

## 불확실한 기업환경에서 경영자 이익예측과 발생액의 관계

권수영(제 1저자)  
고려대학교 경영대학 교수  
(sykwon@korea.ac.kr)  
최경수(교신저자)  
고려대학교 경영대학 박사과정  
(mg1cks@korea.ac.kr)  
김경혜(공동저자)  
고려대학교 경영대학 박사과정  
(kxh00@korea.ac.kr)

본 연구는 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 체계적인 관계에 대해 분석한다. 기업이 불확실한 기업 환경에 직면하게 될 때, 미래전망에 대한 경영자의 판단은 불가피하게 오차를 수반하게 된다. 경영자가 의도하지 않은 이러한 오차는 현재 발생액을 보고하고 미래 이익을 예측함에 있어 중요한 영향을 미치게 되므로, 차기에 대한 경영자 이익 예측정보와 현재 발생액은 동일한 오차를 공유하게 될 가능성이 존재한다. 즉, 현재 발생액의 크기가 클수록(작을수록), 차기에 대한 경영자 이익예측정보는 더욱 낙관적(비관적)일 것이라고 예상할 수 있다.

본 연구는 2002년부터 2009년까지 공정공시를 통해 발표된 영업이익에 대한 예측값을 이용하여 분석을 수행하였으며, 분석결과 예상했던 바와 같이 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간에는 유의한 양의 관계가 나타났다. 또한 이러한 양의 관계는 기업이 처한 영업환경의 불확실성이 높은 경우, 거시경제적인 불확실성이 높은 경우, 강제공시정보(현재 발생액)에 대한 경영자의 융통성이 큰 경우에는 유의하게 나타났으나 반대의 경우에는 유의한 관계가 존재하지 않았다. 이는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 경영자가 의도하지 않은 오차로 인해 나타난다는 본 연구의 주장을 강하게 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다.

한편 본 연구의 추가분석에서는 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 양의 관계가 본 연구의 주장과 달리 경영자의 의도적인 부분에 의해서 나타나는 것인지에 대해 검증하였다. 분석 결과, 경영자가 의도적으로 발생액을 상향(하향)조정하고 동시에 낙관적(비관적)인 이익예측정보를 공시하고자 하는 유인이 존재하는 그룹에서는 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 유의한 관계가 나타나지 않았다. 반면에 그러한 유인이 존재하지 않는 그룹에서는 둘 간에 유의한 양의 관계가 존재하였다. 이와 같은 결과는 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 양의 관계가 경영자가 의도하지 않은 오차로 인해 야기된 것이라는 본 연구의 기본 시각과 일치하는 것이라고 볼 수 있다.

본 논문은 자발적 공시정보와 강제적 공시정보의 연결고리를 명시적으로 고려한 연구이다. 두 공시정보 간의 체계적인 관련성은 경영자가 의도하지 않은 오차를 공유함으로써 나타나는 것을 검증하였으며, 이러한 오차는 과거 연구에서 초점을 맞춘 의도적인 오차와는 확연하게 차이가 있다는 것을 제시하였다. 이를 통해 경영자가 자발적으로 공시하는 정보에 대한 이해를 높일 수 있다는 점에서 다양한 시장참여자들에게 유용한 정보를 전달할 수 있을 것으로 기대된다.

주제어: 경영자 이익예측오차, 발생액, 자발적 공시정보, 강제적 공시정보

## 1. 서론

경영자는 기업활동으로 일어나는 수많은 정보를 정보이용자들에게 효율적으로 제공하기 위해 다양한 방법으로 공시를 하게 된다. 경영자가 시장과 커뮤니케이션하기 위한 소통채널은 크게 자발적 공시(voluntary disclosure)와 강제공시(mandatory disclosure)로 구분할 수 있다. 많은 선행연구들이 각 공시를 통해 제공되는 정보가 가치관련성을 가질 뿐만 아니라 시장에 유용한 정보를 제공한다는 결과를 제시하고 있다(Kothari 2001; Healy and Palepu 2001; 장준경 등 2007; 권수영 등 2010). 그러나 대다수의 선행연구들은 자발적 공시와 강제공시에 담긴 정보를 개별적으로 다루어 왔으며, 강제공시정보를 이용하여 자발적 공시정보의 오차를 예측할 수 있는지에 대해서는 아직까지 연구가 미미한 실정이다(Kaszniak 1999; Einhorn 2005; Gong et al. 2009). 따라서 이러한 자발적 공시정보의 오차와 강제공시정보 간의 체계적인 관계를 입증하는 것은 경영자가 자발적으로 공시하는 정보에 대한 이해를 높일 수 있다는 점에서 투자자들을 비롯한 외부 이해관계자들에게 유용한 정보를 제공할 수 있다.

이에 본 연구는 차기에 대한 경영자 이익예측정보의 오차와 현재 발생액 간의 체계적인 관계를 분석함으로써, 강제공시정보에 기초하여 자발적 공시정보의 오차를 예측할 수 있는지에 대해 살펴본다. Sloan(1996)과 Bradshaw et al.(2001)은 투자

자와 재무분석가가 미래 이익과 관련하여 현재 발생액이 갖는 의미를 제대로 이해하지 못한다고 설명하고 있다. 반면에 Xu(2010)는 경영자가 기업정보의 내부제공자로서 다른 이해관계자들에 비해 상대적으로 우월한 정보를 갖고 있기 때문에, 기업의 미래이익을 예측할 경우 현재 발생액에 담겨있는 정보를 충분히 반영하리라 예측하였다. 즉, 이러한 관점에서 본다면 경영자가 자발적으로 공시하는 차기에 대한 이익예측정보의 오차는 현재 발생액의 정보와는 관련성이 없는 다른 요인에 의해 야기된 것이라고 볼 수 있다. 하지만 경영자가 직면한 기업환경은 본질적으로 불확실성을 내포하게 되므로 기업의 미래를 완전하게 전망할 수 없게 되며, 그 결과 차기에 대한 경영자 이익예측정보는 본인이 의도하지 않은(unintentional) 오차를 포함하게 된다. 또한 경영자는 자신의 미래전망을 현재 발생액에도 반영시키기 때문에(Guay et al. 1996; Subramanyam 1996), 차기에 대한 경영자 이익예측정보와 현재 발생액은 경영자가 의도하지 않은 오차를 공유하게 될 것이다.<sup>1)</sup>

예를 들어, 불확실한 기업환경에서 경영자가 미래의 시장수요를 낙관적(비관적)으로 전망한다면 현재 채고자산을 과대(과소)매입할 가능성이 존재하므로, 현재 발생액은 증가(감소)할 것이다. 이와 동시에 경영자는 자신의 이러한 낙관적(비관적)인 전망을 미래이익을 예측할 경우에도 반영하게 될 것이므로, 차기에 대한 이익예측정보 또한 낙관적(비관적)인 편향(bias)을 나타낼 것으로 예상할 수 있다. 즉, 경영자의 낙관적(비관적)인 미래전망은 불확실한 기

1) 이와 같은 본 연구의 논리는 현재 발생액이 경영자의 미래전망을 반영할 수 있다는 가능성에 기반하고 있다. 예를 들어, 경영자가 기업이 현재 보유하고 있는 매출채권의 향후 회수가능성을 높게(낮게) 예측한다면 대손충당금을 낮게(높게) 설정할 것이므로, 현재 기업이 보유하고 있는 매출채권은 증가(감소)할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 이러한 매출채권의 증가(감소)는 현재 발생액의 증가(감소)를 가져올 것이다. 본 연구는 이와 같은 예와 선행연구에 근거하여 현재 발생액 중 경영자의 미래전망을 반영하는 부분이 존재할 수 있다고 예상하였다. 하지만 본 연구의 이러한 논리는 발생액이 지닌 여러 가지 측면들 중 경영자의 미래전망과 관련된 부분에 초점을 맞추고자 함일 뿐, 미래전망에 대한 경영자의 예측을 반영하는 것이 발생액의 가장 중요한 역할이라고 주장하는 것은 아니다.

업환경으로 인해 의도하지 않은 오차를 수반할 것이며, 이 오차는 현재 발생액을 증가(감소)시킴과 동시에 차기에 대한 이익예측정보를 낙관적(비관적)으로 만들 것이라고 예상할 수 있다. 따라서 현재 발생액의 크기가 클수록(작을수록) 차기에 대한 경영자 이익예측정보는 더욱 낙관적(비관적)일 것으로 예상되며, 차기에 대한 경영자 이익예측오차(경영자 이익예측정보에서 실제 이익을 차감한 값)와 현재 발생액 간에는 양의 관계가 존재할 것으로 예상된다.

다음으로 본 연구는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계에 영향을 미칠 수 있는 요인들에 대해 분석한다. 첫 번째 요인으로서 기업이 직면한 영업환경의 불확실성 정도를 고려하였다. 기업이 처한 영업환경의 불확실성이 높을수록 경영자는 미래 전망에 대하여 정확한 예측을 하는 것이 더 힘들어지게 된다. 그 결과 현재 발생액과 미래이익 예측치에 반영되는 경영자의 의도치 않은 오차는 증가하게 될 것이다. 따라서 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 양의 관계가 두 공식정보가 이러한 오차를 공유하기 때문에 나타나는 것이라면, 영업환경의 불확실성이 높을수록 둘 간의 양의 관계는 더욱 확연하게 나타날 것으로 예상된다.

두 번째 요인으로서 거시경제적인 불확실성 정도를 고려하였다. 구체적으로, 거시경제적인 불확실성이 증가할수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 증가할 것으로 예상된다. 이에 대한 논리적인 근거는 앞서 설명한 영업환경의 불확실성이 둘 간의 양의 관계에 미치는 영향에 대한 것과 유사하다. 하지만 영업환경의 불확실성이 기업 고유의

(firm-specific) 불확실한 요소를 의미하는 반면에 거시경제적인 불확실성은 이러한 기업 고유의 불확실한 요소와는 다른 경제전반에 걸친 불확실한 요소를 내포한다. 따라서 이 역시 미래전망에 대하여 경영자가 불가피하게 오차를 야기하게 되는 또 다른 중요한 요인이 될 수 있다(Turnbull 1977; Subrahmanyam and Thomadakis 1980; Cochran 1988). 더욱이 우리나라는 원자재, 원유, 환율 등의 변동에 따라 기업의 성과가 좌지우지 되는 폭이 큰 특성을 가지고 있기 때문에 거시경제적인 불확실성은 경영자의 미래전망에 지대한 영향을 미칠 것으로 보인다.

세 번째 요인으로서 경영자의 미래전망이 현재 발생액에 반영되는 정도를 고려하였다. 경영자가 자신의 미래전망을 현재 발생액에 제한적으로 반영하게 된다면, 불확실한 기업환경으로 인해 발생된 오차 역시 이익예측정보와는 차별적으로 발생액에 제한적으로 반영될 것이다.<sup>2)</sup> 즉, 이로 인해 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 양의 관계는 감소하거나 혹은 존재하지 않을 수도 있다. 따라서 경영자의 미래전망이 현재 발생액에 반영되는 정도가 클수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 증가할 것이라고 예상할 수 있다.

마지막으로 본 연구의 추가분석에서는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 본 연구의 주장과 달리 경영자의 의도적인 부분에 의해서 나타나는 것인지에 대해 분석하고자 한다. 경영자는 자신의 사적 유인을 달성하기 위해 의도적으로 발생액을 상향(하향)조정하고 동시에 낙관적인(비관적인) 이익예측정보를 공시할 가능성이 존재한다.<sup>3)</sup> 다시

2) 경영자 이익예측정보는 본질적으로 기업전망에 대한 경영자의 판단을 강하게 반영한다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 현재 발생액에 담긴 정보가 기업전망에 대한 경영자의 주관적인 판단을 얼마만큼 반영하고 있는지를 중점적으로 고려하고자 한다.

3) 본 연구는 선행연구에 근거하여 경영자가 의도적으로 발생액과 이익예측정보를 상향 조정하게 만드는 잠재적인 요인으로서 재무분석가 이익예측치 달성유인, 적자보고 회피유인, 직전년도 이익달성 유인을 고려하였다(Burgstahler and Dichev 1997; Phillips et al. 2003).

말해 두 공시정보가 경영자가 의도적으로 만들어낸 오차를 공유함으로써 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 양의 관계가 나타날 수 있다. 이처럼 의도적인 오차로 인해 둘 간에 양의 관계가 관찰된 것이라면 경영자가 미래전망을 예측하는 과정에서 기업환경의 불확실성으로 인한 비의도적인 오차를 가져온다는 본 연구의 시각을 지지하지 않는 것이라 할 수 있다.

이와 같은 연구목적 달성을 위해 본 연구는 2002년부터 2009년까지 공정공시를 통해 발표된 경영자 예측정보 중 영업이익에 대한 예측값을 이용하여 분석을 수행하였다. 구체적인 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 예상한 바와 같이 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간에는 유의한 양의 관계가 나타났다. 이는 불확실한 기업환경으로 인해 야기된 경영자의 의도치 않은 오차가 경영자 이익예측정보와 발생액에 반영될 것이라는 본 연구의 주된 관점과 일치하는 결과라고 할 수 있다.

둘째, 영업환경의 불확실성이 높은 경우에는 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 유의한 양의 관계가 나타났지만 영업환경의 불확실성이 낮은 경우에는 둘 간에 유의한 관계가 나타나지 않았다. 마찬가지로 거시경제적인 불확실성의 경우에도 이와 유사한 결과가 나타났다. 또한 경영자의 미래전망이 현재 발생액 추정치에 미치는 영향이 큰 경우에는 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 유의한 양의 관계가 나타났으나, 경영자의 미래전망이 현재 발생액 추정치에 미치는 영향이 낮은 경우에는 유의한 양의 관계가 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 경영자가 불가피하게 야기한 오차로 인해 나타난다는 본 연구의 주장을 강하게 뒷받침한다고 볼 수 있다. 즉, 기업고유

의 요인이든 거시경제적 요인이든 기업환경이 불확실할 때 경영자가 완벽하게 미래를 전망하기 어렵기 때문에 의도하지 않은 오차를 가져온다는 설명을 지지한다고 할 수 있다.

셋째, 경영자가 의도적으로 발생액을 상향(하향) 조정하고 동시에 낙관적인(비관적인) 이익예측정보를 공시하고자 하는 유인이 존재하는 그룹에서는 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 유의한 관계가 나타나지 않은 반면, 그러한 유인이 존재하지 않는 그룹에서는 둘 간에 유의한 관계가 나타났다. 이러한 결과는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 경영자의 의도적인 오차 때문에 야기된 것이라는 설명과는 일치하지 않고 있음을 보여주는 것이다. 따라서 경영자가 불가피하게 야기한 오차로 인해 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 존재한다는 기본 시각을 지지하는 것이라고 할 수 있다.

본 연구는 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 관계를 분석하여 둘 사이에 체계적인 양의 관계가 존재한다는 것을 제시한 Gong et al.(2009)의 논문에 기초하고 있다. Gong et al.(2009)의 핵심은 불확실한 영업환경으로 인해 경영자가 미래를 전망할 때 의도하지 않은 오차를 야기하고, 이 오차가 발생액과 경영자 이익예측정보에 반영될 수 있다는 점이라고 할 수 있다. 이러한 논리에 기반하여 Gong et al.(2009)은 기업이 직면하고 있는 영업환경이 불확실할 경우, 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 체계적인 양의 관계가 존재한다는 연구결과를 제시하고 있다. 또한 Gong et al.(2009)은 내부자 거래(inside trading)를 통한 경영자의 사적이익 추구 유인을 고려하여 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 경영자의 의도적인 오차에 의해서 나타난 것이 아니라는

점을 보이고 있다.<sup>4)</sup> 한편, 본 연구가 Gong et al. (2009)의 이러한 연구내용에 기반하고 있지만, 다음과 같은 공헌점 및 차별점이 존재한다.

첫째, 본 연구는 Gong et al.(2009)에서 제시하고 있는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계를 국내기업을 대상으로 재검증함으로써, 우리나라 공정공시제도(Regulation Fair Disclosure)의 효과성에 대한 정책적 시사점을 제공하고 있다. 우리나라는 2002년 공정공시제도가 시행된 이후, 경영자가 자발적으로 공시하는 이익예측정보가 급격하게 증가하는 추세를 나타내고 있다. 이에 관련 국내 선행연구들은 공정공시제도의 도입을 전·후하여 경영자 예측정보의 정확성과 정보효과를 중점적으로 비교 및 분석하였으며, 경영자가 자발적으로 공시하는 예측정보가 외부투자자들에게 정보로서 유용성이 있음을 입증하고 있다(오원정과 손성규 2006; 이계원 등 2007). 반면 이러한 국내 선행연구와는 달리 본 연구는 자발적 공시정보(경영자 이익예측정보)의 오차와 강제공시정보(발생액) 간의 잠재적인 관계에 초점을 맞추고 있다.<sup>5)</sup> 즉, 본 연구는 기업고유의 불확실한 환경으로 인해 야기된 경영자의 의도치 않은 오차에 의해 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 체계적인 양의 관계가 존재한다는 실증결과를 제시하고 있다. 이는 공정공시제도 도입 이후 경영자 이익예측정보의 급격한 양적 증가가 경영자가 의도하지

않은 오차를 크게 반영하고 있다면, 이러한 예측정보의 증가는 잠재적인 정보이용자들과 기업 간의 정보불균형을 완화하는데 제한적일 수도 있다는 시사점을 제시한다고 볼 수 있다.

둘째, 본 연구는 투자자들이 경영자 이익예측정보의 정확성과 유용성을 보다 적절히 평가하기 위해서는 기업 고유의 불확실성(영업환경의 불확실성) 뿐만 아니라 시장 전반의 불확실성(거시경제적인 불확실성) 또한 고려해야 한다는 필요성을 제시하고 있다. Gong et al.(2009)은 기업이 처한 영업환경이 불확실할 경우, 경영자가 의도하지 않은 오차에 의해 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 체계적인 양의 관계가 존재한다는 것을 제시하였다. 이는 투자자들이 경영자 이익예측정보를 활용함에 있어서 영업환경의 불확실성을 고려해야 한다는 필요성을 제시하고 있다. 반면 본 연구는 거시경제적인 불확실성을 추가적으로 고려함으로써 기업고유의 불확실성과 시장전반에 걸친 불확실성을 보다 명확하게 구분하고 있다. 이는 투자자들이 경영자 이익예측정보의 정확성 및 유용성을 좀 더 잘 이해할 수 있게 하는 추가적인 불확실성의 원천을 제시했다는 점에서 Gong et al.(2009)과는 차별된다.

셋째, 본 연구는 경영자의 의도적인 오차의 영향을 고려하고자 경영자의 전형적인 기회주의적인 유인 3가지(재무분석가 이익예측 달성 유인, 적자회피

4) 구체적으로 Gong et al.(2009)은 경영자가 현재 높은(낮은) 발생액을 보고하고 난 직후 내부자 거래를 통해 주식과 스톡옵션에 대한 순매입(순매도)을 행한다면, 이러한 높은(낮은) 발생액은 경영자의 긍정적(부정적)인 미래전망을 반영한다고 판단하였다. 반면에, 경영자가 현재 높은(낮은) 발생액을 보고하고 난 직후 내부자 거래를 통해 순매도(순매입)를 행한다면, 이러한 높은(낮은) 발생액은 경영자의 의도적인 행위를 반영한다고 보았다. 이는 주식과 스톡옵션에 대한 경영자의 순매입(순매도)이 경영자의 긍정적(부정적)인 미래전망을 반영한다고 전제하고 있기 때문이다. 따라서 Gong et al.(2009)은 높은(낮은) 발생액이 경영자의 순매입(순매도)으로 이어지는 경우를 의도하지 않은 오차에 의해 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 양의 관계가 나타날 수 있는 경우로 보았다. 이에 반해, 높은(낮은) 발생액이 경영자의 순매도(순매입)로 이어지는 경우는 의도적인 오차에 의해 둘 간에 양의 관계가 나타날 수 있는 경우로 보고 있다.

5) 자발적 공시정보의 오차와 강제공시정보 간의 잠재적인 관계를 다룬 국내 선행연구는 현재 존재하지 않는다. 다만, 관련 국내 연구로서 권수영 등(2010)은 보고이익의 질적 속성이 경영자 예측정보의 정보효과에 미치는 영향에 관해 분석함으로써 강제공시정보와 자발적 공시정보 간의 관계를 간접적으로 검증하였다고 볼 수 있다.

유인, 직전년도 이익 달성 유인)를 고려함으로써 Gong et al.(2009)의 연구결과를 보완하고 있다. Gong et al.(2009)은 내부자 거래(inside trading)를 통한 경영자의 사적이익 추구 유인을 고려하여 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 경영자의 의도적인 오차에 의해서 나타난 것이 아니라는 점을 제시하고 있다. 하지만 그들은 이러한 연구결과가 내부자 거래 이외의 다른 기회주의적인 경영자의 유인에 의해 두 공시정보 간에 양의 관계가 나타날 수 있다는 가능성을 원칙적으로 모두 배제하지는 못한다는 한계점을 제시하고 있다(Gong et al. 2009, p. 499 - 500). 따라서 둘 간의 양의 관계가 경영자의 3가지 유인에 의해 나타난 것이 아니라는 본 연구의 결과는 Gong et al.(2009)의 한계점을 보완할 뿐만 아니라, 경영자가 의도하지 않은 오차에 의해 본 연구의 주된 결과가 도출되었다는 것을 한층 강화한다고 볼 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2절에서는 선행 연구를 검토하고 가설을 수립한다. 3절에서는 표본 선정과 연구설계를 제시하며, 4절에서는 실증분석결과를 제시한다. 5절에서는 추가분석결과를 제시하고, 마지막으로 6절에서는 연구의 주요결과를 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 선행연구 및 가설설정

### 2.1 선행연구

#### 2.1.1 경영자 이익예측오차의 결정요인

경영자의 이익예측정보는 기업의 미래이익에 대한

경영자의 기대치로서 실제이익과 차이가 나타나게 된다. 이 차이는 곧 경영자 이익예측정보의 오차 또는 편의성을 의미하는 것으로 경영자가 자발적으로 공시하는 이익예측정보의 신뢰성을 판단하는 중요한 기준이라고 할 수 있다. 따라서 경영자의 이익예측 오차는 투자자들의 의사결정에 중요한 영향을 미치게 된다. 이에 선행연구들은 경영자 이익예측오차의 결정요인에 대해 많은 관심을 기울여 왔으며, 다양한 경영자의 이익예측 유인을 제시하고 있다.

Skinner(1994)와 Kasznik and Lev(1995)의 다수의 연구들에 의하면 경영자는 잠재적인 소송 비용을 낮추기 위해 상대적으로 비관적인 이익예측 정보를 공시하는 경향이 존재한다. 또한 Francis et al(1994)은 경영자가 비관적인 예측정보를 제공하거나 또는 긍정적인 기업전망에 대한 예측정보를 제공하지 않았을 경우, 이에 대해 주주들의 소송이 발생하지 않는다는 결과를 제시한 바 있다. 이 밖에도 많은 선행연구들은 시장기대치 상향조정(Frost 1997; Koch 2002), 잠재적인 경쟁자의 진입저지(Newman and Sansing 1993), 자본조달 촉진(Frankel et al. 1995; Lang and Lundholm 2000), 내부자거래를 통한 이윤극대화(Aboody and Kasznik 2000; Noe 1999; Rogers and Stocken 2005) 등을 경영자 이익예측오차의 주요 결정요인으로 파악하고 있다.

국내연구로서는 전영순과 손성규(1999)와 권수영 등(2009)이 공시경로별로 경영자 이익예측정보의 정확성에 차이가 나타나는지에 대해 분석하였으며, 분석 결과 기업설명회를 통해 제공되는 이익예측치가 언론이나 그 밖의 다른 공시경로를 통해 제공되는 예측치에 비해 더 정확한 것으로 나타났다. 이는 공시경로가 경영자 이익예측오차에 영향을 미치는 중요한 결정요인이라는 것을 의미한다. 또한

전영순(2003)은 외국인지분이 높을수록 경영자 이익예측정보의 정확성이 증가한다는 결과를 제시함으로써 외국인투자자의 역할이 경영자 이익예측오차를 결정하는 하나의 중요한 요인으로 작용할 수 있다는 것을 밝히고 있다.

하지만 이러한 선행연구들은 대체적으로 경영자 이익예측오차의 결정요인으로서 경영자의 의도적인 측면에 초점을 맞추고 있다. 이와 달리 본 연구는 기업환경이 불확실할 경우, 경영자가 자발적으로 공시하는 이익예측정보는 불가피하게 오차를 수반하게 된다는 것을 살펴봄으로서 선행연구와의 큰 차별점이 존재한다고 볼 수 있다.

### 2.1.2 자발적 공시정보와 강제공시정보 간의 관계

앞서 서론에서 제시한 바와 같이 대다수의 선행연구들은 자발적 공시정보와 강제공시정보를 개별적으로 분석해 왔으며, 두 공시정보 간의 관련성에 대해서는 많은 연구가 이루어지지 않는 실정이다. Waymire(1985)는 이익의 변동성이 높을수록 경영자가 이익예측정보를 공시하는 빈도가 감소한다는 실증결과를 제시하였다. 이러한 결과에 대해 Einhorn(2005)은 강제공시정보의 질이 자발적 공시정보의 제공여부에 관한 경영자의 의사결정에 미치는 영향을 이론적으로 보여주었다. 또한 Lang and Lunholm(1993)은 이익반응계수와 자발적 공시정보의 질 사이에는 유의한 음의 관계가 존재한다는 것을 보고하였고, Tasker(1998)는 재무제표정보의 유용성이 증가할수록 컨퍼런스 콜의 빈도가 줄어든다는 것을 밝혀냈다. 요약하면 자발적 공시정보와 강제공시정보의 관계를 분석한 선행연구들은 전반적으로 자발적 공시정보의 빈도 또는 공시여부와 강제공시정보의 질적 속성 간의 관계를 중점적으로 다루고 있다.

한편 최근 선행연구에 의하면 미래전망에 대한 경영자의 주관적인 판단은 기업의 다양한 의사결정 과정에 연쇄적으로 영향을 미치게 된다(Malmendier and Tate 2005, 2008; Ben-David et al. 2007). 구체적으로 미래전망에 대한 경영자의 주관적인 판단이 기업의 투자활동, 외부자금조달 활동 및 배당 결정 등에 연쇄적으로 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 이는 미래전망에 대한 경영자의 판단이 현재 발생액을 보고하고 미래 이익에 대한 예측치를 형성함에 있어 영향을 미칠 수 있다는 가능성을 제시한다고 볼 수 있다.

이에 Gong et al.(2009)은 미래전망에 대한 경영자의 판단이 불확실한 영업환경으로 인해 불가피하게 오차를 수반하게 된다면, 이와 같은 오차는 현재 발생액 추정치와 차기에 대한 경영자 이익예측정보에 반영될 것이라고 예상하였다. 이러한 논리에 기반하여 본 연구는 Gong et al.(2009)이 제시하고 있는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 체계적인 양의 관계를 국내기업을 대상으로 재검증하였다. 이는 경영자가 의도하지 않은 오차에 의해 둘 간에 양의 관계가 존재한다는 것을 입증하는 것이 우리나라의 투자자들로 하여금 경영자가 자발적으로 공시하는 이익예측정보에 대한 이해를 높일 수 있는 유용한 정보를 전달할 수 있기 때문이다. 뿐만 아니라 앞서 서론에서 제시한 바와 같이 본 연구는 거시경제적인 불확실성과 기회주의적인 유인 3가지를 추가적으로 고려함으로써, Gong et al.(2009)의 연구내용을 확장 및 보완하였다.

## 2.2 가설설정

### 2.2.1 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계

한편, 기업환경은 시장 수요의 급격한 변화와 예

측하기 어려운 경쟁기업의 다양한 전략 등으로 인해 여러 가지 불확실한 요소를 포함하게 된다. 이러한 기업환경의 불확실성이 존재하는 경우, 경영자가 갖고 있는 미래전망은 완전할 수 없기 때문에 결국 경영자 자신이 의도하지 않은 오차를 포함하게 될 수 있다. 따라서 선행연구가 제시하는 바와 같이 경영자가 자신의 미래전망을 차기에 대한 경영자 이익예측정보 뿐만 아니라 현재 발생액에도 반영한다면, 불확실한 기업환경으로 인해 야기된 경영자의 불완전한 미래전망 역시 두 공시정보에 반영될 것이다.

예를 들어, 기업A의 경영자가 차기의 시장수요를 긍정적으로 전망한다면, 현재 재고자산의 매입을 증가시킬 것이므로 현재 발생액은 증가할 것이다. 또한 동일기업의 경영자는 자신의 이러한 긍정적인 전망을 차기의 이익을 예측할 경우에도 반영할 것이므로, 차기의 경영자 이익예측정보 또한 긍정적인 것으로 예상할 수 있다. 즉, 경영자의 긍정적인 미래전망으로 인해 현재 발생액은 증가하고 차기의 이익예측정보는 긍정적이게 될 것이다. 한편, 앞서 언급한 바와 같이 기업환경은 본질적으로 불확실하므로 경영자의 긍정적인 미래전망은 경영자가 의도하지 않은 오차를 야기하게 될 것이며, 이러한 오차는 곧 낙관적인 오차를 의미한다고 볼 수 있다. 따라서 경영자가 미래를 긍정적으로 전망함에 있어 불확실한 기업환경으로 인해 야기되는 낙관적인 오차는, 현재 발생액의 증가분에 반영될 뿐만 아니라 차기의 이익예측치가 낙관적인 편의를 내포하게 만들 것이다. 요약하면, 경영자의 긍정적인 미래전망은 불확실한 기업환경으로 인해 경영자가 의도하지 않은 낙관적인 오차를 수반할 것이며, 이 오차는 현재 발생액을 증가시킴과 동시에 차기에 대한 경영자의 이익예측

정보를 낙관적으로 만들 것이다.

이에 본 연구는 차기에 대한 경영자 이익예측정보와 현재 발생액이 불확실한 기업환경 하에서 발생한 경영자가 의도하지 않은 오차를 공유하게 됨으로써, 경영자 이익예측오차(경영자 이익예측정보에서 실제 이익을 차감한 값)와 발생액 간에 체계적인 양의 관계가 나타날 것으로 예상하였다.

가설 1: 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 양의 관계가 존재한다.

### 2.2.2 영업환경의 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

Sloan(1996)과 이후의 많은 후속연구에 의하면 투자자들과 재무분석가들은 미래이익에 대한 기대치를 형성할 경우 발생액의 지속성을 과대추정하고 현금흐름의 지속성을 과소추정하는 경향을 나타낸다(Bradshaw et al. 2001; Elgers et al. 2003). 이는 곧 시장참여자들이 미래 이익과 관련하여 현재 발생액에 담긴 정보를 제대로 이해하지 못한다는 것을 의미한다. 이에 반해 경영자는 기업정보의 내부 제공자로서 다른 이해관계자들에 비해 상대적으로 우월한 정보를 지니고 있기 때문에 기업의 미래이익을 예측할 경우 현재 발생액에 담겨있는 정보를 충분히 반영할 것이라고 예상할 수 있다(Xu 2010). 이러한 관점에서 본다면 차기에 대한 경영자 이익예측정보의 오차는 현재 발생액에 담겨있는 정보 이외의 다른 요인에 의해 야기된 것이라고 볼 수 있으므로, 예측오차와 발생액 간의 체계적인 관계가 나타나지 않을 수도 있다.<sup>6)</sup>

6) Xu(2010)는 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간에 유의한 관계가 존재하지 않는다는 연구결과를 제시하고 있다. 구체적으로 Xu(2010)의 연구는 경영자가 차기에 대한 이익예측치를 형성할 때 현재 발생액의 지속성을 제대로 파악하고 있는지에 대

하지만 기업은 종종 불확실한 기업환경에 직면하게 되므로 미래전망에 대한 경영자의 예측은 불가피하게 오차를 수반하게 된다. 그 결과 앞서 가설 1에서 설명한 바와 같이 이러한 오차로 인해 경영자 이익예측오차와 발생액 간에는 양의 관계가 나타날 가능성이 존재하게 된다. 즉, 불확실한 기업환경으로 인해 야기된 경영자의 의도치 않은 오차를 "차기"의 경영자 이익예측정보와 "현재" 발생액이 공유함으로써, 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 체계적인 양의 관계가 존재하게 되는 것이다.

한편, 경영자가 의도하지 않은 오차가 증가하면, 경영자 이익예측오차와 발생액이 공유하게 되는 경영자의 의도치 않은 오차 역시 증가한다고 볼 수 있다. 즉, 경영자 이익예측오차와 발생액의 공통 부분(다시 말해, 경영자의 의도치 않은 오차)이 증가하게 된다. 이처럼 경영자 이익예측오차와 발생액이 공유하는 경영자의 의도치 않은 오차가 증가할수록 둘 간의 관련성 또는 연관성이 높아지게 되므로, 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 더욱 강해질 것으로 기대된다. 따라서 경영자가 의도하지 않은 오차가 증가할수록, "차기"에 대한 경영자 이익예측오차와 "현재" 발생액 간의 체계적인 양(+)의 관계는 증가할 것이라고 예측할 수 있다.

예를 들어, 불확실한 기업환경 하에서 경영자가 "차기"의 시장수요를 긍정적으로 전망한다면, "현재" 발생액의 증가분은 낙관적인 오차를 포함하게 된다.

또한 경영자는 자신의 이러한 긍정적인 전망을 "차기"의 이익을 예측할 경우에도 반영할 것이므로, "차기"의 경영자 이익예측정보 또한 낙관적인 편의를 나타낼 것이다. 즉, 경영자가 의도하지 않은 낙관적인 오차로 인해 "현재" 발생액과 "차기"의 이익예측오차는 양의 관계를 나타내게 된다. 따라서 이러한 낙관적인 오차가 증가할수록 경영자 이익예측오차와 발생액이 공유하게 되는 경영자의 낙관적인 오차 또한 증가하게 되므로, 둘 간의 양의 관계는 더욱 강해지게 된다.

본 연구는 경영자가 불가피하게 야기하는 오차의 크기에 영향을 미칠 것으로 기대되는 요인으로서 영업환경의 불확실성을 고려하였다. 기업이 직면한 영업환경이 불확실할수록 경영자는 영업환경에 관해 더욱 제한된 정보를 보유하게 된다. 또한, 영업환경의 불확실성이 높을수록 효율적인 정보처리를 저해하는 경영자의 인지적인 편의(cognitive bias) 역시 증가하게 된다(Hirshleifer 2001). 뿐만 아니라, 이러한 요인들로 인해 경영자는 기업전망을 정확하게 예측하는 것이 더욱 힘들어지게 되며, 미래를 전망함에 있어 불가피하게 야기하는 오차 역시 증가하게 된다. 따라서 영업환경의 불확실성이 증가할수록 경영자는 의도하지 않은 오차를 보다 많이 야기하게 될 것이며, 이로 인해 현재 발생액과 이익예측치는 경영자가 불가피하게 야기한 오차를 더욱 많이 공유하게 될 것이다. 이에 본 연구는 영업환경

해 분석하고 있다. 즉, 경영자가 미래 이익과 관련하여 현재 발생액에 담긴 정보를 해석하는데 있어서 얼마나 효율적인지를 살펴보고자 하는 것이 Xu(2010)의 주된 목적이며, 이를 검증하기 위해 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 관계를 분석하고 있다.

반면에 본 연구는 영업환경 또는 거시경제적인 불확실성으로 인해 야기된 경영자의 의도치 않은 오차에 의해 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 체계적인 관계가 존재하는지를 분석하고 있다. 따라서 Xu(2010)와 본 연구 모두 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 관계를 분석한다는 점은 유사하지만, 주된 연구목적에 있어서는 근본적으로 차이가 존재한다. 이러한 차이점은 Xu(2010)가 현재 발생액의 지속성(즉, 발생액의 반전현상)에 초점을 맞추고 있는 반면에 본 연구는 발생액의 지속성이 주된 관심사가 아니라는 것에 기인한다. 또한 Xu(2010)의 연구는 경영자가 의도하지 않은 오차를 야기할 수 있는 영업환경 또는 거시경제적인 불확실성을 고려하지 않음으로써 경영자가 불가피하게 야기하는 오차로 인해 두 공식정보 간에 체계적인 관계가 존재할 가능성을 원천적으로 배제하고 있다.

의 불확실성이 높을수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 체계적인 양의 관계가 증가할 것이라고 예측하였으며, 이를 다음과 같이 가설로 설정하였다.<sup>7)</sup>

가설 2: 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 기업이 처한 영업환경의 불확실성이 높을수록 더욱 강할 것이다.

### 2.2.3 거시경제적 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

선행연구에 의하면 거시경제요인은 시장의 전체적인 변동을 반영하는 것으로 특히 기업의 자본구조를 결정짓는 중요한 요소로 고려되고 있다(Marsh 1982; Bayless and Chaplinsky 1991; Cooley and Quadrini 2006; Levy and Hennessy 2007). Korajczyk and Levy(2003)와 Levy and Hennessy (2007)는 자본구조의 결정요인으로서 거시경제변수를 중점적으로 분석하였으며, 거시경제적인 상황이 부정적일수록 부채를 통한 기업의 자금조달이 증가한다는 것을 제시하였다. 또한 Levy and Hennessy (2007)는 대리인 문제를 중심으로 거시경제요인이 자본구조에 관한 경영자의 의사결정에 미치는 영향

을 이론적으로 밝혀냈다.

한편 자본구조는 기업의 향후 투자활동 및 고용정책에 영향을 미침으로써 궁극적으로는 기업의 성장가능성을 결정짓는 중요한 요인이 된다(McConnell and Servaes 1995; Lang et al. 1996; Cantor 1990). Aivazian et al.(2005)은 자본구조가 경영자의 투자의사결정에 미치는 영향에 대해 분석하였으며, 부채비율이 높을수록 기업의 투자활동은 감소한다는 것을 보여주었다.

이와 같이 거시경제적인 상황은 먼저 기업의 자본구조에 큰 영향을 미치게 되고 이어서 투자활동 및 고용정책에 대한 경영자의 의사결정에 영향을 미칠 것이라고 예상할 수 있다. 따라서 기업의 거시경제적인 상황이 불확실할수록 향후 투자활동과 고용정책에 대한 경영자의 의사결정 역시 불확실한 요소를 상대적으로 더 많이 반영하게 될 것이다. 그 결과 경영자는 미래전망에 대하여 정확하게 예측하는 것이 더욱 힘들어지게 되며, 불가피하게 더욱 많은 오차를 수반하게 될 것이다. 이에 본 연구는 거시경제적인 불확실성이 높을수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 증가할 것이라고 예상하였으며, 다음과 같은 가설을 도출하였다.

7) 가설 2에 대한 간단한 예는 다음과 같다.

	예측이익	실제이익	예측오차	발생액 (발생액이 내포하는 예측오차)
A. 영업환경의 불확실성이 낮은 경우:	1,000	900	100	500 (100)
B. 영업환경의 불확실성이 높은 경우:	1,000	600	400	500 (400)

먼저 영업환경의 불확실성이 다른 두 기업이 존재하며, 각 기업의 경영자는 낙관적인 미래전망을 지닌다고 가정한다. 영업환경의 불확실성이 다르면, 각 경영자의 낙관적인 미래전망이 내포하는 낙관적 오차 역시 달라진다. 즉, A 기업의 경영자는 100만원의 낙관적 예측오차를 갖는 반면, B 기업의 경영자는 400만원의 낙관적 예측오차를 야기하게 된다. 또한 각 경영자의 낙관적인 예측오차는 현재 발생액에도 반영될 것이다. A 기업의 발생액 500중 100만원이 경영자의 낙관적 예측오차를 반영할 것이며, B 기업의 발생액 500 중 400만원이 경영자의 예측오차를 반영할 것이다. 따라서 A 기업의 경우(영업환경의 불확실성이 낮은 경우) 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계는 1/5이 되는 반면, B 기업의 경우(영업환경의 불확실성이 높은 경우) 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계는 4/5가 된다. 이에 본 연구는 영업환경의 불확실성이 높을수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 체계적인 양의 관계가 증가할 것이라고 예상하였다.

가설 3: 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 거시경제적인 불확실성이 높을 경우 더욱 강할 것이다.

#### 2.2.4 현재 발생액이 미래전망에 대한 경영자의 예측을 반영하는 정도(유통성)가 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

경영자가 자발적으로 공시하는 이익예측정보는 본질적으로 미래전망에 대한 경영자의 예측을 강하게 반영한다고 볼 수 있다. 반면 현재 발생액에 미래 전망에 대한 경영자의 예측이 반영되는 정도는 기업특성, 산업관행 및 회계원칙에 의해 인정되는 회계처리방법 등에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어, 유통 산업에 속한 기업의 경영자는 현재 재고물량을 많이 비축함으로써 미래의 시장수요가 크게 증가할 것이라는 자신의 예측을 현재 발생액에 반영할 수 있는 반면, 서비스 산업에 속한 기업의 경영자는 매우 제한적으로 이러한 방법을 적용하게 된다.

이처럼 경영자가 미래전망에 대한 자신의 예측을 현재 발생액에 제한적으로 반영하게 된다면, 불확실한 영업환경으로 인해 불가피하게 발생된 오차 역시 차기에 대한 이익예측정보와는 차별적으로 현재 발생액에 제한적으로 반영될 것이다. 따라서 경영자의 미래전망에 대한 예측이 현재 발생액에 미치는 영향이 클수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 증가할 것이라고 예상할 수 있다.

본 연구는 경영자의 미래전망에 대한 예측이 현재 발생액에 반영되는 정도를 측정하기 위해 발생액과 고용성장률 간의 단일변량 회귀분석을 실시하였다.

이는 고용성장률이 미래전망에 대한 경영자의 예측을 강하게 반영할 것이라고 볼 수 있기 때문이다 (Zhang 2007). 구체적으로, 추정된 고용성장률의 계수값이 상대적으로 클(작을) 경우 현재 발생액은 경영자의 미래전망에 대한 예측을 상대적으로 많이(적게) 반영할 것이라고 예상하였다. 이에 추정된 고용성장률의 계수값이 상대적으로 클(작을) 경우 불확실한 영업환경으로 인해 불가피하게 발생된 오차 역시 현재 발생액에 많이(적게) 반영될 것이므로, 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 더욱 강해질(약해질) 것이라고 예측하였다. 이에 다음의 가설을 도출하였다.

가설 4: 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 현재 발생액이 미래전망에 대한 경영자의 예측을 많이 반영할수록 증가할 것이다.

### III. 표본선정 및 연구설계

#### 3.1 표본선정

본 연구는 2002년부터 2009년까지 유가증권 상장법인이 공정공시를 통해 발표한 연간 영업실적 예측정보 중 영업이익에 대한 예측값을 이용하여 경영자 이익예측정보에 대한 표본을 구성하였다.<sup>8)</sup> 총 729개의 경영자 이익예측정보 중에서 12월 결산법인이 아닌 기업과 금융업에 속하는 기업을 제외하였

8) 여러 가지 유형의 예측정보 중에서 영업이익에 대한 예측값을 연구 대상으로 설정한 것은 우리나라 경영자 예측정보의 상당수가 매출액과 영업이익 예측값을 제공하기 때문에 표본의 수를 많이 확보할 수 있는 장점이 있기 때문이다(권수영 등 2009, 2010).

으며, 경영자 이익예측정보가 복수인 경우 최초의 영업이익 예측값만을 고려하였다.<sup>9)</sup> 이어서 회귀분석에 필요한 그 밖의 변수들에 대한 자료를 입수할 수 없는 표본을 제외하였고, 그 결과 489개의 기업-년도 표본을 이용하여 가설검증을 위한 실증분석을 수행하였다. 이와 같은 표본선정절차는 <표 1>의 패널 A에 나타나 있으며, 경영자 이익예측정보는 금융감독원의 전자공시시스템(<http://dart.fss.or.kr>)을 통해 수작업으로 수집하였고, 관련 재무자료 등의 경우에는 한국신용평가(주)의 KisValue II, 상장협의 데이터베이스(TS 2000), (주)Fn-Guide의 DataGuide Pro에서 관련 거시경제자료는 한국은행경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr/>)에서 추출하였다.

<표 1>의 패널 B와 패널 C는 각각 표본의 연도별 분포와 공시 빈도별 기업분포를 제시하고 있다. 연도별 분포의 경우, 2002년 11월 공정공시제도가 시행된 이후 경영자 이익예측정보의 공시량이 전반적으로 증가하는 추세에 있다는 것을 나타내고 있어 선행연구와 유사한 결과를 보이고 있다(김지홍 등 2005; 권수영 등 2010).<sup>10)</sup> 다음으로 공시 빈도별 기업분포를 살펴보면, 표본기간 동안 공시를 한 기업은 205개이며 그 중 한 번만 공시한 기업이 94개(약 45%)로 가장 많다는 것을 알 수 있다. 또한 2002년부터 2009년까지 매년 공시한 기업은 없으

며, 표본기간 내 경영자 이익예측정보를 제공한 기업들의 평균 공시빈도는 약 2.4회(=489/205)임을 나타내고 있다. 이러한 공시빈도에 비추어 볼 때 아직까지 우리나라는 주기적으로 이익예측이 공시되는 이익예측환경이 형성되어 있지는 않은 것을 알 수 있다.

패널 D는 표본의 산업별 분포(중분류 기준)를 제시하고 있는데 종합 건설업에 속해있는 기업들의 공시빈도가 82건(약 17%)으로 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로 화학, 의약품 제조업에 속한 기업들의 이익예측 빈도가 높은 것으로 관찰되었다. 한편 출판 및 방송 통신업을 영위하는 기업들의 경우에는 공시빈도가 22건(약 5%)으로 가장 낮게 나타났다. 종합 건설업의 경우는 계약에 의해 도급금액 등이 결정되므로 이익예측이 용이하고, 장기건설기간이 대부분인 관계로 이익예측에 대한 수요가 있기 때문인 것으로 보인다. 반면에 출판 및 방송 통신업의 경우는 계약이 단기일 뿐만 아니라 수요에 대한 불확실성으로 인하여 이익의 변동성이 높아 이익예측이 용이하지 않기 때문에 이익예측의 공시가 낮은 것으로 추정된다.

### 3.2 연구설계

차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액

9) 본 연구는 경영자 이익예측정보에 담겨있는 경영자의 미래전망에 초점을 맞추고 있다. 한편, 경영자의 최초 이익예측정보에 대한 수정 공시가 이루어질 경우, 수정된 이익예측정보는 최초 이익예측정보에 비해 경영자의 미래전망이 아닌 다른 요인들을 반영하게 될 가능성이 상대적으로 높아지게 된다. 예를 들어, 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점이 가까워질수록, 경영자는 여러 가지 정보원천을 통해 기업이 실제로 보고하게 될 이익에 관한 보다 정확한 예측치를 형성하게 될 것이다. 이러한 경우, 만일 경영자가 자신의 최초 이익예측치와 실제이익 간의 차이가 클 것으로 판단하게 된다면 자신의 예측정확성을 제고하기 위해 기존(최초)의 이익예측치를 의도적으로 조정하고자 하는 유인이 발생하게 된다. 그 결과 수정된 이익예측정보에는 경영자의 미래전망과는 관련성이 없는 경영자의 의도적인 유인이 반영될 것이다. 따라서 본 연구는 최초의 경영자 이익예측정보만을 고려함으로써 경영자 이익예측정보에 반영될 수 있는 경영자의 미래전망 외의 다른 요인들을 통제하고자 하였다.

10) 단, 2009년의 경우 경영자 이익예측정보의 건수가 전년도에 비해 급격하게 감소한 결과를 나타내고 있다. 이는 2008년 금융위기의 영향으로 인해 경영자들이 보다 소극적으로 이익예측치를 공시한 결과라고 판단된다.

〈표 1〉 표본구성

패널 A: 표본선정기준

구분	표본 수
연간 영업이익 예측치를 제공하고 있는 경영자 예측정보(2002-2009)	729
12월 결산법인	(38)
금융 기업	(38)
경영자 예측정보 수정	(93)
남은 표본	560
식 (1)에 필요한 설명변수를 입수할 수 없는 표본	(71)
가설검증에 사용된 표본	489

패널 B: 연도별 표본분포

연도	표본(기업) 수	구성비(%)
2002	23	4.70
2003	52	10.63
2004	64	13.09
2005	67	13.70
2006	70	14.31
2007	76	15.54
2008	85	17.38
2009	52	10.63
전체	489	100.00

패널 C: 공시빈도별 기업분포

빈도	기업 수	구성비(%)
1	92	44.88
2	38	18.54
3	23	11.22
4	25	12.20
5	11	5.37
6	15	7.32
7	1	0.49
전체	205	100.00

패널 D: 산업별 표본분포

산업구분	표본 수	구성비(%)
식료, 섬유, 의복 및 액세서리, 가죽 제조업	25	5.11
화학, 의약품 제조업	56	11.45
1차 금속, 금속 가공제품 제조업	44	9.00
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	32	6.54
기기, 전기장비, 기타 기계 및 장비 제조업	47	9.61
자동차, 기타 운송장비 제조업	33	6.75
종합 건설업	82	16.77
도매, 소매업	36	7.36
육상, 수상, 항공, 창고 및 운송관련 서비스업	30	6.13
출판, 영상, 방송, 통신, 컴퓨터 프로그래밍업	22	4.50
전문, 기타 과학기술 서비스업	53	10.84
기타(7개 산업)	29	5.93
전체	489	100.00

1) 구성비는 각 산업 내 표본수를 전체 표본으로 나누어 계산

간의 관계에 관한 본 연구의 가설들을 검증하기 위하여 다음과 같은 연구모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 MFE_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 WCACC_{i,t} + \beta_2 TACC_{i,t} \\
 & + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 ESURP_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} \\
 & + \beta_6 IndCon_{i,t} + \beta_7 RETURN_{i,t} + \beta_8 LNMV_{i,t} \\
 & + \beta_9 AF_{i,t} + \beta_{10} BM_{i,t} + \beta_{11} INTERVAL_{i,t} \\
 & + \beta_{12} CFOVOL_{i,t} + \beta_{13} SAGVOL_{i,t} \\
 & + \beta_{14} OCYCLE_{i,t} + \beta_{15} CSVOL_{i,t} \\
 & + \beta_{16} DSVOL_{i,t} + \beta_{17} CDVOL_{i,t} \\
 & + \beta_{18} VWVOL_{i,t} + \beta_{19} DIVVOL_{i,t} \\
 & + \beta_{20} DPVOL_{i,t} + \beta_{21} ECVOL_{i,t} \\
 & + \beta_{22} IPVOL_{i,t} + IndDummy + \varepsilon_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

변수 정의:

$MFE_{t+1}$  = 경영자 이익예측오차<sub>t+1</sub> = (경영자 영업이익 예측치<sub>t+1</sub> - 실제 영업이익<sub>t+1</sub>)/예측기업의 t년도 말 시가총액;

$WCACC_t$  = t년도 유동발생액 = [ $\Delta$ 매출채권 +  $\Delta$ 재고자산 +  $\Delta$ 선급금 +  $\Delta$ 선급비용 +  $\Delta$ 미수수익 -  $\Delta$ 매입채무 -  $\Delta$ 선수금 -  $\Delta$ 미지급비용( $\Delta$ 미지급법인세, 관세포함) -  $\Delta$ 선수수익]/t년도 기초시점의 자산총계;

$TACC_t$  = (t년도 순이익 - t년도 영업현금흐름)/ t년도 기초시점의 자산총계;

$ROA_t$  = t년도 영업이익(EBIT)/t년도 기초시점의 자산총계;

$ESURP_t$  = (t년도 영업이익 - t년도 영업이익 공시 직전의 재무분석가 합의예측치 또는 t-1년도 영업이익)/t년도 말 추가;

$LEV_t$  = t년도 말 총부채/t년도 기초시점의 자본총계;

$IndCon_t$  = 산업집중도 = 허핀달인덱스;

$RETURN_t$  = t년도 동안의 12개월 매입보유 초과주식 수익률;

$LNMV_t$  = t년도 말 시가총액(천 단위)에 자연로그를 취한 값;

$AF_t$  = t+1년도 영업이익에 대한 재무분석가 합의예측

치가 있는 경우 1을 부여한 더미변수;

$BM_t$  = t년도 말 자기자본 장부가액/t년도 말 시가총액;

$INTERVAL_t$  = 경영자의 WCACC 추정시점과 경영자 이익예측정보 공시시점 사이의 기간

= t+1년 1월 1일부터 t+1년도 이익에 대한 경영자 이익예측정보 공시시점까지의 일수;

$CFOVOL_t$  = (영업현금흐름/기초자산)의 표준편차(과거 5년);

$SAGVOL_t$  = 매출성장률의 표준편차(과거 5년);

$OCYCLE_t$  = 영업주기 = [평균매출채권/매출액 + 평균재고자산/매출원가]\*365;

$CSVOL_t$  = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 신용스프레드와 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 신용스프레드 간 차이|;

$DSVOL_t$  = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 채무불이행위험스프레드와 해당 이익예측 정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 채무불이행위험스프레드 간 차이|;

$CDVOL_t$  = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 CD유통수익률(91일물)과 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 CD유통수익률(91일물) 간 차이|;

$VWVOL_t$  = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 가치중시장수익률과 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 가치중시장수익률 간 차이|;

$DIVVOL_t$  = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 시장배당수익률과 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 시장배당수익률 간 차이|;

$GDPVOL_t$  = 국내총생산의 변동계수(과거 5년);

$ECVOL_t$  = 피용자보수의 변동계수(과거 5년);

$IPVOL_t$  = 산업생산지수의 변동계수(과거 5년);

종속변수인 경영자 이익예측오차(MFE)는 차기에 대한 경영자 이익예측정보에서 차기 실제 영업이익을 차감한 값을 전기 말 시가총액으로 나눈 값으로 측정하였다. 주된 관심변수인 발생액은 유동발생액(WCACC)을 이용하여 측정하였다. 총 발생액(total accrual)이 아닌 유동발생액을 이용한 이유

는, 유동발생액이 단기적인 이익에 대한 경영자의 판단을 주로 반영하는데 반해서 총 발생액은 장기적인 이익성장에 대한 경영자의 기대치를 강하게 반영하기 때문이다. 본 연구에서 차기에 대한 경영자 이익예측에 초점을 맞추고 있다는 점에 비추어 볼 때, 유동발생액을 이용하는 것이 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 관계를 분석하는데 있어 보다 적합하다고 볼 수 있다. 가설 1의 검증과 관련하여 본 연구는 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 양의 관계가 존재할 것이라 예상하므로,  $\beta_1$ 이 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 기대된다.<sup>11)</sup>

또한 본 연구는 경영자 이익예측오차에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 통제하고자 하였으며, 본 연구모형이 포함하고 있는 통제변수는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 검증하고자 하는 MFE와 WCACC 간의 양의 관계가 발생액의 반전현상으로 야기될 가능성이 있으므로 이를 통제하기 위해 TACC(총발생액)를 식(1)에 포함하였다(Dechow et al, 1995; Beneish et al, 1997; Ashbaugh et al, 2003; Barth & Hutton, 2004).

둘째, 영업성과가 저조하거나 재정상의 어려움을 겪고 있는 기업의 경영자는 투자자들의 이익예측을 상향 조정하기 위해 낙관적인 이익예측치를 제공하려는 유인이 존재한다(Frost 1997; Koch 2002; Rogers and Stocken 2005; Rogers and Buskirk 2006). 따라서 본 연구는 기업성과와 관련된 변수로서 총자산이익률(ROA)과 어닝 서프라이즈(ESURP)를 파산위험과 관련된 변수로서는 부채비율(LEV)을 식 (1)에 포함시킴으로써 경영자 이익예측오차에 미치는 잠재적인 효과를 통제하고자 하였다.

셋째, Tirole (1993)에 의하면 집중도가 높은 산업에 속해있는 기업은 집중도가 낮은 산업에 속해있는 기업에 비해 높은 이윤을 창출한다.<sup>12)</sup> 그 결과 집중도가 높은 산업에 속해있는 기업의 경영자는 잠재적인 경쟁자의 진입을 제한하기 위해 비관적인 이익예측정보를 공시하고자 하는 유인이 강할 것이라고 예상할 수 있다(Newman and Sansing 1993). 따라서 본 연구는 이러한 영향을 통제하기 위해 산업집중도(IndCon)를 연구모형에 포함하였다. 넷째, McNichols (1989)는 경영자 이익예측오차와 과거 주가수익률 간의 유의한 음(-)의 관계를 제시함으로써, 경영자가 미래이익을 예측함에 있어서 과거 주가수익률에 담겨있는 정보를 충분히 반영하지 못한다고 주장하였다. 따라서 본 연구는 과거 주가수익률(RETURN)이 경영자 이익예측오차에 미치는 영향을 통제하고자 하였다.

다섯째, 경영자의 이익예측유인에 영향을 미칠 수 있는 요인들 중에서 투자자들의 전반적인 정보환경과 관련한 변수들을 통제하고자 하였다. 기업규모(LNMV)가 상대적으로 크거나 또는 해당기업에 대한 재무분석가의 이익예측치가 존재(AF)하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 투자자들이 보유하고 있는 정보의 양이 크다고 할 수 있다. 이는 그 기업의 투자자들이 경영자의 이익예측정보를 상대적으로 정확하게 평가할 수 있다는 의미이므로, 경영자는 의도적으로 낙관적 또는 비관적인 이익예측정보를 제공하고자 하는 유인이 약할 것이라고 예상할 수 있다(Baginski et al. 2002). 또한 성장률(BM)이 높은 기업은 현재 자산의 가치보다는 미래의 기대이익이 더 중요하므로 현재 재무제표정보에 비해 경영자

11) 본 연구의 가설 2, 3, 4 역시 기본적으로 식 (1)을 이용하여 검증하고 있다. 이러한 3가지 가설에 대한 보다 구체적인 연구방법에 대해서는 내용 전개의 용이함을 위해 실증분석 부분에서 자세히 설명하기로 한다.

12) 산업집중도가 높다(낮다)는 것은 비교적 소수(다수)의 기업들이 높은(낮은) 시장점유율을 나타내고 있다는 것을 의미한다(Tirole 1993).

이익예측정보의 중요성이 증가하게 된다. 즉, 성장률이 높은 기업의 투자자들은 상대적으로 취약한 정보환경에 직면하게 되어 경영자가 자발적으로 공시하는 이익예측정보에 관심이 집중되므로 경영자로서 인한 잠재적인 소송비용을 줄이고자 가능한 예측정보의 정확성을 높이고자 할 것이다. 따라서 본 연구는 투자자들의 전반적인 정보환경과 밀접한 관련이 있는 요인들을 통제하기 위해 기업규모(LNMV), 재무분석가의 이익예측치 존재 여부(AF), 기업 성장률(BM)을 식 (1)에 포함시켰다.

여섯째, 경영자가 WCACC를 추정하는 시점에서 경영자의 정보환경과 그 이후에 경영자가 이익예측치를 공시하는 시점에서 경영자가 처한 정보환경은 다르다고 할 수 있다. 따라서 이러한 시간적 차이에 의한 미래전망의 불일치를 통제하기 위해 경영자가 WCACC를 추정하는 시점과 경영자 이익예측정보가 공시되는 시점 사이의 기간(INTERVAL)을 계산하여 이를 통제변수로 식 (1)에 포함시켰다.<sup>13)</sup>

일곱째, 앞의 가설설정 부분에서 살펴본 바와 같이 영업환경의 불확실성과 거시경제적인 불확실성은 경영자 이익예측정보의 오차를 야기하는 중요한 요인이라고 할 수 있으므로 이와 관련된 변수들을 통제하고자 하였다. 먼저 영업환경의 불확실성을 측정하기 위해 기업 고유의 영업활동과 밀접한 관련이 있는 3개의 변수들을 선정하였으며, 이를 이용하여 영업현금흐름의 변동성(CFOVOL), 매출성장률의 변동성(SAGVOL), 영업주기(OCYCLE)를 계산하였다. 다음으로 총 8개의 거시경제변수를 이용하여 거시경제적인 불확실성을 측정하였으며, 이러한 거

시경제변수들은 크게 금리관련변수와 생산활동관련 변수로 구분할 수 있다. 금리변동이 심할수록 또는 경제 전반에 걸친 생산활동의 변화가 클수록 경영자는 향후의 투자활동과 고용정책에 대한 의사결정을 내리기가 힘들어지게 되며, 이는 결국 미래이익을 예측함에 있어서도 불가피하게 오차를 수반하도록 만들 것이다. 금리와 관련한 거시경제적인 불확실성은 CSVOL, DSVOL, CDVOL, VWVOL, DIVVOL로 측정하였고, 생산활동과 관련한 거시경제적인 불확실성은 GDPVOL, ECVOL, IPVOL로 측정하였다(Kim and Qi 2010).

구체적으로, 신용스프레드 차이(CSVOL)는 장외 3년 BBB-등급 회사채 수익률과 CD유통수익률(91일물)의 차이로 신용스프레드를 구하여 경영자의 이익예측 시점과 예측정보에 대한 실제 이익이 공시되는 시점의 차이로 측정하였다. 채무불이행위험스프레드 차이(DSVOL)는 장외3년 BBB-등급 회사채 수익률과 AA-등급 회사채 수익률의 차이로 채무불이행위험스프레드를 구하여 두 시점 간의 차이로 측정하였다. 또한 CD유통수익률(91일물) 차이(CDVOL), 가치가중시장수익률 차이(VWVOL), 시장배당수익률 차이(DIVVOL)는 각각 두 시점 간의 차이로 측정하였다. 한편, 생산활동과 관련한 거시경제적인 불확실성은 과거 5개년도의 연간 국내총생산 변동계수(GDPVOL)와 연간 피용자보수의 변동계수(ECVOL) 그리고 연간 산업생산지수의 변동계수(IPVOL)로 측정하였다.

마지막으로 산업별 특성을 통제해주기 위하여 산업별 더미변수(IndDummy)를 포함하였으며, 극단

13) 경영자가 WCACC를 추정하는 시점은 t년도 말로 설정하였는데, 이는 비록 t기업년도에 대한 기업의 이익공시일이 t+1년도 2월 말에서 3월 말 사이에 평균적으로 이루어지지만 경영자는 WCACC에 대한 추정이 이미 t년도 말에 이루어진다고 판단했기 때문이다. 예를 들어, t+1년도에 대한 이익예측정보가 t+1년도 3월 15일에 이루어진다고 할 경우, t+1년도 1월 1일부터 t+1년도 3월 15일까지의 일수를 계산하여 INTERVAL을 측정하였다.

치의 영향을 축소하고자 각 연도별 변수의 상·하위 1% 값을 초과하는 표본은 해당 변수의 상·하위 1% 값으로 조정(winsorization)하여 사용하였다.<sup>14)</sup>

## IV. 실증분석결과

### 4.1 기술통계량 및 상관관계분석

〈표 2〉는 본 연구의 489개 기업-연도 표본에 대한 기술통계량을 나타내고 있다. 경영자 이익예측오차(MFE)의 경우 평균값(중위수)이 0.055(0.019)로서 선행연구와 일관되게 경영자 이익예측정보의 낙관적인 성향을 제시하고 있다(Choi and Ziebart 2004; 정우성 1997; 손성규 1997; 권수영 등 2009). 이는 공정공시를 통해 이익예측정보를 제공하는 우리나라 기업의 경영자는 보수적인(과소) 이익예측치 보다는 낙관적인(과대) 이익예측치를 제공하는 경향이 더 많음을 의미한다. 또한 재무분석가 커버리지(AF)의 평균값이 0.683으로서 경영자 이익예측정보와 동일한 예측년도에 대한 재무분석가 합의예측치가 존재하는 기업이 상대적으로 많다는 것을 알 수 있다.

〈표 3〉은 본 연구의 모형에 사용되는 변수들 간의 상관관계를 나타내고 있다. 비록 경영자 이익예측오차(MFE)와 유동발생액(WCACC) 간의 상관관계는 유의하지 않지만, 이는 MFE에 영향을 미치는

다른 요인들을 통제하지 않은 결과이기 때문에 제한적인 의미를 지닌다고 볼 수 있다.<sup>15)</sup> 또한 MFE와 거시경제적인 불확실성 간에는 유의한 음과 양의 상관관계가 동시에 나타나 거시경제적인 불확실성과 경영자 이익예측정보의 공시성향 간에는 다소 혼합된 결과를 나타내고 있다. 한편 WCACC와 다른 설명변수들 간의 상관관계는 대체로 낮은 값을 나타내고 있기 때문에 다중공선성 문제가 본 연구의 주요결과에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 판단된다.<sup>16)</sup>

### 4.2 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계

〈표 4〉는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 관계에 대한 실증분석결과를 제시하고 있다. 먼저 유동발생액(WCACC)의 회귀계수가 통계적으로 유의한 양의 값(각 모형별로 0.283, 0.242, 0.245)을 나타내고 있으므로, 당해년도에 상대적으로 큰(작은) 발생액을 보고한 경영자는 동시에 상대적으로 낙관적(비관적)인 차기에 대한 이익예측정보를 공시할 것이라는 본 연구의 주장과 일치하는 결과를 보이고 있다. 이는 경영자가 기업환경에 대해 불완전하게 파악하고 있기 때문에 미래전망에 대해서도 어쩔 수 없이 오류를 갖고 평가를 하게 되고 그러한 편견의 외부와 소통하기 위해 공시하는 정보에 공통적으로 반영될 것이라는 설명과 일치한다. 따라서 〈표 4〉의 실증분석결과를 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간에 체계적인 양의 관계가 존

14) GDPVOL, ECVOL, IPVOL은 표본의 횡단면적 상관성(cross-sectional dependence)를 통제해주는 역할도 겸하고 있으므로, 본 연구의 모형에서는 연도별 더미변수를 포함시키지 않았다.

15) 단일변량분석은 전형적인 생략변수의 문제(omitted variable problem)를 종종 야기한다. 예를 들어, 원래 모형이  $MFE = \beta_1 WCACC + \beta_2 X + \epsilon$  이라고 할 때  $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \times b_{12}$ 로 표시될 수 있다. 여기서  $b_{12}$ 는 생략된 변수와 WCACC와의 상관계수이다. 이때  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 가 양(+)의 값을 가져도  $b_{12}$ 가 음(-)의 값을 가지면 상쇄되어 WCACC의 계수가 실제로는 양(+)의 값을 가져야 하나 단일변량분석에서는 유의하지 않게 나올 수 있다.

16) WCACC와 다른 설명변수들 간의 상관관계는 대체적으로 낮은 값을 나타내고 있다.

〈표 2〉 기술통계량 (N=489)

변수	평균	표준편차	1%	중간값	99%
MFE	0.055	0.167	-0.221	0.019	1.078
WCACC	0.030	0.118	-0.190	0.013	0.404
TACC	-0.019	0.230	-0.335	-0.018	0.333
ROA	0.080	0.073	-0.084	0.070	0.331
ESURP	-0.012	0.236	-1.027	-0.001	0.395
LEV	1.564	1.439	0.127	1.179	6.701
IndCon	0.070	0.070	0.012	0.033	0.307
RETURN	0.344	0.978	-0.834	0.116	3.737
LNMV	19.326	1.769	16.094	19.117	23.208
AF	0.683	0.466	0.000	1.000	1.000
BM	1.459	1.376	0.159	1.012	8.034
INTERVAL	3.991	1.097	0.693	3.951	5.864
CFOVOL	0.086	0.149	0.010	0.054	0.546
SAGVOL	0.028	0.086	0.002	0.014	0.282
OCYCLE	0.115	0.084	0.014	0.100	0.464
CSVOL	1.309	1.305	0.170	0.800	5.140
DSVOL	1.004	0.890	0.020	0.730	3.920
CDVOL	0.778	0.652	0.000	0.660	2.830
VWVOL	0.079	0.058	0.000	0.067	0.218
DIVVOL	0.269	0.307	0.030	0.130	1.190
GDPVOL	0.104	0.019	0.084	0.092	0.142
ECVOL	0.118	0.019	0.087	0.116	0.146
IPVOL	0.109	0.019	0.074	0.107	0.170

1) 변수정의:

- MFE<sub>t+1</sub> = 경영자 이익예측오차<sub>t+1</sub> = (경영자 영업이익의 예측치<sub>t+1</sub> - 실제 영업이익<sub>t+1</sub>)/예측기업의 t년도 말 시가총액;
- WCACC<sub>t</sub> = t년도 유동발생액 = [ $\Delta$ 매출채권 +  $\Delta$ 재고자산 +  $\Delta$ 선급금 +  $\Delta$ 선급비용 +  $\Delta$ 미수이익 -  $\Delta$ 매입채무 -  $\Delta$ 선수금 -  $\Delta$ 미지급비용( $\Delta$ 미지급 법인세, 관세포함) -  $\Delta$ 선수수익]/t년도 기초시점의 자산총계;
- TACC<sub>t</sub> = (t년도 순이익 - t년도 영업현금흐름)/t년도 기초시점의 자산총계;
- ROA<sub>t</sub> = t년도 영업이익(EBIT)/t년도 기초시점의 자산총계;
- ESURP<sub>t</sub> = (t년도 영업이익 - t년도 영업이익 공시 직전의 재무분석가 합의예측치 또는 t-1년도 영업이익)/t년도 말 증가;
- LEV<sub>t</sub> = t년도 말 총부채/t년도 기초시점의 자본총계;
- IndCon<sub>t</sub> = 산업집중도 = 허핀달인덱스;
- RETURN<sub>t</sub> = t년도 동안의 12개월 매입보유 초과주식수익률;
- LNMV<sub>t</sub> = t년도 말 시가총액(천 단위)에 자연로그를 취한 값;
- AF<sub>t</sub> = t+1년도 영업이익에 대한 재무분석가 합의예측치가 있는 경우 1을 부여한 더미변수;
- BM<sub>t</sub> = t년도 말 자기자본 장부가액/t년도 말 시가총액;
- INTERVAL<sub>t</sub> = 경영자의 WCACC 추정시점과 경영자 이익예측정보 공시시점 사이의 기간 = t+1년 1월 1일부터 t+1년도 이익에 대한 경영자 이익예측정보 공시시점까지의 일수;
- CFOVOL<sub>t</sub> = (영업현금흐름/기초자산)의 표준편차(과거 5년);
- SAGVOL<sub>t</sub> = 매출성장률의 표준편차(과거 5년);
- OCYCLE<sub>t</sub> = 영업주기 = [평균매출채권/매출액 + 평균재고자산/매출원가]\*365;
- CSVOL<sub>t</sub> = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 신용스프레드와 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 신용스프레드 간 차이|;
- DSVOL<sub>t</sub> = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 채무불이행위험스프레드와 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 채무불이행위험스프레드 간 차이|;
- CDVOL<sub>t</sub> = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 CD유통수익률(91일물)과 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 CD유통수익률(91일물) 간 차이|;
- VWVOL<sub>t</sub> = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 가치가중시장수익률과 해당 이익예측 정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 가치가중시장수익률 간 차이|;
- DIVVOL<sub>t</sub> = |경영자 이익예측정보<sub>t+1</sub> 공시시점의 시장배당수익률과 해당 이익예측정보에 대한 실제이익이 공시되는 시점의 시장배당수익률 간 차이|;
- GDPVOL<sub>t</sub> = 국내총생산의 변동계수(과거 5년);
- ECVOL<sub>t</sub> = 피용자부수의 변동계수(과거 5년);
- IPVOL<sub>t</sub> = 산업생산지수의 변동계수(과거 5년);

〈표 3〉 변수간 상관관계

	WC ACC	TACC	ROA	ESURP	LEV	Ind Con	RE TURN	LN MV	AF	BM	INTE RVAL	CFO VOL	SAG VOL	OCY CLE	CS VOL	DS VOL	CD VOL	VW VOL	DIV VOL	GDP VOL	EC VOL	IP VOL
MFE	-0.01	-0.05	-0.18	-0.13	-0.01	0.11	-0.14	-0.28	-0.15	0.22	0.07	-0.08	-0.05	0.14	0.05	-0.01	-0.13	0.01	0.08	0.10	0.12	0.00
WCACC		0.56	0.14	0.14	0.05	-0.17	0.05	-0.02	-0.06	-0.10	-0.04	0.11	-0.01	0.05	0.04	0.05	0.13	0.07	-0.04	-0.13	-0.13	-0.03
TACC			-0.01	0.10	0.02	-0.11	0.07	-0.02	-0.10	-0.01	-0.07	-0.01	-0.07	0.10	-0.08	-0.07	0.09	0.08	-0.12	-0.15	-0.16	0.00
ROA				0.19	-0.07	-0.18	0.20	0.29	0.38	-0.37	-0.20	0.18	0.01	-0.21	-0.08	-0.04	0.01	-0.02	-0.12	-0.01	-0.01	0.05
ESURP					0.14	-0.09	0.15	-0.08	-0.15	-0.02	0.00	0.08	-0.02	-0.05	-0.03	0.00	0.04	-0.05	-0.06	-0.06	-0.05	0.00
LEV						-0.03	0.14	0.13	0.00	-0.10	0.03	0.12	0.05	-0.10	0.01	0.02	0.00	-0.02	-0.01	0.02	0.01	0.02
IndCon							-0.05	0.05	0.10	0.03	0.00	-0.11	-0.02	-0.26	0.09	0.06	-0.07	0.07	0.00	0.15	0.15	0.06
RETURN								0.29	0.15	-0.31	-0.08	-0.04	-0.01	-0.07	-0.21	-0.10	-0.12	0.07	-0.35	0.17	0.16	0.24
LN MV									0.58	-0.59	-0.31	-0.21	-0.11	-0.36	-0.09	-0.03	0.12	-0.01	-0.19	-0.29	-0.28	-0.09
AF										-0.32	-0.21	-0.02	0.01	-0.29	0.03	0.06	-0.02	-0.01	-0.02	-0.02	-0.03	-0.05
BM											0.24	-0.12	-0.11	0.21	0.24	0.15	-0.14	-0.05	0.28	0.36	0.36	0.00
INTERVAL												0.12	0.17	0.13	0.32	0.20	0.15	-0.03	0.49	0.18	0.12	0.07
CFOVOL													0.49	0.00	-0.01	-0.03	0.01	-0.06	0.03	0.07	0.05	0.06
SAGVOL														-0.04	0.05	0.02	-0.02	-0.07	0.06	0.09	0.08	0.03
OCYCLE															0.07	0.04	0.00	0.03	0.08	0.08	0.07	0.04
CSVOL																0.85	0.34	0.14	0.40	0.14	0.11	-0.07
DSVOL																	0.43	0.24	0.29	0.05	0.02	-0.13
CDVOL																		0.18	0.03	-0.54	-0.61	-0.01
VWVOL																			0.11	0.03	0.00	-0.01
DIWVOL																				0.06	0.03	-0.38
GDPVOL																					0.98	0.43
ECVOL																						0.35

1) \*\*\* : \* \* \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)

2) 굵은 글씨는 5% 이하로 유의함을 나타냄

3) 변수설명은 〈표 2〉 참조

제한 것이라는 본 연구의 가설 1을 뒷받침한다고 볼 수 있다.

이어서 통제변수들을 살펴보면, 선행연구의 결과와 일관되게 영업성과(ROA)와 어닝 서프라이즈(ESURP)는 모두 유의한 음(-)의 값으로 나타나고 있다. 이는 영업성과가 저조한 기업의 경영자는 투자자들의 이익예측을 상향조정하기 위해 낙관적인 이익예측치를 제공하려는 유인이 있다고 해석할 수 있다. 반면에 산업집중도(IndCon)의 경우에는 본 연구의 예상과 달리 유의한 양의 관계가 존재하여 집중도가 높은 산업에 속한 기업일수록 오히려 이익예측오차가 큰 것으로 나타났다. 이는 집중도가 높은 산업에 속한 기업의 경영자는 미래이익을 예측할 때 잠재적인 경쟁자의 진입을 제한하려는 유인보다 낙관적인 기업전망을 반영하고자 하는 유인이 더 강할 것이라고 해석할 수 있다. 또한 기업규모(LNMV)는 유의한 음의 값이 나타나 기업규모가 클수록 경영자는 상대적으로 보수적인 이익예측정보를 제공하는 것으로 나타났다. 매출성장률의 변동성(SAGVOL)은 유의한 양의 값을 나타냄으로써 영업환경의 불확실성이 경영자 이익예측오차에 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 예상과 일치하는 결과를 제시하였다. 마지막으로 시장배당수익률 차이(DIVVOL), 국내총생산 변동계수(GDPVOL), 연간 피용자보수의 변동계수(ECVOL)는 유의한 관계가 나타남으로써 거시경제적인 불확실성이 경영자 이익예측오차에 영향을 미친다는 것을 확인하였다.

#### 4.3 불확실한 영업환경이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

본 연구는 가설 2에서 기업의 영업환경이 불확실할수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 증가할 것이라고 예측하였다. 이를 검증하기 위해 영업현금흐름의 변동성(CFOVOL), 매출성장률의 변동성(SAGVOL), 영업주기(OCYCLE)를 이용하여 기업이 처한 영업환경의 불확실성을 측정하였다. 영업현금흐름의 변동성은 현금흐름을 창출하는 기업의 능력이 영향을 미치는 불안정한 시장상황으로 인해 발생할 수 있으며, 매출성장률의 변동성은 일시적인 소비자 수요의 변동을 강하게 반영하는 것이라고 볼 수 있다. 또한 영업주기의 길이는 기업의 생산함수와 사업형태에 의해 큰 영향을 받게 된다. 따라서 이러한 3가지 측정치는 경영자가 현재 발생액을 보고하고 미래이익을 예측하는데 영향을 미치는 다양한 기업 고유의 불확실성을 반영한다고 볼 수 있다.<sup>17)</sup>

〈표 5〉는 가설 2에 대한 실증분석결과를 제시하고 있다. 분석을 위해 CFOVOL, SAGVOL, OCYCLE 각각의 중위수를 기준으로 영업환경의 불확실성이 상대적으로 큰 그룹과 작은 그룹으로 구분하였으며, 각 그룹별로 경영자 이익예측오차(MEF)와 유동발생액(WCACC) 간의 관계를 분석하였다.<sup>18)</sup> 〈표 5〉에 제시된 결과를 살펴보면, CFOVOL, SAGVOL, OCYCLE 각각이 낮은 그룹에서는 MEF와 WCACC 간에 유의한 관계가 나타나지 않았지만 높은 그룹에서는 둘 간에 유의한 양의 관계가 존재하였다. 이러

17) 〈표 3〉을 보면 이러한 3가지 측정치 간의 상관관계가 대체적으로 낮다는 것을 알 수 있는데, 이는 각각의 측정치가 서로 다른 영업환경의 불확실성을 나타내고 있다는 것을 의미한다.

18) 가설 2를 두 그룹으로 나눠 검증하는 대신 영업환경의 불확실성을 나타내는 변수를 유동발생액과 교차항으로 회귀식에 넣어 그 회귀계수의 유의성으로 분석할 수도 있다. 그러나 그렇게 하면 경영자의 이익예측오차와 발생액의 양의 관계에 영업환경의 불확실성이 영향을 주는 정도가 선형이라는 매우 제약적인 가정을 해야 하는 문제가 있다.

〈표 4〉 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계

$$MFE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 WCACC_{i,t} + \beta_2 TACC_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 ESURP_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 IndCon_{i,t} + \beta_7 RETURN_{i,t} + \beta_8 LNMV_{i,t} + \beta_9 AF_{i,t} + \beta_{10} BM_{i,t} + \beta_{11} INTERVAL_{i,t} + \beta_{12} CFOVOL_{i,t} + \beta_{13} SAGVOL_{i,t} + \beta_{14} OCYCLE_{i,t} + \beta_{15} CSVOL_{i,t} + \beta_{16} DSVOL_{i,t} + \beta_{17} CDVOL_{i,t} + \beta_{18} VWVOL_{i,t} + \beta_{19} DIVVOL_{i,t} + \beta_{20} GDPVOL_{i,t} + \beta_{21} ECVOL_{i,t} + \beta_{22} IPVOL_{i,t} + IndDummy + \epsilon_t$$

변수	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값
Intercept	0.318**	2.56	0.320**	2.54	0.282*	1.86
WCACC	0.283***	4.41	0.242***	3.76	0.245***	3.81
TACC	0.005	0.14	0.008	0.24	0.007	0.23
ROA	-0.464***	-4.24	-0.561***	-4.67	-0.564***	-4.72
ESURP	-0.132***	-4.40	-0.132***	-4.44	-0.130***	-4.38
LEV	0.008	1.56	0.005	0.93	0.004	0.87
IndCon	0.344***	2.89	0.358***	3.03	0.350***	2.99
RETURN	-0.008	-1.01	-0.007	-0.89	-0.006	-0.75
LNMV	-0.016***	-2.81	-0.015***	-2.69	-0.015***	-2.68
AF	0.018	0.93	0.017	0.89	0.020	1.03
BM	0.010	1.41	0.013*	1.93	0.013**	1.98
INTERVAL	-0.003	-0.38	-0.005	-0.69	-0.008	-1.03
CFOVOL			0.088	1.47	0.092	1.54
SAGVOL			0.270***	3.09	0.272***	3.14
OCYCLE			-0.117	-1.28	-0.093	-1.03
CSVOL					-0.009	-0.49
DSVOL					0.026	1.10
CDVOL					-0.017	-0.56
VWVOL					0.090	0.70
DIVVOL					0.106**	2.40
GDPVOL					-5.691***	-4.01
ECVOL					4.811***	3.42
IPVOL					0.175	0.36
연도더미	포함		포함			
산업더미	포함		포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	19.05		21.75		22.73	
F 값	5.992***		6.216***		6.316***	
표본 수	489		489		489	

1) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)

2) 회귀식에 GDPVOL, ECVOL, IPVOL이 포함될 경우 연도더미 생략

3) 변수설명은 〈표 2〉 참조

〈표 5〉 영업환경의 불확실성 정도에 따른 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계

변수	CFOVOL				SAGVOL				OCYCLE			
	LOW		HIGH		LOW		HIGH		LOW		HIGH	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값
Intercept	0.407**	2.38	0.137	0.51	0.367	1.65	0.253	1.15	0.193	1.09	0.121	0.45
WCACC	0.256	1.43	0.227***	2.86	0.273	1.42	0.240***	3.44	0.113	1.04	0.415***	3.61
TACC	-0.282**	-2.24	0.026	0.68	-0.204	-1.49	0.036	1.11	-0.100	-1.34	0.044	1.09
ROA	-0.294	-1.54	-0.503***	-3.21	-0.311	-1.51	-0.532***	-3.74	-0.327**	-2.26	-0.620***	-3.11
ESURP	-0.057*	-1.91	-0.240***	-4.24	-0.457***	-8.41	0.006	0.16	-0.330***	-6.91	-0.054	-1.41
LEV	0.005	0.86	0.011	1.23	0.012*	1.77	0.013*	1.78	0.007	1.06	0	0.04
IndCon	0.247**	2.20	0.510**	2.02	0.288*	1.94	0.226	1.16	0.196	1.59	0.679***	3.18
RETURN	-0.005	-0.49	-0.004	-0.36	-0.005	-0.57	-0.017	-1.27	-0.016	-1.17	0.001	0.14
LNMV	-0.011*	-1.77	-0.017*	-1.66	-0.016*	-1.94	-0.017**	-2.14	-0.015**	-2.38	-0.006	-0.55
AF	0.037*	1.69	-0.002	-0.06	0.015	0.59	-0.001	-0.03	-0.009	-0.38	0.043	1.50
BM	0.033***	4.53	-0.003	-0.26	0.015*	1.70	0.009	0.81	0.003	0.29	0.032***	2.96
INTERVAL	-0.013	-1.50	-0.003	-0.21	-0.013	-1.25	0.000	-0.02	-0.007	-0.81	0.006	0.51
CFOVOL												
SAGVOL	-0.932	-1.44	0.312***	3.14	-0.204	-0.70	0.188***	3.03	0.008	0.14	0.321	1.27
OCYCLE	-0.057	-0.66	0.007	0.03	0.132	0.76	-0.120	-1.11	0.018	0.84	-0.001	-0.04
CSVOL	0.001	0.06	-0.023	-0.80	-0.059**	-2.35	0.031	1.17	-0.017	-0.59	0.043	1.19
DSVOL	-0.007	-0.27	0.046	1.18	0.050	1.46	0.002	0.05	-0.017	-0.59	0.043	1.19
CDVOL	-0.036	-1.05	0.012	0.22	-0.057	-1.33	-0.027	-0.62	0.025	0.66	-0.079	-1.60
VWVOL	0.177	1.26	-0.016	-0.07	0.061	0.38	0.111	0.55	0.146	0.92	0.147	0.72
DIVVOL	0.106*	1.90	0.102	1.45	0.307***	4.37	0.022	0.39	-0.012	-0.22	0.153**	2.29
GDPVOL	-4.010**	-2.42	-7.115***	-3.03	-6.021***	-3.06	-7.312***	-3.76	-4.075**	-2.28	-7.723***	-3.50
ECVOL	3.032*	1.85	6.489***	2.80	5.244***	2.73	6.591***	3.36	4.249**	2.43	5.849***	2.65
IPVOL	-0.953	-1.59	0.770	1.02	-0.298	-0.46	0.253	0.38	0.144	0.22	-0.141	-0.20
산업다미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
수정 R <sup>2</sup> (%)	23.33		26.30		37.99		23.96		34.37		25.50	
F 값	3.844***		4.350***		6.725***		3.957***		5.894***		4.340***	
표본 수	244		245		244		245		244		245	

1) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)

2) 회귀식에 GDPVOL, ECVOL, IPVOL이 포함될 경우 연도더미 생략

3) 변수설명은 〈표 2〉 참조

한 결과는 기업의 영업환경이 불확실할수록 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액은 경영자가 의도하지 않은 오차에 의해 보다 강한 영향을 받게 될 것이라는 본 연구의 주장을 지지하는 것이라고 볼 수 있다.

〈표 6〉은 가설 2에 대한 추가적인 실증분석결과를 제시하고 있다.<sup>19)</sup> 즉, 유동발생액(WCACC)과 각 영업환경의 불확실성 변수의 상호작용을 식에 포함하여 각 영업환경의 불확실성 변수들(CFOVOL, SAGVOL, OCYCLE)이 증가할 때 경영자 이익예측오차(MEF)와 유동발생액(WCACC) 간의 관계가 구체적으로 어떻게 변화하는지를 살펴보았다. 〈표 6〉에 제시된 결과를 살펴보면, 대체로 가설2에서 예측한 바와 같이 각 영업환경의 불확실성 정도가 증가함에 따라 경영자 이익예측오차(MEF)와 유동발생액(WCACC)의 양의 관계가 증가하는 것을 알 수 있다. 구체적으로, WCACC×CFOVOL의 계수값은 0.586, WCACC×CFOVOL의 계수값은 2.185로 유의한 양의 값을 보임으로서 가설 2를 지지하는 것으로 나타났다.

#### 4.4 거시경제적인 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

영업환경의 불확실성이 기업 고유의 불확실한 측면을 나타내는 반면 거시경제적인 불확실성은 경제 전반에 걸친 불확실한 요소를 포함하는 것으로 각각의 불확실성은 차별적인 의미를 지닌다고 볼 수 있

다.<sup>20)</sup> 따라서 거시경제적인 불확실성은 기업전망에 대한 경영자의 의도치 않은 오차를 추가적으로 야기함으로써 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계를 증가시키는 중요한 요인이 될 수 있다. 즉, 금리 및 생산활동 등과 관련한 거시경제적인 상황이 불안정한 경우, 경영자는 기업전망을 정확하게 예측하기가 더욱 힘들어지게 되며, 이는 결국 경영자가 차기에 대한 이익예측정보를 공시함에 있어 불가피하게 오차를 수반하게 만드는 중요한 요인이 된다. 또한 이러한 불확실성은 경영자가 현재 발생액을 보고하는 경우에도 부정적인 영향을 미치게 된다. 따라서 거시경제적인 불확실성이 증가할수록 경영자는 미래전망과 관련하여 불가피하게 더욱 많은 오차를 야기하게 될 것이므로, 그 결과 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 더욱 강해질 것이다.

이와 같은 거시경제적인 불확실성을 측정하기 위해 우선 선행연구에서 일반적으로 이용되는 총 8개의 거시경제변수를 선정하였다(Kim and Qi 2010). 이어서 기업별로 경영자 이익예측정보를 공시하는 시점(예: t기 2월)의 거시경제상황과 동일한 이익예측정보의 오차가 결정되는 시점(예: t+1기 3월)의 거시경제상황 간의 차이를 기준으로 각 변수별 거시경제적인 불확실성을 측정하였으며, 이를 이용하여 본 연구의 표본을 두 그룹으로 구분하였다. 즉, 두 시점 간의 거시경제상황이 상대적으로 크게 다른 기업은 거시경제적인 불확실성이 높은 그룹에 속하게 되고 반면에 두 시점 간의 거시경제상황이 상대적으로 비슷한 기업은 거시경제적인 불확실성이 낮은 그

19) 〈표 5〉의 그룹별 분석은 그룹 내의 비동질성 문제나 표본의 selection-bias가 문제점으로 제기될 수 있다. 따라서 영업환경의 불확실성을 나타내는 각각의 변수들과 유동발생액의 상호작용(WCACC×CFOVOL, WCACC×SAGVOL, WCACC×OCYCLE)을 식(1)에 반영하여 가설 2를 추가적으로 분석하였다. 또한 이 분석을 통하여 각 영업환경의 불확실성이 (한 단위) 증가할 때 WCACC와 MFE의 관계가 어떻게 변화하는지를 구체적으로 살펴봄으로서 가설을 보다 세밀히 검증하고자 하였다.

20) 이는 〈표 3〉에 나타난 바와 같이, 거시경제적인 불확실성과 영업환경의 불확실성 간의 상관관계가 대체로 유의하지 않다는 것을 통해서도 알 수 있다.

〈표 6〉 영업환경의 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

변수	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값
Intercept	0.282*	1.87	0.281*	1.86	0.307**	2.03
WCACC	0.040	0.36	0.316***	3.68	-0.029	-0.22
WCACC*CFOVOL	0.586**	2.34				
WCACC*SAGVOL			-0.707	-1.25		
WCACC*OCYCLE					2.185**	2.38
TACC	0.002	0.07	0.011	0.35	0.006	0.18
ROA	-0.535***	-4.48	-0.547***	-4.55	-0.533***	-4.46
ESURP	-0.126***	-4.28	-0.133***	-4.48	-0.139***	-4.68
LEV	0.004	0.73	0.004	0.70	0.004	0.86
IndCon	0.321***	2.73	0.370***	3.13	0.373***	3.18
RETURN	-0.007	-0.88	-0.005	-0.59	-0.006	-0.78
LNMV	-0.015***	-2.64	-0.015***	-2.70	-0.016***	-2.83
AF	0.016	0.85	0.021	1.08	0.023	1.20
BM	0.013*	1.88	0.014**	2.06	0.015**	2.17
INTERVAL	-0.008	-1.07	-0.007	-0.96	-0.008	-1.10
CFOVOL	0.072	1.20	0.074	1.21	0.085	1.43
SAGVOL	0.270***	3.14	0.385***	3.07	0.295***	3.40
OCYCLE	-0.092	-1.03	-0.094	-1.04	-0.122	-1.34
CSVOL	-0.013	-0.71	-0.006	-0.34	-0.006	-0.33
DSVOL	0.027	1.16	0.023	1.00	0.026	1.11
CDVOL	-0.013	-0.40	-0.018	-0.59	-0.022	-0.71
VWVOL	0.086	0.67	0.099	0.77	0.100	0.78
DIVVOL	0.113**	2.55	0.099**	2.23	0.096**	2.17
GDPVOL	-5.494***	-3.89	-5.700***	-4.02	-5.530***	-3.91
ECVOL	4.682***	3.34	4.798***	3.41	4.578***	3.26
IPVOL	0.167	0.35	0.156	0.33	0.153	0.32
산업더미		포함		포함		포함
수정 R <sup>2</sup> (%)		23.47		22.82		23.5
F 값		6.345***		6.154***		6.354***
표본 수		489		489		489

1) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)

2) 회귀식에 GDPVOL, ECVOL, IPVOL이 포함될 경우 연도더미 생략

3) 변수설명은 〈표 2〉 참조

4) 모형 1은 식(1)에 WCACC\*CFOVOL 포함. 모형 2은 식(1)에 WCACC\*SAGVOL 포함.  
모형 3은 식(1)에 WCACC\*OCYCLE 포함.

룹에 속하게 된다.

〈표 7〉은 금리와 관련한 거시경제적인 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 관계에 미치는 영향에 대해 분석한 결과이다. 예상했던 바와 같이, 전반적으로 거시경제적인 불확실성이 높은 그룹에서는 경영자 이익예측오차(MFE)와 유동발생액(WCACC) 간에 유의한 양의 관계가 나타난 반면, 거시경제적인 불확실성이 낮은 그룹에서는 둘 간의 유의한 관계가 존재하지 않았다. 이러한 결과는 금리변동으로 인한 경제전반의 불확실성이 높을 때, 기업의 전망에 대한 경영자의 예측정보와 강제적 재무보고의 주요 측면을 나타내는 발생액 모두에 경영자가 의도하지 않은 오차가 존재함을 의미한다.

〈표 8〉은 생산활동과 관련한 거시경제적인 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 관계에 미치는 영향에 대해 분석한 결과이다. 〈표 7〉의 결과와 유사하게 거시경제적인 불확실성이 높은 그룹에서는 경영자 이익예측오차(MFE)와 유동발생액(WCACC) 간에 유의한 양의 관계가 나타난 반면, 거시경제적인 불확실성이 낮은 그룹에서는 둘 간의 유의한 관계가 존재하지 않았다. 이 역시 거시경제적인 불확실성이 높을 때 경영자의 예측정보와 재무보고의 발생액 모두에 경영자의 의도하지 않은 공통적인 오류가 존재함으로써 경영자 이익예측오차와 발생액의 양(+)의 관계가 더욱 더 현저하게 관찰됨을 나타낸다.

〈표 7〉과 〈표 8〉의 결과는 거시경제적인 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계를 더욱 강화하는 것으로 나타나 본 연구의 가설 3을 지지하는 것임을 알 수 있다. 또한 가설 2와 3을 묶어서 해석한다면, 경영자가 직면하고 있는 기업환경의 불확실성이 기업고유의 불확실성이든 경제전반에 대한 불확실성이든 관계없이 경영자 이익예측오차와 발생액

의 양(+)의 관계를 강화시키는 역할을 한다는 것이다. 즉, 경영자는 내부자로서 기업내부의 전략과 결정을 알 수 있는 위치에 있지만 기업고유의 불확실성은 물론 경제전반의 불확실성이 크면 클수록 미래 전망에 대한 불완전한 지식과 판단으로 인하여 이익 예측정보와 발생액에 의도하지 않은 오류를 반영하는 것으로 보인다.

#### 4.5 현재 발생액에 대한 경영자의 융통성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

본 연구는 가설 4에서 강제공시정보(현재 발생액)에 대한 경영자의 융통성(flexibility)이 높을수록 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 증가할 것이라고 예측하였다. 경영자가 미래전망에 대한 자신의 판단을 차기에 대한 이익예측정보에는 큰 무리 없이 반영할 수 있지만, 현재 발생액에 반영할 수 있는 정도는 회사의 사업성격, 산업특성에 따른 속성, 선택가능한 대체적 회계처리방법 등에 따라 달라진다. 경영자가 현재 발생액을 통해 미래전망에 관한 정보를 전달하는 것이 매우 제한적일 때 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 양(+)의 관계는 약화될 수밖에 없다. 현재 발생액에 대한 경영자의 융통성은 발생액과 고용성장률 간의 상관관계를 통해 추정하였는데, 이는 고용성장률이 기업전망에 대한 경영자의 주관적인 판단을 강하게 반영할 것이라고 볼 수 있기 때문이다. 구체적으로 유동발생액(WCACC)과 고용성장률 간의 연도-산업별 단변량 회귀분석을 실시하였으며, 이를 통해 얻은 고용성장률의 계수값으로 경영자의 융통성(COV\_ACCEMPGR)을 추정하였다.

〈표 9〉의 패널 A는 COV\_ACCEMPGR에 대한 기술통계량을 나타내고 있다. COV\_ACCEMPGR

〈표 7〉 금리관련 거시경제적 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

	Low CSVOL		High CSVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	-0.072	-0.88	0.616***	3.94
통계변수들	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	25.62		26.65	
F 값	4.246***		4.381***	
표본 수	246		243	

  

	Low DSVOL		High DSVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	-0.063	-0.77	0.631***	4.17
통계변수들	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	26.65		31.01	
F 값	4.451***		5.149***	
표본 수	248		241	

  

	Low CDVOL		High CDVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.012	0.11	0.386***	4.35
통계변수들	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%) <sup>2</sup>	20.83		38.90	
F 값	3.557***		7.214***	
표본 수	244		245	

  

	Low VWVOL		High VWVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.380***	5.36	0.391**	2.20
통계변수들	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	36.28		20.07	
F 값	6.495***		3.279***	
표본 수	252		237	

  

	Low DIVVOL		High DIVVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.010	0.14	0.561***	3.78
통계변수들	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	11.37		31.21	
F 값	2.253***		5.066***	
표본 수	255		234	

1) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)  
 2) 회귀식에 GDPVOL, ECVOL, IPVOL이 포함될 경우 연도더미 생략  
 3) 변수설명은 〈표 2〉 참조  
 4) 간략한 표현을 위하여 통계변수들의 추정계수와 산업더미 생략

〈표 8〉 생산활동 관련 거시경제적 불확실성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

	Low GDPVOL		High GDPVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.080	0.84	0.269**	2.44
통계변수군	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	48.99		24.28	
F 값	8.830***		4.392***	
표본 수	213		276	

  

	Low ECVOL		High ECVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.080	0.84	0.271**	2.46
통계변수군	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	48.99		24.23	
F 값	8.830***		4.383***	
표본 수	213		276	

  

	Low IPVOL		High IPVOL	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.160	1.17	0.185**	2.42
통계변수군	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	24.35		35.09	
F 값	4.120***		5.887***	
표본 수	253		236	

- 1) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)
- 2) 회귀식에 GDPVOL, ECVOL, IPVOL이 포함될 경우 연도더미 생략
- 3) 변수설명은 〈표 2〉 참조
- 4) 간략한 표현을 위하여 통계변수들의 추정계수와 산업더미 생략

의 값이 -10.130(1%)에서 3.147(99%)로 넓게 퍼져 있는 것으로 보아, 연도-산업별로 발생액에 대한 경영자의 용통성이 상당히 다르다는 것을 알 수 있다. 〈표 9〉의 패널 B는 COV\_ACCEMPGR의 중위수를 기준으로 발생액에 대한 경영자의 용통성이 낮은 그룹과 높은 그룹으로 구분하였으며, 각각의 그룹별로 경영자 이익예측오차(MFE)와 유동발생

액(WCACC) 간의 관계를 분석하였다. 분석 결과를 살펴보면, COV\_ACCEMPGR이 낮은 그룹에서는 MFE와 WCACC 간의 유의한 관계가 나타나지 않은 반면에 COV\_ACCEMPGR가 높은 그룹에서는 둘 사이에 유의한 양의 관계가 존재하였다. 이러한 결과는 경영자가 의도하지 않은 오차를 차기에 대한 경영자 이익예측정보와 현재 발생액이 공유하기 때

〈표 9〉 경영자의 융통성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향

패널 A: 경영자의 융통성(COV_ACCEMPGR)에 대한 기술통계					
변수	평균	표준편차	1%	중위수	99%
COV_ACCEMPGR	-0.134	1.489	-10.130	0.043	3.147

  

패널 B: 경영자의 융통성이 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계에 미치는 영향				
변수	Low COV_ACCEMPGR		High COV_ACCEMPGR	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
Intercept	0.194	0.85	0.344	1.49
WCACC	0.110	0.64	0.381***	4.75
TACC	-0.141	-0.95	0.009	0.26
ROA	-0.528***	-2.70	-0.581***	-3.58
ESURP	-0.070	-1.42	-0.167***	-4.41
LEV	0.000	0.03	0.004	0.52
IndCon	0.336	1.60	0.330**	2.11
RETURN	-0.005	-0.29	-0.003	-0.31
LNMV	-0.013	-1.64	-0.012	-1.47
AF	0.002	0.06	0.040	1.50
BM	0.010	1.16	0.034**	2.55
INTERVAL	-0.004	-0.33	-0.009	-0.83
CFOVOL	0.050	0.57	0.366***	3.10
SAGVOL	0.351***	3.65	-1.296***	-3.02
OCYCLE	-0.028	-0.21	-0.045	-0.33
CSVOL	0.002	0.07	0.026	0.74
DSVOL	0.009	0.26	0.024	0.67
CDVOL	-0.002	-0.05	-0.070	-1.43
VWVOL	0.168	0.82	0.160	0.87
DIVVOL	0.083	1.37	0.040	0.49
GDPVOL	-6.711***	-2.76	-4.505**	-2.20
ECVOL	6.136**	2.46	2.487	1.20
IPVOL	0.234	0.33	0.250	0.33
산업더미	Included		Included	
수정 R <sup>2</sup> (%)	18.29		27.87	
F 값	3.014***		4.491***	
표본 수	244		245	

1) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)

2) 회귀식에 GDPVOL, ECVOL, IPVOL이 포함될 경우 연도더미 생략

3) 변수설명은 〈표 2〉 참조

문에 나타나는 것이라는 해석과 일치하는 것으로 본 연구의 가설 4를 지지한다고 볼 수 있다.

## V. 추가분석

지금까지 본 연구는 경영자가 미래전망에 대하여 예측할 때 불가피하게 야기하는 오차 즉, 경영자가 의도하지 않은 오류에 의해 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 양의 관계가 존재한다는 것을 검증하였다. 하지만 이러한 양의 관계는 경영자가 자신의 사적 유인을 달성하기 위해 의도적으로 현재 발생액을 상향(하향)조정하고 동시에 낙관적인(비관적인) 이익예측치를 공시함으로써 나타날 수도 있다. 따라서 본 연구의 추가분석에서는 차기에 대한 경영자 이익예측오차와 현재 발생액 간의 양의 관계가 경영자가 의도적으로 발생시킨 오차를 공유하게 됨으로서 나타나는 것인지에 대해 살펴보고자 한다.

경영자의 의도적인 오차는 기업의 잠재적인 소송 비용을 증가시키고(Skinner 1994, 1997; Francis et al. 1994; 최종원과 이경태 2010) 본인의 명성을 훼손할 수 있기 때문에(Williams 1996; Hutton and Stocken 2007) 결국 경영자들은 높은 비용을 부담하게 될 가능성이 높아지게 된다. 그럼에도 불구하고 특히 경영자 이익예측정보의 공시와 관련하여 법정소송이 보편화되어 있는 미국과는 달리 우리나라의 경우, 경영자의 자발적 공시에 대한 법적 장치가 제대로 마련되어 있지 못한 것이 사실이다. 따라서 경영자는 여전히 발생액과 이익예측정보를 의도적으로 조정하고자 하는 유인이 존재한다고 할 수 있다.

많은 선행연구는 발생액과 이익예측정보를 의도적

으로 조정하고자 하는 경영자의 유인에 관해 다양한 증거를 제시하고 있다. 예를 들어, 경영자는 주식을 매입하거나 스톡옵션을 부여받기 전에 본인이 소유하게 될 주식 또는 스톡옵션의 가치를 증가시키기 위해 발생액을 하향 조정할 유인이 존재하고(Gong et al. 2008; Baker et al. 2003) 동시에 비관적인 이익예측정보를 공시하고자 하는 유인이 존재하게 된다(Brockman et al. 2008; Aboody and Kasznik 2000). 반면에 외부에서 자금을 조달하고자 하는 경우 경영자는 발생액을 상향 조정할 유인을 갖게 되며(Teoh et al. 1998a, 1998b) 또한 의도적으로 낙관적인 이익예측정보를 공시하고자 하게 된다(Lang and Lundholm 2000). 하지만 이러한 선행연구는 발생액과 경영자 이익예측정보에 반영되어 있는 경영자의 의도적인 부분을 개별적으로 다루어 왔다는 한계점이 존재한다. 따라서 경영자가 자신의 사적 유인을 달성하기 위해 두 공시정보를 동시에 의도적으로 조정하는지에 대해 검증하는 것은 의미 있는 실증분석 과제라고 할 수 있다.

이에 본 연구는 선행연구에 근거하여 경영자가 의도적으로 발생액과 이익예측정보를 상향 조정하게 만드는 잠재적인 요인으로서 재무분석가 이익예측치 달성유인, 적자보고 회피유인, 직전년도 이익달성 유인을 고려하였다(Burgstahler and Dichev 1997; Phillips et al. 2003). 만일 이러한 유인들에 의해 경영자가 의도적으로 발생액과 이익예측정보를 동일한 방향으로 조정하게 된다면, 경영자 이익예측오차와 발생액 간에는 양의 관계가 나타날 것이다. 분석을 위해 각 유인별로 이익을 상향 조정했다고 의심되는 그룹(suspect firms)과 그 밖의 그룹(non-suspect firms)으로 구분하였으며, 각 그룹별로 경영자 이익예측오차(MFE)와 유동발생액(WCACC) 간의 관계를 분석하였다.

〈표 10〉 경영자의 유인에 따른 경영자 이익예측오차와 발생액의 관계

	Non-Suspect Firms		Suspect Firms (재무분석가 이익예측치 소폭 달성) <sup>5)</sup>	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.400***	4.37	0.010	0.10
통계변수군	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	29.08		20.13	
F 값	4.447***		1.961***	
표본 수	228		104	

  

	Non-Suspect Firms		Suspect Firms (적자보고 소폭 회피) <sup>6)</sup>	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.245***	3.44	0.318	1.54
통계변수군	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	26.54		21.12	
F 값	6.272***		1.922***	
표본 수	395		94	

  

	Non-Suspect Firms		Suspect Firms (적전년도 이익 소폭 달성) <sup>7)</sup>	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
WCACC	0.236***	3.02	0.244**	2.14
통계변수군	포함		포함	
수정 R <sup>2</sup> (%)	24.04		8.12	
F 값	5.056***		1.461***	
표본 수	347		142	

- 1) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)
- 2) 회귀식에 GDPVOL, ECVOL, IPVOL이 포함될 경우 연도더미 생략
- 3) 변수설명은 〈표 2〉 참조
- 4) 간략한 표현을 위하여 통계변수들의 추정계수와 산업더미 생략
- 5)  $0 \leq (\text{순이익}_i / \text{총자산}_{t-1}) - (\text{재무분석가 합의예측치}_i / \text{총자산}_{t-1}) \leq 0.06$ 을 만족하는 표본
- 6)  $0 \leq \text{순이익}_i / \text{총자산}_{t-1} \leq 0.03$ 을 만족하는 표본
- 7)  $0 \leq (\text{순이익}_i - \text{순이익}_{i-1}) / \text{총자산}_{t-1} \leq 0.03$ 을 만족하는 표본

〈표 10〉에 제시된 분석 결과를 살펴보면, 각 유인 별로 이익을 상향 조정했다고 의심되는 그룹에 대해서 전기의 실적을 달성하려는 유인이 있는 그룹을

제외하고는 경영자 이익예측오차와 발생액 간에 유의한 관계가 나타나지 않았다. 반면에 의도적인 오차를 가져올 유인이 없는 그룹에서는 두 공시정보

간에 유의한 양의 관계가 나타났다. 이러한 결과는 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계가 경영자가 의도적으로 이익을 조정하려는 유인으로 인한 것이라기보다는 미래 전망에 대하여 경영자가 불가피하게 야기한 오차로 인해 존재할 거라는 본 연구의 주장을 강하게 뒷받침하는 것이라고 할 수 있다.

## VI. 결론

본 연구는 현재 발생액의 크기가 상대적으로 클수록(작을수록) 경영자는 상대적으로 낙관적(비관적)인 차기에 대한 이익예측정보를 공시하는 경향이 존재한다는 것을 검증하였다. 또한 경영자 이익예측오차와 발생액 간의 양의 관계는 기업이 처한 영업환경 또는 거시경제적인 상황이 불확실할수록, 공시정보에 대한 경영자의 유통성이 클수록 증가하는 결과를 나타냈다. 더욱이 본 연구의 추가분석에서는 이러한 두 공시정보 간의 양의 관계가 경영자의 기회주의적인 유인에 의해서가 아니라 본인이 의도하지 않은 오차에 의해 발생된다는 것을 검증함으로써 본 연구의 가설이 강건하다는 것을 제시하였다.

본 논문의 이와 같은 일련의 결과들은 자발적 공시정보에 대해 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 선행연구들에 의하면 경영자가 자발적으로 공시하는 예측정보는 가치관련성이 있을 뿐만 아니라 외부 투자자와의 정보비대칭을 완화시키고 잠재적인 소송 비용을 낮춤으로써 역선택(adverse selection) 등의 비효율성 문제를 감소시킬 수 있음을 보여주었다(Diamond and Verrecchia 1991; Leuz and Verrecchia 2000; Hirst et al. 2008). 하지만 본 연구의 결과에 의하면 투자자들은 경영자가 자발

적으로 공시하는 이익예측정보에 근거하여 기업의 미래이익에 대한 기대치를 형성할 경우 미래전망을 나타내는 자발적 공시에 대해 조심스럽게 평가하여야 하는 점을 시사하고 있다. 특히 정책당국은 경영자 이익예측정보와 같은 자발적 공시나 발생액과 같은 강제적 공시가 경영자의 불완전한 미래전망을 반영할 수 있다는 점을 고려함으로써 공시의 양적인 증가만으로는 기업의 정보환경이 개선된다고 할 수 없음을 유념해야 할 것이다.

한편, 본 연구는 경영자의 이익예측에 초점을 맞추고 있기 때문에 컨퍼런스 콜, 소비자만족지수 등 다른 형태의 자발적 공시에는 적용되기 어려울 수도 있다. 또한 발생액은 경영자의 미래예측과 판단에 의해 상당한 영향을 받기 때문에 현금흐름과 같은 다른 형태의 재무보고 항목에 적용되기 어려운 한계점이 있다. 게다가 본 연구에서는 경영자 이익예측오차와 발생액의 양의 관계가 경영자의 미래전망에 대한 불완전한 판단에 의한 것이라고 설명하고 있지만, 다른 대체적인 설명을 완전히 배제할 수는 없다. 이러한 한계점에도 불구하고 본 논문은 내부자인 경영자라고 해서 반드시 기업에 대한 전망을 완전하게 이해하고 있지는 않다는 보다 현실적인 상황에서 출발하였다는 점에서 의의가 있다고 할 것이다. 즉, 경영자의 의도적인 편의를 배제하더라도 기업을 둘러싼 환경의 불확실성으로 인하여 의도하지 않게 오차를 유발할 수 있다는 인식에서 출발한 점은 보다 실제적인 상황에 근접한다고 할 수 있다. 또한 경영자의 이익예측정보와 같은 자발적 공시가 재무보고와 같은 강제적 공시와 무관하게 이루어지는 것이 아니라 그 두 정보 안에 경영자의 판단과 결정된 내용이 공통적으로 반영되어 있음을 보여준 것도 매우 의미 있는 결과라고 보인다.

본 논문에서 적용한 연구방법은 다양한 회계주제

를 다루는 미래연구에 적용가능할 것이다. 기존의 연구는 경영자의 이익예측정보가 대체적으로 재무분석가의 이익예측정보보다 더 정확한 것으로 보여주고 있다(손성규 1997; 권수영 외 2009). 그러나 본 연구에서처럼 경영자도 기업환경의 불확실성으로 미래전망을 제대로 판단하지 못한다면 산업전반이나 거시경제적 불확실성에 대한 평가는 재무분석가가 더 우월적 지위에 있을 수 있다. 그렇다면 기업환경이 불확실한 경우 재무분석가의 이익예측정보가 경영자의 이익예측정보 못지않게 정확할 수 있을 것이다. 이러한 추론을 실증분석해보는 것도 매우 흥미로운 연구가 될 것이다. 또한 감사인이 경영자 이익예측정보와 발생액에 담겨져 있는 오류를 파악하고 제한된 감사시간을 분배하고 감사보수를 협상하는지를 살펴보는 것도 자연스러운 본 논문의 후속연구라 할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 권수영, 이동현, 황문호 (2009), "공정공시제도 도입 이후 경영자예측정보의 정확성," *회계학연구*, 제34권 제1호, 107-141.
- 권수영, 황문호, 고영우 (2010), "경영자 이익예측정보의 시장반응과 그 결정요인," *경영학연구*, 제 39권 제 4호, 995-1021.
- 김지홍, 장진호, 여은정 (2005), "공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응," *경영학연구*, 제34권 제6호, 1895-1915.
- 손성규 (1997), "경영자의 자발적 회계정보 예측에 대한 주식시장에서의 정보효과," *회계학연구*, 제22권 제4호, 159-191.
- 오원정, 손성규 (2006), "공정공시제도의 시행효과 및 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 관련된 기업특성에 관한 연구," *경영학연구*, 제35권 제5호, 1449-1478.
- 이계원, 이경주, 이화진 (2007), "공정공시제도 시행에 따른 정보전달환경의 변화 - 상장 소규모기업의 이익정보를 중심으로," *회계정보연구*, 제25권 제4호, 177-198.
- 이윤원, 정우성 (1993), "기업특성과 재무분석가 예측정보의 정확성," *회계학연구*, 제17권 제1호, 89-108.
- 장준경, 석승훈, 김준석 (2007), "공정공시 도입 전후의 영업이익 공시에 대한 정보 효과," *금융학회지*, 제12권 제1호 : 107-139.
- 전영순, 손성규 (1999), "경영자 예측정보의 유형별, 공시경로별 편익성 및 정확성 비교," *회계학연구*, 제24권 제3호, 25-51.
- 전영순 (2003), "경영자 예측정보의 신뢰성에 대한 외국인 투자자 및 국내 기관투자자의 견제기능," *대한경영학회지*, 제38권, 891-913.
- 정우성 (1997), "경영자 이익예측정보의 정확성과 시장가대이익 대용치로서의 적합성," *증권학회지*, 제21권, 265-293.
- 최종원, 이경태 (2010), "잠재적 소송비용이 경영자예측정보공시에 미치는 영향," *회계저널*, 제19권 제1호, 233-252.
- Aboody, D., and R. Kasznik (2000), "CEO stock option awards and the timing of corporate voluntary disclosures," *Journal of Accounting and Economics* 29 (3), 73-100.
- Aivazian et al. (2005), "The impact of leverage on firm investment, Canadian evidence," *Journal of Corporate Finance* 11, 277-291.
- Ajinkya, B., and M. Gift (1984), "Corporate managers' earnings forecasts and symmetrical adjustments of market expectations," *Journal of Accounting Research* 22 (Autumn), 425-444.
- Bradshaw, M., S. Richardson, and R. Sloan (2001), "Do analysts and auditors use information

- in accruals?" *Journal of Accounting Research* 39 (1), 45-74.
- Baginski, S., E. Conrad, and M. Kimbrough (2002), "The effect of legal environment on voluntary disclosure. Evidence from management earnings forecasts issued in U.S. and Canadian markets," *The Accounting Review* 77 (1), 25-50.
- Baginski, S., J. Hassel and M. Kimbrough (2004), "Why do managers explain their earnings forecasts?," *Journal of Accounting Research* 42 (March), 1-29.
- Baker, T., D. Collins, and A. Reitenga (2003), "Stock option compensation and earnings management incentives," *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 18 (4), 557-582.
- Bayless, M., and S. Chaplinsky (1991), "Expectations of security type and the information content of debt and equity offers," *Journal of Financial Intermediation* (June), 195-214.
- Ben-David, I., J. R. Graham, and C. R. Harvey (2007), "Managerial overconfidence and corporate policies," Working paper, University of Chicago.
- Brockman, P., I. Khurana, and X. Martin (2008), "Voluntary disclosures around share repurchases," *Journal of Financial Economics* 89, 175-191.
- Burgstahler, D., and I. Dichev (1997), "Earnings management to avoid earnings decreases and losses," *Journal of Accounting and Economics* 24 (1), 99-126.
- Cantor, N. (1990), "From Thought to Behavior, "Having" and "Doing" in the study of personality and cognition," *American Psychologist* 45 (6), 735-750.
- Choi, J. H., and D. A. Ziebart (2004), "Management earnings forecasts and the market's reaction to predicted bias in the forecast," *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* 11 (2), 167-192.
- Cooley, T. F., and Quadriani, V. (2006), "Monetary policy and the financial decisions of firms," *Economic Theory* 27: 243-70.
- Cochran, L. (1988), "Implicit versus explicit importance of career values in making a career decision," *Journal of Counseling Psychology* 30 (2), 188-193.
- Cox, C. (1985), "Further evidence on the representativeness of management earnings forecasts," *The Accounting Review* 60 (3), 692-701.
- Diamond, D., and Verrecchia, R. (1991), "Disclosure, liquidity, and the cost of capital," *Journal of Finance* 46 (4), 1325-1359.
- Einhorn, E. (2005), "The nature of the interaction between mandatory and voluntary disclosures," *Journal of Accounting Research* 43 (4), 593-621.
- Elgers, P., M. Lo, and R. Pfeiffer (2003), "Analysts' vs. investors' weightings of accruals in forecasting annual earnings," *Journal of Accounting and Public Policy* 22(3), 255-280.
- Francis, J., D. Philbrick, and K. Schipper (1994), "Shareholder litigation and corporate disclosure," *Journal of Accounting Research* 32 (2), 137-164.
- Frankel, R., M. McNichols, and G. P. Wilson (1995), "Discretionary disclosure and external financing," *The Accounting Review* 70 (1), 135-150.
- Francis, J., D. Nanda, and P. Olsson (2008), "Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital," *Journal of Accounting Research* 46 (1), 53-99.

- Frost, C. (1997), "Disclosure policy choices of U.K. firms receiving modified audit reports," *Journal of Accounting and Economics* 23 (2), 163-187.
- Gong, G., H. Louis, and A. Sun (2008), "Earnings management and firm performance following openmarket repurchases," *The Journal of Finance* 63 (2), 947-986.
- Gong, G., Li, L. Y., and Xie, H. (2009), "The association between management earnings forecast errors and accruals," *The Accounting Review* 84 (2), 497-530.
- Guay, W., S. Kothari, and R. Watts (1996), "A market-based evaluation of discretionary accrual models," *Journal of Accounting Research* (Supplement), 83-105.
- Hassell, J. and R. Jennings (1986), "Relative forecast accuracy and the timing of earnings forecast announcement," *The Accounting Review* 61 (January), 58-75.
- Healy, P. M., 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 (13), 405-440.
- Hirshleifer, D. (2001), "Investor psychology and asset pricing," *The Journal of Finance* 56 (4), 1533-1596.
- Hirst, E., L. Koonce, and S. Venkataraman (2008), "Management earnings forecasts, A review and framework," *Accounting Horizons* 22 (3), 315-338.
- Hutton, A., and P. Stocken (2007), "Effect of reputation on the credibility of management forecasts," Working paper. Boston College.
- Kasznik, R. (1999), "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kasznik, R., and B. Lev (1995), "To warn or not to warn, management disclosure in the face of an earnings surprise," *The Accounting Review* 70 (1), 113-34.
- Kim, D., and Y. Qi (2010), "Accruals quality, stock returns, and macroeconomic conditions," *The Accounting Review* 85 (3), 937-978.
- Koch, A. (2002), "Financial distress and the credibility of management earnings forecasts," Working paper, Carnegie Mellon University.
- Korajczyk, R., and Levy, A., (2003), "Capital structure choice, macroeconomic conditions and financial constraints," *Journal of Financial Economics* 68, 75 -109.
- Kothari, S. P. (2001), "Capital markets research in accounting," *Journal of Accounting and Economics* 31, 105-231.
- Lang, L. E., Ofek, E., and Stulz, R. (1996), "Leverage, investment and firm growth," *Journal of Financial Economics* 40, 3-29.
- Lang, M., and R. Lundholm (1993), "Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures," *Journal of Accounting Research* 31 (2), 246-271.
- Lang, M., and R. Lundholm (2000), "Voluntary disclosure during equity offerings, reducing information asymmetry or hyping the stock?" *Contemporary Accounting Research* 17, 623-662.
- Lee, Y. W., and W. S. Jung (1993), "Firm characteristics and analysts' forecast accuracy," *Korean Accounting Review* 17 (1), 89-108.
- Lennox, C., and C. Park (2006), "The informativeness of earnings and management's issuance of earnings forecasts," *Journal of*

- Accounting and Economics* 42 (3), 439-458.
- Leuz, C., and Verrecchia, R.E. (2000), "Voluntary disclosure and equity offerings. Reducing information asymmetry or hyping the stock?" *Contemporary Accounting Research* 17 (4), 623-662.
- Levy, A., and C. Hennessy (2007), "Why does capital structure choice vary with macroeconomic conditions?" *Journal of Monetary Economics* 54, 1545-1564.
- Malmendier, U., and G. Tate (2005), "CEO overconfidence and corporate investment," *The Journal of Finance* 60 (6), 2661-2700.
- Malmendier, U., and G. Tate (2008), "Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction," *Journal of Financial Economics* 89 (1), 20-43.
- Marsh, P. (1982), "The choice between equity and debt. An empirical study," *Journal of Finance* 37, 121-144.
- McConnell, J.J., Servaes, H. (1995), "Equity ownership and the two faces of debt," *Journal of Financial Economics* 39, 131-157.
- McNichols, M. (1989), "Evidence of informational asymmetries from management earnings forecasts and stock returns," *The Accounting Review* 64 (1), 1-27.
- Noe, C. (1999), "Voluntary disclosure and insider transactions," *Journal of Accounting and Economics* 27 (3), 305-326.
- Newman, P., and R. Sansing (1993), "Disclosure policies with multiple users," *Journal of Accounting Research* 31 (1), 92-112.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. O. Rego (2003), "Earnings management, New evidence based on deferred tax expense," *The Accounting Review* 78 (2), 491-521.
- Rogers, J., and P. C. Stocken (2005), "Credibility of management forecast," *The Accounting Review* 80 (4), 1233-1260.
- Rogers, J., and A. Buskirk (2008), "Bundled forecasts and selective disclosure of good news," Working paper, University of Chicago.
- Skinner, D. (1994), "Why firms voluntarily disclose bad news," *Journal of Accounting Research* 32 (1), 38-60.
- Skinner, D. (1997), "Earnings disclosure and stockholder lawsuits," *Journal of Accounting and Economics* 23 (3), 249-282.
- Sloan, R. G. (1996), "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?" *The Accounting Review* 71 (3), 289-315.
- Sohn, S. K. (1997), "An information content study of the management's forecast," *Korean Accounting Review* 22(4), 159-161. [Printed in Korean]
- Subrahmanyam, M. G., and S. B. Thomadakis (1980), "Systematic risk and the theory of the firm," *Quarterly Journal of Economics* 94 (May), 437-451.
- Subramanyam, K. R. (1996), "The pricing of discretionary accruals," *Journal of Accounting Research* 22 (1-3), 249-281.
- Tasker, S. (1998), "Bridging the information gap. Quarterly conference calls as a medium for voluntary disclosure," *Review of Accounting Studies* 3 (1-2), 137-167.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong (1998a), "Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings," *Journal of Financial Economics* 50 (1), 63-99.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong (1998b), "Earnings management and the long-run

- market performance of initial public offerings." *The Journal of Finance* 53 (6), 1935-1974.
- Turnbull, S. M. (1977), "Market value and systematic risk," *Journal of Finance* 32 (September), 1125-1142.
- Tirole, J. (1993), "*The theory of industrial organization*," Cambridge, MA: MIT Press.
- Williams, P. A. (1996), "The relation between a prior earnings forecast by management and analyst response to a current management forecast," *The Accounting Review* 71 (1), 103-113.
- Waymire, G. (1985), "Earnings volatility and voluntary management forecast disclosure," *Journal of Accounting Research* 23 (1), 268-295.
- Xu, W. (2010), "Do management earnings forecasts incorporate information in accruals?" *Journal of Accounting and Economics* 49, 227-246.
- Zhang, F. (2007), "Accruals, investment, and the accrual anomaly," *The Accounting Review* 82 (5), 1333-1363.

## The Association between Management Earnings Forecasts and Accruals in an Uncertain Corporate Environment

Soo Young Kwon\* · Kyong Soo Choi\*\* · Kyung Hye Kim\*\*\*

### Abstract

In this paper, we examine the association between errors in management forecasts of subsequent year earnings and current year accruals. Since a firm is often faced with uncertain operating environment, managers' judgements about their firms' business prospects inevitably involve errors. These errors significantly affect the accruals generation process and earnings prediction, implying that the management forecasts of subsequent year earnings and current year accruals can contain common errors. Thus, we expect that the management earnings forecasts for the subsequent year are more optimistically (pessimistically) biased when current year accruals are relatively high (low).

To test our expectation, we collect management earnings forecasts for fiscal years 2002-2009 from Financial Supervisory Service's Data Analysis, Retrieval and Transfer System (DART). Our results are given as follows. First, consistent with our expectation, we find a positive association between subsequent year management earnings forecasts errors and current year accruals. Second, we show that while this positive association is significant when operating uncertainty or macroeconomic uncertainty is high, it is not significant when operating uncertainty or macroeconomic uncertainty is low. This result supports our conjecture that managers who cope with high uncertain operating or macroeconomic environments make substantial errors in assessing the firm's business prospects and generating accruals, thus resulting in the positive association between management forecast errors and year accruals.

Third, this positive association is significant when the manager's reporting flexibility is

---

\* Professor, Korea University Business School

\*\* Doctoral Student, Korea University Business School

\*\*\* Doctoral Student, Korea University Business School

high, but is nonexistent when the manager's reporting flexibility is low. This finding provides additional evidence to our conjecture that manager's imperfect assessments of their business prospects, which is reflected in both management earnings forecasts and accruals, induce the positive association between management earnings forecasts errors and accruals.

Collectively, these results highly substantiate our argument that the positive association between management earnings forecasts errors and accruals is generated by the manager's unintentional errors in assessing the firms' business prospects.

Meanwhile, one alternative explanation for this positive association is that in order to reap private benefits, managers simultaneously manipulate accruals upward (downward) and predict future earnings optimistically (pessimistically). Thus, in the supplementary analysis, we examine whether the positive association between management earnings forecasts errors and accruals arises from managers' intentional misrepresentation of earnings forecasts and accruals. Our result shows that this positive association is significant when earnings forecasts and accruals likely contain managers' real judgements about firms' business prospects, but is not significant when both earnings forecasts and accruals are likely affected by managers' intentional misrepresentation (errors). Based on this result, it naturally follows that the positive association between management earnings forecasts errors and accruals is virtually generated by managers' unintentional errors, not by the managers intentional errors.

In Korea, to the best of our knowledge, our paper is one of the few study which explores the relation between voluntarily disclosed information (management earnings forecasts) and mandated reported information (accruals). We provide the strong evidence that the positive association between management earnings forecasts errors and accruals exists because of managers' unintentional errors in assessing the firms' business prospects. These unintentional errors are definitely different from the managers' intentional errors dealt by most of prior studies. We expect that this might improve our understanding of the informational value of management earnings forecasts, with the corresponding implications for investors and policy-makers.

Key words: Management earnings forecasts errors, Accruals, Voluntary disclosure, Mandatory disclosure