

재무제표의 비교가능성이 경영자예측정보에 대한 재무분석가의 예측수정에 미치는 영향*

기은선(제1저자)
고려대학교 경영학 박사
(loveoah@naver.com)
권수영(교신저자)
고려대학교 경영대학 교수
(sykwon@korea.ac.kr)

본 연구는 경영자예측정보(Management Forecasts: 이하 “MF”)를 공시한 기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높을 때, 재무분석가가 MF를 예측수정에 반영하는 정도가 낮아지는지를 살펴본다. 이와 더불어 한 기업의 MF 공시가 동종 산업 내 다른 기업들의 재무분석가 이익예측치에 어떠한 영향을 미치는지 동시에 살펴본다.

과거 연구에 따르면 경영자는 기업내부 정보에, 재무분석가는 산업정보 분석에 우위를 가진다(Ayers and Freeman 2003; Piotroski and Roulstone 2004; Jacob et al. 1999; Clement 1999; Langberg and Sivaramakrishnan 2010). 만약 MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높으면 재무분석가가 산업분석을 통해 경영자 못지않게 정확한 예측정보를 생산해 낼 수 있기 때문에 MF를 예측수정에 반영하는 정도가 낮아질 것으로 예상된다. 한편 한 기업의 MF 공시는 그 기업뿐 아니라 그 기업과 동종 산업에 속한 다른 기업들이 처한 경제상황(예. 총수요의 변동, 경쟁관계의 변화 등)에 관해 재무분석가가 가진 기대에 변화를 가져옴으로써 비공시기업의 재무분석가 이익예측치에 수정을 가져올 수 있다. 만약 MF공시기업(기업 i)과 비공시기업(기업 j)간 재무제표의 비교가능성이 높으면 재무분석가가 MF를 보다 낮은 비용으로 보다 정확히 해석해서 비공시기업의 이익예측에 활용할 수 있기 때문에 기업 i가 MF를 공시한 후, 재무분석가가 기업 j의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아질 것으로 예상된다.

이를 분석하기 위해 본 연구는 2002년부터 2011년까지 유가증권상장기업의 MF 292건과 이에 대응되는 비공시기업 표본 8,002건을 대상으로 분석을 수행했다. 본 연구에서 재무제표의 비교가능성은 De Franco, Kothari and Veridi (2011; 이하 “DKV”)가 제시한 방법을 이용해 측정했다. 본 연구의 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 MF를 예측수정에 반영하는 정도가 낮아졌다. 둘째, i기업의 MF 공시 후 재무분석가가 동종 산업 내 비공시기업 j의 이익예측치를 수정할 가능성은 i기업과 j기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 증가했다. 본 연구는 재무제표의 비교가능성이 기업의 자발적 공시에 대한 재무분석가의 반응에 영향을 미치는 중요한 결정요인 중 하나임을 보여주었다는 점에서 의의가 있다.

주제어: 재무제표의 비교가능성, 경영자예측정보, 재무분석가의 예측수정

1. 서론

본 논문은 MF 공시 이후에 나타나는 재무분석가의 이익예측수정에 재무제표의 비교가능성이 영향을

미치는지 살펴본다. 기업 i가 MF를 공시했을 때 이에 대한 재무분석가의 반응은 크게 두 가지로 나누어 살펴볼 수 있다. 기업 i의 MF는 기업 i의 미래실적의 확률분포에 대한 재무분석가의 기대에 변화를 가져와 기업 i의 재무분석가 이익예측치에 수정을 가

최초투고일: 2014. 3. 17 수정일: (1차: 2014. 8. 10) 게재확정일: 2014. 8. 25

* 본 논문은 첫 번째 저자의 고려대학교 경영학과 박사학위논문은 기초로 하여 작성되었습니다. 박사학위 논문에 대하여 유익한 조언과 심사를 해주신 지도교수인 권수영 교수님과 심사위원인 최우석 교수님, 한승수 교수님, 이한상 교수님(이상 고려대), 김종일 교수님(가톨릭대)께 감사드립니다.

저울 수 있는데, 이를 MF의 정보효과(information contents)라고 한다. 다른 한편으로 기업 i의 MF는 기업 i와 경쟁 또는 공존관계에 있는 동종 산업 내 기업 j가 처한 경제상황에 대해 재무분석가가 가진 기대에 변화를 가져와 기업 j의 재무분석가 이익 예측치에 수정을 가져올 수 있는데, 이를 MF의 정보이전효과(information transfer)라고 한다.¹⁾ 본 연구는 MF가 가지는 정보효과 및 정보이전효과²⁾에 재무제표의 비교가능성이 영향을 미치는지 살펴본다.

본 연구에서 재무제표의 비교가능성은 크게 두 가지 종류로 구분된다. 하나는 동종 산업 내 특정 두 기업 i와 j간 비교가능성을 측정할 '기업 i와 j간 재무제표의 비교가능성'이고, 다른 하나는 기업 i와 동종 산업 내 (n-1)개의 기업들간 재무제표의 비교가능성을 평균적인 관점에서 측정할 '기업 i의 재무제표의 비교가능성'이다.³⁾

먼저 MF공시기업의 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보효과에 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같다. MF에는 기업의 미래 경영실적에 관한 경영자의 사적 정보가 담겨있기 때문에 재무분석가의 이익 예측에 중요한 정보 원천이 된다(Cotter et al. 2006; Hassel et al. 1988; 권수영 등 2011; 이동현 · 유승원 2012). 하지만 MF 공시에는 경영자의 기회주의적 동기가 작용할 수 있기 때문에(Houston et al. 2010; Chen et al. 2011) 재무분석가는 나름의 판단과정을 거쳐 MF를 어느 정도까지 반영할지 결정한다(권수영 등 2011). 한편 선행연구에 따르면 경영자는 기업내부 정보에, 재무분석가는 산업

정보 분석에 우위를 가진다(Ayers and Freeman 2003; Piotroski and Roulstone 2004; Jacob et al. 1999; Clement 1999; Langberg and Sivaramakrishnan 2010). 재무제표의 비교가능성이 높다는 것은 재무분석가가 이익예측 과정에서 벤치마크로 이용 가능한 양질의 유사기업 정보가 많다는 것을 뜻한다(DKV). 따라서 MF공시기업이 비교가능성이 높으면 재무분석가가 유사기업 정보를 활용한 산업분석을 통해 경영자 못지않게 정확한 이익예측정보를 생산해 낼 수 있기 때문에(Gong et al. 2013) MF에 대한 상대적 의존도가 낮아질 것으로 예상된다. 하지만 반대로 MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 비교가능성이 낮아 산업분석이 의미를 가지기 어려운 경우라면 기업고유정보로서 MF가 가지는 상대적 유용성이 증가하기 때문에 재무분석가가 MF를 예측수정에 반영하는 정도가 높아질 것으로 예상된다.

다음으로 'MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성'이 MF의 정보이전효과에 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같다. 정보이전효과가 발생하는 근본적인 원인은 한 기업이 공시한 정보 안에 그 정보를 공시하지 않은 기업의 미래이익을 예측 가능하게 해 주는 내용이 담겨 있기 때문이다. 따라서 정보이전효과는 두 기업간 유사성이 높을 때 극대화될 것이다(김갑룡 등 1998; 나영 · 육지훈 2008). 이러한 관점에서 i기업과 j기업간 재무제표의 비교가능성이 높은 경우에는 재무분석가가 i기업의 MF를 보다 낮은 비용으로, 보다 정확히 해석해 j기업의 미

1) 예를 들어 기업 i의 MF는 시장수요의 증감이나 경쟁관계의 변화를 예측할 수 있는 정보를 시장에 전달함으로써 기업 j의 재무분석가 이익예측치에 수정을 가져올 수 있다.
 2) 요약하면 본 연구에서 말하는 '정보효과'란 기업 i의 경영자가 MF를 발표했을 때 기업 i의 재무분석가 이익예측치가 변화하는 현상을 말하며, '정보이전효과'란 기업 i의 MF 공시로 동종 산업 내 기업 j의 재무분석가 이익예측치가 변화하는 현상을 말한다.
 3) 본 연구는 MF의 정보효과를 검증하기 위해 '기업 i의 재무제표의 비교가능성'을, MF의 정보이전효과를 검증하기 위해 '기업 i와 j간 재무제표의 비교가능성'을 이용한다.

레이의 예측에 활용할 수 있기 때문에 MF 공시 후, 재무분석가가 j기업의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아질 것으로 예상된다.

본 연구는 2002년부터 2011년까지 유가증권시장 기업의 MF 292건과 이에 대응되는 비공시기업 표본 8,002건을 대상으로 분석을 수행했다. 본 연구에서 재무제표의 비교가능성은 DKV가 제시한 방법으로 측정했다. 본 연구의 주요 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높으면 재무분석가가 MF를 예측수정에 반영하는 정도가 낮아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무분석가가 이용 가능한 유사기업 정보가 많아지면 MF가 가지는 상대적 유용성이 줄어들을 시사한다. 둘째, MF 공시 후 재무분석가가 동종 산업 내 다른 비공시기업의 이익예측치를 수정할 가능성은 공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보이전효과를 촉진하는 역할을 한다는 것을 보여준다. 한편 추가분석 결과 i기업이 낙관적(비관적) MF를 공시하면 재무분석가는 동종 산업 내 다른 기업 j의 이익예측치를 상향(하향)조정하나, i기업과 j기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 이러한 상향(하향)조정경향이 약화되는 것으로 나타났다. 이는 i기업의 경영자가 good news를 공시했을 때 재무분석가는 i기업과 비교가능성이 높은 다른 기업 j 입장에서 이 뉴스가 시장규모 확대뿐 아니라 상대적 경쟁력 약화의 신호로도

해석이 가능하기 때문에 반드시 good news로만 보지 않는다는 것을 시사한다.⁴⁾

본 연구는 MF의 정보효과를 다룬 과거 선행연구와 비교했을 때, 다음과 같은 차별적 공헌점을 가진다. 과거 연구들이 기업의 자발적 공시에 대한 재무분석가의 반응에 영향을 미치는 요인으로 공시기업의 이익의 질이나 재무분석가의 인적특성에 집중하였다면(권수영 등 2011; 이동현·유승원 2012), 이와 달리 본 연구는 산업 내 기업간 재무제표의 비교가능성이 재무분석가의 차별적 반응에 영향을 미치는 중요한 결정요인 중 하나임을 제시하였다는 점에서 과거 연구를 확장하고 있다. 기업의 자발적 공시는 기업 내부자와 외부자간 정보비대칭(information asymmetry)을 낮춘다는 순기능도 있지만, 경영자의 기회주의적 편의가 반영된 결과일 수 있다는 점에서 역기능도 동시에 가진다(Houston et al. 2010; Chen et al. 2011). 따라서 기업의 자발적 공시가 재무분석가의 예측의사결정에 미치는 영향이 어떠한 요인에 의해 결정되는지는 상당히 흥미로운 주제이다. 본 연구의 실증결과는 산업 내 기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 기업의 자발적 공시에 대한 상대적 의존도를 낮춘다는 것을 보여준다. 이는 결국 재무제표의 비교가능성이 기업 내부정보 부족으로 인해 발생하는 재무분석가의 상대적 열위를 일정 부분 보완하는 효익을 가지고 있음을 시사한다.

또한 본 연구는 MF의 정보이전효과를 다룬 다른 선행연구와 비교했을 때 다음과 같은 차별적 공헌점

4) i기업이 낙관적(비관적) MF를 공시했을 때 비교가능성이 높은 다른 기업 j에서 상향(하향)조정경향이 약화되는 현상을 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보이전효과를 낮추는 것으로 볼 수 있는지는 확실하지 않다. Kim et al.(2008)에 따르면 i기업의 good news가 경쟁기업에는 상대적 경쟁력 약화를 의미하는 bad news로 작용하고, 비경쟁관계에 있는 기업에는 시장규모 확대를 의미하는 good news로 적용하기 때문에 두 효과가 상쇄되어 평균적으로 보면 MF가 동종 산업 내 다른 기업들의 주가(또는 이익예측치)에 유의한 영향을 미치지 못하는 것처럼 보일 수 있다. 하지만 이러한 현상은 두 효과가 상쇄되기 때문이지 MF가 정보이전효과가 없다고 해석하여서는 안 된다.

을 가진다. 과거 연구들은 주로 MF 공시 후 추가반응을 통해 정보이전효과를 살펴보고 있다. 반면에 본 연구는 자본시장에서 정교한 투자자(sophisticated investor)의 역할을 담당하고 있는 재무분석가의 반응(즉, 예측수정)을 통해 MF 공시가 가지는 정보이전효과를 살펴봄으로써, 효율적 시장가설이나 비정상수익률 산정 방법상 논란을 배제할 수 있다는 이점을 지닌다. 또한 기존의 정보이전 연구들이 주로 평균적인 관점에서 산업 내 정보이전효과가 존재하는지를 살펴보았다면, 본 연구는 동종 산업 내에서도 기업간 재무제표의 비교가능성에 따라 그 효과가 차별적일 수 있다는 사실을 보여준다. 이와 아울러 본 연구는 국내 자본시장에서 MF가 가지는 유용성을 정보이전효과 측면에서 살펴본 최초의 연구라는 점에서 의의가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 선행연구를 검토한 후, 이에 기초하여 가설을 설정한다. 3장은 연구모형 및 변수의 측정방법과 표본구성이 논의되고, 4장은 실증분석 결과를 제시한다. 5장은 연구의 주요 결과를 요약하고, 결론을 맺는다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 선행연구

2.1.1 MF의 정보효과에 관한 연구

MF의 정보효과를 검증한 과거 연구들은 MF가 공시기업의 주가(Pownall et al. 1993), 재무분석가의 이익예측치(Baginski and Hassell 1990), 호가스프레드(bid-ask spread; Coller and Yohn

1997)에 유의한 영향을 미친다는 것을 입증함으로써 MF가 자본시장에 유용한 정보라는 사실을 보여주고 있다. 이 중에서도 특히, MF가 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향을 살펴본 연구결과에 따르면 약 60%의 재무분석가가 MF공시 후 자신들의 이익예측치를 수정하며, 경영자예측차이와 재무분석가의 예측수정은 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다(Cotter et al. 2006; Hassel et al. 1988). 또한 MF공시 후 추종 재무분석가의 숫자(analyst following)가 증가하고(Wang 2007), 재무분석가 이익예측치의 정확성이 높아지나, 반대로 분산(dispersion)은 감소하는 것으로 나타났다(Hassel et al. 1988; Clement et al. 2003). 국내연구로 권수영 등(2011)은 MF 공시 후 나타나는 재무분석가의 예측수정 행태를 살펴보고, 예측수정 행태를 결정하는 MF의 정보적 특성을 분석했다. 분석결과 재무분석가 이익예측치의 70.6%가 MF를 추종하는 방향으로 수정되었으며, 경영자예측차이(절댓값)가 클수록, bad news일 때, MF공시기업의 이익지속성이 높을수록, 이익재량성이 낮을수록 추종 경향이 강하게 나타났다. 또한 경영자예측차이는 재무분석가 예측수정에 가장 큰 영향을 미치는 요인이었으며, 예측기간이 짧을수록, MF공시기업의 회계이익의 질이 높을수록 재무분석가가 경영자예측차이에 보다 민감한 예측수정 경향을 보이는 것으로 나타났다.

2.1.2 MF의 정보이전효과에 관한 연구

기존 연구들은 MF 공시시점에 비공시기업의 추가반응을 살펴봄으로써 MF가 정보이전효과를 가지는 지 검증했다. Baginski(1989)와 Han et al.(1989), Pyo and Lustgarten(1990)은 경영자가 낙관적

(비관적) MF를 공시할 때, MF를 공시하지 않은 동종 산업 내 다른 기업에서 긍정적(부정적) 추가반응이 나타남을 관찰했다. 한편 Kim et al.(2008)은 MF가 시장규모 확대와 시장점유율 변동에 관한 정보를 동시에 전달하기 때문에 동일한 MF라 할지라도 MF공시기업과 비공시기업이 경쟁관계에 있으면 부(-)의 정보이전효과가 우세한 반면 비경쟁관계에 있으면 정(+)의 정보이전효과가 우세함을 보였다.

2.1.3 재무제표의 비교가능성에 관한 연구

DKV는 재무제표의 비교가능성을 측정하는 구체적인 방법을 제시한 후, 자신들이 제시한 측정도구의 타당성과 신뢰성을 검증했다. 그런 다음, 그들은 재무제표의 비교가능성이 재무분석가의 예측 의사결정에서 가지는 유용성을 살펴보았다. 분석결과 재무제표의 비교가능성은 추종 재무분석가의 숫자 및 이익예측치의 정확성과는 양(+)의 관계를 가지며, 이익예측치의 분산(dispersion)과는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.⁵⁾ 후속연구로 Gong et al.(2013)은 재무제표의 비교가능성이 기업의 자발적 공시에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석결과 재무제표의 비교가능성이 낮을수록 경영자가 정보비대칭 완화를 위해 자발적으로 MF를 공시할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.⁶⁾ 국내연구로 강민정 등

(2013)은 재무제표의 비교가능성이 재무분석가 이익예측치 및 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석결과, 국내기업의 경우에도 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가 이익예측치의 정확성과 회계정보의 가치관련성이 높아지는 것으로 나타났다.

2.2 가설설정

본 연구에서 분석할 내용은 다음의 두 가지이다. 첫째, MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 낮을수록 MF의 정보효과⁷⁾가 높아지는지를 살펴본다. 둘째, MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 MF의 정보이전효과⁸⁾가 높아지는지를 살펴본다.

2.2.1 MF공시기업과 동종 산업 내 다른 기업들간 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보효과에 미치는 영향

내부의 경영자는 외부의 재무분석가에 비해 기업 내부정보에 보다 신속하고 정확하게 접근할 수 있기 때문에 MF는 재무분석가 이익예측치보다 정확한 것으로 보고되고 있다(Waymire 1986; Hassel and Jennings 1986; 손성규 1997; 정우성 1997). 특

5) 본 연구는 재무제표의 비교가능성이 재무분석가의 의사결정에 미치는 영향을 살펴보았다는 점에서 DKV의 연구와 공통점을 지닌다. 하지만 DKV 연구가 재무제표의 비교가능성이 회계정보이용자의 미래이익예측능력에 미치는 영향을 재무분석가의 의사결정을 통해 살펴보았다면 본 연구는 재무제표의 비교가능성이 MF의 유용성(MF의 정보효과 및 정보이전효과)에 미치는 영향을 재무분석가의 예측수정을 통해 살펴보았다는 점에서 차이가 있다.

6) 본 연구가 Gong et al.(2013)의 연구와 가지는 차별점은 다음과 같다. Gong et al.(2013)의 연구가 재무제표의 비교가능성이 기업의 자발적 공시 선택에 미치는 영향을 살펴보았다면 본 연구는 기업이 자발적 공시를 내보낸 이후에 자발적 공시내용이 자본시장에서 가지는 유용성이 재무제표의 비교가능성에 따라 어떻게 달라지는지를 살펴보았다는 점에서 차이가 있다.

7) 본 연구에서 MF의 정보효과는 재무분석가 예측수정이 경영자예측차이(=경영자 이익예측치-공시일 현재 재무분석가 합의이익예측치)와 유의한 양(+)의 관계를 갖는지로 측정한다.

8) 본 연구에서 MF의 정보이전효과는 MF 공시 후 비공시기업의 재무분석가 이익예측치가 수정되었는지 여부로 측정한다.

히, MF에는 기업의 미래 경영실적에 관한 경영자의 사적 정보가 포함되어 있기 때문에 재무분석가의 이익예측에 중요한 정보 원천이 된다(Hassel et al. 1988; 권수영 등 2011). 하지만 경영자의 자발적 공시에는 나름의 경제적 유인이 있기 때문에 반드시 신뢰성 있는 정보가 제공될 것이라고 확신할 수 없으며,⁹⁾ 이 때문에 재무분석가는 MF를 단순 추종하기보다 MF의 정확성과 신뢰성에 관해 나름대로 판단 과정을 거친 후, MF에 담긴 정보를 얼마나 반영할지 결정한다(권수영 등 2011). 권수영 등(2011)에 따르면 결산일에 가까이 발표된 MF거나 MF공시기업의 이익의 질이 높을수록 재무분석가가 경영자예측차이를 예측수정에 반영하는 정도가 높아진다. 이에 더해 본 연구는 MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 낮을 때 기업고유정보로서 MF가 가지는 유용성이 증대되기 때문에 재무분석가가 경영자예측차이를 예측수정에 반영하는 정도가 증가할 것이라고 예상했다.¹⁰⁾

이를 좀 더 자세히 살펴보면, 경영자는 기업 내부 정보에 우위가 있는 반면 재무분석가는 산업정보 분석에 보다 우수한 능력을 가진다(Ayers and Freeman 2003; Piotroski and Roulstone 2004; Jacob et al. 1999; Clement 1999; Langberg and Sivaramakrishnan 2010). 재무제표의 비교가능성이 높다는 것은 재무분석가가 산업분석에 이용 가능한 유사기업 정보의 양과 질이 높다는 것을 뜻한

다(DKV). 이러한 정보환경 하에서는 재무분석가가 산업분석을 통해 경영자 못지않게 정확한 예측정보를 생산할 수 있기 때문에 MF에 대한 재무분석가의 상대적 의존도가 낮아질 것으로 예상된다. 반면에 MF공시기업이 재무제표의 비교가능성이 낮아 벤치마크가 될 만한 비교가능기업이 충분치 않다면 재무분석가가 산업분석을 통해 얻을 수 있는 추가정보가 많지 않고, 정보획득 및 처리비용 또한 상승할 것이므로 기업고유정보로서 MF가 가지는 상대적 중요성이 높아질 것이다.

하지만 다른 한편으로 산업 내 양질의 비교가능기업이 많으면 기업의 경영자가 기회주의적인 공시를 내기가 어렵고, 기업간 비교를 통해 MF의 정확성을 보다 정확히 판단할 수 있기 때문에 재무분석가가 MF를 그만큼 더 신뢰할 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 본 연구는 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보효과에 미치는 효과를 살펴보기 위하여 가설 1을 다음과 같은 형태의 귀무가설로 설정한다.

연구가설 1: MF공시기업과 동종 산업 내 다른 기업들간 재무제표의 비교가능성은 재무분석가가 경영자예측차이를 예측수정에 반영하는 정도에 영향을 미치지 않는다.

9) 본 연구는 MF가 신뢰성이 높은 정보이기 때문보다 그 안에 기업 내부에 있는 자만이 알 수 있는 사적 정보가 담겨 있기 때문에 재무분석가가 MF 공시에 반응을 보이는 것이라고 보았다. 그러나 재무분석가도 MF가 기회주의적 동기에 의해 나올 수 있다는 것을 잘 알고 있기 때문에 대체적인 정보가 존재하면 MF에 대한 상대적인 반영도를 낮출 것으로 예상된다.
 10) 재무회계의 개념체계에서 재무제표의 비교가능성과 이익지속성, 재량성은 회계정보의 유용성을 측정하는 지표라는 점에서 공통점을 지닌다. 이러한 관점에서 이익지속성이 높고 재량성이 낮을 때는 재무분석가가 MF 반영도를 높이는 반면 비교가능성이 높을 때는 MF 반영도를 낮출 것이라는 본 연구의 주장은 다소 모순되는 것처럼 보일 수 있다. 그러나 이익지속성과 재량성이 회계정보의 신뢰성을 나타내는 지표라면 재무제표의 비교가능성은 대체적인 정보의 이용가능성을 나타내는 지표라는 점에서 서로 다른 의미를 지닌다. 본 연구는 기업이 제공하는 회계정보의 신뢰성이 높으면 MF 또한 신뢰할 수 있기 때문에 반영도가 높아지나, MF 외에도 이익예측에 이용할 수 있는 대체적인 정보가 많으면 MF 반영도가 낮아질 것이라고 예측했다.

2.2.2 MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보이전효과에 미치는 영향

재무분석가의 예측성과는 재무분석가 자신의 명성과 승진, 보수에 영향을 미치기 때문에 재무분석가는 예측정확성을 높이기 위해 경쟁기업의 정보를 포함해 관련된 모든 정보를 이익예측에 반영할 강력한 인센티브를 가진다(Hong et al. 2000). 하지만 다른 한편으로 어떤 정보가 주어졌을 때 재무분석가가 그 정보에 반응할 것이냐는 비용-효익 분석을 통해 결정되는 바, 정보획득 및 분석에 비용이 적게 들수록 재무분석가의 반응은 커질 것이다. 특히, 정보이전의 경우 주어진 정보가 해당 회사의 정보가 아니라 다른 회사의 정보이기 때문에 그 정보가 해당 기업의 미래이익에 미치는 영향을 재무분석가가 얼마나 손쉽게, 정확하게 파악할 수 있느냐가 그 정보를 예측수정에 반영할 것인지를 결정짓는 데 중요한 요인이 될 것이다. 두 기업간 재무제표의 비교가능성이 높다는 것은 두 기업이 유사한 영업환경과 비즈니스 모델, 회계처리정책을 가졌다는 것을 뜻한다. 따라서 MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높으면 재무분석가가 보다 적은 노력으로, MF 안에 담겨 있는 정보를 보다 잘 해석해서 비공시기업의 이익예측에 활용할 수 있을 것이다. 이러한 이유 때문에 본 연구는 MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 MF공시 후에 재무분석가가 비공시기업의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아질 것이라고 보았다.

연구가설 2: 기업 i가 MF를 공시한 후, 재무분석가가 동종 산업 내 특정 기업 j의 이익예측치를 수정할 가능성은 MF공

시기업(기업 i)과 비공시기업(기업 j)간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 증가한다.

III. 표본구성 및 연구설계

3.1 연구설계

3.1.1 재무제표의 비교가능성 측정

본 연구에서 재무제표의 비교가능성은 DKV가 제시한 방법에 따라 측정한다. DKV에 따르면 두 기업 i와 j간 재무제표의 비교가능성은 다음과 같은 3단계를 거쳐 계산된다. 1단계는 우선 각각의 기업-연도에 대해 과거 16분기간 데이터를 이용해 아래의 회귀식을 추정한다.

$$Earnings_{it} = \alpha_i + \beta_i Return_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식 (1)에서 $Earnings_{it}$ 는 i기업의 t분기 이익을 직전 분기 말 시가총액으로 나눈 값이고, $Return_{it}$ 는 t분기 i기업의 주가수익률을 의미한다. 식 (1)의 회귀계수 값인 $\hat{\alpha}_i$ 와 $\hat{\beta}_i$ 는 i기업의 이익함수 즉, $f_i(\cdot)$ 를 나타낸다. 이와 동일하게 j기업의 이익함수 $f_j(\cdot)$ 는 $\hat{\alpha}_j$ 와 $\hat{\beta}_j$ 에 의해 표현되며, 이 때 $\hat{\alpha}_j$ 와 $\hat{\beta}_j$ 는 j기업의 16분기간 이익과 주가수익률을 이용해 추정한다. 만약 동일한 경제적 사건 X가 i기업과 j기업에 동시에 발생했을 때 X에 대응되는 i기업과 j기업의 이익함숫값 즉, $f_i(X)$ 와 $f_j(X)$ 의 차이가 작으면 두 기업간 재무제표의 비교가능성이 높은 것으로 볼 수 있다. 이러한 개념적 정의에 기초해 2단계는 i기업

과 j기업에 동일한 경제적 사건이 발생하였다고 가정했을 때, t분기 i기업과 j기업의 기대이익을 1단계에서 추정한 이익함수 즉, $f_i(\cdot)$ 와 $f_j(\cdot)$ 를 사용해 추정한다.

$$E(Earnings)_{iit} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{it} \quad (2)$$

$$E(Earnings)_{ijt} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{it} \quad (3)$$

식 (2)는 1단계에서 추정한 $\hat{\alpha}_i$ 와 $\hat{\beta}_i$ 값을 이용해 i기업의 t분기 기대이익을 계산한 것이고, 식 (3)은 i기업에 발생한 경제적 사건이 j기업에도 동일하게 발생하였다고 가정했을 때 j기업의 t분기 기대이익을 1단계에서 추정한 $\hat{\alpha}_j$ 와 $\hat{\beta}_j$ 값을 이용해 계산한 것이다. 식 (2)와 식 (3)에서 i기업과 j기업의 t분기 기대이익은 i기업이든, j기업이든 관계없이 모두 i기업의 t분기 주가수익률($Return_{it}$)을 사용하여 계산되며, 이는 두 기업에 발생한 경제적 사건(X)이 동일함을 의미한다. 마지막 3단계는 2단계에서 구한 i기업과 j기업의 기대이익의 차(difference)를 이용해 i기업과 j기업간 재무제표의 비교가능성($CompAcct_{ijt}$)을 측정한다. 구체적인 계산방법은 식 (4)와 같다. 식 (4)에서 $CompAcct_{ijt}$ 는 i기업과 j기업간 재무제표의 비교가능성을 나타내는 변수로, 그 값이 클수록 재무제표의 비교가능성이 높다.

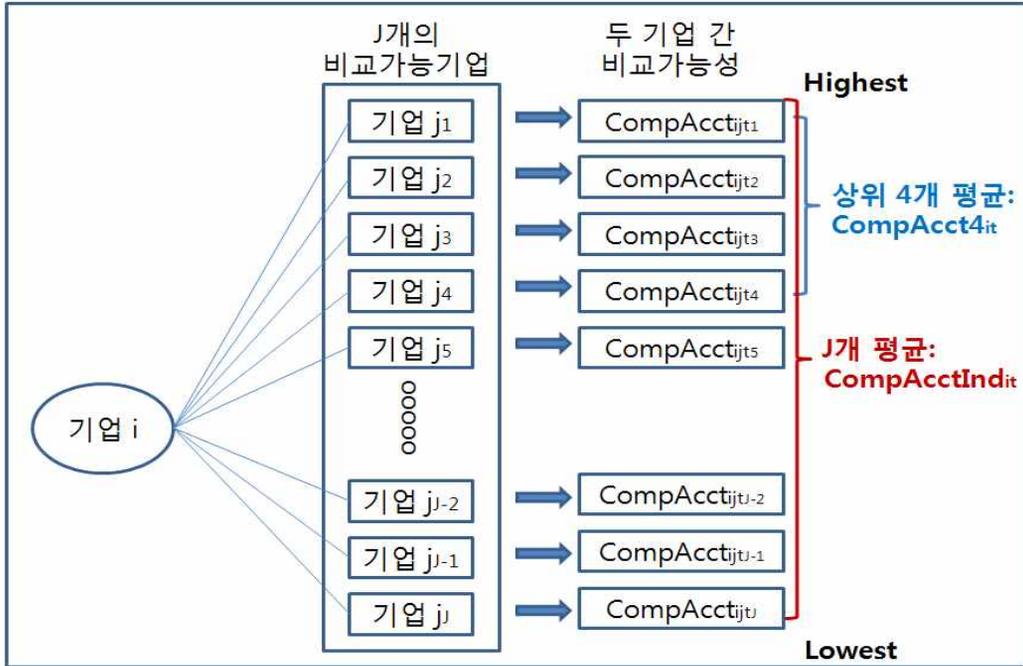
$$CompAcct_{ijt} = -1/16 \times \sum_{t=15}^t |E(Earnings_{iit}) - E(Earnings_{ijt})| \quad (4)$$

한편 본 연구에서 말하는 재무제표의 비교가능성

은 크게 두 가지로 구분된다. 첫 번째는 '기업 i(MF공시기업)의 재무제표의 비교가능성($CompAcctInd_{it}/CompAcct4_{it}$)'이고, 두 번째는 '기업 i(MF공시기업)와 j(MF비공시기업)간 재무제표의 비교가능성($CompAcct_{ijt}$)'이다. '기업 i와 j간 재무제표의 비교가능성'은 특정 산업에서 2개 기업을 무작위로 추출한 후, 이들 두 기업의 재무제표가 얼마나 비교가능성이 높은지 짝을 이루는 2개 기업 i와 j간에 측정한다. 예를 들어 K라는 산업에 n개의 기업이 있다고 가정할 때, 기업 i와 j간 재무제표의 비교가능성을 나타내는 $CompAcct_{ijt}$ 는 모두 $[n \times (n-1)/2]$ 개가 존재하며, 기업당 (n-1)개의 $CompAcct_{ijt}$ 값이 존재한다. 이에 반해 '기업 i의 재무제표의 비교가능성'은 기업 i의 재무제표가 동종 산업 내 다른 기업들과 얼마나 비교가능성이 높은지 기업 i 수준에서 평균을 내 측정한다. 본 연구에서 '기업 i의 재무제표의 비교가능성'은 $CompAcctInd_{it}$ 와 $CompAcct4_{it}$, 2가지 방법으로 측정한다. 예를 들어 K라는 산업 안에 n개의 기업이 있다고 가정할 때, 그 속에 속한 a라는 기업은 (n-1)개의 비교가능기업을 가진다. 따라서 a기업은 (n-1)개의 $CompAcct_{ijt}$ 값을 가지는데, (n-1)개의 $CompAcct_{ijt}$ 값의 평균을 구한 것이 바로 a기업의 $CompAcctInd_{it}$ 이다.¹¹⁾ 반면 $CompAcct4_{it}$ 는 a기업이 가진 (n-1)개의 $CompAcct_{ijt}$ 값을 크기 순서로 정렬한 후, 가장 큰 4개의 $CompAcct_{ijt}$ 값을 평균한 값이다. $CompAcctInd_{it}$ 또는 $CompAcct4_{it}$ 가 크다는 것은 평균적인 관점에서 그 기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높다는 의미로, 재무분석가가 산업분석에 이용 가능한 유사기업 정보의 양과 질이 높다는 것을 뜻한다(DKV).

11) $CompAcct_{ijt}$ 값의 평균이 아닌 중위수를 이용해 $CompAcctInd_{it}$ 를 계산한 후, 가설 1을 재검증한 결과 중위수를 이용하더라도 본 연구의 결과가 강건성을 유지하는 것으로 나타났다.

K 산업



여기에서,

$CompAcct_{ijt}$ = 하나의 쌍(pair)을 이룬 동종 산업 내 2개 기업 i와 j간에 재무제표의 비교가능성을 측정한 값으로, 기업 1개당 (n-1)개의 $CompAcct_{ijt}$ 값이 존재함

$CompAcct4_{it}$ = 기업 i와 대응되는 동종 산업 내 (n-1)개의 비교가능기업(peer firm)이 있을 때, 각각의 쌍(pair)에 대해 계산한 (n-1)개의 $CompAcct_{ijt}$ 값 중 가장 큰 4개 값을 평균한 값

$CompAcctInd_{it}$ = 기업 i와 대응되는 동종 산업 내 (n-1)개의 비교가능기업(peer firm)이 있을 때, 각각의 쌍(pair)에 대해 계산한 (n-1)개의 $CompAcct_{ijt}$ 값의 평균

〈그림 1〉 $CompAcct4_{it}$ ($CompAcctInd_{it}$)와 $CompAcct_{ijt}$ 비교

3.1.2 MF의 정보효과를 검증하기 위한 모형

본 연구의 가설 1은 MF공시기업의 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보효과(information contents)에 미치는 영향을 살펴본다. 가설 1의 검증을 위해서는 식 (5)를 이용한다.

$$REV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MFN_{it} + \alpha_2 High\ CompAcct4_{it-1} (High\ CompAcctInd_{it-1})$$

$$\begin{aligned} & + \alpha_3 MFN_{it} \times High\ CompAcct4_{it-1} (High\ CompAcctInd_{it-1}) \\ & + \alpha_4 SHorizon_{it} + \alpha_5 MFN_{it} \times SHorizon_{it} \\ & + \alpha_6 High\ W_{it-1} + \alpha_7 MFN_{it} \times High\ W_{it-1} \\ & + \alpha_8 High\ Abs\ CA_{it-1} + \alpha_9 MFN_{it} \times High\ Abs\ CA_{it-1} \\ & + \alpha_{10} Venue_{it} + \alpha_{11} MFN_{it} \times Venue_{it} + \alpha_{12} Bad_{it} \\ & + \alpha_{13} MFN_{it} \times Bad_{it} + \alpha_{14} Size_{it-1} + \alpha_{15} Lev_{it-1} \\ & + \alpha_{16} MBR_{it-1} + \alpha_{17} ROA_{it-1} + \alpha_{18} Vol_{it} + \sum \eta YD \\ & + \sum \theta IND + \epsilon_i \dots \dots \dots \text{식 (5)} \end{aligned}$$

여기에서

- REV1_{it} = 기업 i의 재무분석가 예측수정
 = (MF공시일 직후 1개월의 기업 i의 재무분석가 합의예측치-MF공시일 직전 1개월의 기업 i의 재무분석가 합의예측치)/|MF공시일 직전 1개월의 기업 i의 재무분석가 합의예측치|
- MFN_{it} = 경영자 예측차이
 = (기업 i의 경영자 이익예측치-MF공시일 직전 1개월의 기업 i의 재무분석가 합의예측치)/|MF공시일 직전 1개월의 기업 i의 재무분석가 합의예측치|
- HighCompAcct4_{it-1} = 기업 i의 CompAcct4_{it}가 중간값 이상이면 1을 부여한 더미변수(CompAcct4_{it}의 계산방법에 대해서는 그림 1 참조)
- HighCompAcctInd_{it-1} = 기업 i의 CompAcctInd_{it}가 중간값 이상이면 1을 부여한 더미변수(CompAcctInd_{it}의 계산방법에 대해서는 그림 1 참조)
- SHorizon_{it} = MF 예측기간(결산월-예측공시월)이 6개월 이하인 경우 1을 부여한 더미변수
- HighW_{it-1} = 기업 i의 영업이익의 지속성(과거 10개년 간 시계열자료를 이용한 영업이익의 1차 자기상관 계수)이 중간값 이상이면 1을 부여한 더미변수
- HighAbsCA_{it-1} = 기업 i의 이익재량성이 중간값 이상이면 1을 부여한 더미변수(이익재량성 = |유동발생액|/자산총계)
- Venue_{it} = MF의 공시원인행위가 기업설명회나 컨퍼런스 콜 중인 경우 1을 부여한 더미변수
- Bad_{it} = MF가 bad news(MFN < 0)인 경우 1을 부여한 더미변수
- Size_{it-1} = 기업 i의 자산총계(백만원 단위)에 로그를 취한 값
- Lev_{it-1} = 기업 i의 부채비율(=부채총계/자산총계)

- MBR_{it-1} = 기업 i의 주가-장부가비율(=시가총액/자기자본의 장부가액)
- ROA_{it-1} = 기업 i의 총자산이익률(=순이익/기초 자산총계)
- Vol_{it} = 기업 i의 1년간 주가수익률의 표준편차
- YD = 각 연도별 더미변수
- IND = 각 산업별 더미변수
- ε = 잔차항

식 (5)에서 종속변수는 기업 i의 재무분석가 예측수정(REV1)으로, MF공시 후 기업 i의 재무분석가 합의예측치에서 MF공시 전 기업 i의 재무분석가 합의예측치를 차감해 계산한다.¹²⁾ 한편 경영자예측차이(MFN)는 MF에서 MF공시일 현재 재무분석가 합의예측치를 차감해 계산한다. α₁이 유의한 양(+)의 값을 가진다는 것은 경영자예측차이와 재무분석가의 예측수정이 양(+)의 관계를 가진다는 의미로, 재무분석가가 MF에 담긴 정보를 예측수정에 반영하고 있음을 뜻한다. 식 (5)에서 주요 관심변수는 MFN과 HighCompAcct4(HighCompAcctInd)간 상호작용변수인 MFN×HighCompAcct4(HighCompAcctInd)이다.¹³⁾ 만약 MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높을수록 경영자에 예측수정에 반영하는 정도가 낮아지면 α₃가 유의한 음(-)의 값을 가지나, 그 반대라면 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다.

기타 통제변수는 선행연구에서 재무분석가 예측수정에 영향을 미친다고 알려진 다양한 변수들을 포함

12) 본 연구는 식 (5)에서 종속변수로 '예측수정의 크기'를 사용했다. 종속변수로 '예측수정의 크기' 대신 '재무분석가의 예측수정 경향(재무분석가 수정예측치가 경영자예측차이와 동일한 부호이면 1을 부여한 더미변수)'을 사용할 수도 있다. 재무분석가의 예측수정 경향을 종속변수로 사용해 로짓분석을 수행한 결과, MFN*HighCompAcctInd의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높을 때 재무분석가가 MF를 추종하는 경향이 약화됨을 의미한다.

13) 모형식에 상호작용변수가 포함된 경우 2개 변수가 모두 연속변수이면 실증결과에 대한 정확한 해석이 어렵다. 이 때문에 본 연구는 식 (5)에서 재무제표의 비교가능성을 비롯한 일부 재무변수들을 연속변수가 아닌 더미변수의 형태로 측정했다. 그러나 더미변수가 아닌 연속변수의 형태로 재무제표의 비교가능성을 측정할 후 <표 6>을 재검증하더라도 본 연구의 결과는 강건성을 유지하는 것으로 나타났다.

한다(권수영 등 2011; 이동현·유승원 2012).¹⁴⁾ SHorizon은 MF제공일로부터 결산일까지의 기간을 나타내는 더미변수로, 권수영 등(2011)에 따르면 MF공시일이 결산일과 가까울 때 재무분석가가 경영자예측차이에 보다 민감한 예측수정을 나타낸다. HighW와 HighAbsCA는 MF공시기업의 보고이익의 질적 속성을 나타내는 변수로, MF공시기업이 이익지속성이 높고 재량성이 낮을수록 재무분석가가 경영자예측차이에 보다 민감한 예측수정을 보인다(권수영 등 2011).¹⁵⁾ Venue와 Bad는 정보제공체널 및 good news/bad news에 따른 차별적인 효과를 통제하기 위해 포함한다. 본 연구는 MF공시기업의 고유특성을 반영하는 변수로 기업규모(Size)와 부채비율(Lev), 추가-장부가비율(MBR), 총자산이익률(ROA), 추가변동성(VOL)을 고려하였으며(권수영 등 2011; 이동현·유승원 2012), 연도별, 산업별 효과를 통제하기 위하여 연도더미(YD)와 산업더미(IND)를 포함한다.

3.1.3 MF의 정보이전효과를 검증하기 위한 모형

본 연구의 가설 2는 MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보이전효과(information transfer)에 미치는 영향을 살펴본다. 가설 2의 검증을 위해서는 아래와 같은 로짓모형(logit model)이 사용된다.

$$REV2_{jt} = \beta_0 + \beta_1 AbsMFN_{it} + \beta_2 CompAcct_{ijt-1} + \beta_3 ML_{it} + \beta_4 SHorizon_{it} + \beta_5 W_{it-1} + \beta_6 PDA_{it-1} + \beta_7 Size_{jt-1} + \beta_8 Lev_{jt-1} + \beta_9 MBR_{jt-1} + \beta_{10} ROA_{jt-1} + \beta_{11} VOL_{jt} + \sum \eta YD + \sum \theta IND + \epsilon_{jt} \dots \dots \dots \text{식 (6)}$$

여기에서

- REV2_{jt} = 기업 i(MF공시기업)의 MF 공시 후 30일 이내에 재무분석가가 기업 j(MF비공시기업)의 이익예측치를 수정하였으면 1, 아니면 0인 더미변수
- AbsMFN_{it} = 경영자 예측차이의 절대값
= |(기업 i의 경영자 이익예측치-MF공시일 직전 1개월의 기업 i의 재무분석가 합의예측치)/MF공시일 직전 1개월의 기업 i의 재무분석가 합의예측치|
- CompAcct_{ijt-1} = 기업 i와 j간 재무제표의 비교가능성 (CompAcct_{ijt}의 계산방법에 대해서는 그림 1 참조)
- ML_{it} = 기업 i가 산업 내 시장점유율 1위인 기업이면 1을 부여한 더미변수
- SHorizon_{it} = MF 예측기간(결산일-예측공시일)이 6개월 이하인 경우 1을 부여한 더미변수
- W_{it-1} = 기업 i의 영업이익의 지속성(과거 10년간의 시계열자료를 이용한 영업이익의 1차 자기상관계수)
- PDA_{it-1} = 기업 i의 성과대응 재량적 발생액(performance matched discretionary accruals)
- Size_{jt-1} = 기업 j의 자산총계(백만원 단위)에 로그를 취한 값
- Lev_{jt-1} = 기업 j의 부채비율(=부채총계/자산총계)
- MBR_{jt-1} = 기업 j의 추가-장부가비율(=시가총액/자기자본의 장부가액)

14) 선행연구(권수영 등 2011)에 따라 통제변수 중 일부는 t시점의 자료를, 일부는 t-1시점의 자료를 사용했다. t와 t-1시점을 구분한 기준은 재무분석가가 예측수정을 할 당시에 해당 자료를 이용 가능하였는지 여부로, 이용 가능하면 t시점의 자료를, 아니면 t-1시점의 자료를 사용했다. 예를 들어 AbsCA, Lev, ROA 등과 같이 재무제표 숫자를 사용해 산출하는 변수들은 재무분석가가 예측수정을 할 당시에 아직 당기 재무제표가 나오지 않은 상태이기 때문에 t-1시점의 자료를 사용해 계산한다.

15) 본 연구는 식 (5)에서 이익재량성의 대용치(proxy)로 AbsCA를 사용했다. 반면 식 (6)과 식 (7)에서는 이익재량성의 대용치로 PDA를 사용했다. 식 (5)에서 이익재량성의 대용치로 PDA를 사용할 경우, VIF가 10을 초과해 다중공선성이 심각한 수준으로 나타났다기 때문에 PDA가 아닌 AbsCA를 사용했다. 그러나 AbsCA 대신 PDA를 사용해 <표 6>을 재검증하더라도 MFN*CompAcct의 회귀계수가 예상대로 유의한 음(-)의 값을 가져 (다중공선성의 문제에도 불구하고) 본 연구의 결과가 강건성을 유지하는 것으로 나타났다.

ROA_{jt-1} = 기업 j의 총자산이익률(=순이익/기초 자산 총계)
 Vol_{jt} = 기업 j의 1년간 추가이익률의 표준편차
 YD = 각 연도별 더미변수
 IND = 각 산업별 더미변수
 ε = 잔차항

식 (6)에서 종속변수는 REV2로, 기업 i가 MF를 공시한 후 30일 이내에 재무분석가가 동종 산업 내 기업 j의 이익예측치를 수정하였으면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다.¹⁶⁾ MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 비공시기업의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아지면, β_2 가 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 기타 통제변수들은 정보이전효과 또는 MF비공시기업(기업 j)의 재무분석가 예측수정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 다양한 변수들을 포함한다. 먼저 AbsMFN은 경영자예측차이의 절대값으로 MF가 전달하는 새로운 정보량을 의미하는 바(권수영 등 2011), AbsMFN이 클수록 정보이전효과가 클 것으로 예상된다.¹⁷⁾ ML은 MF공시기업이 시장 리더(market leader)인지 여부를 나타내는 더미변수로, 시장리더가 전달하는 정보와 그렇지 않은 정보 사이에 정보이전효과에 차이가 있는지 살펴보기

위해 포함한다. 또한 정보전달시점에 따라 정보이전 효과에 차이가 있는지 살펴보기 위해 SHorizon을 포함한다. W와 PDA는 MF공시기업의 이익의 질을 나타내는 변수로, W가 클수록, PDA가 작을수록 이익의 질이 높다. MF공시기업의 이익의 질은 MF의 신뢰성과 관련되는 바, MF공시기업의 이익의 질은 정보이전효과 크기에 영향을 미칠 가능성이 있다. 한편 식 (6)의 종속변수가 기업 j의 재무분석가 예측수정이기 때문에 기업 j의 재무분석가 예측수정에 영향을 미친다고 알려진 변수들(Size_{jt}, Lev_{jt}, MBR_{jt}, ROA_{jt}, Vol_{jt}) 또한 통제변수에 포함한다(이동현 · 유승원 2012). IND와 YD는 연도별, 산업별 효과를 통제하기 위해 포함한 더미변수이다.

3.2 표본구성

가설 1은 MF로 인한 정보효과를 검증하는 것으로, MF공시기업 자료를 필요로 한다. 반면에 가설 2는 MF로 인한 정보이전효과를 검증하는 것으로, MF비공시기업 자료가 필요하다. 우선 MF공시기업 자료는 2002년 11월부터 2011년 말까지 유가증권 상장법인 이 공정공시를 통해 발표한 연간 영업이익 예측치¹⁸⁾ 중 다음의 요건에 해당하지 않는 것으로 구성한다.¹⁹⁾

- 16) 본 연구에서 MF공시일은 한국거래소에 '영업실적 등에 대한 전망(공정공시)' 보고서가 최초로 제출된 날짜를 사용했다. 본 연구는 MF 공시일 전후 30일간의 재무분석가의 반응을 살펴보았는데, 이 때 30일 기준은 관련 선행연구(권수영 등 2011, 이동현 · 유승원 2012)를 준용한 것이다. 30일 기준 대신 5일 기준을 사용해 <표 8>을 재검증한 결과, 5일 기준을 사용하더라도 본 연구의 실증 결과는 강건성을 유지하는 것으로 나타났다.
- 17) i기업이 MF를 공시했을 때 j기업의 정보이용자는 그것이 j기업의 미래이익에 긍정적 신호이든, 부정적 신호이든, j기업의 미래이익에 관해 유용한 정보를 제공하면 i기업의 MF에 어떤 식으로든 반응을 보일 것이다. 따라서 식 (6)에서 MFN이 아닌 MFN의 절대값(뮤누)을 모형식에 포함했다.
- 18) 우리나라의 MF는 대부분 매출액 또는 매출액과 영업이익을 공시하고 있다(권수영 등 2011). 본 연구에서 사용한 재무제표의 비교가능성은 추가이익률과 당기순이익과의 관계를 통해 도출되는 바, 당기순이익예측치를 사용하는 것이 원칙이나 당기순이익예측치를 사용하면 표본수가 크게 줄어들기 때문에 영업이익예측치를 이용해 분석했다.
- 19) 본 연구는 개별재무제표 기준으로 예상실적을 공시한 기업만을 표본에 포함하였으며, 연결재무제표 기준으로 예상실적을 공시한 기업은 표본에서 제외했다. 한편 본 연구의 연구기간에는 IFRS 도입 이후 기간인 2011년이 포함돼 있다. IFRS 도입이 본 연구의 결과에 미친 영향을 통제하기 위해 2011년을 제외하고 가설 1과 가설 2를 재검증한 결과, 2011년을 제외하더라도 본 연구의 결과는 강건성을 유지하는 것으로 나타났다.

을 거쳐 모두 292개의 기업-연도가 MF공시기업 표본으로 최종 선정됐다.

다음으로 MF비공시기업 표본의 구체적인 선정과정을 살펴보면 다음과 같다. 본 연구에서 말하는 'MF비공시기업'이란 MF공시기업과 동일한 업종에 속하면서, MF를 공시하지 않은 기업을 말한다. 따라서 가장 먼저 292개의 MF공시기업과 같은 산업에 속한 동료기업(peer firm) 13,741개를 선정했다. 그런 다음 회귀분석에 필요한 재무변수를 입수할 수 없는 관측치 4,989개를 제외했다. 한편 본 연구는 MF공시일로부터 30일이 지난 시점에서 재무분석가의 반응을 살펴보고 있는 바, 혼동효과(confounding effect)를 제거하기 위해 MF공시일 전후 30일 이내에 MF공시실적이 있는 기업 384개를 제외한다. 이와 같은 표본추출과정을 거쳐 모두 8,002개의 기업-연도가 최종 표본으로 선정됐다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량

〈표 2〉는 MF공시기업의 기술통계량을 요약하고 있다. MF공시일 현재 경영자 영업이익예측치와 재무분석가 영업이익예측치의 평균(중간값)은 각각 4,708(1,551)억원과 4,512(1,477)억원으로, 실제 영업이익의 평균인 4,480(1,186)억원보다 크다. 이러한 결과는 경영자와 재무분석가가 모두 기업의 영업이익을 실제보다 과다하게 예측하는 낙관적 편(bias)을 가지고 있음을 보여준다.

한편 경영자예측 차이(MFN)의 평균은 0.103으로, 경영자는 재무분석가의 기대보다 약 10.3% 가량 더 높은 이익예측치를 제시하는 것으로 나타났다. 또한 CompAcct4와 CompAcctInd의 평균은 각각 -2.54와 -7.97로, 왼쪽으로 기울어진 분포를 갖는 것으로 나타났다. MF공시기업의 영업이익의 지속성은 0.54이고, 유동발생액의 절대값은 기초 총자산의 4%였다. 또한 부채비율(Lev)은 52%, 추가-장부가비율(MBR)과 ROA의 평균은 각각 1.51과 0.07로, MF공시기업은 비교적 우량하고 수익성이 높은 특징을 지닌 것으로 나타났다.

〈표 3〉은 MF공시기업의 MF공시 전·후 추종 재무분석가의 수 및 이익예측치의 정확성을 비교한 결과이다. 다음 표에서 보듯이 추종 재무분석가의 숫자는 MF공시 전 6,408명에서 공시 후 8,483명으로, 32%가량 증가했다(t 값=12.85). 또한 재무분석가의 예측오류는 MF 공시 전 0.055에서 공시 후 0.050으로, 10% 가량 감소했다(t 값=3.92). 〈표 3〉은 MF 공시 후 추종 재무분석가의 숫자가 증가하고, 이익예측치의 정확성이 높아짐을 보여주는 것으로, MF가 재무분석가의 예측의사결정에 유의한 영향을 미치고 있음을 시사한다.

다음으로 〈표 4〉는 MF비공시기업의 기술통계량을 요약한 결과이다. 〈표 4〉의 패널 B에서 MF공시기업은 비공시기업에 비해 기업규모(Size)가 크고, 부채비율(Lev)과 추가-장부가비율(MBR), 수익성(ROA)이 높으며, 추가변동성(Vol)이 낮은 특징을 가진 것으로 나타났다.²⁰⁾

20) 본 연구는 MF공시기업과 비공시기업간 이러한 특성 차이가 본 연구결과에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 대응표본을 이용해 가설 2를 재검증하고 그 결과를 〈표 8〉의 패널 B에 보고했다. 분석결과, 대응표본을 이용해 분석을 실시하더라도 본 연구의 결론은 강건성을 유지하는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 MF공시기업의 기술통계량 (N=292)

변수명	평균	표준편차	최소값	중간값	최대값
MF _{it}	4,708.93	10,306.95	48.41	1,551.29	57,630.00
AF_b _{it}	4,512.23	10,098.37	39.08	1,477.35	60,362.44
AF_a _{it}	4,491.18	10,082.88	38.85	1,512.49	59,648.04
OI _{it}	4,480.86	11,026.99	-3214.53	1,186.14	65,400.59
REV1 _{it}	0.004	0.094	-0.198	-0.000	0.529
MFN _{it}	0.103	0.428	-0.361	0.016	3.484
CompAcct4 _{it-1}	-2.54	4.14	-25.36	-2.40	-0.99
CompAcctInd _{it-1}	-7.97	6.75	-40.61	-10.21	-6.15
SHorizon _{it}	0.17	0.38	0	0	1
W _{it-1}	0.54	0.38	-0.42	0.56	1.30
AbsCA _{it-1}	0.04	0.04	0.00	0.03	0.19
Venue _{it}	0.25	0.43	0.00	0.00	1.00
Bad _{it}	0.43	0.50	0.00	0.00	1.00
Size _{it-1}	14.23	1.54	11.33	14.27	17.43
Lev _{it-1}	0.52	0.17	0.14	0.54	0.85
MBR _{it-1}	1.51	1.10	0.25	1.19	5.75
ROA _{it-1}	0.07	0.06	-0.10	0.06	0.30
Vol _{it}	51.06	14.65	26.14	47.98	97.63

여기에서

- MF_{it} = 경영자 영업이익예측치(단위: 억원)
- AF_b_{it} = MF공시 직전 1개월의 기업 i의 재무분석가 영업이익 합의예측치(단위: 억원)
- AF_a_{it} = MF공시 직후 1개월의 기업 i의 재무분석가 영업이익 합의예측치(단위: 억원)
- OI_{it} = 기업 i의 t연도 실제 영업이익
- REV1_{it} = 기업 i의 재무분석가 예측수정
- MFN_{it} = 경영자 예측차이
- CompAcct4_{it-1} = 기업 i와 대응되는 동종 산업 내 (n-1)개의 비교가능기업(peer firm)이 있을 때, 각각의 쌍(pair)에 대해 계산한 (n-1)개의 *CompAcct_{ijt}* 값 중 가장 큰 4개 값을 평균한 값
- CompAcctInd_{it-1} = 기업 i와 대응되는 동종 산업 내 (n-1)개의 비교가능기업(peer firm)이 있을 때, 각각의 쌍(pair)에 대해 계산한 (n-1)개의 *CompAcct_{ijt}* 값의 평균
- SHorizon_{it} = MF예측기간(결산월-예측공시월)이 6개월 이하인 경우 1을 부여한 더미변수
- W_{it-1} = 기업 i의 영업이익의 지속성(과거 10개년의 시계열자료를 이용한 영업이익의 1차 자기상관계수)
- AbsCA_{it-1} = 기업 i의 이익의 재량성
- Venue_{it} = MF의 공시원인행위가 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등인 경우 1을 부여한 더미변수
- Bad_{it} = MF가 bad news(MFN<0)인 경우 1을 부여한 더미변수
- Size_{it-1} = 기업 i의 자산총계(백만원 단위)에 로그를 취한 값
- Lev_{it-1} = 기업 i의 부채비율(=부채총계/자산총계)
- MBR_{it-1} = 기업 i의 추가-장부가비율(=시가총액/자기자본의 장부가액)
- ROA_{it-1} = 기업 i의 총자산이익률(=순이익/기초 자산총계)
- Vol_{it} = 기업 i의 1년간 주가수익률의 표준편차

〈표 3〉 MF공시기업의 MF 공시 전·후 추종 재무분석가의 수 및 예측오류 비교 (N=292)

항목	MF 공시 전		MF 공시 후		t-test (z-test)
	평균	중간값	평균	중간값	
추종 재무분석가 수	6.408	5.500	8.483	8.000	12.85*** (11.15)***
재무분석가의 예측오류 ¹⁾	0.055	0.028	0.050	0.026	3.92*** (5.84)***

1) 예측오류 = |재무분석가 영업이익예측치-실제 영업이익|/기초 시가총액

2) 차이분석은 모수 검증방법인 대응 t검정(paired t-test)과 비모수 검증방법인 Wilcoxon 부호순위검정(Wilcoxon signed-rank test)을 함께 사용함.

3) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

〈표 4〉 MF비공시기업의 기술통계량

패널 A : 가설 2의 검증을 위해 사용되는 MF비공시기업 (N=8,002)

변수명	평균	표준편차	최소값	중간값	최대값
Size _{jt-1}	12.60	1.37	9.95	12.46	16.18
Lev _{jt-1}	0.49	0.19	0.09	0.50	0.88
MBR _{jt-1}	0.90	0.86	0.12	0.64	5.46
ROA _{jt-1}	0.04	0.09	-0.37	0.04	0.36
Vol _{jt}	53.89	18.29	22.31	50.43	108.94

패널 B : MF공시기업과 비공시기업의 주요 변수간 차이 검증

변수명	MF공시기업(N=292)	MF비공시기업(N=8,002)	차이 (t값)
Size _{jt-1}	14.23	12.60	1.63*** (76.42)
Lev _{jt-1}	0.52	0.49	0.03*** (8.69)
MBR _{jt-1}	1.51	0.90	0.61*** (41.52)
ROA _{jt-1}	0.07	0.04	0.03*** (23.51)
Vol _{jt}	51.06	53.89	-2.83*** (-12.94)

여기에서

Size_{jt-1} = 기업 j의 자산총계(백만원 단위)에 로그를 취한 값

Lev_{jt-1} = 기업 j의 부채비율(=부채총계/자산총계)

MBR_{jt-1} = 기업 j의 추가-장부가비율(=시가총액/자기자본의 장부가액)

ROA_{jt-1} = 기업 j의 총자산이익률(=순이익/기초 자산총계)

Vol_{jt} = 기업 j의 1년간 주가수익률의 표준편차

〈표 5〉는 주요 변수간 상관관계를 제시하고 있다. 패널 A가 식 (5)에서 사용한 주요 변수간 상관관계이고, 패널 B가 식 (6)에서 사용한 주요 변수간 상

관관계이다. 먼저 패널 A에서 MFN과 REV1은 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 두 변수간 유의한 양(+)의 관계는 재무분석가가 MF를

〈표 5〉 주요 변수간 상관관계표

패널 A : MF공시기업 표본 (N=292)

	1.REV1 _{it}	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.
2.MFN _{it}	0.443*												
3.HighCompAcct4 _{it-1}	-0.080	-0.012											
4.HighCompAcctInd _{it-1}	-0.111	0.066	0.451*										
5.SHorizon _{it}	0.006	-0.092	0.109	-0.078									
6.HighW _{it-1}	-0.077	-0.050	0.149*	0.136*	0.012								
7.HighAbsCA _{it-1}	-0.033	-0.021	0.074	-0.035	0.015	-0.076							
8.Venue _{it-1}	-0.022	-0.058	0.047	-0.118*	0.115*	0.087	-0.051						
9.Bad _{it-1}	-0.362*	-0.380*	-0.033	-0.031	-0.010	0.065	-0.053	0.008					
10.Size _{it-1}	-0.094	-0.083	0.164*	0.028	0.113	0.215*	-0.192*	0.157*	0.067				
11.Lev _{it-1}	0.009	-0.011	-0.406*	-0.254*	-0.020	-0.267*	0.077	-0.096	0.017	0.214*			
12.MBR _{it-1}	-0.124*	-0.107	0.161*	0.083	-0.070	0.040	0.079	0.019	0.153*	0.163*	0.088		
13.ROA _{it-1}	-0.071	-0.227*	0.103	0.009	-0.068	0.185*	-0.017	0.050	0.125*	-0.097	-0.429*	0.222*	
14.Vol _{it}	0.048	0.013	-0.170*	-0.182*	0.065	-0.195*	0.218*	0.031	-0.070	0.002	0.281*	0.125*	-0.116*

패널 B : MF비공시기업 표본 (N=8,002)

	1.REV2 _{it}	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.
2.AbsMFN _{it}	-0.009										
3.CompAcct _{it-1}	0.124*	0.020									
4.ML _{it}	-0.016	-0.062*	0.130*								
5.SHorizon _{it}	0.010	-0.174*	-0.049*	0.158*							
6.W _{it-1}	-0.009	-0.071*	0.162*	0.143*	0.084*						
7.PDA _{it-1}	0.034*	0.002	-0.012	-0.161*	-0.037*	-0.138*					
8.Size _{it-1}	0.562*	-0.050*	0.087*	-0.072*	-0.002	0.045*	0.000				
9.Lev _{it-1}	-0.025*	-0.014	-0.218*	-0.055*	-0.019	0.044*	-0.020	0.222*			
10.MBR _{it-1}	0.245*	0.011	0.032*	0.037*	-0.048*	-0.056*	0.048*	0.082*	0.115*		
11.ROA _{it-1}	0.208*	-0.049*	0.120*	0.025*	0.018	-0.001	0.006	0.160*	-0.279*	-0.011	
12.Vol _{it}	-0.154*	0.005	-0.183*	0.048*	-0.033*	0.016	-0.008	-0.180*	0.311*	0.217*	-0.284*

1) *는 5% 수준에서 유의함을 나타냄

자신의 예측수정에 반영하고 있음을 나타낸다. 또한 HighCompAcct는 HighW 및 MBR과는 유의한 양(+)²¹⁾의 관계를, Lev 및 Vol과는 유의한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무제표의 비교가능성이 높을수록 이익의 질이 높고, 재무구조의 안정성이 높다는 것을 의미한다. 다음으로 패널 B에서 REV2는 CompAcct, MF비공시기업(기업 j)의 Size, MBR, ROA와 유의한 양(+)²¹⁾의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록, 기업 j의 규모가 크고, 수익성과 안정성이 높을수록 재무분석가가 MF공시 후 기업 j의 이익에 예측치를 수정할 가능성이 높아짐을 보여준다.

4.2 회귀분석결과

4.2.1 MF공시기업에 대한 재무분석가의 예측수정 의사결정에 영향을 미치는 요인 분석

본 연구의 가설 1은 재무제표의 비교가능성이 재무분석가의 예측수정과정에서 MF의 상대적인 반영도에 영향을 미치는지 살펴본다. <표 6>은 MF공시 후 기업 i의 재무분석가 예측수정의 크기에 영향을 미치는 요인들을 분석한 결과이다. 모형 1은 재무제표의 비교가능성을 고려하지 않았을 때의 분석결과이고, 모형 2와 3은 재무제표의 비교가능성과 관련된 변수로 각각 HighCompAcct4와 HighCompAcctInd를 사용했을 때의 분석결과이다. 모형 1에서 MFN의 회귀계수는 0.169로, 1% 수준에서 유의한 양(+)²¹⁾의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 MF가 재무분석가의 예측수정과정에 유의한 영향을

미치고 있음을 보여준다. 한편 모형 2에서 MFN*HighCompAcct4의 회귀계수는 -0.073으로, 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 MF공시기업과 동종 산업 내 다른 기업들 간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 MF를 예측수정에 반영하는 정도가 유의하게 낮아짐을 의미하는 것으로, 귀무가설을 기각한다. 모형 3은 HighCompAcct4 대신 HighCompAcctInd를 이용한 분석결과로, 모형 2의 결과와 일치한다.

한편 기타 변수들의 경우 MFN*HighAbsCA가 유의한 음(-)의 값을 가졌는데, 이러한 결과는 이익재량성이 낮을수록 재무분석가가 경영자예측차이(MFN)에 보다 민감한 예측수정을 보인다는 것을 시사한다. 한편 MFN*HighW는 예상과 달리 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 영업이익의 지속성이 높을 때는 기업고유정보로서 MF가 가지는 유용성이 감소하기 때문에 재무분석가가 MF를 예측수정에 반영하는 정도가 줄어드는 것으로 판단된다.²¹⁾

4.2.2 MF비공시기업에 대한 재무분석가의 예측수정 의사결정에 영향을 미치는 요인 분석

본 연구의 가설 2는 MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 MF공시 후, 비공시기업의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아지는지를 살펴본다. <표 7>은 MF비공시기업의 예측수정의 유형을 구분한 결과이다. 전체 8,002개 표본 중 70%에 해당하는 5,633개가 MF공시 전, 재무분석가 이익예측치가 없는 것으로 나타났다. 이 중 370개는 MF공시 후, 재무분석가 이익예측치가 새롭게 생성되었으나 나머지 5,263개는

21) 이러한 예상 밖의 결과가 나타난 이유는 영업이익의 지속성이 높다는 것이 한편으로 MF의 신뢰성이 높다는 의미일 수도 있지만, 다른 한편으로 재무분석가가 시계열적 추세를 바탕으로 손쉽게 미래이익을 예측할 수 있다는 의미기도 하기 때문으로 판단된다.

〈표 6〉 MF공시기업의 예측수정 크기의 결정요인

변수명	예측 부호	모형 1 (기본 모형)	모형 2 (HighCompAcct4)	모형 3 (HighCompAcctInd)
절편	+/-	0.062 (0.797)	0.070 (0.905)	0.068 (0.891)
MFN _{it}	+	0.169*** (5.290)	0.200*** (5.714)	0.289*** (7.053)
HighCompAcct4 _{it-1} (HighCompAcctInd _{it-1})	+/-	-0.006 (-0.433)	-0.006 (-0.433)	0.004 (0.310)
MFN _{it} *HighCompAcct4 _{it-1} (MFN _{it} *HighCompAcctInd _{it-1})	-	-0.073** (-2.150)	-0.073** (-2.150)	-0.143*** (-4.466)
SHorizon _{it}	+/-	-0.010 (-0.670)	-0.010 (-0.717)	-0.007 (-0.524)
MFN _{it} *SHorizon _{it}	+	0.266 (1.495)	0.278 (1.572)	0.276 (1.610)
HighW _{it-1}	+/-	0.008 (0.682)	0.008 (0.699)	0.007 (0.627)
MFN _{it} *HighW _{it-1}	+	-0.110*** (-3.276)	-0.138*** (-3.864)	-0.094*** (-2.871)
HighAbsCA _{it-1}	+/-	-0.008 (-0.749)	-0.009 (-0.818)	-0.009 (-0.818)
MFN _{it} *HighAbsCA _{it-1}	-	-0.071** (-2.128)	-0.042 (-1.165)	-0.080** (-2.488)
Venue _{it}	+/-	0.003 (0.262)	0.006 (0.416)	0.004 (0.284)
MFN _{it} *Venue _{it}	+	0.002 (0.030)	0.019 (0.308)	-0.021 (-0.349)
Bad _{it}	+/-	-0.019 (-1.321)	-0.019 (-1.316)	-0.012 (-0.864)
MFN _{it} *Bad _{it}	+	0.163 (1.649)	0.162 (1.649)	0.097 (0.998)
Size _{it-1}	+	-0.008* (-1.733)	-0.008 (-1.623)	-0.008* (-1.890)
Lev _{it-1}	-	0.031 (0.708)	0.023 (0.476)	0.040 (0.887)
MBR _{it-1}	+	0.000 (0.058)	-0.000 (-0.004)	-0.001 (-0.105)
ROA _{it-1}	+	-0.076 (-0.663)	-0.057 (-0.499)	-0.022 (-0.201)
Vol _{it}	-	0.000 (0.791)	0.000 (0.703)	0.000 (0.509)
YD		포함	포함	포함
IND		포함	포함	포함
N		292	292	292
Adj. R ² (%)		0.282	0.291	0.332
F-value		3.541***	3.546***	4.072***

1) 변수의 정의는 식 (5) 참조

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

〈표 7〉 MF비공시기업의 예측수정 유형 구분

유형	전체 표본	대응 표본	종속변수		
	개수(%)	개수(%)	REV2_a	REV2_b	REV2_c
[1] MF공시일뿐 아니라 1달 후에도 재무분석가 이익예측치가 없는 관측치	5,263 (65.77)	59 (20.21)	0	0	0
[2] MF공시일에는 재무분석가 이익예측치가 없다가 1달 후 새로 생긴 관측치	370 (4.62)	6 (2.05)	1	1	0
[3] MF공시일에는 재무분석가 이익예측치가 존재하나, 1달 후에는 없는 관측치	324 (4.05)	9 (3.08)	1	0	0
[4] MF공시일과 1달 후, 재무분석가 이익예측치가 동일한 관측치	188 (2.35)	8 (2.74)	0	0	0
[5] MF공시일과 1달 후, 재무분석가 이익예측치가 서로 다른 관측치	1,857 (23.21)	210 (71.92)	1	1	1
합계	8,002	292			

여전히 재무분석가 이익예측치가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 한편 MF 공시 전 재무분석가 이익예측치가 존재했던 2,369개 중 324개는 오히려 MF 공시 후 재무분석가 이익예측치가 사라졌고, 188개는 MF 공시 전과 후에 이익예측치에 변화가 없는 것으로 나타났다. 결과적으로 MF 공시 후, 재무분석가 이익예측치가 바뀐 표본 수는 1,857개였다. 세 번째 열의 대응표본(matching sample)은 292개의 MF공시기업 각각에 대해 그 기업과 같은 산업에 속하면서 시가총액이 가장 비슷한 기업을

하나씩 대응시켜 구성한 표본이다.²²⁾ 전체 표본에서 MF 공시 전·후 재무분석가 이익예측치에 변화가 생긴 비율은 23.21%이나, 대응표본은 그 비율이 71.92%로 크게 상승한 것을 볼 수 있다.²³⁾ 한편 가설 2의 검증을 위해서는 5가지 유형 중 어떤 경우를, 재무분석가가 MF비공시기업의 이익예측치를 수정하였다고 볼 것인지에 대한 정의가 필요하다. 이를 위해 본 연구는 세 가지 정의를 사용한다. 먼저 REV2_a는 type2, type3, type5를 모두 재무분석가의 예측수정이 있는 것으로 분류한다. 반면에

22) 대응표본 선정이 제대로 이루어졌는지 살펴보기 위하여 MF공시기업과 대응기업의 주요 변수의 평균차이를 검증한 결과는 다음과 같다. 아래 표에서 보는 바와 같이 MF공시기업과 대응기업은 기업규모, 부채비율, 주가-장부가비율, 수익성, 주가변동성에서 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

변수명	MF공시기업(N=292)	대응기업(N=292)	차이 (t값)
Size _t	14.359	14.332	0.027(0.46)
Lev _t	0.509	0.511	-0.002(-0.11)
MBR _t	1.54	1.576	-0.036(-0.46)
ROA _t	0.07	0.061	0.009(1.61)
Vol _t	51.062	52.549	-1.487(-1.61)

23) 이러한 결과는 MF 공시 후, MF공시기업과 비슷한 시가총액을 가진 기업의 재무분석가 이익예측치에서 보다 민감한 예측수정이 일어남을 보여주는 것으로, 정보이전효과가 비슷한 규모의 기업 간에서 보다 활발히 일어남을 시사한다.

REV2_b는 type2와 type5만을, REV2_c는 type5만을 재무분석가 예측수정이 있는 것으로 분류한다.

〈표 8〉은 가설 2에 대한 검증결과로, 재무분석가가 i기업의 MF 공시 후 비공시기업 j의 이익예측치를 수정할 것인지를 결정할 때 영향을 미치는 요인

들을 살펴본 로짓분석 결과이다. 패널 A는 8,002개의 MF비공시기업 전부를 이용한 분석결과이고, 패널 B는 대응기업을 이용한 분석결과이다. 〈표 8〉에서 모형 1은 비교가능성을 고려하지 않았을 때의 분석결과이고, 모형 2~4는 비교가능성 관련 변수를

〈표 8〉 MF비공시기업의 예측수정 경향의 결정요인

패널 A: 전체 비공시기업을 이용한 분석결과

변수명	예측 부호	모형 1 (종속변수 = REV2_a)	모형 2 (종속변수 = REV2_a)	모형 3 (종속변수 = REV2_b)	모형 4 (종속변수 = REV2_c)
절편	+/-	-22.01*** (-36.68)	-22.62*** (-36.61)	-22.97*** (-36.41)	-26.20*** (-36.11)
AbsMFN _{it}	+	0.10 (0.75)	0.10 (0.76)	0.14 (0.99)	0.04 (0.26)
CompAcct _{ijt-1}	+		0.73*** (5.29)	0.91*** (6.25)	1.09*** (6.72)
ML _{it}	+	0.15 (1.40)	0.13 (1.20)	0.05 (0.45)	0.01 (0.10)
SHorizon _{it}	+	0.18* (2.03)	0.20* (2.20)	0.05 (0.55)	-0.03 (-0.26)
W _{it-1}	+	0.07 (0.74)	-0.01 (-0.10)	-0.05 (-0.51)	-0.16 (-1.34)
PDA _{it-1}	-	0.71 (1.49)	0.72 (1.50)	0.38 (0.75)	-0.32 (-0.57)
Size _{jt-1}	+	1.62*** (38.73)	1.62*** (38.61)	1.62*** (38.16)	1.79*** (37.51)
Lev _{jt-1}	-	-2.13*** (-8.54)	-1.96*** (-7.75)	-2.02*** (-7.64)	-2.30*** (-7.86)
MBR _{jt-1}	+	0.91*** (16.35)	0.93*** (16.47)	0.90*** (15.42)	1.03*** (16.11)
ROA _{jt-1}	+	5.06*** (10.32)	5.23*** (10.43)	5.16*** (9.56)	5.41*** (8.90)
Vol _{jt}	-	-0.01*** (-5.29)	-0.01*** (-4.37)	-0.01*** (-4.43)	-0.02*** (-4.47)
YD		포함	포함	포함	포함
IND		포함	포함	포함	포함
Wald χ^2		4182.59***	4210.71***	4107.75***	4286.78***
Pseudo R ² (%)		42	42	43	49
N		8,002	8,002	8,002	8,002

〈표 8〉 MF비공시기업의 예측수정 경향의 결정요인 (계속)

패널 B : 대응표본을 이용한 분석결과

변수명	예측 부호	모형 1 (종속변수 = REV2_a)	모형 2 (종속변수 = REV2_a)	모형 3 (종속변수 = REV2_b)	모형 4 (종속변수 = REV2_c)
absMFN _{it}	+	0.39 (0.50)	0.49 (0.63)	0.66 (0.88)	1.10 (1.61)
CompAcct _{ijt-1}	+		2.67* (2.55)	2.85** (2.78)	2.82** (2.72)
통제변수		포함	포함	포함	포함
YD		포함	포함	포함	포함
IND		포함	포함	포함	포함
Wald χ^2		157.43***	164.24***	170.29***	184.63***
Pseudo R ² (%)		50	52	51	53
N		292	292	292	292

- 1) 변수의 정의는 식 (6) 및 〈표 7〉 참조
- 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

포함했을 때의 분석결과이다. 한편 모형 2~4는 종속변수만 REV2_a, REV2_b, REV2_c로 다를 뿐, 설명변수는 동일하다. 패널 A부터 살펴보면 모형 2에서 CompAcct의 회귀계수는 0.73으로, 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 MF공시기업과 비공시기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 비공시기업의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아짐을 보여주는 것으로 가설 2를 지지하는 결과이다. 한편 모형 3, 4의 결과를 살펴보면 종속변수의 정의를 바꾸는 경우에도 이러한 결과는 강건성을 유지하는 것으로 나타났다. 기타 변수들을 살펴보면 AbsMFN의 회귀계수는 양(+)의 값을 가지지만, 통계적인 유의성은 부족한 것으로 나타났다. 또한 경영자 예측정보의 특성을 나타내는 변수들 중에서는 SHorizon_{it}만이 부분적으로 유의한 양(+)의 값을 가질 뿐 다른 변수(ML_{it}, Wit-1, PDA_{it-1})들은 통계적으로 유의한 값을 가지지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 기

업 j의 재무적 특성을 나타내는 변수(Size_{jt}, Lev_{jt}, MBR_{jt}, ROA_{jt}, Vol_{jt})들은 선행연구와 동일한 결과가 관찰됐다(이동현 · 유승원 2012).

패널 B는 MF공시기업과 동일한 산업에 속한, 가장 근접한 시가총액을 가진 기업들로 구성된 대응표본을 이용해 패널 A를 재검증한 결과이다. 분석결과, 대응표본을 사용해도 CompAcct의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 패널 A의 결과가 MF공시기업과 비공시기업간 특성 차이에서 비롯된 것이 아님을 보여준다.

4.3 추가분석

4.3.1 정(正)의 정보이전효과 vs. 부(負)의 정보이전효과

본 연구는 〈표 8〉에서 i기업의 MF에 동종 산업 내 j기업의 이익예측치를 제공하는 재무분석가가 반

응을 보이는지, 이러한 반응에 i기업과 j기업간 비교 가능성이 어떠한 영향을 미치는지 살펴봄으로써 MF의 정보이전효과를 검증했다. 이에 더해 이 장에서는 i기업이 낙관적(비관적) MF를 제시했을 때 재무분석가가 i기업의 good news(bad news)를 j기업입장에서 good news로 받아들이는지, 아니면 bad news로 받아들이는지 살펴본다.

i기업이 낙관적 MF를 제시하게 된 데에는 크게 두 가지 이유가 있을 수 있다. 하나는 전반적인 시장 규모가 확대됐기 때문일 수 있고, 다른 하나는 i기업이 경쟁기업이 가지지 못한 우월한 경쟁력을 가지게 됐기 때문일 수 있다. 첫 번째 이유 때문이면 i기업의 낙관적 MF가 j기업에도 good news일 수 있지만, 두 번째 이유 때문이면 i기업의 낙관적 MF가 j기업에는 상대적인 경쟁력 약화를 의미하기 때문에 bad news일 수 있다. 과거 선행연구(Kim et al. 2008)에 따르면 두 기업이 경쟁관계에 있느냐 아니면 비경쟁관계에 있느냐에 따라 i기업의 낙관적 MF가 j기업에게 good news로 작용할 수도 있고, bad news로 작용할 수도 있다.

본 연구는 i기업의 낙관적 MF가 j기업의 예측수정에 good news 또는 bad news 중 어떤 형태로 반영되며, 이러한 과정에 재무제표의 비교가능성이 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위하여 아래의 식 (7)을 이용한다.

$$REV3_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 MFN_{it} + \gamma_2 CompAcct_{ijt-1} + \gamma_3 MFN_{it} \times CompAcct_{ijt-1} + \gamma_4 ML_{it} + \gamma_5 MFN_{it} \times ML_{it} + \gamma_6 SHorizon_{it} + \gamma_7 MFN_{it} \times SHorizon_{it} + \gamma_8 W_{it-1}$$

$$+ \gamma_9 MFN_{it} \times W_{it-1} + \gamma_{10} PDA_{it-1} + \gamma_{11} MFN_{it-1} \times PDA_{it-1} + \gamma_{12} Size_{jt-1} + \gamma_{13} Lev_{jt-1} + \gamma_{14} MBR_{jt} + \gamma_{15} ROA_{jt-1} + \gamma_{16} Vol_{jt} + \sum \eta IND + \sum \theta YD + \epsilon_{jt} \dots \text{식 (7)}$$

여기에서

$$REV3_{jt} = \text{기업 j의 재무분석가 예측수정} \\ = (\text{기업 i의 MF공시일 직후 1개월의 기업 j의 재무분석가 합의예측치} - \text{MF공시일 직전 1개월의 기업 j의 재무분석가 합의예측치}) / (\text{MF공시일 직전 1개월의 기업 j의 재무분석가 합의예측치} | \text{기타 변수의 정의는 식 (6) 참조})$$

식 (7)에서 종속변수인 REV3는 MF비공시기업(기업 j)의 재무분석가 예측수정으로, MF 공시 후 기업 j의 재무분석가 합의예측치에서 MF 공시 전 기업 j의 재무분석가 합의예측치를 차감해 계산한다. 만약 γ_1 이 유의한 양(+)의 값을 가진다면 재무분석가가 i기업이 공시한 낙관적(비관적) MF를 j기업에게 있어서도 good news(bad news)로 해석하고 있음을 의미한다. 식 (7)에서 MFN×CompAcct는 i기업의 경영자예측차이(MFN)가 j기업의 이익예측치(REV3)에 미치는 영향이 i기업과 j기업간 재무제표의 비교가능성에 따라 달라지는지를 살펴보기 위해 포함한다.

다음의 <표 9>는 식 (7)에 대한 검증결과이다.²⁴⁾ 분석결과, 모형 2에서 MFN의 회귀계수는 0.074로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 반면 MFN*HighCompAcct의 회귀계수는 -0.057로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타

24) <표 8>과 달리 <표 9>는 MF 공시 전후 재무분석가의 예측수정을 살펴보고 있기 때문에 MF 공시 전과 후에 모두 재무분석가 이익예측치가 존재할 것을 추가로 요구한다. MF 공시 전·후에 재무분석가 이익예측치가 없어 예측수정의 크기를 계산할 수 없는 관측치는 모두 5,957개로, 이들을 제거했을 때 식 (7)의 검증을 위해 사용한 최종 표본은 모두 2,045개이다.

〈표 9〉 MF비공시기업의 예측수정 크기의 결정요인

패널 A: 전체 비공시기업을 이용한 분석결과

변수명	예측 부호	모형 1	모형 2
절편	+/-	-0.034 (-1.024)	-0.027 (-0.789)
MFN _{it}	+	0.036*** (2.581)	0.074*** (3.776)
HighCompAcct _{ijt-1}	+/-		-0.006 (-0.945)
MFN _{it} *HighCompAcct _{ijt-1}	+/-		-0.057*** (-2.630)
ML _{it}	+/-	0.002 (0.258)	0.003 (0.363)
MFN _{it} *ML _{it}	-	-0.072* (-1.694)	-0.097** (-2.243)
SHorizon _{it}	+/-	0.007 (0.867)	0.007 (0.881)
MFN _{it} *SHorizon _{it}	+	0.192* (1.891)	0.187* (1.842)
HighW _{it-1}	+/-	0.007 (1.092)	0.008 (1.285)
MFN _{it} *HighW _{it-1}	+	0.027 (0.866)	0.038 (1.216)
HighPDA _{it-1}	+/-	0.010 (1.621)	0.010 (1.619)
MFN _{it} *HighPDA _{it-1}	-	-0.086*** (-3.204)	-0.092*** (-3.434)
Size _{jt-1}	+	-0.002 (-0.948)	-0.002 (-0.901)
Lev _{jt-1}	-	-0.017 (-0.786)	-0.025 (-1.134)
MBR _{jt-1}	+	-0.006* (-1.791)	-0.005 (-1.409)
ROA _{jt-1}	+	-0.013 (-0.228)	-0.028 (-0.505)
Vol _{jt}	+	0.001*** (3.889)	0.001*** (3.720)
YD		포함	포함
IND		포함	포함
N		2,045	2,045
Adj. R ² (%)		3.4	3.7
F-value		3.650***	3.742***

〈표 9〉 MF비공시기업의 예측수정 크기의 결정요인 (계속)

패널 B : 대응기업을 이용한 분석결과

변수명	예측 부호	추정치 (t값)
MFN _{it}	+	0.106*** (2.731)
HighCompAcct _{ijt-1}	+/-	-0.021 (-1.516)
MFN _{it} *HighCompAcct _{ijt-1}	+/-	-0.101** (-2.315)
통제변수		포함
YD		포함
IND		포함
N		282
Adj. R ² (%)		4.4
F-value		1.442*

- 1) 변수의 정의는 식 (7) 참조
- 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

났다. 이러한 결과는 재무분석가가 i기업의 good news(bad news)를 동종 산업 내 다른 기업 j에도 good news(bad news)로 받아들인다는 것을 뜻한다. 하지만 재무분석가가 j기업의 이익예측치를 상향(하향)조정하는 경향은 i기업과 j기업간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 약화됐다. 과거 선행연구에 따르면 부(負)의 정보이전효과가 발생하는 이유는 산업 내 기업들간 경쟁과 관련되어 있는 바(Kim et al. 2008), MFN*HighCompAcct의 회귀계수

가 유의한 음(-)의 값을 가진다는 것은 재무분석가가 i기업의 good news를 그 기업과 비교가능성이 높은 다른 기업 j에게 있어서는 시장규모 확대를 의미하는 good news와 상대적인 경쟁력 약화를 의미하는 bad news를 같이 전달하는 것으로 해석하고 있음을 시사한다.²⁵⁾ 패널 B는 대응기업을 이용한 분석결과로, 패널 A의 결과와 질적으로 다르지 않은 것으로 나타났다.

25) 두 기업간 재무제표의 비교가능성이 높다는 것은 용어의 정의에서 알 수 있듯이, 동일한 경제적 사건이 발생했을 때 두 기업의 보고이익이 동일한 방향, 유사한 크기로 움직임을 뜻한다. 예를 들어 K산업 내 A부터 E까지 모두 5개의 회사가 있는데, 이 중 A회사가 X라는 혁신적인 신제품을 출시해 보고이익이 증가하였다고 가정하자. 5개 회사 중 A회사와 C회사간 재무제표의 비교가능성이 가장 높으면 이는 곧 X라는 제품이 A회사가 아니라 B~E회사에서 출시되었다고 가정했을 때 C회사의 보고이익 증분이 A회사의 보고이익 증분과 가장 근사한 값을 가진다는 것을 뜻한다. 상기의 예에서 볼 수 있듯이 두 회사간 재무제표의 비교가능성이 높다는 것은 또 다른 의미로 그만큼 두 회사가 밀접한 경쟁관계에 있다는 것을 뜻한다. 이러한 의미에서 〈표 9〉의 결과는 i기업의 경영자가 good news를 공시했을 때 재무분석가는 i기업과 비교가능성이 높은 다른 기업 j에는 이 뉴스가 상대적인 경쟁력 약화의 신호로도 해석이 가능하기 때문에 반드시 good news로만 보지 않는다는 것을 시사한다.

V. 결론

본 연구는 재무제표의 비교가능성이 MF의 정보효과 및 정보이전효과에 미치는 영향을 분석했다. 구체적으로 본 연구는 MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높을 때, 재무분석가가 기업고유정보(firm specific information)의 제공원천으로서 MF에 대한 상대적 의존도를 낮추는지 살펴보았다. 이와 더불어 본 연구는 MF가 동종 산업 내 다른 기업들의 재무분석가 이익예측치에 미치는 영향을 살펴보았다.

2002년부터 2011년까지 유가증권상장기업의 MF 292건과 이에 대응되는 비공시기업 표본 8,002건을 대상으로 분석을 수행한 결과는 다음과 같다. 첫째, MF공시기업이 동종 산업 내 다른 기업들과 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 경영자예측차이를 예측수정에 반영하는 정도가 낮아졌다. 이러한 실증결과는 기업의 미래경영성과에 관한 정보원천으로, 동종 산업 내 양질의 비교가능기업이 MF와 대체적 관계에 있다는 것을 뜻하는 동시에 산업 내 기업간 재무제표의 비교가능성이 높은 경우에는 기업이 자발적 공시를 통해 재무분석가의 예측의 사절정에 영향력을 행사하는 것이 그만큼 어렵다는 것을 시사한다. 둘째, MF공시기업(기업 i)과 비공시기업(기업 j)간 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 i기업의 MF공시 후, 기업 j의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 기업i와 j간 재무제표의 비교가능성이 높다는 것은 두 기업이 유사한 영업환경 및 비즈니스 모델(business model), 회계처리정책을 가지고 있다는 것을 뜻한다. 기업 i와 j간 재무제표의 비교가능성이 높으면 재무분석가가 보다 적은 노력으로, i기업의

MF에 담겨 있는 정보를 보다 잘 해석해서 비공시기업의 이익예측에 활용할 수 있기 때문에 MF공시 후, 재무분석가가 비공시기업 j의 이익예측치를 수정할 가능성이 높아지는 것으로 판단된다.

과거 연구들은 산업 내 기간 회계정보의 비교가능성이 높을수록 재무분석가가 이익예측에 이용할 수 있는 양질의 정보가 많아지기 때문에 추종 재무분석가의 숫자가 증가하고, 재무분석가 이익예측치의 정확성이 높아짐을 보고했다(DKV: 강민정 등 2013). 본 연구는 여기서 한 발 더 나아가, 기업의 자발적 공시에 재무분석가가 얼마나 높은 가중치를 부여할 것이냐를 결정하는 데에도 산업 내 기업간 재무제표의 비교가능성이 영향을 미칠 수 있다는 사실을 보여주고 있다. 아울러 본 연구는 MF공시기업과 상대기업간 재무제표의 비교가능성이 MF가 가진 정보이전효과의 크기에 유의한 영향을 미칠 수 있다는 실증적 증거를 제시하였다는 점에서 의의가 있다. 미래의 연구는 산업 내 기업간 재무제표의 비교가능성이 높을 때, 경영자가 기회주의적인 의도를 가지고 공시한 MF를 재무분석가가 제대로 알아낼 수 있는지에 관한 문제를 다룰 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 강민정, 이명건, 이호영 (2013), "회계정보의 비교가능성이 재무분석가 이익예측 및 회계정보 가치관련성에 미치는 영향에 대한 연구," **회계학연구**, 38, 281-320.
- 김갑룡, 박종성, 최기호 (1998), "산업의 성장성과 경쟁정도가 정보이전에 미치는 효과," **회계정보연구**, 9, 1-16.
- 나영, 육지훈 (2008), "수평적 기업합병공시의 산업 내정보

- 전이효과에 관한 실증분석,” **회계학연구**, 30, 167-200.
- 권수영, 유승원, 황문호 (2011), “경영자 이익예측정보와 재무분석가 이익예측수정,” **한국증권학회지**, 40, 431-459.
- 손성규 (1997), “경영자의 예측치와 재무분석가 예측치의 비교: IR에서의 예측을 중심으로,” **회계학연구**, 22, 107-129.
- 이동현, 유승원 (2012), “경영자 이익예측 공시 이후 재무 분석가 예측수정의 특성,” **회계학연구**, 37, 309-345.
- 정우성 (1997), “경영자 이익예측정보의 정확성과 시장기대이익 대응치로서의 적합성,” **증권학회지**, 21, 265-294.
- Ayers, B. and R. N. Freeman (2003), “Evidence that Analyst Following and Institutional Ownership Accelerate the Pricing of Future Earnings,” *Review of Accounting Studies*, 8 (1): 47-67.
- Baginski, S. P. (1989), “Intraindustry Information Transfers Associated with Management Forecasts of Earnings,” *Journal of Accounting Research*, 25, 196-216.
- Baginski, S. P. and J. M. Hassell (1990), “The Market Interpretation of Management Earnings Forecasts as a Predictor of Subsequent Financial Analyst Forecast Revision,” *Accounting Review*, 65, 175-190.
- Chen, Shuping, Matsumoto, D. and S. Rajgopal (2011), “Is Silence Golden? An Empirical Analysis of Firms that Stop Giving Quarterly Earnings Guidance,” *Journal of Accounting & Economics*, 51, 134-150.
- Clement, M. B. (1999), “Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?” *Journal of Accounting & Economics*, 27, 285-303.
- Clement, M. Frankel, R and J. Richard (2003), “Confirming Management Earnings Forecasts, Earnings Uncertainty, and Stock Returns,” *Journal of Accounting Research*, 41, 653-679.
- Clinch, G. J. and N. A. Sinclair (1987), “Intra-Industry Information Release,” *Journal of Accounting & Economics*, 9, 89-106.
- Cotter, J., Tuna, I. and P. D. Wysocki (2006), “Expectations Management and Beatable Targets: How Do Analysts React to Explicit Earnings Guidance?” *Contemporary Accounting Research*, 23, 593-624.
- Coller, M. and T. L. Yohn (1997), “Management Forecasts and Information Asymmetry: An Examination of Bid-Ask Spreads,” *Journal of Accounting Research*, 35, 181-191.
- De Franco, G. Kothari, S.P. and R.S. Verdi (2011), “The Benefits of Financial Statement Comparability,” *Journal of Accounting Research*, 49, 895-931.
- Foster, G. (1981), “Intra-Industry Information Transfer Associated with Earnings Releases,” *Journal of Accounting & Economics*, 3, 201-232.
- Francis, J. R., Pinnuck, M and O. Watanabe (2013), “The Role of Auditor Style in Financial Statement Comparability,” Working paper, University of Missouri.
- Gong, G, Li, L., and L. Zhou (2013), “Earnings Non-synchronicity and Voluntary Disclosure,” *Contemporary Accounting Research* 30, 1560-1589.
- Han, J. C. Y., Wild, J. J. and K. Ramesh (1989), “Managers’ Earnings Forecasts and Intra-Industry Information Transfers,” *Journal of Accounting & Economics*, 11, 3-33.

- Hassell, J., Jennings, R. and D. Lasser (1988), "Management Earnings Forecasts: Their Usefulness as a Source of Firm-specific Information to Security Analysts," *Journal of Financial Research*, 11, 303-319.
- Hassell, J. M. and R. H. Jennings (1986), "Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecast Announcements," *Accounting Review*, 61, 58-76.
- Hong, Harrison, Kubik, J. D. and A. Solomon (2000), "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts," *RAND Journal of Economics (RAND Journal of Economics)*, 31, 121-144.
- Zhang Hongbo (2012), "Accounting Comparability, Audit Effort and Audit Outcomes," Working paper, Louisiana State University.
- Houston, J. F., Lev, B. and J. W. Tucker (2010), "To Guide or Not to Guide? Causes and Consequences of Stopping Quarterly Earnings Guidance," *Contemporary Accounting Research*, 27, 143-185.
- Jacob, J., Lys, T. Z. and M. A. Neale (1999), "Expertise in Forecasting Performance of Security Analysts," *Journal of Accounting & Economics*, 28, 51-82.
- Kim, Yongtae, Lacina, M. and Park, Myung Seok (2008), "Positive and Negative Information Transfers from Management Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 46, 885-908.
- Langberg, N. and K. Sivaramakrishnan (2010), "Voluntary Disclosures and Analyst Feedback," *Journal of Accounting Research*, 48, 603-646.
- Piotroski, J. D. and D. T. Roulstone (2004), "The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices," *Accounting Review*, 79, 1119-1151.
- Pownall, G. (1993), "Discussion of The Relative Informativeness of Accounting Disclosures in Different Countries," *Journal of Accounting Research*, 31, 224-229.
- Pownall, G. and Waymire, G. (1989), "Voluntary Disclosure Credibility and Securities Prices: Evidence from Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 27, 227-245.
- Pyo, Youngin and Lustgarten, S. (1990), "Differential Intra-Industry Information Transfer Associated with Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting & Economics*, 13, 365-379.
- Rui, Shen (2008), "The Role of Analysts in Intra-industry Information Transfer," Working Paper, Hong Kong University of Science and Technology.
- Wang, Isabel Yanyan (2007), "Private Earnings Guidance and Its Implications for Disclosure Regulation," *Accounting Review*, 82, 1299-1332.
- Waymire, G. (1986), "Additional Evidence on the Accuracy of Analyst Forecasts Before and After Voluntary Management Earnings Forecasts," *Accounting Review* 61, 129-143.
- Yip, Rita W. Y. and Young, Danqing (2012), "Does Mandatory IFRS Adoption Improve Information Comparability?," *Accounting Review*, 87, 1767-1789.

The Effects of Financial Statement Comparability on the Analysts' Earnings Forecast Revisions after Management Forecasts

Eun Sun Ki* · Soo Young Kwon**

Abstract

This study investigates whether analysts are less sensitive to management forecast news when a forecasting firm has comparable accounting systems. Furthermore, I examine how a firm's management forecast affects analyst earnings forecasts of other firms in the same industry.

Prior studies show that managers are firm specialists, while analysts are industry specialists. If a forecasting firm has other comparable firms in the same industry, analysts can make more accurate earnings forecasts by using comparable firms' information as a benchmark. It will decrease analysts demand for management forecasts. Therefore, I expect financial statement comparability lower the effects of management forecast news on analyst earnings forecast revisions for a forecasting firm. Meanwhile, a firm's management earnings forecast may cause analyst earnings forecast revisions for other firms in the same industry because it conveys prospects for its industry or competitive shifts across firms. If a forecasting firm *i* is more comparable to another non-forecasting firm *j*, analysts can make better use of firm *i*'s management forecast to analyze firm *j* with relatively small efforts. Therefore, I expect analysts' propensity to revise earnings forecasts for a particular non-forecasting firm increases in financial statement comparability between two firms.

To test these hypotheses, I use the 292 management earnings forecasts issued by firms listed on the Korea Stock Exchange for the period of 2002 to 2011. Also for the purpose of investigating intra-industry information transfers associated with management forecasts, I use the 8,002

* Ph. D., Korea University(loveoah@naver.com), First Author

** Professor, Business School, Korea University(sykwon@korea.ac.kr), Corresponding Author

non-forecasting firm-year observations. I adopt the methodology suggested by De Frnaco et al. (2011) to estimate financial statement comparability.

The empirical results of this study are as follows. First, if a forecasting firm is comparable to other firms in the same industry, analysts place less weight on management forecast news. Second, the probability that analysts revise earnings forecasts of another non-forecasting firm j in the same industry after firm i issues a management forecast increases in financial statement comparability between a forecasting firm (firm i) and a non-forecasting firm (firm j). It suggests financial statement comparability facilitates information transfers associated with management forecasts. Third, good (bad) news from a forecasting firm causes, on average, a positive (negative) analyst earnings forecast revisions for non-forecasting firms in the same industry. But financial statement comparability weakens this positive information transfers. It indicates analysts interpret a good news issued by a forecasting firm conveys market share taken away from the competition when a forecasting firm is more comparable to a non-forecasting firm.

This study is different from previous research in several ways. First, this study extends prior research by showing that the quantity and quality of information about comparable firms affects the magnitude of analysts' reaction to firm's voluntary disclosure. Furthermore, in this study, I show that financial statement comparability between a forecasting firm and information receiver can make a difference in magnitude and sign of information transfers. Also, I relieve the strong assumption of market efficiency by using analysts' reaction instead of stock market reaction.

Key words: financial statement comparability, management forecasts, analysts' earnings forecast revisions