을 모형에 포함하였으며, 경영자 예측정보의 정확성과는 음(-)의 관계가 예상된다. 또한 선행연구(Clement 1999; Call et al. 2009)는 재무분석가의 예측경험이 재무분석가 예측정보의 정확성에 영향을 미친다고 주장한다. 본 연구도 이에 기반하여 경영자 과거의 예측정보 공시경험이 동 정보의 정확성에 미치는 영향을 통제하기 위해 *MFFREQ* 변수를 모형에 포함하였으며, 경영자 예측정보 정확성과는 음(-)의 관계가 예상된다. 마지막으로 연도별·산업별의 차이를 통제하기 위해 연도더미(*YRDUM*)와 산업더미(*INDDUM*)를 모형에 추가하였다.

3.2 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정 검증 모형

경영자 이익예측 구성항목 공시여부(*DISITEM*)와 성과통제 재량적 발생액(*MDA*)의 관계를 분석하기 위한 모형은 다음과 같다.

[연구모형 2]

$$\begin{aligned}
 MDA_{i,t} = & a_0 + a_1 DISITEM_{i,t} + a_2 SIZE_{i,t} \\
 & + a_3 GRW_{i,t} + a_4 LOSS_{i,t} + a_5 LEV_{i,t} \\
 & + a_6 LAGTA_{i,t} + a_7 CFO_{i,t} + a_8 FOR\%_{i,t} \\
 & + a_9 BIG_{i,t} + a_{10} LAG\%_{i,t} + a_{11} HOR_{i,t} \\
 & + INDDUM + YRDUM + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

여기서,

MDA_{i,t} = 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)⁹⁾

DISITEM_{i,t} = 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측정보를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0 인 더미변수

SIZE_{i,t} = 기초총자산의 자연로그값

GRW_{i,t} = 총자산의 성장률(총자산의 변화분을 전년도 총자산으로 나눈 값)

LOSS_{i,t} = 당해년도 순손실을 보고한 기업이면 1, 아니면 0 인 더미변수

LEV_{i,t} = 부채비율(총부채를 총자산으로 나눈 값)

LAGTA_{i,t} = 전년도총발생액

CFO_{i,t} = 영업현금흐름(영업현금흐름을 총자산으로 나눈 값)

FOR%_{i,t} = 외국인지분율

BIG_{i,t} = 감사인이 대형회계 제휴법인이면 1, 아니면 0 인 더미변수

LAG%_{i,t} = 대주주 1 인 지분율

HOR_{i,t} = 경영자 예측정보의 예측기간(결산월-예측기간)이 6 개월 이하인 경우 1, 아니면 0 인 더미변수

INDDUM & YRDUM = 산업별 및 연도별 더미

본 연구가설 2의 관심변수는 경영자 이익예측 구성항목 공시기업 여부(*DISITEM*)이다. 만일 경영자 이익예측의 구성항목 공시를 통해 이익조정 현상이 억제된다면, *a*₁은 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 가질 것이다.

본 연구모형은 성과통제 재량적 발생액에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 다음과 같이 모형에 포함하였다. 기업규모(*SIZE*)는 본 연구모형에서 고려되지 못한 영향을 통제하기 위해 기초총자산에 자연로그를 취하여 측정하였다(Becker et al. 1998). 기

9) 본 연구가설 검증을 위해 사용된 성과통제 재량적 발생액은 다음의 모형식을 통해 도출되었다.

$$MDA_{i,t} = TA_{i,t} / A_{i,t-1} - \{a_0(1/A_{i,t-1}) + a_1[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) / A_{i,t-1} + a_2 PPE_{i,t} / A_{i,t-1} + a_3 ROA_{i,t}]\}$$

여기서, *MDA*는 성과통제 재량적 발생액, *TA*는 총 발생액, ΔREV 는 매출액의 변화분, ΔREC 는 매출채권의 변화분, *PPE*는 유형자산(토지와 건설중인 자산 제외), *A*는 전년도 총자산, *ROA*는 총자산수익률을 의미한다.

업규모가 클수록 다수의 재무분석가나 투자자들로 인해 경영자의 이익조정 행위가 보다 억제될 수 있어 성과통제 재량적 발생액과 음(-)의 관련성을 가진다(Zhou and Elder 2004). 현금흐름과 관련된 재무적 특성이 재량적 발생액에 미치는 영향을 통제하기 위해 영업현금흐름(CFO)을 모형에 포함하였으며(Dechow et al. 1995), 총발생액의 반전효과를 통제하기 위해 전년도 총발생액(LAGTA)을 모형에 포함하였다(Becker et al. 1998). 선행연구에 기반하여 영업현금흐름과 전년도 총발생액은 재량적 발생액과 음(-)의 관련성이 있을 것으로 예상된다.

추가적으로 기업의 성장성이 재량적 발생액에 미치는 영향을 통제하기 위해 총자산의 성장률(GRW)을 모형에 포함하였으며, 재량적 발생액과는 양(+)의 관련성이 예상된다. 그리고 부채계약을 위반할 가능성이 높을수록 이익을 증가시킬 수 있다는 선행연구(DeFond and Jiambalvo 1994)에 기반하여 이를 통제하기 위하여 부채비율(LEV)을 모형에 포함시켰으며, 손실을 보고한 기업의 이익상향조정 유인을 통제하기 위하여 당기순손실여부(LOSS)를 모형에 추가하였다(Burgstahler and Dichev 1997). 이에 따라 손실여부와 부채비율은 성과통제 재량적 발생액과 양(+)의 관련성이 있을 것으로 예상된다. 또한 대형회계법인의 감사품질이 높다는 선행연구(Becker et al. 1998)에 기초하여 감사인이 대형회계법인 제휴법인이면 1, 아니면 0인 더미변수를 모형에 포함하였으며, 재량적 발생액과는 음(-)의 관계가 있을 것으로 판단된다. 대주주지분율이 높을수록 이익을 증가시킬 요인이 있다는 선행연구(박종일 2003)와 외국인지분율이 높을수록 경영자의 재

량권이 억제된다는 선행연구(Chung et al. 2004)에 기반하여 대주주지분율(LAG%)과 외국인지분율(FOR%)을 모형에 추가하였다. 마지막으로 이익조정 현상이 기말시점에 집중되는 현상을 통제하기 위해 예측기간(HOR) 변수를 모형에 포함하였으며 재량적 발생액과는 양(+)의 관계가 있을 것으로 판단된다(Dhaliwal et al. 2004; 박종성과 남지희 2010). 그리고 산업별 및 연도별 차이를 통제하기 위해 산업더미(INDDUM)와 연도더미(YRDUM)를 모형에 포함하였다.

3.3 표본선정

본 연구는 2002년부터 2010년까지 경영자 이익예측 정보를 공시한 유가증권상장기업 중 비금융업을 대상으로 한다. 다음은 본 연구에 사용된 표본의 선정과정을 제시한다.

- (1) 금융감독원 전자공시시스템에서 경영자 이익예측 자료를 수집할 수 있는 기업¹⁰⁾
- (2) NewKisValue에서 기업의 재무자료와 주가 자료를 추출할 수 있는 기업
- (3) 결산 월이 12월인 기업

공정공시 이후 경영자 이익예측은 우리나라 금융감독원 전자공시시스템(DART.FSS.OR.KR)에서 수작업을 통하여 추출되었다. 표본기간(2002년 11월에서 2010년 12월)동안 경영자 이익예측 정보를 공시한 기업은 1,546건이다. 이 중 전년도 및 차후년도 이익예측 정보를 공시한 기업을 표본에서 제외하였다. 이는 실제보고이익과의 비교가 용이하도록

10) 본 연구는 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측정보를 적어도 하나 이상 공시한 기업을 실증분석 대상으로 한다.

하게 하기 위함이다. 또한 연간 실적자료와의 비교를 위하여 분기 및 반기 이익예측 정보는 분석에서 제외하였으며, 배당계획 정보, 연결회사 예측정보, 첨부정정 보고 등도 실적자료와의 비교에 제한이 있어 이를 표본에서 제외하였다. 또한, 경영자 이익예측 정보를 범위추정치(range forecasts)로 제공한 기업을 분석대상에서 제외하였다. 마지막으로, 반복 공시 또는 재공시 기업은 최종 이익예측 정보를 분석에 사용하였다. 이에 881건이 최종적으로 경영자 이익예측 정보를 공시한 표본으로 선정되었다. 추가적으로 재무제표 간 비교가능성을 위해 12월 이외의 결산법인을 표본에서 제외하였으며, 주요 통제변수의 재무자료를 구할 수 없는 법인을 표본에서 제외하였다. 이에 826건이 최종표본으로 선정되었다. 다만, 추가적으로 극단치(outlier)가 미치는 영향을 최소화하고자 분석에 사용된 변수들의 상·하위 1% 값을 초과하는 표본을 조정(winsorize)한 후의 분석결과를 기준으로 보고하였다. 이는 <표 1>의 표본의 선정과정의 [PANEL A]에 제시하였다.

<표 1>의 [PANEL B]는 본 연구에 사용된 표본의 산업별 분포를 제시하였다. 선행연구(권수영 등 2009; 이명곤 등 2011)와 일관되게 경영자 이익예측의 구성항목을 모두 공시한 표본의 경우 종합건설업이 18.78%, 자동차 및 트레일러 제조업과 전문서비스업이 9.39%, 그리고 화학물질 및 화학제품 제조업(의약품 제외)이 7.51% 순으로 비중이 높다. 경영자 이익예측의 구성항목을 공시하지 않은 기업의 경우, 종합건설업이 10.93%, 전문서비스업이 10.60%, 그리고 1차금속 제조업이 9.14% 순으로 비중이 높은 것으로 나타나 경영자 이익예측의 구성항목을 공시하는 기업과 비슷한 산업분포를 보였다.

<표 2>의 [PANEL A]는 연도별 경영자 이익예측

공시기업의 분포를 제시한다. 연도별로는 2002년을 제외하고 대체적으로 10% 내외의 분포를 보이고 있으며, 대체적으로 증가하는 추이를 보이고 있다. <표 2>의 [PANEL B]는 경영자 이익예측 구성항목별 분포를 연도별로 제시한다. 최종표본 내 경영자 이익예측 정보 중 대부분 매출액(826건)과 영업이익(603건)의 예측정보가 공시되고 있는 것으로 나타나며, 당기순이익 예측정보는 오직 230건(27.84%)만 공시되고 있다. [PANEL C]는 경영자 이익예측 구성항목 수의 분포를 연도별로 제시한다. 경영자 이익예측 정보 중 매출액, 영업이익, 당기순이익을 모두 공시하는 기업의 비중은 213건으로 분석표본의 25.79%를 차지하고 있다. 또한 매출액, 영업이익, 그리고 당기순이익을 각각 공시하는 기업은 분석표본의 25.91%를 차지하고 있는 것으로 나타난다. 마지막으로 [PANEL D]는 경영자 이익예측 공시기업의 월별 분포를 구성항목별로 제시한다. 대체적으로 경영자 이익예측 정보는 1분기(1월~3월)와 4분기(10월~12월)에 집중되는 것으로 나타났다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계 및 상관관계

본 절은 주요변수의 기술통계량과 상관관계를 제시한다. <표 3>은 주요변수의 기술통계량을 제시한다. 구성항목 공시기업($DISITEM=1$)의 경영자 매출액 예측정보의 정확성($MFACC$)의 평균은 0.355, 구성항목을 모두 공시하지 않은 기업($DISITEM=0$)의 예측정보 정확성은 0.436으로 나타났다. 구성항목을 모두 공시하지 않은 기업($DISITEM=0$)의 예

〈표 1〉 표본의 선정과정

[PANEL A] 표본의 선정과정¹¹⁾

표본선정기준	표본수
경영자 이익예측 정보(공정공시 2002년 11월 - 2010년 12월)	1,546
경영자 이익예측 정보 제외:	
전년도, 차후년도 이익예측정보	(278)
분기 및 반기 이익예측정보	(77)
기타공시(첨부정정, 배당계획 등 이익예측 외 정보, 자회사, 연결회사 정보 등)	(115)
범주형 이익예측 정보	(2)
최종 이익예측 정보 이외의 정보(반복공시, 재공시 등 정보)	(193)
소계: 경영자 이익예측 정보	881
재무자료 제외:	
12월 이외의 결산법인	(5)
주요 통계변수의 재무자료를 구할 수 없는 법인	(50)
최종표본	826

[PANEL B] 최종표본의 산업별 분포

구분	DISITEM=1		DISITEM=0	
	표본수	백분율(%)	표본수	백분율(%)
식품품 제조업	-	-	13	2.12
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	12	5.63	-	-
화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	16	7.51	50	8.16
의료용물질 및 의약품 제조업	-	-	46	7.50
1차 금속 제조업	-	-	56	9.14
금속가공제품 제조업; 기계 및 가구제외	-	-	11	1.79
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	13	6.10	37	6.04
전기장비 제조업	-	-	17	2.77
기타기계 및 장비 제조업	-	-	45	7.34
자동차 및 트레일러 제조업	20	9.39	38	6.20
기타 운송장비 제조업	-	-	11	1.79
종합 건설업	40	18.78	67	10.93
도매 및 상품중개업	11	5.16	15	2.45
소매업; 자동차 제외	11	5.16	12	1.96
육상운송 및 파이프라인 운송업	-	-	20	3.26
출판업	-	-	16	2.61
전문서비스업	20	9.39	65	10.60
10개 이하 산업 수	70	32.88	94	15.34
총계	213	100	613	100

11) 경영자 이익예측 공시와 관련하여 반복/재공시, 기타공시, 그리고 장기예측을 공시한 기업의 예를 부록 A, B와 C에 제시하였다.

〈표 2〉 표본의 분포

[PANEL A] 연도별 경영자 이익예측 공시기업의 분포

연도	표본수	구성비(%)
2002	37	4.48
2003	84	10.17
2004	88	10.65
2005	98	11.86
2006	107	12.95
2007	130	15.74
2008	127	15.38
2009	68	8.23
2010	87	10.54
총계	826	100

[PANEL B] 경영자 이익예측 구성항목별 분포

구성항목	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	표본수	구성비(%)
매출액	37	84	88	98	107	130	127	68	87	826	100
영업이익	29	68	72	70	79	84	94	49	58	603	73.00
당기순이익	20	28	32	35	36	22	28	16	13	230	27.84

[PANEL C] 경영자 이익예측 구성항목 수의 분포

구성항목수	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	표본수	구성비(%)
1	6	13	14	23	30	46	33	18	31	214	25.91
2	14	47	44	43	42	63	67	37	42	399	48.30
3	17	24	30	32	35	21	27	13	14	213	25.79
총계	37	84	88	98	107	130	127	68	87	826	100

[PANEL D] 월별 경영자 이익예측 구성항목 기업의 분포

월	DISITEM=0				DISITEM=1		전체기업	
	구성항목수=1		구성항목수=2		구성항목수=3		구성항목수=1,2,3	
	표본수	구성비(%)	표본수	구성비(%)	표본수	구성비(%)	표본수	구성비(%)
1	100	46.73	104	26.07	40	18.78	244	29.54
2	32	14.95	98	24.56	51	23.94	181	21.91
3	30	14.02	59	14.79	41	19.25	130	15.74
4	6	2.80	18	4.51	6	2.82	30	3.63
5	4	1.87	13	3.26	9	4.23	26	3.14
6	-	-	7	1.75	5	2.35	12	1.69
7	4	1.87	22	5.51	6	2.82	32	3.87
8	9	4.21	7	1.75	8	3.76	24	2.90
9	1	0.47	11	2.76	5	2.35	17	2.05
10	9	4.21	17	4.26	8	3.76	34	4.11
11	9	4.21	27	6.77	26	12.21	62	7.50
12	10	4.67	16	4.01	8	3.76	34	4.11
총계	214	100	399	100	213	100	826	100

측정보 정확성이 구성항목 공시기업보다 높은 수치를 보였으나 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 연구가설 2의 종속변수인 성과통제 재량적 발생액(MDA)의 평균은 두 집단에서 각각 -0.033과 -0.029의 수치를 보였다.

주요 통제변수의 기술통계량을 살펴보면 다음과 같다. 경영자 이익예측 구성항목 공시기업(DISITEM=1)의 기업규모(SIZE)변수는 평균값(26.656)과 중위값이(26.290)이 거의 비슷한 값을 보이며, 경영자 예측정보의 구성항목을 모두 공시하지 않는 기업(DISITEM=0)의 규모 보다 통계적으로 유의하게 작은 것으로 나타났다. 경영자 이익예측 구성항목

공시기업(DISITEM=1)의 성장성을 나타내는 변수 GRW의 평균은 0.122로 선행연구(권수영 등 2009; 권수영 등 2011; 최종원과 이연진 2011; 이명곤 등 2011)와 유사한 값을 보이고 있으며, 구성항목을 모두 공시하지 않는 기업(DISITEM=0)보다 평균값이 낮으나 통계적으로 유의한 차이는 없다. 그 외 경영자 예측정보의 구성항목을 모두 공시한 기업과 그렇지 않은 기업의 부채비율의 평균값은 선행연구(전영순과 천미림 2009)와 비슷하게 각각 0.452과 0.481로 재무건전도는 양호한 것으로 나타났다. 추가변동성(VOL)의 평균은 두 집단간 큰 차이를 보이지 않았다. 기업의 지배구조와 관련된

〈표 3〉 주요변수의 기술통계량

변수	DISITEM=0						DISITEM=1						Mean diff. (t-값)	Median Diff. (z-값)
	표본수	평균값	최소값	중위수	최대값	표준 편차	표본수	평균값	최소값	중위수	최대값	표준 편차		
MFACC	613	0.436	0.001	0.124	6.356	1.005	213	0.355	0.001	0.120	6.356	0.740	1.25	0.73
MDA	613	-0.033	-0.177	-0.016	0.189	0.092	213	-0.029	-0.177	-0.015	0.189	0.086	0.96	-0.25
SIZE	613	27.425	24.170	27.251	30.906	1.640	213	26.656	24.170	26.290	30.719	1.518	6.01***	-6.10***
LEV	613	0.481	0.085	0.503	0.895	0.191	213	0.452	0.085	0.457	0.832	0.176	1.95*	-1.84*
GRW	613	0.140	-0.351	0.091	1.442	0.244	213	0.122	-0.351	0.090	1.442	0.202	1.05	-0.14
VOL	613	0.201	0.099	0.187	0.394	0.065	213	0.199	0.099	0.184	0.394	0.060	0.32	0.29
SEO	613	0.088	0.000	0.000	1.000	0.284	213	0.066	0.000	0.000	1.000	0.248	1.09	-0.64
BOND	613	0.406	0.000	0.000	1.000	0.492	213	0.258	0.000	0.000	1.000	0.439	3.89***	-4.01***
PER	613	17.730	1.681	9.346	190.1	30.333	213	12.643	1.681	9.115	190.1	16.697	2.33**	-0.01
HOR	613	0.232	0.000	0.000	1.000	0.422	213	0.282	0.000	0.000	1.000	0.451	-1.46	1.83*
MFREQ	613	1.858	0.000	1.000	9.000	1.887	213	1.432	0.000	1.000	7.000	1.634	2.94***	-2.91***
FOR%	613	0.178	0.000	0.127	0.686	0.170	213	0.166	0.000	0.095	0.686	0.180	0.90	-1.73
INS%	613	0.017	0.000	0.000	0.361	0.061	213	0.021	0.000	0.000	0.361	0.056	-0.78	1.73*

주1) 여기서, MFACC은 경영자 매출액 예측치의 정확성, MDA는 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), DISITEM은 매출액, 영업이익, 당기순이익의 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, SIZE는 기초총자산의 자연로그값, LEV는 부채비율, GRW는 총자산의 성장률, VOL은 주가수익률의 변동성, SEO는 유상증자 여부, BOND는 사채발행 여부, PER는 주가수익비율, HOR은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수, MFREQ는 과거 경영자 이익예측 공시빈도, FOR%는 외국인지분율, INS%는 기관투자자지분율을 의미한다.

주2) 각 변수의 상·하 1%의 극단치를 조정(winsorize)한 후의 기술통계량을 제시한 것이다.

기관투자자지분율(*INS%*)과 외국인지분율(*FOR%*)의 평균값도 두 집단간 큰 차이를 보이지 않았다. 마지막으로, 경영자 예측정보의 속성을 나타내는 예측기간(*HOR*)의 평균값은 두 집단에서 각각 28.2%와 23.2%로 나타났다. 이는 경영자가 예측정보를 대부분 연초 아니면 연말에 제공한다는 선행연구(권수영 등 2009)의 결과를 뒷받침 하는 것이다.

〈표 4〉는 주요변수의 상관관계를 제시한다. 관심변수(*DISITEM*)와 주요 종속변수의 관계를 살펴보면 다음과 같다. 우선, 경영자 예측정보의 정확성(*MFACC*)과 *DISITEM*은 본 연구가설1의 예상과 일치하게 음(-)의 관련성이 있으나 통계적으로 유의하지 않았다. 성과통제 재량적발생액(*MDA*)과의 관계도 통계적 유의성은 발견하지 못했다.

이외에 주요 종속변수와 통제변수와의 관계를 살펴보면 다음과 같다. 우선, 경영자 예측정보의 정확성과 통제변수의 관계를 살펴보면, 경영자 예측정보의 정확성과 기업규모(*SIZE*)는 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 있음을 보여, 기업규모가 클수록 정확한 이익예측을 보고하려 한다는 선행연구(Baginski and Hassell 1997; 권수영 등 2009)와 일관된 결론을 얻었다. 선행연구(전영순 2003)와 일치하게 외국인투자자의 비중이 높을수록 경영자 예측정보의 정확성이 추구될 수 있음을 보였다. 그리고 선행연구와 일관되게 예측기간이 짧을수록 경영자 예측정보의 정확성이 높다는 결과를 발견하였다(Baginski and Hassell 1997). 추가적으로 성과통제 재량적 발생액(*MDA*)과 부채비율(*LEV*)은 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다(DeFond

and Jiambalvo 1994).

4.2 실증분석결과

4.2.1 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익 예측 정확성

〈표 5〉는 경영자 이익예측의 구성항목을 공시한 기업(*DISITEM*)과 경영자 예측정보의 정확성(*MFACC*)과의 관계를 분석한 결과를 제시한다. MODEL 1-1은 OLS 결과를, 모형 1-2는 내생성이 고려된 결과를, 모형 1-3은 인과관계(Causality)가 고려된 분석결과를 제시한다. 지면상 모형 1-2와 1-3의 1차 회귀모형 분석결과는 본문에서 제외하였다.¹²⁾ 분석결과, 구성항목 공시여부와 경영자 예측정보의 정확성은 최소 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 경영자 이익예측 정보의 구성항목 공시가 투자자들과의 의사소통 수단(communication device)으로 유용하게 활용될 수 있음을 보인 것으로 판단된다.

통제변수와의 관계를 살펴보면, 기업규모(*SIZE*)와 경영자 예측정보의 정확성은 최소 5%수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보여, 기업의 규모가 클수록 경영자 예측정보의 정확성이 높아진다는 선행연구와 일치한다(Baginski and Hassell 1997; 권수영 등 2009). 그리고 기업의 성장성이 높을수록 예측정보의 정확성이 높아지고, 부채비율이 높거나 이익예측의 변동성이 높을수록 예측정보의 정확성이 낮아진다는 결과를 발견하였다. 다른

12) 모형 1-2와 모형 2-2 관련된 1차 회귀모형 분석결과, 재무분석가 주당순이익예측 표준편차(*STDADF*)와는 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났고, 재무분석가 추종(*NAF*) 변수와는 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 또한, 모형 1-3 및 모형 2-3과 관련하여 예측정보의 정확성을 관심변수로 설정한 1차 회귀모형 분석결과, 예측정보의 정확성과 구성항목 공시여부는 음(-)의 방향성을 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 또한, 성과통제 재량적발생액과 구성항목 공시여부도 -0.040(*t*-값=-0.55)의 값을 지녀 인과관계 문제가 없는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 주요변수의 상관관계

변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1.MFACC	1	0.044 (0.202)	-0.038 (0.281)	-0.121 (0.001)	0.032 (0.357)	-0.064 (0.068)	0.047 (0.176)	0.014 (0.692)	-0.058 (0.096)	-0.020 (0.597)	-0.136 (0.000)	-0.065 (0.061)	-0.128 (0.000)	0.009 (0.792)
2.MDA		1	0.017 (0.628)	-0.013 (0.705)	0.058 (0.097)	0.007 (0.838)	0.045 (0.193)	0.028 (0.429)	0.107 (0.002)	-0.028 (0.443)	-0.034 (0.325)	-0.001 (0.988)	-0.040 (0.256)	0.037 (0.286)
3.DISITEM			1	-0.205 (0.000)	-0.068 (0.052)	-0.033 (0.337)	-0.013 (0.718)	-0.036 (0.307)	-0.134 (0.000)	-0.045 (0.224)	0.051 (0.144)	-0.102 (0.003)	-0.032 (0.354)	0.016 (0.652)
4.SIZE				1	0.278 (0.000)	-0.063 (0.071)	-0.165 (0.000)	-0.055 (0.114)	0.513 (0.000)	0.043 (0.249)	-0.038 (0.281)	0.325 (0.000)	0.453 (0.000)	0.013 (0.701)
5.LEV					1	0.058 (0.097)	0.282 (0.000)	0.050 (0.154)	0.369 (0.000)	0.119 (0.001)	-0.020 (0.573)	0.011 (0.760)	-0.092 (0.008)	0.033 (0.344)
6.GRW						1	0.187 (0.000)	0.142 (0.000)	-0.001 (0.976)	-0.038 (0.305)	-0.028 (0.416)	0.032 (0.359)	-0.016 (0.641)	-0.101 (0.004)
7.VOL							1	0.210 (0.000)	-0.002 (0.957)	0.017 (0.647)	0.079 (0.023)	-0.100 (0.004)	-0.277 (0.000)	0.028 (0.415)
8.SEO								1	-0.037 (0.291)	0.050 (0.180)	0.024 (0.486)	-0.038 (0.273)	-0.131 (0.000)	0.009 (0.790)
9.BOND									1	0.046 (0.216)	0.004 (0.912)	0.176 (0.000)	0.113 (0.001)	0.019 (0.585)
10.PER										1	-0.058 (0.118)	-0.021 (0.566)	-0.013 (0.733)	-0.056 (0.132)
11.HOR											1	-0.165 (0.000)	-0.046 (0.189)	0.203 (0.000)
12.MFFREQ												1	0.213 (0.000)	-0.236 (0.000)
13.FOR%													1	-0.042 (0.224)
14.INS%														1

주1) 여기서, MFACC은 경영자 매출액 예측치의 정확성, MDA는 성과통제 제량적 발생액(Kothari et al. 2005), DISITEM은 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, SIZE는 기초총자산의 자연로그값, LEV는 부채비율, GRW는 총자산의 성장률, VOL은 증가수익률의 변동성, SEO는 유상증자 여부, BOND는 사채발행 여부, PER는 증가수익비율, HOR는 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수, MFFREQ는 과거 경영자 이익예측 공시빈도, FOR%는 외국인지분율, INS%는 기관투자자지분율을 의미한다.

주2) 본 표는 피어슨 상관계수를 나타낸 것이며, 괄호안의 값은 p값을 나타낸다.

〈표 5〉 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정확성

변수	예측부호	MODEL1-1		MODEL1-2		MODEL1-3	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
절편	+/-	2.323***	3.07	0.783	1.47	0.436***	4.37
DISITEM	+/-	-0.165**	-2.15	-0.412	-1.61	-0.293*	-1.82
SIZE	-	-0.066**	-2.32	-0.021	-1.14	-0.013*	-1.71
LEV	+	0.248	1.17	0.370***	2.74	0.248*	1.67
GRW	-	-0.318**	-2.21	-0.325***	-2.87	-0.299**	-2.51
VOL	+	0.204	0.31	0.589	1.23	0.781*	1.69
SEO	+/-	-0.020	-0.16	0.027	0.31	0.043	0.48
BOND	+/-	-0.046	-0.56	0.024	0.57	-0.003	-0.07
PER	+	-0.001	-1.22	-0.001	-1.33	-0.001	-1.52
HOR	-	-0.280***	-3.44	-0.128***	-2.86	-0.133***	-2.82
MFFREQ	-	-0.033	-1.46	0.004	0.27	0.006	0.44
FOR%	-	-0.331	-1.46	-0.092	-0.73	-0.163	-1.17
INS%	-	0.183	0.23	-0.490	-1.10	-0.576	-1.23
IMR	+/-	-	-	0.034	0.23	-	-
산업&연도더미		포함		포함		포함	
F-값		3.58***		2.22***		-	
표본수		826		389		389	
Adj R-Sq		0.08		0.09		-0.01	

주1) 여기서, MFACC은 경영자 매출액 예측치의 정확성, DISITEM은 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, SIZE는 기초총자산의 자연로그값, LEV는 부채비율, GRW는 총자산의 성장률, VOL은 주가수익률의 변동성, SEO는 유상증자 여부, BOND는 사채발행 여부, PER는 주가수익비율, HOR은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수, MFFREQ는 과거 경영자 이익예측 공시빈도, FOR%는 외국인지분율, INS%는 기관투자자 지분율을 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

통계변수들은 대체적으로 일관된 방향성을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

4.2.2 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익 조정

〈표 6〉은 경영자 예측정보의 구성항목을 공시하는

기업과 성과통제 재량적 발생액의 분석결과를 제시한다.¹³⁾ MODEL 2-1은 OLS 결과를, 모형 2-2는 Heckman(1979) 모형의 분석 결과를, 모형 2-3은 연립방정식(Simultaneous equation) 분석결과를 제시한다. 본 연구의 관심변수인 경영자 이익예측의 구성항목 공시여부(DISITEM)는 성과통제 재량적 발생액(MDA)과 최소 5% 수준에서 통계적으로 유

13) 경영자 예측정보는 매출액, 영업이익, 당기순이익 정보만을 제공하고 있어 발생액과 실물활동을 통한 이익조정을 폭 넓게 분석하는 것에 한계가 존재한다. 다만, 본 연구는 실물활동을 통한 이익조정이 억제되는지 Roychowdhury(2006)과 Cohen and Zarowin (2010)의 방법을 이용하여 추가분석을 수행하였으며, 분석결과 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다.

〈표 6〉 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정

변수	예측부호	MODEL2-1		MODEL2-2		MODEL2-3	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
절편	+/-	-0.104	-1.58	0.071	0.74	0.409***	4.44
DISITEM	+/-	-0.011**	-2.10	-0.060	-1.61	-0.078**	-1.95
SIZE	-	0.002	0.82	-0.006***	-2.37	-0.012****	-3.85
GRW	+	0.007	0.69	-0.002	-0.09	-0.001	-0.03
LOSS	+	-0.044***	-5.36	-0.021**	-1.81	-0.025**	-1.87
LEV	+	-0.022	-1.48	-0.014	-0.70	-0.024	-1.02
LAGTA	-	0.000	-0.01	0.052**	1.70	0.065**	1.85
CFO	-	-0.554***	-17.47	-0.533***	-12.65	-0.486****	-8.33
FOR%	-	0.031**	1.96	0.017	0.90	0.009	0.38
BIG	-	0.009	1.33	0.012	0.96	0.015	1.06
LAG%	+	0.000	1.37	0.000	0.41	0.000	-0.18
HOR	+	-0.004	-0.63	-0.005	-0.75	-0.008	-1.00
IMR	+/-	-	-	0.029	1.35	-	-
산업&연도더미		포함		포함		포함	
F-값		31.70***		21.52***		-	
표본수		826		389		389	
Adj R-Sq		0.51		0.61		0.49	

주1) 여기서, MDA는 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), DISITEM은 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, SIZE는 기초총자산의 자연로그값, GRW는 총자산의 성장률, LOSS는 당기순손실여부, LEV는 부채비율, LAGTA는 전년도총발생액, CFO는 영업현금흐름, FOR%는 외국인지분율, BIG은 대형회계법인여부, LAG%는 대주주 1인 지분율, HOR은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수를 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

의한 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 경영자 예측정보의 구성항목 정보를 제시하는 경우 경영자가 재량적발생액을 줄이는 방향으로 이익조정을 하고 있음을 의미한다. 성과통제 재량적발생액(MDA)에 영향을 미칠 것으로 판단되는 영업현금흐름(CFO)은 선행연구와 일치하게 음(-)의 관련성이 있음을 보였다(Dechow et al. 1995; Becker et al. 1998).

이상의 결과를 요약하면, 구성항목 공시여부

(DISITEM)와 경영자 예측정보의 정확성(MFACC)과 재량적발생액(MDA) 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 경영자가 이익예측 구성항목의 공시를 통해 예측정보의 신뢰성을 추구할 수 있으며, 이익조정을 통해 자신들의 예측정보에 부합하고자 하는 유인이 제약될 수 있음을 의미한다.

V. 추가분석¹⁴⁾

5.1 강건성 분석

〈표 7〉은 Newey and West(1987), Clustering Standard Errors, 그리고 Fixed Effect 검증방법을 사용한 분석결과를 제시한다. 또한, 횡단면-시계열적 종속성 문제가 조정된 Newey and West(1987) 검증방법과 패널자료가 가질 수 있는 개별기업과 연도의 특성을 고려한 Fixed Effect Model을 이용한 분석결과를 제시한다(Petersen 2009). 분석결과, 〈표 5〉의 결과와 동일하게 경영자 예측정보의 정확성(MFACC)과 구성항목 공시여부(DISITEM)는 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 가설2의 검증결과를 살펴보면, 〈표 6〉의 결과와 마찬가지로 구성항목 공시기업 여부(DISITEM)와 성과통제 재량적 발생액은 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다.

5.2 반복공시 및 재공시 기업 제외

본 절에서는 분석결과에 강건성을 확보하기 위해 경영자가 이익예측 정보를 반복공시 하거나 재공시한 기업 자체를 표본에서 제외한 분석결과를 제시한다. 〈표 8〉의 [PANEL A]의 분석결과, 구성항목 공시여부(DISITEM)와 경영자 예측정보의 정확성은 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 〈표 8〉의 [PANEL B]의 분석결과, 성과통제 재량적 발생액(MDA)와 경영자 예측정보의 구성항목 공시여부

(DISITEM)도 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 지니는 것으로 나타났다. 이는 구성항목 공시여부가 예측정보의 정확성뿐만이 아니라 사후적으로 이익조정이 억제될 수 있음을 나타내는 결과이다.

5.3 구성항목수(NDISITEM)

〈표 9〉는 본 연구의 강건성을 위해 구성항목 공시(DISITEM)의 정의를 구성항목 공시 수로 변경하여 분석한 결과를 제시한다. 구체적으로, 구성항목을 하나 공시한 기업은 1, 두 개 공시한 기업은 2, 세 개 공시한 기업은 3으로 정의 한 변수를 관심변수(NDISITEM)로 설정하여 분석한 결과를 제시한다. 〈표 10〉의 [PANEL A] 결과를 보면, 〈표 5〉의 결과와 일관되게 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 다음으로 〈표 10〉의 [PANEL B] 분석결과를 보면, 구성항목을 공시하는 기업의 이익조정 수준이 더 낮게 나타났다.

5.4 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정

〈표 10〉은 성과통제 재량적 발생액의 절대값(ABSDA)을 종속변수로 한 분석결과를 제시한다. 경영자의 상향 또는 하향 이익조정 행위를 줄이는지 살펴보기 위하여 성과통제 재량적 발생액의 절대값(ABSDA), 양(+)과 음(-)의 재량적 발생액을 종속변수로 한 추가분석을 수행하였다. 분석결과, 구성항목 공시기업여부(DISITEM)와 성과통제 재량적 발생액의 절대값(ABSDA)은 통계적으로 유의한

14) 동일기업이 구성항목을 공시 할 때와 구성항목을 공시하지 않을 때를 비교하고자 하였으나, 경영자 예측정보를 2번 이상 공시하는 기업의 수가 144개이며, 이 중 구성항목을 변경한 경험이 있는 기업은 144개 중 32개로 나타나 분석에 제약이 따른다.

<표 7> 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정확성 및 이익조정

[PANEL A] 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정확성

변수	예측부호	Newey and West		Clustering		Fixed Effect	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
절편	+/-	2.323***	3.42	2.322***	3.34	2.323***	3.07
DISITEM	+/-	-0.165**	-2.41	-0.165**	-2.37	-0.165**	-2.15
SIZE	-	-0.066**	-2.55	-0.065**	-2.49	-0.066**	-2.32
LEV	+	0.248	0.86	0.247	0.84	0.248	1.17
GRW	-	-0.318	-1.61	-0.317	-1.58	-0.318**	-2.21
VOL	+	0.204	0.25	0.203	0.25	0.204	0.31
SEO	+/-	-0.020	-0.14	-0.020	-0.14	-0.020	-0.16
BOND	+/-	-0.046	-0.56	-0.045	-0.55	-0.046	-0.56
PER	+	-0.001	-1.23	-0.001	-1.21	-0.001	-1.22
HOR	-	-0.280***	-4.60	-0.280***	-4.51	-0.280***	-3.44
MFFREQ	-	-0.033	-1.27	-0.033	-1.24	-0.033	-1.46
FOR%	-	-0.331	-1.32	-0.331	-1.29	-0.331	-1.46
INS%	-	0.183	0.19	0.183	0.19	0.183	0.23
산업&연도더미		포함		포함		포함	
F-값		3.58***		9.29***		3.58***	
표본수		826		826		826	
Adj R-Sq		0.08		0.08		0.08	

주1) 여기서, MFACC은 경영자 매출액 예측치의 정확성, DISITEM은 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, SIZE는 기초총자산의 자연로그값, LEV는 부채비율, GRW는 총자산의 성장률, VOL은 주가수익률의 변동성, SEO는 유상증자 여부, BOND는 사채발행 여부, PER는 주가수익비율, HOR은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수, MFFREQ는 과거 경영자 이익예측 공시빈도, FOR%는 외국인지분율, INS%는 기관투자자 지분율을 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

[PANEL B] 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정

변수	예측부호	Newey and West		Clustering		Fixed Effect	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
절편	+/-	-0.104	-1.36	-0.104	-1.33	-0.104	-1.58
DISITEM	+/-	-0.011**	-2.16	-0.011**	-2.11	-0.011**	-2.10
SIZE	-	0.002	0.84	0.002	0.81	0.002	0.82
GRW	+	0.007	0.45	0.007	0.44	0.007	0.69
LOSS	+	-0.044***	-4.64	-0.044***	-4.55	-0.044***	-5.36
LEV	+	-0.022	-1.34	-0.022	-1.30	-0.022	-1.48
LAGTA	-	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.01
CFO	-	-0.554***	-13.96	-0.554***	-13.63	-0.554***	-17.47
FOR%	-	0.031**	2.25	0.031**	2.21	0.031*	1.96
BIG	-	0.009	1.23	0.009	1.20	0.009	1.33
LAG%	+	0.000	1.45	0.000	1.42	0.000	1.37
HOR	+	-0.004	-0.60	-0.004	-0.59	-0.004	-0.63
산업&연도더미		포함		포함		포함	
F-값		31.70***		236.29***		31.70***	
표본수		826		826		826	
Adj R-Sq		0.51		0.51		0.51	

주1) 여기서, MDA는 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), DISITEM은 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, SIZE는 기초총자산의 자연로그값, GRW는 총자산의 성장률, LOSS는 당기순손실여부, LEV는 부채비율, LAGTA는 전년도총발생액, CFO는 영업현금흐름, FOR%는 외국인지분율, BIG은 대형회계법인여부, LAG%는 대주주 1인 지분율, HOR은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수를 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 8〉 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정확성 및 이익조정 - 반복공시, 재공시 기업 제외

[PANEL A] 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정확성

변수	예측부호	추정계수	t-값
절편	+/-	2.399***	3.06
<i>DISITEM</i>	+/-	-0.167**	-2.11
<i>SIZE</i>	-	-0.070**	-2.39
<i>LEV</i>	+	0.237	1.09
<i>GRW</i>	-	-0.266*	-1.77
<i>VOL</i>	+	0.185	0.28
<i>SEO</i>	+/-	0.018	0.14
<i>BOND</i>	+/-	-0.025	-0.30
<i>PER</i>	+	-0.002	-1.24
<i>HOR</i>	-	-0.256***	-2.90
<i>MFFREQ</i>	-	-0.021	-0.88
<i>FOR%</i>	-	-0.329	-1.41
<i>INS%</i>	-	0.221	0.28
산업&연도더미		포함	
F-값		3.23***	
표본수		779	
Adj R-Sq		0.08	

주1) 여기서, *MFAACC*은 경영자 매출액 예측치의 정확성, *DISITEM*은 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, *SIZE*는 기초총자산의 자연로그값, *LEV*는 부채비율, *GRW*는 총자산의 성장률, *VOL*은 추가수익률의 변동성, *SEO*는 유상증자 여부, *BOND*는 사채발행 여부, *PER*는 추가수익비율, *HOR*은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수, *MFFREQ*는 과거 경영자 이익예측 공시빈도, *FOR%*는 외국인지분율, *INS%*는 기관투자자 지분율을 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

[PANEL B] 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정

변수	예측부호	추정계수	t-값
절편	+/-	-0.105	-1.57
<i>NDISITEM</i>	+/-	-0.013**	-2.38
<i>SIZE</i>	-	0.002	0.83
<i>GRW</i>	+	0.009	0.91
<i>LOSS</i>	+	-0.043***	-5.07
<i>LEV</i>	+	-0.021	-1.43
<i>LAGTA</i>	-	-0.009	-0.31
<i>CFO</i>	-	-0.548***	-16.56
<i>FOR%</i>	-	0.024	1.50
<i>BIG</i>	-	0.012*	1.67
<i>LAG%</i>	+	0.000	1.42
<i>HOR</i>	+	-0.002	-0.35
산업&연도더미		포함	
F-값		29.84***	
표본수		779	
Adj R-Sq		0.51	

주1) 여기서, *MDA*는 성과통제 제량적 발생액(Kothari et al. 2005), *DISITEM*은 매출액, 영업이익, 당기순이익 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, *SIZE*는 기초총자산의 자연로그값, *GRW*는 총자산의 성장률, *LOSS*는 당기순손실여부, *LEV*는 부채비율, *LAGTA*는 전년도총발생액, *CFO*는 영업현금흐름, *FOR%*는 외국인지분율, *BIG*는 대형회계법인여부, *LAG%*는 대주주 1인 지분율, *HOR*은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수를 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 9〉 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정확성 및 이익조정 - 구성항목수(*NDISITEM*)

[PANEL A] 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 정확성

변수	예측부호	추정계수	t-값
절편	+/-	2.616***	3.43
<i>NDISITEM</i>	+/-	-0.152***	-3.26
<i>SIZE</i>	-	-0.068**	-2.41
<i>LEV</i>	+	0.264	1.25
<i>GRW</i>	-	-0.320**	-2.23
<i>VOL</i>	+	0.227	0.35
<i>SEO</i>	+/-	-0.020	-0.17
<i>BOND</i>	+/-	-0.052	-0.64
<i>PER</i>	+	0.001	-1.20
<i>HOR</i>	-	-0.274***	-3.37
<i>MFFREQ</i>	-	-0.034	-1.49
<i>FOR%</i>	-	-0.348	-1.54
<i>INS%</i>	-	0.273	0.35
산업&연도더미		포함	
F-값		3.81***	
표본수		826	
Adj R-Sq		0.09	

주1) 여기서, *MFACCC*는 경영자 매출액 예측치의 정확성, *NDISITEM*은 구성항목을 하나 공시한 기업은 1, 두 개 공시한 기업은 2, 세 개 공시한 기업은 3으로 부여한 변수, *SIZE*는 기초총자산의 자연로그값, *LEV*는 부채비율, *GRW*는 총자산의 성장률, *VOL*은 주가수익률의 변동성, *SEO*는 유상증자 여부, *BOND*는 사채발행 여부, *PER*는 주가수익비율, *HOR*은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수, *MFFREQ*는 과거 경영자 이익예측 공시빈도, *FOR%*는 외국인지분율, *INS%*는 기관투자자지분율을 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

[PANEL B] 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정

변수	예측부호	추정계수	t-값
절편	+/-	-0.091	-1.37
<i>NDISITEM</i>	+/-	-0.008**	-2.32
<i>SIZE</i>	-	0.002	0.81
<i>GRW</i>	+	0.007	0.69
<i>LOSS</i>	+	-0.045***	-5.44
<i>LEV</i>	+	-0.020	-1.37
<i>LAGTA</i>	-	0.000	-0.02
<i>CFO</i>	-	-0.552***	-17.40
<i>FOR%</i>	-	0.030*	1.85
<i>BIG</i>	-	0.010	1.41
<i>LAG%</i>	+	0.000	1.41
<i>HOR</i>	+	-0.003	-0.57
산업&연도더미		포함	
F-값		31.77***	
표본수		826	
Adj R-Sq		0.51	

주1) 여기서, *MDA*는 성과통제 제량적 발생액(Kothari et al, 2005), *NDISITEM*은 구성항목을 하나 공시한 기업은 1, 두 개 공시한 기업은 2, 세 개 공시한 기업은 3으로 부여한 변수, *SIZE*는 기초총자산의 자연로그값, *GRW*는 총자산의 성장률, *LOSS*는 당기순손실여부, *LEV*는 부채비율, *LAGTA*는 전년도총발생액, *CFO*는 영업현금흐름, *FOR%*는 외국인지분율, *BIG*은 대형회계법인 여부, *LAG%*는 대주주 1인 지분율, *HOR*은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수를 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 10〉 경영자 이익예측 구성항목 공시기업의 이익조정
- ABSDA/PositiveDA/NegativeDA

변수	예측부호	ABSDA		PositiveDA		NegativeDA	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
절편	+/-	0.259***	5.03	0.095**	2.04	-0.250***	4.09
DISITEM	+/-	0.004	1.03	-0.008*	-1.77	-0.016***	2.75
SIZE	-	-0.005***	-3.31	-0.003	-1.44	0.005***	-2.85
GRW	+	0.032***	4.12	0.044***	4.72	-0.026***	2.6
LOSS	+	0.011*	1.67	-0.002	-0.24	-0.003	0.42
LEV	+	0.031***	2.69	-0.005	-0.38	-0.050***	3.43
LAGTA	-	0.000	0.03	0.008	0.37	-0.000	0.00
CFO	-	0.014	0.58	-0.380***	-11.02	-0.126***	3.48
FOR%	-	-0.004	-0.33	-0.003	-0.24	0.007	-0.39
BIG	-	-0.008	-1.53	0.002	0.41	0.014*	-1.94
LAG%	+	0.000	-0.31	0.000	-0.39	-0.000	0.45
HOR	+	0.006	1.41	0.002	0.45	-0.005	0.86
산업&연도더미		포함		포함		포함	
F-값		17.94***		11.64***		14.51***	
표본수		826		328		498	
Adj R-Sq		0.37		0.43		0.43	

주1) 여기서, *ABSDA*는 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)의 절대값, *PositiveDA*는 양(+)의 성과통제 재량적 발생액, *NegativeDA*는 음(-)의 성과통제 재량적 발생액, *DISITEM*은 매출액, 영업이익, 당기순이익의 예측치를 모두 공시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수, *SIZE*는 기초총자산의 자연로그값, *GRW*는 총자산의 성장률, *LOSS*는 당기순손실여부, *LEV*는 부채비율, *LAGTA*는 전년도총발생액, *CFO*는 영업현금흐름, *FOR%*는 외국인지분율, *BIG*은 대형회계법인여부, *LAG%*는 대주주 1인 지분율, *HOR*은 경영자 예측정보의 예측기간이 6개월 이하인 경우 1, 아니면 0인 더미변수를 의미한다.

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

관련성이 없는 것으로 나타났다. 그러나 *PositiveDA*와 *NegativeDA*를 종속변수로 설정한 분석결과,¹⁵⁾ *PositiveDA*와 *NegativeDA*는 구성항목 공시기업 여부(*DISITEM*)와 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 구성항목 공시기업에 대한 경영자의 재량권이 제한되어 나타난 결과로 해석된다.

VI. 결론

경영자 이익예측 정보는 미래성과에 대한 정보를 전달하는 측면에서 투자자들의 의사결정에 유용하게 활용될 수 있지만 이는 동 정보의 신뢰성이 전제되어야 한다(이명곤 등 2011; 권수영 등 2011). 이에

15) 이와 관련하여 선행연구(Kaszniak 1999; Gramlich and Sorensen 2004; 안미강 등 2009)도 보고이익이 이익예측에 미달하는 경우 양(+)의 재량적발생액을 사용한다는 결과를 일관되게 제시하고 있어 양(+)의 재량적발생액과 음(-)의 재량적발생액 결과에 차이를 가져 올 수 있다.

본 연구는 경영자 구성항목 공시와 예측정보의 신뢰성 및 재무정보의 질과의 관계를 실증분석 하였다.

이와 관련된 선행연구(Hirst et al. 2007; Chen et al. 2008; Petriuc 2010; Elliott et al. 2011)는 경영자는 예측정보에 대한 확신이 높은 경우 보다 더 상세한 예측정보를 제공하고자 한다고 주장하고 있다. 또한, 구성항목을 공시한 기업에 대해 투자자들이 예측정보의 정확성이나 이익조정 여부를 용이하게 평가할 수 있기 때문에 경영자 입장에서 신뢰성 있는 정보를 제공하고자 한다고 주장한다. 하지만, 공정공시 관련 규정에는 공시내용의 충실화를 위해 손익관련 항목을 모두 공시하는 것을 요구하고 있다. 이는 규정을 준수하지 않고 예측정보를 공시하는 기업의 정보신뢰성이 낮을 수 있음을 의미하는 것이다. 이처럼 구성항목 공시에 대한 상반된 의견이 존재하기 때문에 본 연구는 구성항목 공시와 예측정보의 신뢰성 및 이익조정 여부를 실증분석 하였다.

본 연구는 2002 년에서 2010 년 기간 동안 경영자 예측정보를 공시한 기업을 대상으로 분석을 수행하였다. 추가적으로 선택편의(selection bias)와 인과관계(causality) 문제를 통제한 분석결과, 경영자 이익예측 구성항목을 공시여부와 경영자 이익예측 정보의 정확성은 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 추가적으로, Clustering 검증, Newey and West(1987) 검증, 그리고 Fixed effect 검증을 수행한 결과도 앞선 결과와 일관되게 나타났다. 이는 구성항목 공시기업의 예측정보 신뢰성이 높아지고, 이익조정 유인이 억제되어 나타난 결과로 해석된다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 본 연구는 구성항목 공시여부가 예측정보의 정확성 뿐만 아니라 이익조정 가능성에 대한 평가를 수행했

다는 점에서 선행연구에 추가적인 공헌점이 있다. 예측정보의 보고형식으로 점추정(point forecasts)을 적용할 수 없는 국내의 경우, 구성항목 공시가 사전적으로 예측정보의 정확성을 판단할 수 있는 수단으로 사용될 수 있는 실증분석결과를 제시하였다는 점에서 시사하는 바가 있다. 또한, 예측정보 공시 자체뿐만 아니라 예측정보의 신뢰성에 대한 고려가 필요한 현 시점에서 본 연구결과는 규제자들에게 제도적 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다. 즉, 경영자의 입장에서 구성항목 공시와의 관련성을 실증분석 한 본 연구의 결과는 공시내용의 충실화를 통해 경영자 예측정보의 신뢰성을 달성 할 수 있다는 점을 보였다는 점에서 의미가 있다. 마지막으로, 본 연구의 결과는 투자자들의 의사결정에 유용한 정보를 전달하는 수단으로 구성항목 공시가 활용될 수 있음을 시사한다.

참고문헌

- 권수영 · 이동현 · 황문호(2009), “공정공시제도 도입 이후 경영자예측정보의 정확성,” **회계학연구**, 제34권 제1호, pp. 107-141.
- 권수영 · 유승원 · 황문호(2011), “경영자 이익예측정보와 재무분석가 이익예측수정,” **한국증권학회지**, 제40권 제3호: 431-459.
- 김정교 · 서지성 · 김병찬(2006), “영업이익, 경상이익, 순이익 및 포괄이익의 기업가치 관련성: 상대적 및 증분 정보내용,” **회계와감사연구**, 제44호: 89-117.
- 김정옥·배길수(2004), “지분전환가능사채의 발행과 이익조정: 공모와 사모발행을 중심으로,” **회계학연구**, 제29권 제2호, pp.83-109.
- 나인철 · 이남주(1999), “기업 매출목표의 공시와 재무분석

- 가 매출예측치의 수정," **회계학연구**, 제24권 제1호, pp. 55-87.
- 박종성 · 남지희(2010), "경영자 이익예측과 이익조정," **대한경영학회지**, 제 23권 제1호, pp. 487-510.
- 박종일(2003), "기업지배구조와 이익조정: 최대주주 지분을 중심으로," **회계학연구**, 제28권 제2호, pp. 135-172.
- 손성규 · 전영순(2002), "경영자예측치의 공시에 대한 시장의 사후적인 평가: 주가의 부정적 효과," **연세경영연구**, 제39권 제2호, pp. 125-152.
- 송인만(1989), "회계이익과 매출액의 상대적인 정보가치에 대한 실증적 연구," **증권학회지**, 제11권 제1호, pp. 79-110.
- 안미강 · 위준복 · 고대영(2009), "경영자의 이익예측 편이가 이익조정에 미치는 영향," **정보연구**, 제27권 제3호, pp. 125-150.
- 안일준(1995), "기업이익예측의 자발적 공시에 관한 연구: 신호전달이론을 중심으로," **경영학연구**, 제3권, pp. 67-98.
- 이명곤 · 장석진 · 이규진(2011), "실제이익조정과 경영자 이익예측 정확성," **회계저널**, 제20권 제1호, pp. 1-30.
- 전영순(2003), "경영자 예측정보의 신뢰성에 대한 외국인 투자자 및 국내 기관투자자의 견제기능," **대한경영학회지**, 제16권 제4호, pp. 891-913.
- 전영순 · 천미림(2009), "공정공시를 통하여 이익예측치를 발표한 기업의 이익조정," **세무와회계저널**, 제10권 제3호, pp. 329-356.
- 전영순 · 하승현(2011), "K-IFRS를 조기 도입한 기업의 영업이익 구분 표시 및 영업이익 산출에 관한 연구," **회계저널**, 제20권 제2호, pp. 239-275.
- 최종원 · 이연진(2011), "기업내부 회계 · 공시 전문인력의 보유와 경영자 예측정보의 정확성과 신뢰성," **회계저널**, 제20권 제4호, pp. 157-184.
- 한국거래소(2010.10), 「공정공시 가이드라인」
- Aboody, D. and R. Kasznik(2000), "CEO Stock Option Awards and the Timing of Corporate Voluntary Disclosures," *Journal of Accounting and Economics*, 29, pp. 73-100.
- Baginski, S. P., E. J. Conrad, and J. M. Hassell (1993), "The Effects of Management Forecast Precision on Equity Pricing and on the Assessment of Earnings Uncertainty," *The Accounting Review*, 68, pp. 913-927.
- Baginski, S. P., and J. M. Hassell(1997), "Determinants of Management Forecast Precision," *The Accounting Review*, 72, pp. 303-312.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam(1998), "The Effect of Audit Quality on Earning Management," *Contemporary Accounting Research*, 15, pp. 1-24.
- Beyer, A., D. A. Cohen, T. Z. Lys, and B. R. Walther (2010), "The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature," *Journal of Accounting Economics*, 50, pp. 296-343.
- Botosan, C(1997), "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital," *The Accounting Review*, 72, pp. 323-349.
- Burgstahler, D., and I. Dichev(1997), "Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses," *Journal of Accounting and Economics*, 24, pp. 99-126.
- Call, A. C., S. Chen, and Y. H. Tong(2009), "Are Analysts' Earnings Forecasts More Accurate When Accompanied by Cash Flow Forecasts?," *Review of Accounting Studies*, 14, pp. 358-391.
- Chen, S., M. L. DeFond, and C. W. Park(2002), "Voluntary Disclosure of Balance Sheet Information in Quarterly Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Economics*, 33, pp. 229-251.
- Chen, C. X., R. Doogar, L. Y. Li, T. Sougiannis

- (2008), "Disaggregation and the Quality of Management Earnings Forecasts," Working Paper. Electronic copy available at http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1270844
- Chung, R., S. Ho, J. B. Kim(2004), "Ownership Structure and the Pricing Discretionary Accruals in Japan," *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 13, pp. 1-20.
- Clement, M(1999), "Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?," *Journal of Accounting and Economics*, 27, pp. 285-303.
- Cohen, D. A., and P. Zarowin(2010), "Accrual-based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings," *Journal of Accounting and Economics*, 50, pp. 2-19.
- Dhaliwal, D. S., C. A. Gleason, and L. F. Mills (2004), "Last-Chance Earnings Management: Using the Tax Expense to Meet Analyst's Forecasts," *Contemporary Accounting Research*, 21, pp. 431-459.
- DeAngelo, L(1988), "Managerial Competition, Information Costs, and Corporate Governance: The Use of Accounting Performance Measures in Proxy Contests," *Journal of Accounting and Economics*, 10, pp. 3-27.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70, pp. 193-225.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo(1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, pp.145-176.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser(1999), "Earnings Management to Exceed Thresholds," *Journal of Business*, 72, pp. 1-33.
- Elliott, W. B., J. L. Hobson, and K. E. Jackson(2011), "Disaggregating Management Forecasts to Reduce Investors' Susceptibility to Earnings Fixation," *The Accounting Review*, 86, pp. 185-208.
- Frankel, R., M. MaNichols, and G. P. Wilson(1995), "Discretionary Disclosure and External Financing," *The Accounting Review*, 70 (January), pp.135-150.
- Gong, G., L. Y. Li, and H. Xie(2009), "The Association between Management Earnings forecast Errors and Accruals," *The Accounting Review*, 84, pp. 497-530.
- Gramlich, J., and O. Sorensen(2004), "Voluntary Management Earnings Forecasts and Discretionary Accruals: Evidence from Danish IPOs," *European Accounting Review*, 13, pp. 235-259.
- Healy, P., A. Hutton, and K. G. Palepu(1999), "Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure," *Contemporary Accounting Research*, 16, pp. 485-520.
- Healy, P., and K. G. Palepu(2001), "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature," *Journal of Accounting and Economics*, 31, pp. 405-440.
- Heckman, J. J(1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, pp. 153-161.
- Hirshleifer, D., and S. H. Teoh(2003), "Limited Attention, Information Disclosure, and Financial Reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 36, pp. 337-386.
- Hirst, D. E., L. Koonce, and S. Venkatarman

- (2007), "How Disaggregation Enhances the Credibility of Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 45, pp. 811-837.
- Hughes, J. S., and S. Pae(2004), "Voluntary Disclosure of Precision Information," *Journal of Accounting and Economics*, 37, pp. 261-289.
- Hutton, A. P., G. S. Miller, D. J. Skinner(2003), "The Role of Supplementary Statements with Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 41, pp. 867-890.
- Kaszniak, R(1999), "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, 37, pp. 57-81.
- Keung, E. C(2010), "Do Supplementary Sales Forecasts Increase the Credibility of Financial Analysts' Earnings Forecasts?," *The Accounting Review*, 85, pp. 2047-2074.
- Kim, Y. T. and M. S., Park(2012), "Are all management earnings forecasts created equal? Expectations management versus communication," *Review of Accounting Studies*, 17, pp. 807-847.
- Kim, O. and R. E. Verrecchia(1991), "Market Reaction to Anticipated Announcements," *Journal of Financial Economics*, 30, pp. 273-309.
- Koonce, L., N. Seybert, and J. Smith(2011), "Causal Reasoning in Financial Reporting and Voluntary disclosure," *Accounting, Organizations and Society*, 36, pp. 209-225.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley(2005), "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, pp. 163-197.
- Lang, M., and R. Lundholm(1993), "Cross- Sectional Determinants of Analysts Ratings of Corporate disclosures," *Journal of Accounting Research*, 31, pp. 246-271.
- Lansford, B., B. Lev, and J. W. Tucker(2011), "Causes and Consequences of Disaggregating Earnings Guidance," Working Paper. Electronic copy available at http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1014240
- Lennox, C. S. and C. W. Park(2006), "The Informativeness of Earnings and Management's Issuance of Earnings Forecasts," *Journal of Accounting and Economics*, 42, pp. 439-458.
- Mercer, M(2004), "How Do Investors Assess the Credibility of Management Disclosures?," *Accounting Horizons*, 18, pp. 185-196.
- Merkley, K. J., L. S. Bamber, and T. E. Christensen (2011), "Detailed Management Earnings Forecasts: Do Analysts Listen?," Working Paper. Electronic copy available at http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1943150
- Newey, W. K., and K. D. West(1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, pp.703-708.
- Petersen, M. A.(2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies*, 22, pp. 435-480.
- Petriuc, C(2010), "Disaggregating Earnings Forecasts to Signal Managerial Precision," Working Paper of Stanford Graduate School of Business.
- Pownall, G., C. Wasley, and G. Waymire(1993), "The Stock Price Effects of Alternative Types of Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 68, pp. 896-912.
- Roychowdhury, S(2006), "Earnings Management

- through Real Activities Manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, 42, pp. 335-370.
- Trueman, B(1986), "Why Do Managers Voluntarily Release Earnings Forecast?," *Journal of Accounting and Economics*, 8, pp. 53-71.
- Zhou, J. and R. Elder(2004), "Audit Quality and Earnings Management by Seasoned Equity Offering Firms. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 11, pp. 95-120.

Disaggregated Management Forecasts and Its Role on Information Credibility

Seon Mi Kim* · Seung Weon Yoo**

Abstract

This paper provides an evidence how disaggregated management earnings (*DISITEM*) impacts the forecast credibility and financial reporting quality after adopting Regulation Fair Disclosure. On the basis of prior studies that manager has an incentive in choosing management forecasts' form that optimizes the value of their voluntary disclosure (Healy et al. 1999; Aboody and Kasznik 2000; Beyer et al. 2010). According to prior literatures (Aboody and Kasznik 2000; Na and Lee 1999; Kwon et al. 2011), the manager opportunistically distort the management forecasts because of forecasting incentives, such as reducing cost of equity capital or increasing manager's compensation. These incentives by managers are likely to increase the outsiders' skepticism about management forecasts. That is, it is likely to raise questions about accuracy of management forecasts to outsiders, even though managers disclose the credible management forecasts.

Thus, managers have the incentive in provide supplemental disclosures serve to signal that the management forecasts are more credible for outsiders. In other word, managers often provide management forecasts in the form of disaggregated information to maximize prior beliefs of outsiders. Hutton et al. (2003) argue that managers provide the supplement information (i.e., namely, "soft talk" disclosures or verifiable forward-looking statements) when managers disclose good news rather than bad news forecasts, in order to bolster the credibility of good news forecasts. More recently, Hirst et al. (2007) provide experimental evidence how disaggregated forecasts influence perceived forecast credibility or perceived financial reporting quality based on following arguments. First, the disaggregated management earnings are the positive signal about credibility of management forecasts, because managers disclose disaggregating information

* Assistant Professor, Department of Business Administration, Chonnam National University(smkim09@jnu.ac.kr)

** Professor, Korea University Business School(acyoo@korea.ac.kr)

when managers have confidence their predictability of future performance. Second, disaggregated earnings forecasts provide additional clarity that is the opportunity to evaluate the credibility of management forecasts. Merkley et al. (2011) also suggest that disaggregated management forecasts can enhance the credibility of management forecasts, because disaggregated management forecasts can be used to commit future earnings ex ante. That is, disaggregated management forecasts commit managers how to achieve earnings goal in particular ways. Last, when firms issue disaggregating forecasts, outsiders easily evaluate the financial reporting quality and restrict earnings management's opportunity in order to achieve management forecasts. In this reason, we believe that disaggregated management forecasts play an important role in detecting earnings management and thereby effectively utilize to increase financial reporting quality. Therefore, we investigate whether disaggregated management forecasts inevitably commit to higher financial reporting quality.

Taken together, we are interested in whether disaggregated management forecasts that is one of the forecast form can affect the credibility of forecasts and mitigate the behavior of earnings management. For an empirical analysis, we focus on firms with management forecasts that are listed in Korean Exchange Market (KSE) for the sample period from 2002 to 2010. This paper employs the accuracy of management forecasts and performance-controlled discretionary accruals as the dependent variables, in order to examine the effect of disaggregated management forecasts on forecast credibility and financial reporting quality. We also control the effect of selection bias and causality by using the method Heckman(1979) and Simultaneous Equation.

Our results show that the accuracy of management forecasts for firms with disaggregating information is higher than those for firms with aggregating information. Also, we find that disaggregated management forecasts play an important role in increasing financial reporting quality. The results of this paper indicate that managers might credibly communicate their market expectations when they disclose disaggregated management forecasts because of additional clarity that is the opportunity to easily evaluate the details of management forecasts. In addition, our result suggests that managers might restrict the incentive of earnings management, because outsiders have an opportunity to evaluate the details of earnings component ex ante (Hutton et al. 2003; Hirst et al. 2007). These results are robust by testing alternative explanations that exclude re-disclosure firms, use absolute value of discretionary accruals and use the number of disaggregated management forecasts. We also include several analyses in this paper to control Clustering errors, fixed effects, and serial correlation. These results are consistent with our interpretation.

This study highlights the essential role of disaggregated accounting information on accuracy of management forecasts and quality of actual earnings reports. These findings provide important implications to regulators, investors and creditors that are interested in credibility of management forecasts by showing that supplement information treats as informative to evaluate its credibility ex ante. This implies that investors can use disaggregated management forecasts as a communication device, rather than expectations management. We empirically document the effect of disaggregated management earnings forecasts on the credibility of management forecasts or quality of financial reporting by extending related literatures (Hutton et al. 2003; Hirst et al. 2007; Petriuc 2010; Elliott et al. 2011; etc.) who theoretically or experimentally provide the benefit of disaggregated management forecasts. Thus, academics can also apply the empirical results in this paper for supporting related researches.

Key words: Disaggregating Information, Management Forecasts, Discretionary Accruals, Fair Disclosure