

경영자 이익예측정보의 시장반응과 그 결정요인

권수영(제 1저자)
고려대학교 경영대학 교수
(sykwon@korea.ac.kr)
황문호(교신저자)
고려대학교 박사과정
(msabi@korea.ac.kr)
고영우(공동저자)
경기대학교 회계세무학과 조교수
(gongi@kgu.ac.kr)

본 연구는 공정공시를 통해 발표된 경영자 이익예측정보의 정보효과를 검토하고, 투자자들의 시장반응을 결정하는 예측정보의 특성과 보고이익의 질적 속성 등을 실증적으로 분석하였다. 2002년 11월부터 2007년 말까지 발표된 470건의 영업이익 예측치를 대상으로 분석을 수행한 결과, 예측정보의 공시시점 전·후로 유의한 초과수익률이 관찰되어 경영자 예측정보가 투자자들에게 유의한 정보를 전달하는 것으로 나타났다. 또한 투자자들은 예측기간이 짧은 정보이거나 기업설명회 등과 같이 투자전문가들을 대상으로 제공된 정보에 보다 민감하게 반응하였으며, 반대로 보고이익에 대한 경영자의 재량성이 높거나 영업실적의 변동성이 높을수록 둔화된 반응을 보이는 것으로 나타났다. 한편 사후적 예측정확성과 시장반응과의 관계를 검토한 추가분석에서는 주가변동이 예측차이뿐만 아니라 예측정확성과도 유의한 관련성을 가지는 것으로 관찰되었다. 이러한 결과는 시장참여자들이 이익예측정보의 특성뿐만 아니라 그 이익정보의 신뢰성과 불확실성까지 고려하여 의사결정에 반영하고 있음을 의미한다.

기존의 국내 연구들이 경영자 예측정보의 정보효과에만 초점을 맞춘 것과 달리, 본 연구는 시장반응에 영향을 미치는 공시정보의 특성과 보고이익의 질적 속성을 파악하는 등 정보효과 분석의 외연을 확장하였다는 점에서 차별적 의의가 있다. 아울러 본 연구의 결과는 자본시장에서 직접적으로 관찰하기 어려운 시장참여자들의 행동을 이해하는 데 유용한 통찰력을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

주제어: 경영자 예측정보, 공정공시, 정보효과, 이익의 질

1. 서론

공시이론에 따르면, 경영자의 자발적인 예측정보 공시는 외부 투자자와의 정보비대칭을 낮춤으로써 역선택(adverse selection) 등의 비효율성 문제를 완화시킬 수 있는 것으로 기대된다(Diamond and Verrecchia 1991; Leuz and Verrecchia 2000). 또한 경영자가 발표하는 이익예측치는 시장의 합리

적 기대치로 활용되는 재무분석가의 이익예측치에 비해 비교적 높은 정확성을 가진 것으로 보고된다(Waymire 1986; Hassel and Jennings 1986; 권수영 등 2009). 하지만 경영자 예측정보의 신뢰성이 높다하더라도 그것이 정보로서의 유용성을 가지느냐의 판단은 결국 시장참여자에게 의해 이용되고 그들의 투자의사결정에 유의한 변화를 가져오느냐로 결정된다고 할 것이다(Beaver 1981).

이러한 이유로 외국에서는 1970년대부터 경영자

예측정보의 정보유용성(information content)에 관한 연구가 다양하게 진행되었으며(Patell 1976; Jaggi 1978; Penman 1980; Ajinkya and Gift 1984; Waymire 1984 등), 이들 대부분의 연구는 경영자 예측정보가 정보로서 유용성이 있음을 입증하고 있다. 이에 비해 우리나라의 관련연구는 손성규(1997), 한길석 등(2000)의 소수 연구에 그치고 있을 뿐만 아니라 분석결과 또한 일치하지 않고 있다.¹⁾ 더욱이 이들 연구는 분석시점이 오래되어 현재와 같은 정보환경에서도 여전히 유효할 것이라 기대하기는 어렵다.

우리나라 자본시장의 정보환경 및 회계환경은 1990년대 말의 외환위기를 거치면서 급속한 변화를 경험한 바 있다. 일례로 인터넷을 이용한 전자공시시스템(DART: Data Analysis, Retrieval and Transfer System)이 구축되면서 기업들의 공시자료를 실시간으로 조회할 수 있는 환경이 마련되었으며, 공정공시제도(Regulation Fair Disclosure)의 시행으로 경영자가 제공하는 사적정보가 모든 이해관계자들에게 동시에 제공됨에 따라 투자자간의 정보불균형의 완화 및 정보전달효과가 현저히 개선되고 있다(이원흠과 최수미 2004; 장준경 등 2007; 이계원 등 2007). 또한 일련의 회계제도 개혁정책은 회계투명성의 개선과 함께 회계정보의 가치관련성을 향상시킨 것으로 보고된다(최종서와 장지경 2005; 이세용 2009). 따라서 현재와 같이 변화된 정보환경에서 발표되는 경영자 예측정보는

과거와 달리 유의한 정보성을 가질 것으로 기대된다. 이에 본 연구는 최근의 공정공시를 통해 발표된 경영자 예측정보를 대상으로 그 정보효과를 검증하고자 한다.²⁾

아울러 본 연구는 다음과 같은 측면에서 국내 선행연구를 확장하고 있다. 첫째, 과거 연구들이 경영자 예측정보의 정보성 여부에만 관심을 두고 있는 것과 달리 본 연구는 투자자들의 시장반응을 결정짓는 예측정보의 세부 특성을 파악함으로써 정보효과 연구의 외연을 넓히고 있다. 특히 본 연구는 기존 연구에서 다루어지지 않은 정보제공채널(venue)에 따라 차별적인 시장반응이 나타남을 보여줌으로써 정보의 내용도 중요하지만 그 정보를 획득하는 원천에 의해서도 예측정보의 유용성이 결정될 수 있음을 강조하고 있다.³⁾

둘째, 본 연구는 경영자 예측정보에 대한 시장반응 결정요인으로 예측정보의 특성과 함께 보고이익의 질적 속성을 고려하고 있다. King et al.(1990)은 경영자 예측정보의 정보성을 예측시점, 예측형태 및 신뢰성의 함수로 표현하고 있다. 또한 Gong et al.(2009)는 의무적으로 공시되는 재무정보의 특성과 자발적으로 공시되는 예측정보의 정확성이 상호 연계될 수 있음을 지적하고 있다. 이에 본 연구는 공시기업의 보고이익에서 찾을 수 있는 재량성, 변동성 등의 질적 속성이 경영자 이익예측치의 신뢰성과 그 정보효과에 미칠 수 있는 영향관계를 가설로 설정하고 이를 실증적으로 분석하였다. 이

-
- 1) 손성규(1997)는 경영자 예측정보의 정보효과가 발견되지 않는다는 결과를 보고한 반면 유사한 표본기간을 분석한 한길석 등(2000)은 예측정보 발표시점에 유의한 추가반응이 나타난다는 상반된 결과를 보고하고 있다.
 - 2) 김성민과 전상경(2005) 및 장준경 등(2007)은 공정공시 도입 이후, 이를 통해 발표되는 영업실적정보 등의 시장반응을 분석하고 있다. 다만 이들 연구에서 다루고 있는 영업실적정보는 회계결산일 종료 후 정기보고서 제출 이전에 공시되는 잠정(가결산) 실적치이므로 본 연구의 분석대상인 회계결산일 도래 이전의 경영자 이익예측정보와는 차이가 있다.
 - 3) Bamber and Cheon(1998)과 권수영 등(2009)은 정보제공채널(venue)에 따른 경영자 이익예측치의 사후적 정확성을 분석하고 있으나, 본 연구는 정보제공채널(venue)에 따른 투자자들의 차별적인 시장반응을 분석하고 있다.

러한 가설은 기존 이익예측 연구에서는 명시적으로 검증된 바가 없는 새로운 시도이다.

셋째, 본 연구의 추가분석에서는 경영자 이익예측치의 사후적 정확성과 시장반응의 관계를 분석한다. 이는 경영자 예측정보 발표시점의 추가변동이 이익예측치에 담긴 정보 이상을 반영하고 있는지를 살펴보는 것으로서 시장참여자들이 경영자 예측정보의 신뢰성을 꿰뚫어보고 있는지를 검증하는 것이다(McNichols 1989).

본 연구는 2002년 11월부터 2007년 말까지 공정공시를 통해 발표된 경영자 예측정보 중 영업이익에 대한 예측을 포함하고 있는 470건을 대상으로 하였다. 경영자 예측정보가 공시된 시점 전·후에 걸쳐 초과수익률(*AR*)의 변화와 초과수익률분산비율(*U-ratio*)의 추이를 살피므로써 경영자 예측정보의 정보효과를 검증하였으며, 공시일 전·후의 누적초과수익률(*CAR*)을 종속변수로 하는 회귀분석을 통해 예측정보의 특성들과 보고이익의 질적 속성들이 시장반응에 미치는 영향을 분석하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 경영자 예측정보의 공시일(0)과 공시 다음날(+1)에 유의한 초과수익률(*AR*)이 나타났으며 초과수익률분산비율(*U-ratio*)은 공시 -1일부터 공시 +2일까지 유의한 것으로 관찰되었다. 또한 경영자 예측차이(*forecast news*)의 크기와 공시일 전·후의 누적초과수익률(*CAR*)간에는 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 경영자 예측정보가 투자자들에게 유의한 정보로 활용되고 있음을 의미하는 것으로서 국내 선행연구에서는 뚜렷이 나타나지 않았던 결과이다. 한편 경영자의 좋은 소식(*good news*)에 대해서는 공시일(0)에 유의한 양(+)의 *AR*이, 나쁜 소식(*bad news*)에 대해서는 공시일 다음날(+1)에 유의한 음(-)의 *AR*이 나타

나고 있는데, 이는 예측차이(*forecast news*)의 방향에 따라 경영자의 예측정보 제공행태가 상이하거나 투자자들의 반응양식이 동일하지 않을 수 있다는 새로운 시사점을 제시하고 있다.

둘째, 시장반응의 결정요인을 분석한 결과에서는 회계기간(*horizon*)이 짧은 정보와 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등을 통한 예측정보에서 증분적인 시장반응이 나타났으며, 직전년도 유동발생액이 높은 기업과 영업실적의 변동성이 높은 기업의 예측정보에서는 보다 둔화된 시장반응이 나타났다. 이는 투자자들이 회계연도 종료일에 가까이 발표된 정보이거나 재무분석가 등의 투자전문가를 대상으로 제공된 정보에 보다 높은 신뢰성을 부여하는 반면 보고이익에 대한 경영자의 재량성이 높거나 영업환경의 불확실성이 높은 경우에는 이익예측치의 신뢰성을 낮게 평가하는 것으로 해석된다. 한편 기대와 달리, 경영자의 *bad news*는 투자자들의 차별적 시장반응을 유발하지는 않는 것으로 나타났다.

마지막으로, 예측정보의 사후적 정확성과 시장반응간의 관계를 분석한 결과에서는 예측오류(*forecast error*)가 커질수록 시장반응이 둔화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 투자자들이 공시된 예측정보에 기계적으로 반응하기보다는 나름의 합리적인 기대치를 가지고 예측정보의 정확성을 평가한 후, 수정된 기대치에 의해 반응하고 있음을 의미한다.

본 연구의 분석결과는 경영자 예측정보의 유용성이 이익예측치와 예측정보의 특성은 물론 보고이익의 질적 속성과도 다이내믹하게 상호작용하여 결정됨을 보여줌으로써 자본시장에서 직접적으로 관찰하기 어려운 시장참여자들의 행동을 이해하는 데 있어 유용한 통찰력을 제공하는 것으로 판단된다. 아울러 경영자의 이익예측행태에 관한 추후 연구들에서도 본 논문에서 보여준 시장반응 결과가 유용

하게 활용될 수 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II절에서는 경영자 예측정보의 정보효과를 분석한 국·내외 선행연구를 검토하고 가설을 수립한다. III절에서는 표본과 연구방법 및 연구모형을 제시하며, IV절과 V절에서는 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 VI절에서는 연구의 주요결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구 검토 및 가설설정

2.1 경영자 예측정보의 정보효과

경영자 예측정보의 정보성(informativeness)을 검증하는 연구는 일반적으로 예측정보의 공시시점을 전·후하여 주가가격 또는 주식거래량이 유의하게 변동되는지를 관찰하는 것으로 이루어진다. 미국의 경우, 1970년대부터 관련 연구가 진행되었으며(Patell 1976; Jaggi 1978; Penman 1980; Ajinkya and Gift 1984; Waymire 1984) 이들 대부분의 연구는 경영자 예측정보가 자본시장에서 정보효과가 있음을 밝히고 있다.

초기 연구로서 Patell(1976)은 1963년부터 1967년까지 주당순이익(EPS)을 자발적으로 공시한 336개 표본의 주간수익률을 분석한 결과, 예측정보가 공시된 기간에 유의한 증가변동이 나타나는 것을 관찰하였다. 이러한 결과는 일별수익률 자료를 이용한 Jaggi(1978)와 Penman(1980)에서도 유사

하게 나타났는데, 연구자들은 이를 두고 경영자 예측정보가 투자자들에게 유용한 정보를 전달한 증거로 해석하고 있다.

다만 이들 초기연구는 경영자의 good news에 대해서만 시장반응이 관찰된다는 결과를 제시하고 있으나,⁴⁾ Ajinkya and Gift(1984) 및 Waymire(1984)는 보다 개선된 연구모형을 통해 시장반응은 예측차이의 방향(direction)과 크기(magnitude)에 비례하여 나타난다는 결과를 제시하고 있다.⁵⁾ 특히 Ajinkya and Gift(1984)는 '기대조정가설(expectation adjustment hypothesis)'을 세우고 이를 검증하고 있다. 즉 경영자는 미래 이익에 대한 자신의 믿음과 시장의 기대치가 차이를 보일 경우 이를 조정하기 위해 예측정보를 공시하며 투자자들은 이를 편의(bias)없는 정보로 받아들여 good news에는 양(+)의 추가반응을, bad news에는 음(-)의 추가반응을 보인다는 가설이다. 1970년부터 1977년까지 *Wall Street Journal*에 나타난 259개 표본을 대상으로 분석한 결과는 위 가설을 지지하고 있다. Waymire(1984) 또한 유사한 결과를 제시하고 있는데, 1969년부터 1973년에 걸쳐 공시된 479개 EPS예측치의 예측차이와 누적초과수익률(CAR)을 비교한 결과, 이들 간에 높은 상관관계가 나타남을 보고하고 있다. 즉 투자자들의 시장반응이 예측차이의 크기에 비례해서 나타남을 보여주는 것이다.

경영자 예측정보의 정보효과를 분석한 외국연구들은 비교적 일관된 결과를 보여주고 있는 반면 국내시장을 대상으로 한 선행연구는 소수에 그치

4) 이에 대해 Penman(1980)은 자발적 공시환경에서는 경영자가 good news를 공시할 유인이 bad news를 공시할 유인보다 훨씬 크기 때문에 나타나는 현상으로 해석하고 있다.

5) Ajinkya and Gift(1984) 및 Waymire(1984)는 재무분석가의 이익예측치를 시장 기대이익의 대용치(proxy)로 사용하였으며, 경영자 예측정보의 공시와 함께 이루어진 타 공시내용의 영향을 통제함으로써 선행연구(Patell 1976; Jaggi 1978; Penman 1980)의 방법론을 개선하고 있다.

고 있을 뿐만 아니라 상호 일관성이 떨어지는 결과를 제시하고 있다. 손성규(1997)는 1993년부터 1996년까지 기업설명회와 경제신문에 나타난 200여개 경영자 예측치를 분석하였으나, 예측정보의 발표가 주가변동을 가져오지 못하는 결과와 함께 정보효과가 없음을 지적하고 있다. 반면 한길석 등(2000)은 1994년부터 1996년까지 한국경제신문을 통해 발표된 82개의 표본을 분석한 결과, 예측정보 발표일에 유의한 초과수익률(AR)이 나타남을 보고하고 있다. 한편 손성규와 전영순(2000)은 주가반응 대신 주식거래량을 이용한 분석에서 경영자 예측정보 공시시점을 전·후하여 유의한 거래량의 증가가 발견된다는 결과를 보고하고 있으나 예측차이의 크기와 거래량반응 간에는 유의한 상관관계가 없음을 밝히고 있다.

이렇듯 국내 선행연구들의 결과가 일관성이 낮은 것은 우리나라 자본시장의 정보전달환경이 그리 발달되지 않았던 시기를 대상으로, 경영자 예측정보 또한 드물게 발표되어 투자자들의 관심이 집중되지 못했던 것으로 이해된다. 또한 회계정보의 전반적인 신뢰성이 떨어져 가치관련성이 낮았던 것도 하나의 원인으로 지적된다. 따라서 이러한 선행연구 결과가 현재와 같은 정보환경에서도 여전히 유효할 것이라 간주하기는 어렵다.

우리나라 자본시장의 정보환경 및 회계환경은 1990년대 말 외환위기를 거치면서 급속한 변화를 경험한 바 있다. 인터넷을 이용한 전자공시시스템(DART)이 도입되면서 상장법인이 제출하는 모든 공시서류를 투자자들이 실시간으로 조회할 수 있는 환경이 구축되었으며, 공정공시제도의 시행으로 기업의 주요정보가 모든 투자자들에게 사전적으로 공

시됨에 따라 투자자간의 정보불균형이 완화되고 정보전달효과가 현저히 개선되고 있다(이원흠과 최수미 2004; 장준경 등 2007; 이계원 등 2007).⁶⁾ 또한 새로운 기업회계기준서의 제·개정, 감사위원회와 내부회계관리제도의 도입, 집단소송제도의 도입 등 일련의 회계제도 개혁에 따른 회계투명성 개선은 회계정보의 가치관련성을 향상시킨 것으로 보고된다(최종서와 장지경 2005; 이세용 2009). 따라서 현재와 같은 정보환경 하에서 경영자들이 자발적으로 발표하는 이익 예측정보는 과거 오프라인(off-line)을 통해서 제공되던 예측정보와 달리 투자자들에게 유의한 정보를 전달할 것으로 기대된다.

이에 본 연구는 최근의 정보환경 하에서 발표된 경영자 예측정보를 대상으로 그 정보효과를 먼저 검증하고자 한다. 이를 위해 본 연구의 첫 번째 가설은 다음과 같이 설정한다.

가설 1: 경영자의 이익예측치가 공시시점의 시장예측치와 비교하여 높은 경우(good news) 양(+의) 주가반응이 나타나며, 시장예측치와 비교하여 낮은 경우(bad news) 음(-)의 주가반응이 나타난다.

이때, 시장기대치는 경영자 예측정보 공시일 현재의 재무분석가 합의예측치(1 month consensus)를 이용하며, 재무분석가 합의예측치가 없는 경우는 랜덤워크(Random walk)모형에 따라 직전년도 실적치를 이용한다.

6) 전자공시시스템은 1999년 4월부터 인터넷 서비스가 실시되었으며, 공정공시제도는 2002년 11월부터 시행되고 있다.

2.2 시장반응의 결정요인

초기 연구들에서 경영자 예측정보가 유의한 주가 변동을 가져온다는 정보효과가 검증되자, 후속 연구들의 관심은 시장반응에 영향을 미치는 예측정보의 세부 속성을 파악하는 것으로 확장되었다. King et al.(1990)은 경영자 예측정보의 정보성을 예측시점, 예측형태 및 신뢰성의 함수로 표현하고 있으며, Kim and Verrecchia(1991)는 예측정보가 전달하는 예측차이 및 그 정확성에 의해 시장반응이 결정됨을 제시하고 있다. 즉 투자자들이 가지고 있는 당초의 기대치와 새로운 정보 간에 차이가 클수록, 해당 정보의 신뢰성이 높을수록 민감한 시장 반응이 나타난다는 것이다.

본 절에서는 투자자들의 시장반응에 차별적 영향을 미칠 것으로 예상되는 경영자 예측정보의 세부 특성들을 파악하고, 나아가 예측정보를 발표하는 기업의 보고이익에서 찾을 수 있는 질적 속성들과 시장반응의 영향관계를 예측정보의 신뢰성 측면에서 가설로 설정한다.⁷⁾

2.2.1 예측차이의 방향

앞서 Patell(1976)과 Penman(1980)은 예측차이의 방향에 따라 비대칭적인, 즉 good news에 대해서만 유의한 주가변동이 나타나는 결과를 보고 하였으나 최근 연구들은 오히려 bad news에 대한

음(-)의 시장반응이 good news에 대한 양(+)의 시장반응보다 크게 나타난다는 결과를 제시하고 있다. Hutton et al.(2003)에 따르면, 경영자가 제공하는 bad news는 항상 유의한 주가반응을 초래하지만 good news는 이를 뒷받침하는 적절한 근거가 수반될 때만 주가반응이 관찰된다. 또한 Ng et al.(2008)은 good news일수록 시장반응이 둔화(underreaction)되는 결과를 제시하고 있다. 이렇듯 bad news에 대한 시장반응이 good news보다 크게 나타나는 것은 경영자 예측정보가 보수적일수록 보다 신뢰성이 높은 것으로 받아들여지기 때문이다(Jennings 1987; Rogers and Stocken 2005). 다시 말해 경영자는 본연적으로 낙관적 예측성향을 가지기 때문에 good news의 정확성은 상대적으로 낮지만, 아주 확실하지 않으면 비판적 전망을 공시하려고 하지는 않기 때문에 bad news의 정확성은 상대적으로 높게 나타난다는 것이다.⁸⁾

권수영 등(2009)에 따르면, 우리나라의 경영자 예측정보 역시 낙관적 성향이 강하며 보다 보수적인 전망일수록 사후적 정확성이 높은 것으로 나타난다. 따라서 투자자들이 경영자들의 예측성향에 따른 신뢰성의 차이를 사전적으로 인지한다면, 경영자 예측정보가 보수적일수록 보다 민감한 시장반응이 나타날 것으로 기대된다.⁹⁾ 이에 예측차이의 방향과 시장반응의 관계에 대한 본 연구의 가설은 다음과 같이 설정한다.

7) Baginski et al.(1993), Pownell et al.(1993), Hirst et al.(1999) 등의 선행연구들은 경영자 예측정보의 공시형태(form or precision)에 따른 시장반응의 차별성을 분석하고 있다. 하지만 우리나라 경영자 예측정보는 대부분(99.4%) 점 예측치로 공시되고 있는 바(권수영 등 2009), 본 연구에서 공시형태에 관한 가설은 설정하지 않았다.

8) Kothari et al.(2009)은 good news는 bad news에 비해 사전적 정보누출(leakage) 경향이 강하기 때문에 예측정보 발표시점에 이미 정보의 상당부분이 주가에 반영되어 있어서 공시시점을 전후한 짧은 기간에서는 good news보다 bad news의 시장반응이 크게 나타나는 것이라고 설명하고 있다.

9) 전략적 공시내용의 시장반응을 연구한 장준경 등(2007)에서도 악재정보(bad news)의 주가변동성이 호재정보(good news)에 비해 더 높은 것으로 보고되고 있다.

가설 2-1: 경영자의 bad news 공시에 대한 음(-)의 추가반응은 good news 공시에 대한 양(+)의 추가반응보다 크게 나타난다.

가설 2-2: 경영자 예측정보의 예측기간이 짧을수록 추가반응이 크게 나타난다.

2.2.2 예측시기

경영자 예측정보의 예측시기와 정보효과의 관계를 분석한 선행연구는 대체로 예측기간이 짧을수록 정보효과가 높다는 실증결과를 보고하고 있다. Pownall et al.(1993)은 예측기간이 짧은 분·반기 예측정보가 상대적으로 예측기간이 긴 연간 예측정보보다 정보성이 높다는 결과를 제시하고 있으며, Rogers and Stocken(2005)은 예측기간이 짧아질수록 공시시점의 누적초과수익률(CAR)이 높아지는 결과를 보고하고 있다.¹⁰⁾

예측기간이 짧을수록 정보효과가 높아지는 관계는 예측기간과 예측정확성간에 나타나는 음(-)의 상관성으로부터 추론될 수 있다. 즉 내부정보에 우위를 가진 경영자는 회계연도의 종료일이 가까울수록 보다 정확성이 높은 예측치를 제공할 수 있으며, 또한 짧은 시간 내에 예측정확성이 검증되므로 보다 중립적인 예측치를 제공할 유인이 높아진다(전영순 2003; 권수영 등 2009). 따라서 투자자들이 이러한 상관관계를 고려한다면 예측기간이 짧은 정보가 공시될 때 보다 민감하게 반응할 것으로 예상된다. 따라서 예측기간과 시장반응의 관계에 대한 본 연구의 가설은 다음과 같이 설정한다.

2.2.3 예측정보의 신뢰성

경영자 예측정보의 신뢰성 효과를 분석한 대부분의 연구들은 신뢰성이 높을수록 시장반응이 커진다는 결과를 보고하고 있다. 다만 신뢰성을 나타내는 대용치(proxy)의 선택은 연구마다 동일하지 않다. Ng et al.(2008)은 공시형태, 과거의 예측정확성, 소송위험 등을 예측정보의 신뢰성으로 측정한 결과에서 신뢰성이 높은 정보일수록 시장반응이 높아짐을 보고하고 있다. 또한 Hutton and Stocken(2009)은 과거 예측치의 정확성과 예측빈도를 신뢰성의 대용치로 삼은 분석에서 신뢰성이 높은 예측정보일수록 즉각적이고 민감한 시장반응이 나타남을 제시하고 있다.

본 연구에서는 경영자 예측치와 함께 공시되는 정보제공채널(venue)을 신뢰성의 대용치로 이용한다.¹¹⁾ Bamber and Cheon(1998)에 따르면, 경영자 예측정보가 재무분석가와 같은 전문가들을 통해 공시되는 경우 그렇지 않은 예측정보에 비해 보다 중립적이고 정확성이 높은 것으로 나타난다. 이는 재무분석가의 경우 일반투자자에 비해 정보의 분석 및 해석능력이 뛰어나며 전문성을 바탕으로 나름의 미래이익을 예측할 수 있으므로 경영자 입장에서는 보다 신중을 기해서 예측정보를 제공하기 때문이다. 이러한 결과는 국내 연구에서도 유사하

10) 한편 Baginski et al.(2004)은 예측기간과 CAR 사이에 유의한 영향관계가 없음을 보고하고 있다. 다만 동 연구에서 예측기간(DAYS)은 독립된 설명변수로 고려된 반면, Rogers and Stocken(2005)은 예측차이(FN)의 크기를 통제하기 위해 예측차이와 예측기간(Horizon)의 상호작용변수(FN×Horizon)로 검증된 차이가 있다.

11) 공정공시를 통해 보고되는 경영자 예측정보는 공통된 양식 - 1. 정보의 종류, 2. 정보내역, 3. 전망 또는 예측의 근거, 4. 정보제공내역(제공대상자, 제공일시, 행사명), 5. 기타사항 - 을 따르고 있는데, 이때 정보제공 행사명에는 기업설명회, 컨퍼런스 콜, 보도자료 배포 등 예측정보를 공정공시하게 된 원인을 밝히고 있다.

게 나타난다. 전영순과 손성규(1999)는 경제신문을 통한 예측정보가 기업설명회를 통한 예측정보보다 과대 예측됨을 밝히고 있으며, 권수영 등(2009)은 기업설명회(IR)나 컨퍼런스 콜(conference call)을 통한 예측정보가 보도자료 배포나 기자인터뷰 등을 통한 예측정보에 비해 높은 정확성을 보이는 것으로 보고하고 있다.

따라서 투자자들이 정보제공행사에 따른 신뢰성의 차이를 인지하고 있다면 기업설명회나 컨퍼런스 콜과 같이 투자전문가들을 대상으로 제공된 예측정보에 보다 민감하게 반응할 것으로 기대된다. 이에 본 연구에서는 정보제공행사와 관련하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2-3: 기업설명회(IR) 또는 컨퍼런스 콜 등을 정보제공채널(venue)로 공시하는 경영자 예측정보의 경우 그렇지 않은 예측정보에 비해 추가반응이 크게 나타난다.

2.2.4 보고이익의 질적 속성

경영자 예측정보에 대한 시장반응은 앞서 고려한 예측정보 자체의 특성들뿐만 아니라 공시기업의 보고이익에서 나타나는 질적 속성에 의해서도 체계적인 영향을 받을 것으로 기대된다. Gong et al. (2009)은 보고이익의 특성으로부터 경영자 예측치의 예측오류가 유추될 수 있음을 지적하며, 그 예로 발생액 수준과 경영자 예측오류간에 양(+)의 상관관계가 있음을 제시하고 있다. 따라서 보고이익의 질적 속성이 경영자 이익예측치의 정확성을

결정하는 요인이 된다면 마찬가지로 투자자들의 시장반응도 이익정보의 질적 수준에 따라 차별적으로 나타날 것이 예상된다. 본 연구는 이익정보의 질적 속성 중 경영자의 재량성과 영업실적의 변동성에 초점을 두고 세부가설을 설정한다.

먼저, 보고이익에 대한 경영자의 재량성이 높을수록 이익예측치의 신뢰성은 낮아질 것으로 기대된다. Kasznik(1999)은 good news를 제공한 기업들에서 유의한 양(+)의 재량적 발생액(discretionary accruals)이 관찰됨을 제시하며, 경영자들이 이익조정을 통해 자신들의 예측치를 맞추고자 하는 경향이 있음을 밝히고 있다. 또한 Gong et al. (2009)은 영업실적의 불확실성이 높을수록 경영자는 높은 발생액을 보고하며 이는 차년도의 경영자 예측오류와 유의한 양(+)의 관계가 나타남을 제시하고 있다. 따라서 발생액 수준이 높은 기업에서 발표된 예측정보일수록 영업실적의 불확실성이 높은 한편 경영자의 재량성이 개입될 여지가 높아 이익예측치에 대한 신뢰성은 낮게 평가될 것으로 예상된다.

또한 보고이익의 변동성이 높을수록 예측정보의 신뢰성은 낮아질 것으로 예상된다. 일반적으로 이익의 변동성이 크다는 것은 영업환경의 안정성이 떨어지는 것을 의미하므로 이익예측이 상대적으로 어렵고 사후적 예측정확성도 떨어진다(전영순 2003; 권수영 등 2009). 따라서 투자자들은 과거 영업실적의 변동성이 높은 기업에서 발표된 이익예측치에 대해 그 실현가능성을 낮게 평가할 수 있으며, 이 경우에는 보다 낮은 시장반응이 나타날 것으로 기대된다.¹²⁾ 이에 본 연구에서는 예측기업의 이익의 질과 관련하여 다음과 같은 두 가지의 가설을 설정

12) 반면 이익의 변동성이 높을수록 경영자와 외부투자자간의 정보비대칭이 높을 수 있고, 이런 경우라면 기업 내부정보에 기초한 경영자의 예측정보는 시장의 기대수준을 벗어나더라도 상대적 신뢰성은 오히려 높게 평가될 수 있다는 견해도 있다.

한다.

가설 2-4: 직전년도 발생액 수준이 높은 기업의 경영자 예측정보일수록 주가반응이 작게 나타난다.

가설 2-5: 과거 영업실적의 변동성이 높은 기업의 경영자 예측정보일수록 주가반응이 작게 나타난다.

이때, 발생액은 Gong et al.(2009)과 유사하게 직전년도 유동발생액으로 측정하며,¹³⁾ 변동성은 전영순(2003)과 유사하게 과거 10개년에 걸친 영업이익변화율의 표준편차로 측정한다. 가설 2-4와 2-5는 예측정보에 대한 투자자들의 시장반응이 보고이익의 질적 속성에 의해서도 달라지는지 여부를 분석하는 것으로서 국내·외 경영자 예측정보연구에서 명시적으로 검증되지 않은 가설이다.

III. 표본 및 연구방법

3.1 표본선정

본 연구의 표본은 2002년 11월부터 2007년 말

까지 유가증권 상장법인이 공정공시를 통해 발표한 연간 영업실적 예측정보 중 영업이익의 예측치를 포함하고 있는 예측정보로 구성하였다.¹⁴⁾ 영업이익의 예측치를 연구대상으로 설정한 것은 우리나라 경영자 예측정보의 상당수가 매출액 또는 매출액과 영업이익의 예측치를 제공하고 있는 특성에 기인하였다(권수영 등 2009). 이후 금융업을 영위하는 기업의 예측정보와 주식수익률이 충분치 않은 예측정보 등을 제외하면 <표 1>의 패널 A와 같이, 경영자 예측정보의 정보효과를 검증하기 위한 표본은 470개, 시장반응의 결정요인을 분석하기 위한 표본은 457개이다.¹⁵⁾

<표 1>의 패널 B와 패널 C는 표본의 연도별 분포와 산업별 분포를 제시하고 있다. 연도별 분포를 살펴보면, 2002년의 28건 및 2003년의 75건에서 2007년의 102건으로 조금씩 증가하는 추이가 나타나고 있다. 산업별로는 약 33개 산업(중분류 기준)에 걸쳐 190개 기업이 경영자 예측정보를 발표하고 있으며, 이중 건설업(F45)과 화합물 및 화학제품 제조업(D24)을 영위하는 기업의 공시빈도가 높은 것으로 나타난다. 표본기간 내 예측정보 발표 기업들의 평균 공시횟수는 약 2.5회(=470/190)이며, 건설업은 약 3.3회(=75/23)의 높은 공시빈도를 보이고 있다.

13) 본 연구는 보고이익의 질적 속성으로 이익조정의 가능성에 초점을 두고 있는 바 직전년도 이익조정액으로 추정되는 재량적 발생액(DA)보다 측정오차(measurement error)가 상대적으로 낮은 발생액 수준(WCA)을 설명변수로 이용하였다. 다만 수정 Jones모형(Dechow et al. 1995)에 의해 추정된 DA를 발생액으로 이용한 결과 역시 후술하는 <표 5>와 크게 다르지 않다.

14) 연간 영업실적 예측정보 중 매출액예측치를 포함하고 있는 표본에 대해 정보효과를 분석한 결과는 영업이익예측치를 대상으로 한 본 연구결과 <표 2>와 유사하다. 따라서 매출액과 영업이익이 같이 발표되는 표본에 있어서 그 주가반응이 매출액예측치에 의한 것인지, 영업이익예측치에 의한 것인지의 구분이 불명확한 문제(confounding effect)가 제기된다. 본 연구는 영업이익예측치 이외의 항목에 의해 발생할 수 있는 confounding effect를 통제하지 않고 있으며, 이는 본 연구의 주요한 한계점으로 지적된다. 다만 매출액예측치를 대상으로 식 (6)의 시장반응 결정요인을 분석한 결과는 <표 5>의 결과에 비해 설명력이 현저히 떨어지며, 매출액은 영업이익에 비해 주가관련성은 떨어진다(김성민과 전상경 2005)는 점을 고려할 때 confounding effect가 그리 크지는 않을 것으로 판단된다.

15) 전년도의 유동발생액(Abs_WCA) 및 과거 10개년 동안의 영업이익변화율 표준편차(STD)를 구할 수 없는 일부 표본이 제외되었다.

〈표 1〉 표본구성

패널 A: 표본선정기준

구분	표본 수
연간 영업이익의 예측치를 제공하고 있는 예측정보(2002. 11~2007. 12)	521
금융업 영위기업의 예측정보	(21)
주식수익률이 충분치 않은 예측정보 등	(30)
가설 1의 검증에 사용된 표본	470
회귀분석에 필요한 설명변수를 입수할 수 없는 예측정보	(13)
가설 2의 검증에 사용된 표본	457

패널 B: 연도별 표본분포

연도	기업 수	표본 수	구성비(%)
2002	27	28	5.96
2003	69	75	15.96
2004	72	84	17.87
2005	77	91	19.36
2006	81	90	19.15
2007	93	102	21.70
전체	419	470	100.0

패널 C: 산업별 표본분포

산업구분	산업코드	기업 수	표본 수	구성비(%)
음·식료, 섬유·의복 제조업	D15,17,18	11	23	4.89
화학 및 의약품 제조업	D24	30	65	13.83
플라스틱, 비금속광물 제조업	D25,26,27	24	44	9.36
기계장비 제조업	D28,29	16	49	10.43
전기·전자, 통신장비 제조업	D31,32	18	45	9.57
건설업	F45	23	75	15.96
도소매업	G51,52	16	38	8.09
서비스업	M72,74,75	14	40	8.51
기타(16개 산업)	-	38	91	19.36
전체		190	470	100.0

3.2 연구방법

3.2.1 경영자 예측정보 공시의 정보효과

경영자 예측정보가 정보효과를 가지는지를 분석하기 위해 본 연구는 시장모형을 이용한 사건연구(event study) 기법을 사용한다. 시장모형은 식 (1)과 같이 표현할 수 있으며, 여기에서 R_{it} 는 t 일의 개별주식 i 의 주식수익률을, R_{mt} 는 t 일의 시장 포트폴리오 수익률을, u_{it} 는 오차항을, α_i , β_i 는 각각 시장모형의 모수(parameter)를 나타낸다. 시장포트폴리오 수익률로는 유가증권 상장기업의 동일가중지수(EWI)수익률을 이용하였으며, 상수항 및 베타계수의 추정기간은 경영자 예측정보 공시일 255일 전부터 6일 전까지의 250일로 정의하였다. 또한 개별기업 i 의 t 시점 초과수익률(AR_{it})은 식 (2)와 같이 추정된다. 식 (2)에서 $\hat{\alpha}_i$ 와 $\hat{\beta}_i$ 는 각각 i 주식 시장모형의 상수항과 베타계수 추정치이다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it} \quad (1)$$

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (2)$$

일별 초과수익률을 산출한 후, 정보효과를 검증하기 위한 t 시점의 평균초과수익률(\overline{AR}_t) 및 검증기간 내 τ_1 에서 τ_2 까지의 누적초과수익률(\overline{CAR}_t)은 식 (3)과 (4)와 같이 산출하였다. 이렇게 계산된 일별 초과수익률과 누적초과수익률의 통계적 유의성은 관찰치들이 상호 독립적이고 동질적인 분포를 갖는다는 가정 하에 t 검증을 수행하였다.

$$\overline{AR}_t = \sum_{i=1}^N AR_{it} / N \quad (3)$$

$$\overline{CAR}_t = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \overline{AR}_t \quad (4)$$

한편 Beaver(1968)는 초과수익률분산비율(U-ratio)을 통해 회계이익의 정보효과를 분석한 바 있다. 일반적으로 U-ratio는 공시된 정보를 good news 또는 bad news로 분류하기 곤란한 경우, \overline{AR}_t 에 나타날 수 있는 부호 상쇄효과를 통제하기 위해 식 (5)와 같이 t 일의 초과수익률 분산(u_{it}^2)을 통제기간의 초과수익률 분산(s_i^2)으로 나누어 산출한다. 따라서 산출된 U-ratio가 1보다 크게 나타나는 것을 확인함으로써 정보효과를 검증하는 방법이다. 본 연구는 재무분석가 예측치(또는 랜덤워크 예측치)를 시장기대치로 하여 경영자 예측정보를 good news와 bad news로 구분하고 있으나, 이러한 분류방법에 게재될 수 있는 잠재적 편의를 통제하고자 U-ratio 분석을 보충적으로 수행하였다.

$$\overline{U}_t = \sum_{i=1}^N (u_{it}^2 / s_i^2) / N \quad (5)$$

3.2.2 시장반응 결정요인

경영자 예측정보의 제 특성과 보고이익의 질적 속성 등이 투자자들의 시장반응에 미치는 영향을 분석하기 위한 연구모형은 다음과 같은 회귀식을 이용한다.

$$\begin{aligned} CAR_{it} = & \beta_0 + \beta_1 FN_{it} + \beta_2 FN_{it} \times BAD_{it} + \beta_3 FN_{it} \\ & \times LHORIZON_{it} + \beta_4 FN_{it} \times VENUE_{it} \\ & + \beta_5 FN_{it} \times Abs_WCA_{it-1} + \beta_6 FN_{it} \\ & \times STD_{it} + \beta_7 FN_{it} \times ANALYST_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 MBR_{it} \\
 & + \sum \beta_{(10\dots)} YEAR_{Yit} + \epsilon_{it} \quad (6)
 \end{aligned}$$

여기에서,

CAR = 경영자 예측정보 공시일 전 · 후의 누적초과수익률

FN = 경영자 예측정보의 예측차이(=경영자 영업이익예측치 - 시장기대치(재무분석가 합의예측치 또는 직전년도 영업이익)) ÷ 예측기업의 공시 2일전 시가총액

BAD = *FN*이 음수일 경우 1을 부여한 더미변수

LHORIZON = 예측기간(회계기간 종료일 - 예측정보 공시일)이 전체 표본의 중간값을 초과하는 경우 1을 부여한 더미변수

VENUE = 경영자 예측정보가 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등과 같이 투자전문가를 대상으로 발표되는 경우 1을 부여한 더미변수

Abs_WCA = 직전년도 유동발생액의 절대값, 유동발생액 = ((Δ 매출채권 + Δ 재고자산 + Δ 선급금 + Δ 선급비용 + Δ 기타유동자산 - Δ 매입채무 - Δ 선수금 - Δ 미지급비용 - Δ 기타유동부채) / 기초자산총계)

STD = 예측기업의 과거 10개년(최소 7개년) 영업이익변화율의 표준편차

ANALYST = *FN* 측정시 시장기대치로서 재무분석가 합의예측치를 이용한 경우 1을 부여한 더미변수

SIZE = 기초시점의 자산총계(백만원 단위)에 자연로그를 취한 값

MBR = 기초시점의 시가총액/자기자본 장부금액

YEAR = 각 년도별 더미변수

ϵ = 잔여오차항

종속변수인 *CAR_{it}*는 경영자 예측정보 공시일 전 후 3일(-1, +1), 4일(-1, +2), 5일(-2, +2)의 누적초과수익률로 측정하였다.¹⁶⁾ *FN*은 경영자 예측정보의 예측차이(forecast news)로서 경영자 예측치에서 시장기대치(재무분석가 합의예측치 또는

랜덤워크 예측치)를 차감한 금액을 당해 예측기업의 공시 2일전 시가총액으로 나누어 측정한다. 경영자 예측정보가 good news(=*FN*>0)인 경우 양(+의 초과수익률), bad news(=*FN*<0)인 경우 음(-의 초과수익률)이 나타날 것으로 기대되는 바 β_1 은 양(+의 값을 가질 것으로 예상된다.

가설검증을 위한 변수는 예측차이의 크기 및 방향을 통제하기 위해 *FN*과의 상호작용 변수로 구성한다(Clement et al. 2003; Rogers and Stocken 2005). *BAD*는 경영자의 영업실적 예측치가 시장기대치보다 낮은 경우 1을 부여한 더미변수로서 가설 2-1을 검증하기 위한 변수이다. 경영자 예측정보가 보수적일수록 신뢰성 있는 정보로 받아들여져 증분적 시장반응이 나타날 것으로 기대되는 바 β_2 는 양(+의 부호가 예상된다. *LHORIZON*는 각 예측치의 예측기간(회계연도 종료일-예측정보 공시일)이 전체표본의 예측기간 중간값보다 큰 경우 1을 부여한 더미변수로서 가설 2-2를 검증하기 위한 변수이다. 예측기간이 길수록 정보의 불확실성이 높아져 시장반응이 낮을 것으로 예상되는 바 β_3 은 음(-)의 부호가 기대된다. *VENUE*는 경영자 예측치가 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등과 같이 투자전문가를 대상으로 발표되는 경우 1을 부여한 더미변수로서 가설 2-3을 검증하기 위한 변수이다. 이들 예측정보가 특정한 원인행위 없이 공시되는 예측정보에 비해 신뢰성이 높을 것으로 기대되는 바 β_4 는 양(+의 부호가 기대된다.

보고이익의 재량성이 시장반응에 미치는 영향을 분석하기 위한 변수로서 *Abs_WAC*는 직전년도 유동발생액의 절대값을 기초 자산총계로 표준화하여

16) 후술하는 <그림 1>에 의하면, 경영자 예측정보에 대한 시장반응은 공시일 -1일부터 +2일에 걸쳐 유의한 모습이 나타나고 있다.

측정하였다. 발생액을 이용한 보고이익의 조정가능성이 높을수록 경영자 예측정보의 신뢰성과 투자자들의 시장반응은 낮아질 것으로 예상되는 바 β_5 는 음(-)의 부호가 기대된다. 또한 *STD*는 영업실적의 변동성을 나타내는 변수로서 과거 10개년의 영업이익변화율의 표준편차로 측정하였다. 영업환경의 불확실성이 높을수록 이익변동성이 높으며 경영자 이익예측치의 정확성은 낮아지므로 β_6 은 음(-)의 부호가 기대된다.

위 관심변수 이외에 본 연구모형이 포함하고 있는 통제변수는 다음과 같다. *ANALYST*는 시장기대치로서 재무분석가의 합의예측치를 이용한 경우 1을 부여한 더미변수이다. *FN* 측정에 있어 시장기대치로서 재무분석가 합의예측치와 랜덤워크 예측치를 각각 달리 적용함에 따라 발생할 수 있는 잠재적 편의를 통제하기 위해 포함한다. 그 외 *SIZE*와 *MBR*은 일별 수익률에 나타날 수 있는 기업 고유요인을 통제하기 위한 변수이다. Fama and French(1996)에 따르면, 시장요인(베타계수)과 함께 규모요인과 가치요인을 고려하면 개별기업에서 나타나는 비정상수익률(returns anomalies)을 대부분 통제할 수 있는 것으로 보고된다. 본 연구는 시장모형을 통해 초과수익률을 측정하고 있는 바, 규모요인과 가치요인을 추가적으로 통제하기 위해 이들 변수를 포함한다. *SIZE*는 예측년도 기초시점의 자산규모(백만원 단위)에 로그를 취한 값으로 측정하며, *MBR*은 예측년도 기초시점의 자기자본장부금액 대비 시가총액의 비율로 측정한다. 마지막으로 *YEAR*는 각 연도별 더미변수로서 표본기업에 공통적으로 나타날 수 있는 횡단면적 상관성(cross-sectional dependence)을 통제하기 위해 포함한다.

분석에 필요한 경영자 예측정보는 금융감독원의

DART를 통해 수집하였으며, 재무자료, 주가자료, 재무분석가 합의예측치 등은 한국신용평가(주)의 KisValue II와 (주)Fn-Guide의 DataGuide Pro에서 추출하였다. 한편 극단치의 영향을 축소하고자 각 변수별 상·하위 1% 값을 초과하는 표본은 해당 변수의 상·하위 1%값으로 조정(winsorization)하여 사용하였다.

IV. 실증분석 결과

4.1 경영자 예측정보 공시시점의 주가반응

가설 1의 검증과 관련하여, 경영자 예측치를 시장기대치와 비교하여 good news와 bad news로 구분하였으며, 이들 각각의 그룹에 대한 주가반응을 분석하였다. <표 2>의 패널 A는 경영자 예측차이(forecast news)에 대한 기술통계량을 제시하고 있다. 전체 표본 중 65.5%(307건)가 good news로 분류되어 bad news(163건)보다 약 2배 가량 많은 모습이 나타나며, 이들의 평균 0.084는 bad news 평균의 절대값 0.025에 비해 3배 이상 높은 모습을 보인다. 이는 경영자 예측정보가 본연적으로 낙관적 성향이 있음을 보여주는 결과로서 권수영 등(2009)과 일치한다.

<표 2>의 패널 B는 예측정보 공시일 전·후의 초과수익률(*AR*) 및 누적초과수익률(*CAR*)을 제시하고 있다. Good news의 경우 경영자 예측정보 공시일(0)에 유의한 양(+)*AR*(0.0082)이 나타나고 있으며, 공시일 전·후의 *CAR*도 양(+)*AR*의 방향으로 유의하다. bad news의 경우는 공시일 익일(+1)에 유의한 음(-)*AR*(-0.0058)이 나

〈표 2〉 예측차이에 따른 초과수익률

패널 A: 예측차이의 기술통계량

예측차이(FN) ¹⁾	표본 수(%)	평균	표준편차	1%	중간값	99%
Good News ²⁾	307 (65.3)	0.0837	0.1075	0.0002	0.0438	0.5132
Bad News ²⁾	163 (34.7)	-0.0248	0.0305	-0.1587	-0.0140	-0.0002

패널 B: 예측정보 공시일 전·후의 초과수익률

일 (기간)	Good News ²⁾		Bad News ²⁾	
	초과수익률 ⁴⁾	t 값	초과수익률 ⁴⁾	t 값
-2	0.0030	1.66	-0.0017	-0.74
-1	0.0005	0.27	0.0029	1.27
0	0.0082***	4.50	0.0034	1.49
+1	0.0003	0.16	-0.0058**	-2.56
+2	-0.0006	-0.32	-0.0017	-0.75
(-1,+1)	0.0089***	2.84	0.0004	0.11
(-2,+2)	0.0114***	2.80	-0.0029	-0.58

1) 예측차이(FN) = ((경영자 예측치 - 시장기대치) ÷ 예측기업의 공시 2일전 시가총액), 이때 시장기대치는 재무분석가 합의예측치(1개월) 또는 랜덤워크예측치를 이용함

2) Good News = 예측차이가 양수인 경우, Bad News = 예측차이가 음수인 경우

3) 초과수익률 = t일의 초과수익률 또는 (t1, t2)기간의 누적초과수익률

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

타내고 있으나, 공시일 전·후의 CAR은 유의하지 않은 것으로 나타난다. 요약하면 good news는 공시일(0)에, bad news는 공시일 다음날(+1)에 각각 예측차이의 부호와 동일한 방향으로 유의한 주가반응이 나타나고 있어 경영자 예측정보가 정보효과를 가진다는 가설 1을 지지하고 있다. 다만 예측

차이의 부호에 따라 시장반응이 나타나는 시점과 CAR의 유의성이 차이를 보이는 것은 good news와 bad news에 대한 투자자들의 반응양식이 같지 않거나 예측정보를 제공하는 경영자의 행동양식이 같지 않음을 시사하고 있다.¹⁷⁾

〈표 3〉은 경영자 예측정보가 제공하는 예측차이

17) 예측차이의 부호에 따라 시장반응이 같지 않은 결과에 대해서는 다양한 해석이 존재할 수 있다. 먼저, 시장반응의 시차에 대한 견해로서, 호재정보는 주식시장이 열리는 오전시간에 공시되는 경향이 있고 악재정보는 일과 후에 공시되는 경향이 있다(Patell and Wolfson 1982). 따라서 경영자의 bad news는 주식시장이 종료된 이후에 공시될 가능성이 높고, 이 경우에는 공시일 익일(+1)에 실질적인 공시일(0)의 효과가 나타날 수 있다. 또한 투자자들은 bad news라고 하더라도 '자발적으로 공시된 사실' 그 자체에 호의적인 반응을 보일 수 있으며(Patell 1976), 정보해석에 필요한 일정시간 후에야 비로소 당해 정보내용에 부합하는 조정이 나타날 수 있다. 이 경우에도 bad news에 대한 시장반응은 공시일 다음날(+1)에 나타날 수 있다. 다음, AR의 크기 및 유의성의 차이에 대한 해석으로, 〈표 2〉의 패널 A에 나타나듯이, good news의 표본 수와 예측차이의 크기는 bad news에 비해 2~3배가량 높다. 이러한 표본 특성의 차이에 의해 bad news에 대한 시장반응이 상대적으로 낮을 수 있다(Penman 1980). 또한 경영자는 bad news에 따른 부정적인 주가반응을 상쇄시키기 위해 여타의 호재정보를 같이 제공할 유인이 있으며, 이 경우에도 bad news에 대한 시장반응은 약화될 수 있다. 다만 본 연구에서 이러한 가능성들에 대한 추가적인 분석은 수행하지 않았다.

〈표 3〉 예측차이의 크기에 따른 초과수익률

그룹	예측차이 ¹⁾	CAR _(-1,+1) ²⁾	CAR _(-1,+2) ²⁾	CAR _(-2,+2) ²⁾
1	0.266	0.0082	0.0151	0.0152*
2	0.112	0.0058	0.0097	0.0024
3	0.063	0.0019	-0.0034	-0.0033
4	0.039	0.0094*	0.0206**	0.0273**
5	0.018	0.0027	-0.0119	-0.0040
6	0.006	0.0042	0.0010	0.0095
7	0.000	-0.0021	-0.0077	0.0010
8	-0.007	0.0039	-0.0030	-0.0082
9	-0.016	-0.0071	-0.0147	-0.0014
10	-0.047	0.0025	-0.0029	-0.0041
순위상관계수 (p 값)	-	0.612 (0.060)	0.527 (0.117)	0.600 (0.067)

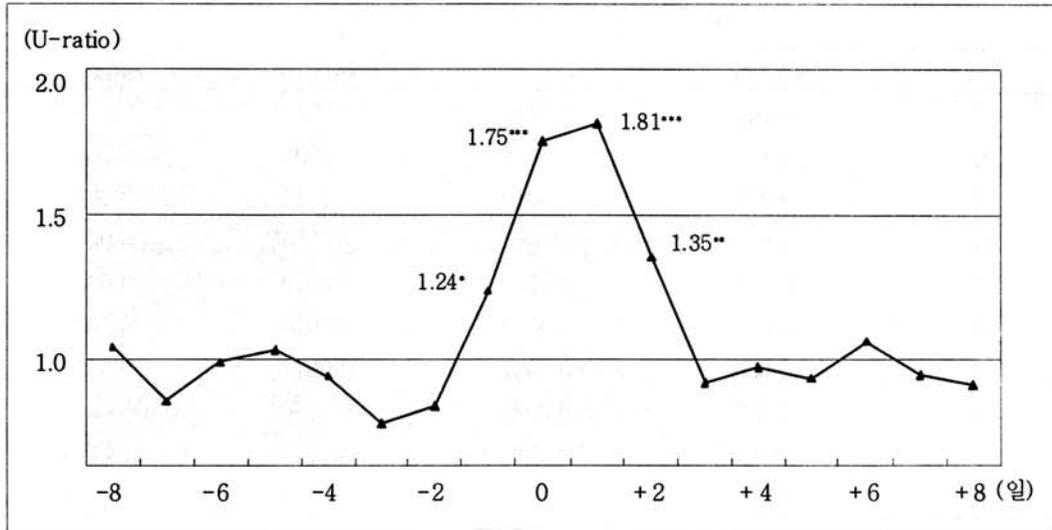
1) 각 그룹별 예측차이의 중간값, 예측차이 = ((경영자 예측치 - 시장기대치) ÷ 예측기업의 공시 2일전 시가총액), 이때 시장기대치는 재무분석가 합의예측치(1개월) 또는 랜덤워크예측치를 이용함

2) 각 그룹별 CAR의 중간값, CAR_(t1, t2) = (t1, t2)기간의 누적초과수익률, ***, **, *은 Wilcoxon 부호순위 검정(Wilcoxon signed-rank test) 결과 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미(양측검정)

의 크기와 초과수익률의 상관관계를 제시하고 있다. 앞서 〈표 2〉는 예측차이의 방향에 따른 초과수익률의 부호에 초점을 맞추었다면, 〈표 3〉은 예측차이의 크기에 따른 초과수익률의 비례성을 검증하고자 한다. 이를 위해 전체표본을 각 항목별 예측차이의 크기순으로 10개 그룹(portfolio)으로 나누고, 각 포트폴리오별 CAR을 비교하였다. 예측차이와 CAR_(-1,+1)의 비교 결과, 예측차이가 가장 큰 그룹(#1)에서 두 번째로 높은 CAR이, 예측차이가 두 번째로 작은 그룹(#9)에서 가장 낮은 CAR이 나타나는 등 전체적으로 0.612의 유의한 양(+)의 상관관계가 나타나고 있다. 이는 투자자들의 주가 반응이 비교적 예측차이의 크기에 비례하는 것으로 해석된다. 다만 예측차이가 가장 낮은 그룹(#10)에서는 오히려 양(+)의 CAR_(-1,+1)이 관찰되거나,

CAR의 측정기간에 따라 중간값의 부호가 바뀌는 모습 등은 투자자들이 단순히 예측차이에 대해서만 반응하기 보다는 예측정보가 가지는 여타의 특성에 의해서도 영향 받고 있음을 시사하고 있다.

마지막으로, 〈그림 1〉은 경영자 예측정보공시일 -8일부터 +8일까지(17일간) 초과수익률분산비율(U-ratio)의 추이를 보여주고 있다. 경영자 예측정보 공시 다음날(+1)에 가장 높은 U-ratio(1.81)가 나타나는 등 공시일(0)을 기준으로 -1일부터 +2일간에 걸쳐 유의한 추가변동이 발견된다. 이는 경영자 예측정보가 투자자들에게 유용하게 이용되고 있음을 보여주는 결과이다. 별도의 표로 제시하고 있지 않지만, U-ratio를 good news와 bad news로 나누어 산출한 결과도 〈그림 1〉과 유사하게 공시일 -1일부터 +2일에 걸쳐 유의한 변동이



1) $U-ratio = \frac{\sum_{i=1}^N (u_{it}^2 / s_t^2)}{N}$, 이때 u_{it} 은 t일의 초과수익률 분산, s_t^2 는 통계기간의 초과수익률 분산, N은 표본 수

2) ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(단측검정)

(그림 1) 예측정보 공시일 전·후의 초과수익률분산비율(U-ratio)

관찰되며, 이들 간에는 차별성이 없는 것으로 나타난다.

4.2 경영자 예측정보에 대한 시장반응 결정요인

가설 2-1내지 2-5의 검증에 앞서, <표 4>는 본 연구모형에 사용되는 설명변수들의 기술통계량과 상관관계를 제시하고 있다. <표 4>의 패널 A에서, FN의 평균(중간값)은 0.045(0.010), BAD의 평균은 0.352로 앞서 <표 2>에 제시된 바와 유사하다. VENUE의 평균 0.201는 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등을 통한 예측정보가 전체에서 20.1%에 해당함을 의미한다. 그 외 전체 표본의 65.2%에 대해서는 재무분석가의 이익예측치가 발표되고 있으며, MBR의 평균(중간값)은 1.199(0.933)로 나타나고 있다.

<표 4>의 패널 B는 설명변수들간의 상관계수를 제시하고 있다. 우상면(좌하면)은 피어슨(스피어만) 상관계수를 나타낸다. FN과 타 설명변수간의 관계를 살펴보면, VENUE에서 나타나는 -0.126(-0.123)은 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등을 통한 예측정보일수록 보수적 예측이 이루어지고 있음을 의미한다. 반면 STD와 Abs_FE에서 나타나는 양(+)의 상관계수는 영업실적의 변동성이 높을수록 경영자는 낙관적 예측치를 공시하며 사후적 예측오류 또한 높아지는 것으로 해석된다. 그 외 ANALYST, SIZE 및 MBR에서 나타나는 음(-)의 상관계수는 재무분석가의 이익예측치가 발표되는 기업일수록, 기업규모가 클수록, MBR이 높을수록 경영자의 보수적인 예측성향이 있음을 의미한다. 한편 SIZE와 VENUE간의 0.284(0.250)은 규모가 큰 기업일수록 기업설명회나 컨퍼런스 콜을

〈표 4〉 경영자 예측정보의 기초통계량

패널 A: 기술통계량 (N=457)

변수	평균	표준편차	1%	중간값	99%
<i>FN</i> ¹⁾	0.045	0.098	-0.098	0.010	0.451
<i>BAD</i> ²⁾	0.352	0.478	0.000	0.000	1.000
<i>LHORIZON</i> ³⁾	0.501	0.501	0.000	1.000	1.000
<i>VENUE</i> ⁴⁾	0.201	0.401	0.000	0.000	1.000
<i>Abs_WCA</i> ⁵⁾	0.058	0.087	0.001	0.035	0.288
<i>STD</i> ⁶⁾	1.003	1.033	0.000	0.600	4.138
<i>ANALYST</i> ⁷⁾	0.652	0.477	0.000	1.000	1.000
<i>SIZE</i> ⁸⁾	13.19	1.64	9.86	12.96	17.02
<i>MBR</i> ⁹⁾	1.199	1.009	0.111	0.933	5.717
<i>Abs_FE</i> ¹⁰⁾	0.072	0.095	0.000	0.035	0.513

패널 B: 설명변수간 상관계수

	<i>FN</i>	<i>BAD</i>	<i>LHORIZON</i>	<i>VENUE</i>	<i>Abs_WCA</i>	<i>STD</i>	<i>ANALYST</i>	<i>SIZE</i>	<i>MBR</i>	<i>Abs_FE</i>
<i>FN</i> ¹⁾										
		-0.515 (0.000)	-0.003 (0.944)	-0.126 (0.007)	0.066 (0.160)	0.243 (0.000)	-0.477 (0.000)	-0.318 (0.000)	-0.214 (0.000)	0.455 (0.000)
<i>BAD</i> ²⁾	-0.827 (0.000)		-0.034 (0.473)	0.075 (0.108)	-0.029 (0.540)	-0.075 (0.111)	0.366 (0.000)	0.200 (0.000)	0.171 (0.000)	-0.207 (0.000)
<i>LHORIZON</i> ³⁾	0.025 (0.591)	-0.034 (0.473)		-0.208 (0.000)	-0.104 (0.026)	0.014 (0.761)	0.061 (0.191)	0.071 (0.132)	0.127 (0.007)	0.116 (0.013)
<i>VENUE</i> ⁴⁾	-0.123 (0.008)	0.075 (0.108)	-0.208 (0.000)		-0.082 (0.082)	-0.214 (0.000)	0.195 (0.000)	0.284 (0.000)	0.017 (0.718)	-0.175 (0.000)
<i>Abs_WCA</i> ⁵⁾	0.050 (0.282)	-0.055 (0.241)	-0.105 (0.026)	-0.094 (0.045)		0.123 (0.009)	-0.148 (0.002)	-0.307 (0.000)	0.254 (0.000)	0.114 (0.014)
<i>STD</i> ⁶⁾	0.225 (0.000)	-0.142 (0.002)	0.022 (0.645)	-0.216 (0.000)	0.125 (0.007)		-0.156 (0.001)	-0.259 (0.000)	-0.048 (0.305)	0.170 (0.000)
<i>ANALYST</i> ⁷⁾	-0.517 (0.000)	0.366 (0.000)	0.061 (0.191)	0.195 (0.000)	-0.162 (0.001)	-0.168 (0.000)		0.536 (0.000)	0.154 (0.001)	-0.261 (0.000)
<i>SIZE</i> ⁸⁾	-0.299 (0.000)	0.193 (0.000)	0.083 (0.078)	0.250 (0.000)	-0.304 (0.000)	-0.254 (0.000)	0.540 (0.000)		0.037 (0.431)	-0.223 (0.000)
<i>MBR</i> ⁹⁾	-0.292 (0.000)	0.196 (0.000)	0.146 (0.002)	0.070 (0.133)	0.117 (0.013)	-0.161 (0.001)	0.276 (0.000)	0.111 (0.018)		-0.248 (0.000)
<i>Abs_FE</i> ¹⁰⁾	0.371 (0.000)	-0.238 (0.000)	0.142 (0.002)	-0.214 (0.000)	0.011 (0.821)	0.206 (0.000)	-0.226 (0.000)	-0.206 (0.000)	-0.386 (0.000)	

- 1) *FN* = (경영자 영업이익예측치 - 시장기대치(재무분석가 합의예측치 또는 직전년도 영업이익)) ÷ 예측기업의 공시 2일전 시가총액
- 2) *BAD* = 예측차이(*FN*)가 음수일 경우 1을 부여한 더미변수
- 3) *LHORIZON* = 예측기간(회계기간 종료일 - 예측정보 공시일)이 전체 표본의 중간값을 초과하는 경우 1을 부여한 더미변수
- 4) *VENUE* = 예측정보가 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등과 같이 투자전문가를 대상으로 발표되는 경우 1을 부여한 더미변수
- 5) *Abs_WCA* = 직전년도 유통발생액의 절대값. 유통발생액 = (Δ매출채권 + Δ재고자산 + Δ선급금 + Δ선급비용 + Δ기타유동자산 - Δ매입채무 - Δ선수금 - Δ미지급비용 - Δ기타유동부채) / 기초자산총계
- 6) *STD* = 과거 10개년(최소 7개년) 동안의 영업이익변화율의 표준편차
- 7) *ANALYST* = *FN* 측정시 시장기대치로서 재무분석가의 합의예측치를 이용한 경우 1을 부여한 더미변수
- 8) *SIZE* = 기초자산총계(백만원 단위)에 자연로그를 취한 값
- 9) *MBR* = 기초시점의 시가총액/자기자본 장부금액
- 10) *Abs_FE* = 경영자 예측오류의 절대값. 경영자 예측오류 = (경영자 영업이익예측치 - 실제 영업이익) ÷ 예측기업의 공시 2일전 시가총액
- 11) 패널 B에서 우상면(좌하면)은 피어슨(스피어만) 상관계수이며, () 는 p값임(양측검정)

〈표 5〉 시장반응에 대한 회귀분석 결과(N=457)

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 FN + \beta_2 FN \times BAD + \beta_3 FN \times LHORIZON + \beta_4 FN \times VENUE + \beta_5 FN \times Abs_WCA + \beta_6 FN \times STD + \beta_7 FN \times ANALYST + \beta_8 SIZE + \beta_9 MBR + \sum \beta_{(10\dots)} YEAR + \epsilon$$

변수 ¹⁾	예상 부호	CAR ₍₋₁₊₁₎						CAR ₍₋₁₊₂₎	CAR ₍₋₂₊₂₎
		모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
절편	+/-	0.072*** (2.60)	0.067** (2.54)	0.075*** (2.88)	0.075*** (2.83)	0.070*** (2.65)	0.080*** (3.02)	0.065** (2.23)	0.076** (2.52)
FN	+	0.002 (0.07)	0.094** (2.42)	-0.022 (-0.69)	0.082** (2.06)	0.090* (1.87)	0.158** (2.56)	0.211*** (3.13)	0.193*** (2.78)
FN×BAD	+	0.055 (0.33)					-0.061 (-0.37)	-0.209 (-1.15)	-0.158 (-0.84)
FN×LHORIZON	-		-0.185*** (-3.63)				-0.177*** (-3.47)	-0.142** (-2.52)	-0.114** (-1.97)
FN×VENUE	+			0.437*** (4.40)			0.360*** (3.62)	0.380*** (3.48)	0.331*** (2.95)
FN×Abs_WCA	-				-0.944*** (-2.96)		-0.837*** (-2.60)	-1.003*** (-2.84)	-0.675* (-1.86)
FN×STD	-					-0.048** (-2.23)	-0.023 (-1.05)	-0.046* (-1.94)	-0.059** (-2.41)
FN×ANALYST	+/-						0.094 (1.38)	0.110 (1.47)	0.110 (1.43)
SIZE	-	-0.004** (-2.20)	-0.004** (-2.14)	-0.004** (-2.43)	-0.004** (-2.49)	-0.004** (-2.26)	-0.005*** (-2.79)	-0.004** (-2.21)	-0.005** (-2.53)
MBR	-	-0.006* (-1.97)	-0.006** (-2.05)	-0.006** (-2.04)	-0.004 (-1.44)	-0.006* (-1.88)	-0.005 (-1.57)	-0.006* (-1.69)	-0.007** (-2.17)
F 값		2.05**	3.56***	4.28***	3.05***	2.61***	4.46***	4.58***	3.84***
수정 R ² (%)		2.03	4.80	6.08	3.88	3.08	9.61	9.91	8.01

1) 변수설명은 〈표 2〉 및 〈표 4〉 참조

2) ()는 t값이며, ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정)

통해 예측정보를 발표하는 빈도가 높음을 의미하며, *SIZE*와 *STD* 및 *SIZE*와 *Abs_WCA*간에 나타나는 음(-)의 상관계수는 기업규모가 작을수록 영업실적의 변동성이 높고 발생액의 비중이 높아지는 것으로 해석된다.

〈표 5〉는 경영자 예측정보의 여러 특성들과 보고이익의 질적 속성 등이 시장반응에 미치는 영향을 분석한 결과이다.¹⁸⁾ 종속변수가 *CAR*로 측정됨에 따라 설명변수에 나타난 추정계수가 양(+)¹⁹⁾의 값을 가지면 증분적 시장반응이 나타나는 것으로 해석된다.

먼저 *CAR*_(-1,+1)에 대해 관심변수별로 유의성을 분석한 모형 1부터 모형 5까지의 결과를 살펴보면, 모형 1에서 *FN×BAD*만이 유의성을 갖지 못할 뿐 나머지 모형에서는 모두 관심변수가 기대한 방향대로의 유의성이 나타나고 있다. 즉 투자자들은 예측기간이 짧을수록(*FN×LHORIZON*), 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등에 제공된 정보일수록(*FN×VENUE*) 보다 예측정보에 민감하게 반응하며, 발생액 수준이 높을수록(*FN×Abs_WCA*), 영업실적의 변동성이 높을수록(*FN×STD*) 보다 둔화된 반응을 보이는 것으로 해석된다.

다음 모형 6부터 모형 8까지는 *CAR*를 3일(-1,+1), 4일(-1,+2), 5일(-2,+2)에 걸쳐 달리 측정하면서 모든 설명변수를 포함한 회귀분석 결과를 제시하고 있다. *FN×BAD*는 모든 결과에서 유의적이지 않은 반면 *FN×LHORIZON*, *FN×VENUE*, *FN×Abs_WCA*는 모든 모형에서 통계적 유의성을

가지는 강건한(robust) 모습이 나타나고 있다. 또한 *FN×STD*는 *CAR*_(-1,+1)에 대해서는 유의적이지 않으나 *CAR*의 누적기간이 확대될수록 유의성이 높아져 *CAR*_(-1,+2)에 대해서는 10% 수준에서, *CAR*_(-2,+2)에 대해서는 5% 수준에서 의미있는 결과가 나타나고 있다. 이는 본 연구가설 2-2 내지 2-5를 지지하는 결과로서 투자자들이 회계연도 종료일에 가까이 발표된 정보이거나 재무분석가나 기관투자자 등 투자전문가를 대상으로 제공된 정보에 보다 높은 신뢰성을 부여하고 있는 반면 경영자가 보고이익에 대해 높은 재량성을 갖고 있거나 영업환경의 불확실성이 높은 경우에는 이익예측치의 신뢰성을 낮게 평가하고 있음을 의미한다. 다만 기대와 달리, 경영자의 bad news는 투자자들의 차별적 시장반응을 유발하지는 않는 것으로 나타났다.

통계변수들과 *CAR*의 관계에 있어서, *FN×ANALYST*는 투자자들의 차별적 반응을 유도하지 않는 것으로 나타났으며, 기업규모가 클수록(*SIZE*), 자기자본의 장부금액 대비 시장가치(*MBR*)가 높은 기업일수록 시장반응이 낮아지는 모습이 나타나고 있다.

V. 추가분석: 사후적 정확성에 따른 시장 반응

McNichols(1989)는 경영자 예측정보에 대한

18) 〈표 5〉는 경영자의 영업이익 예측치를 이용한 결과이다. 별도의 표로 제시하고 있지는 않지만, 경영자의 매출액 예측치에 대해 식 (6)의 시장반응 결정요인을 분석한 결과는 관심변수 중 *FN×VENUE*만이 유의성을 가지는 것으로 나타났으며, 모형의 설명력(R^2)은 모형 1 내지 6에 걸쳐 1~4% 수준에 그치는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 매출액 예측치보다는 자신(주주)들의 부에 보다 직접적으로 영향을 미치는 영업이익 예측치에 민감하게 반응하고 있음을 의미한다.

19) 회귀모형의 분산팽창지수(VIF)를 검토한 결과, *FN*변수에서 5.14의 비교적 높은 VIF값이 나타난다(그 외 변수는 3.0 이하임). 이는 본 연구모형이 대부분의 설명변수를 *FN*과의 상호작용변수로 구성함에 기인한 바, 이러한 수치가 본 연구의 관심변수를 해석하는 데에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다. 실제 본 연구모형에서 *FN*변수를 제외하고 회귀분석을 수행하더라도 관심변수와 통제변수에 나타난 결과(추정계수의 크기와 방향)는 차이가 없다.

주가반응이 예측차이(forecast news)뿐만 아니라 사후적인 예측오류(forecast error)와도 유의하게 관련되어 있음을 밝히고 있다. 즉 투자자들은 경영자가 가지지 못한 정보원천에서도 정보를 얻고 있으며 이들 정보와 경영자 예측정보를 종합적으로 고려하여 의사결정을 수행함으로써, 그 결과로 나타나는 주가변동은 예측차이보다 많은 정보를 포함하게 된다는 것이다. 본 절의 추가분석에서는 McNichols(1989)의 가설이 우리나라 시장에서도 지지되는지를 분석한다. 본문의 가설 2-1 내지 2-5는 예측정보 및 보고이익의 속성들과 경영자 예측정보의 정확성간에 기대되는 관계로부터 이들 속성이 시장반응에 미치는 영향을 검증한 사전적 분석이라면, 본 절의 분석은 투자자들이 어떠한 단서로부터 정보를 획득하였던 간에 예측정보의 정확성을 꿰뚫어보고 이에 대해 조정된 반응이 나타나 는지를 검증하는 사후적 분석이다.

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 FN_{it} + \beta_2 Abs_FE_{it} + \beta_3 FN_{it} \times Abs_FE_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 MBR_{it} + \sum \beta_{(6...)} YEAR_{Yit} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

여기에서,

CAR = 경영자 예측정보 공시일 전·후의 누적초과 수익률

FN = 경영자 예측정보의 예측차이(=경영자 영업이익예측치 - 시장기대치(재무분석가 합의예측치 또는 직전년도 영업이익)) ÷ 예측기업의 공시 2일전 시가총액

Abs_FE = 경영자 예측오류의 절대값, 경영자 예측오류 = (경영자 영업이익예측치 - 실제 영업이익) ÷ 예측기업의 공시 2일전 시가총액

$SIZE$ = 기초시점의 자산총계(백만원 단위)에 자연로그를 취한 값

MBR = 기초시점의 시가총액/자기자본 장부금액

$YEAR$ = 각 년도별 더미변수

ϵ = 잔여오차항

〈표 6〉 사후적 정확성에 따른 시장반응

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 FN + \beta_2 Abs_FE + \beta_3 FN \times Abs_FE + \beta_4 SIZE + \beta_5 MBR + \sum \beta_{(6...)} YEAR + \epsilon$$

변수 ¹⁾	예상부호	$CAR_{(-1+1)}$		$CAR_{(-1+2)}$		$CAR_{(-2+2)}$	
		추정계수 ²⁾	t 값	추정계수 ²⁾	t 값	추정계수 ²⁾	t 값
절편	+/-	0.060**	(2.24)	0.050*	(1.69)	0.060**	(2.01)
FN	+	0.146***	(3.19)	0.091*	(1.78)	0.114**	(2.19)
Abs_FE	+	0.067	(1.58)	0.051	(1.08)	0.051**	(1.08)
$FN \times Abs_FE$	-	-0.883***	(-3.96)	-0.514**	(-2.08)	-0.633**	(-2.52)
$SIZE$	-	-0.004**	(-2.03)	-0.003	(-1.53)	-0.004*	(-1.93)
MBR	-	-0.005	(-1.50)	-0.007*	(-1.92)	-0.008**	(-2.25)
F 값		3.57***		2.49***		2.78***	
수정 R^2 (%)		5.34		3.15		3.75	

1) 변수 설명은 〈표 4〉 참조

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

분석모형은 식 (8)과 같으며, Abs_FE 는 경영자 예측치와 실제이익의 차이를 예측기업의 공시 2일 전 시가총액으로 나누어 측정한다. 예측정확성을 예측오류(Abs_FE)로 정의함에 따라, β_3 은 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

〈표 6〉의 예측정보의 사후적 정확성이 예측정보 발표시점의 시장반응에 미치는 영향을 분석한 결과이다. $CAR_{(-1,+1)}$, $CAR_{(-1,+2)}$, $CAR_{(-1,+2)}$ 를 대상으로 한 모든 분석에서 예측차이(FN)는 유의한 양(+)의 추정계수가, 예측오류($FN \times Abs_FE$)는 유의한 음(-)의 추정계수가 나타나고 있다. 즉 예측차이가 커질수록 추가반응이 높아지지만 당해 예측치의 정확성이 떨어질수록 시장반응이 둔화(underreaction)되는 것으로서 McNichols(1989)와 일치하는 결과이다. 예측정확성은 공시시점에서는 확인할 수 없는 정보속성임에도 불구하고 이러한 결과가 나타난 것은 투자자들이 공시된 예측정보에 기계적으로 반응하기보다는 나름의 합리적인 기대치를 가지고 예측정보의 신뢰성을 평가한 후 수정된 기대치에 의해 반응하고 있음을 의미한다.

VI. 결론

공정공시제도가 시행되면서 경영자 예측정보의 발표는 과거와 비교하여 양적으로 크게 증가하고 있다. 하지만 경영자 예측정보가 과연 투자자들에게 있어 유용한 정보로 활용되고 있는지를 분석한 연구는 매우 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 공정공시를 통해 발표되는 경영자 예측정보의 정보효과를 사건연구(event study)기법을 이용하여 분석하였다.

2002년 11월부터 2007년 말까지 470건의 경영자 이익예측정보를 대상으로 분석한 결과, 예측정보의 공시시점 전·후로 유의한 초과수익률(AR) 및 초과수익률분산비율(U -ratio)이 나타나 경영자 예측정보가 투자자들에게 유의한 정보를 전달하는 것으로 확인되었다. 특히 경영자의 good news에 대해서는 공시일(0)에 유의한 양(+)의 AR 이, bad news에 대해서는 공시일 다음날(+1)에 유의한 음(-)의 AR 이 관찰되었으며, 공시일 전일(-1)부터 공시일 다음날(+1)까지의 누적초과수익률(CAR)은 예측차이(forecast news)의 크기와 유의한 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 경영자 예측정보의 제 특성과 보고이익의 질적 속성 등이 투자자들의 시장반응에 미치는 영향을 분석한 결과에서는 예측기간이 짧을수록, 기업설명회나 컨퍼런스 콜 등에서 제공된 정보일수록 증분적인 시장반응이 나타났다. 또한 발생액 수준이 높을수록, 영업실적의 변동성이 높을수록 둔화된 시장반응이 나타나 보고이익의 질적 수준이 낮을수록 경영자 예측정보의 유용성 또한 낮아지는 것으로 나타났다. 한편 추가반응과 예측정확성의 관계에서는 투자자의 시장반응이 예측차이뿐만 아니라 예측정확성과도 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 시장참여자들이 공시정보의 내용 및 그 정보의 신뢰성과 불확실성까지 고려하여 의사결정에 반영하고 있음을 의미한다.

경영자 예측정보는 경영자와 투자자 및 투자자들 사이의 정보불균형을 완화시키고 자본시장의 효율성을 증진시킨다는 측면에서 중요한 학문적 연구대상이 된다. 하지만 국내에서 경영자 예측정보에 관한 연구는 그리 활발히 이루어지지 않았으며, 그간의 연구도 상당히 오랜 기간이 지나 최근의 정보환경 및 예측행태를 잘 나타내지 못하고 있다. 본 연

구는 최근의 공정공시 자료를 가지고 경영자 예측 정보의 정보성을 분석하였으며 그 결과 경영자 예측정보가 투자자들에게 유의하게 활용되고 있음을 제시하고 있다. 이는 선행연구에서 서로 상충되는 결과가 나온 것과는 달리 경영자의 이익예측정보의 유용성을 명확하게 보여주는 것이라 할 수 있다. 더 나아가서 투자자들의 시장반응 정도가 예측기간이나 정보제공채널 이외에도 이익의 재량성이나 변동성에 의해 결정되어지는 것으로 나타났다. 이는 경영자 예측정보의 역할이 이익예측치와 예측정보의 특성은 물론 보고이익의 질적 속성과 다이내믹하게 상호작용하여 결정되는 것을 보여줌으로써 정보효과 분석의 외연을 확장하였다는 점에서 본 연구의 차별적 의의가 있는 것으로 판단된다.

참고문헌

- 권수영, 이동현, 황문호 (2009), "공정공시제도 도입 이후 경영자예측정보의 정확성," *회계학연구*, 제34권 제1호, 107-141.
- 김성민, 전상경 (2005), "공정공시제도 도입이후 기업의 공시행태 및 비기대실적치의 정보효과," *증권학회지*, 제34권 제3호, 71-100.
- 손성규 (1997), "경영자의 자발적 회계정보 예측에 대한 주식시장에서의 정보효과," *회계학연구*, 제22권 제4호, 159-191.
- 손성규, 전영순 (2000), "거래량변동을 통한 경영자 예측 정보공시의 정보효과에 관한 연구," *회계학연구*, 제25권 제4호, 27-53.
- 이계원, 이경주, 이화진 (2007), "공정공시제도 시행에 따른 정보전달환경의 변화 - 상장 소규모기업의 이익정보를 중심으로," *회계정보연구*, 제25권 제4호, 177-198.
- 이세용 (2009), "1997년 금융위기 전후의 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 연구," *회계와세무저널*, 제10권 제1호, 35-75
- 이원흠, 최수미 (2004), "공정공시제도 시행 이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자 등급 정보효과 변화에 관한 연구," *증권학회지*, 제33권 제1호, 1-31.
- 전영순 (2003), "경영자 예측정보의 신뢰성에 대한 외국인 투자자 및 국내 기관투자자의 견제기능," *대한경영학회지*, 제38권, 891-913.
- 전영순, 손성규 (1999), "경영자 예측정보의 유형별, 공시 경로별 편의성 및 정확성 비교," *회계학연구*, 제24권 제3호, 25-51.
- 장준경, 석승훈, 김준석 (2007), "공정공시 도입 전후의 영업이익 공시에 대한 정보효과," *금융학회지*, 제12권 제1호, 107-139.
- 최중서, 장지경 (2005), "회계이익과 주식수익률간의 동시적 선형상관관계의 추세변화," *회계와감사연구*, 제41호, 65-93
- 한길석, 안상봉, 이치훈 (2000), "경영자 예측정보 공시의 유용성에 관한 연구," *회계정보연구*, 제13권, 65-77.
- Ajinkya, B. B., and M. J. Gift (1984), "Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations," *Journal of Accounting Research*, 22 (2), 425-444.
- Baginski, S. P., E. J. Conrad, and J. M. Hassell (1993), "The Effects of Management Forecast Precision on Equity Pricing and on the Assessment of Earnings Uncertainty," *The Accounting Review*, 68 (4), 913-927.
- Baginski, S. P., J. M. Hassell., and M. D. Kimbrough (2004), "Why Do Managers Explain Their Earnings Forecasts?," *Journal of Accounting Research*, 42 (1), 1-29.
- Bamber, L. S. and Y. S. Cheon (1998), "Discre-

- tionary Management Earnings Forecast Disclosures: Antecedents and Outcomes Associated with Forecast Venues and Forecast Specificity Choices," *Journal of Accounting Research*, 36 (2), 167-190.
- Beaver, W. (1968), "Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, 6 (Supplement), 67-92.
- Beaver, W. (1981), "Market Efficiency," *The Accounting Review*, 56 (1), 23-37.
- Clement, M., R. Frankel, and J. Miller. 2003. Confirming management earnings forecasts, earnings uncertainty, and stock returns. *Journal of Accounting Research* 41 4: 653-79.
- Dechow, P M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70 (2), 193-225.
- Diamond, D., and R. Verrecchia (1991), "Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital," *The Journal of Finance*, 46 (4), 1325-1359.
- Fama, E. F., and K. R. French (1996), "Multi-factor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *The Journal of Finance*, 51 (1), 55-84.
- Gong, G., L. Y. Li, and H. Xie (2009), "The Association between Management Earnings Forecast Errors and Accruals," *The Accounting Review*, 84 (2), 497-530.
- Hassell, J., and R. Jennings (1986), "Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecast Announcement," *The Accounting Review*, 61 (1), 58-75.
- Hirst, D. E., L. Koonce, and J. Miller (1999), "The Joint Effect of Management's Prior Forecast Accuracy and the Form of Its Financial Forecasts on Investor Judgment," *Journal of Accounting Research*, 37(Supplement), 101-124.
- Hutton, A. P., G. S. Miller, and D. J. Skinner (2003), "The Role of Supplementary Statements with Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 41 (5), 867-890.
- Hutton, A. P., and P. C. Stocken (2009), "Prior Forecasting Accuracy and Investor Reaction to Management Earnings Forecasts," Working paper, Boston College and Dartmouth College.
- Jaggi, B. (1978), "A Note on the Information Content of Corporate Annual Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 53 (4), 961-67.
- Jennings, R. (1987), "Unsystematic Security Price Movements, Management Earnings Forecasts, and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 25 (1), 90-110.
- Kaszniak, R. (1999), "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, 37 (1), 57-81.
- Kim, O., and R. Verrecchia (1991), "Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements," *Journal of Accounting Research*, 29 (2), 302-21.
- King, R., G. Pownall, and G. Waymire (1990), "Expectations Adjustment via Timely Earnings Forecast Disclosure: Review, Synthesis, and Suggestions for Future Research," *Journal of Accounting Literature*, 9, 113-144.
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. Wysocki (2009), "Do Managers Withhold Bad News?," *Journal*

- of *Accounting Research*, 47 (1), 241-276.
- Leuz, C., and R. Verrecchia (2000), "The economic consequences of increased disclosure," *Journal of Accounting Research*, 38, 91-124.
- McNichols, M. (1989), "Evidence of Informational Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns," *The Accounting Review*, 64 (1), 1-27.
- Ng, J., I. Tuna, and R. Verdi (2008), "Management Forecast Credibility and Underreaction to News," Working paper, MIT Sloan School of Management.
- Patell, J. M. (1976), "Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests," *Journal of Accounting Research*, 14 (2), 246-276.
- Patell, J. M., and M. Wolfson (1982), "Good News, Bad news, and the Intraday timing of Corporate Disclosures," *The Accounting Review*, 57 (3), 509-527.
- Penman, S. H. (1980), "An Empirical Investigation of the Voluntary Disclosure of Corporate Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 18 (1), 132-160.
- Pownall, G., C. Wasley, and G. Waymire (1993), "The Stock Price Effects of Alternative Types of Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 68 (4), 896-912.
- Rogers, J. L., and P. C. Stocken (2005), "Credibility of Management Forecasts," *The Accounting Review*, 80 (4), 1233-1260.
- Waymire, G. (1984), "Additional Evidence on the Information Content of Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 22 (2), 703-718.
- Waymire, G. (1986), "Additional Evidence on Accuracy of Analyst Forecasts Before and After Voluntary Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 61 (1), 129-142.

The Market Reaction to Management Earnings Forecasts and its Determinants

Soo Young Kwon* · Mun Ho Hwang** · Young Woo Ko***

Abstract

This study investigates 1) whether management earnings forecasts under Regulation Fair Disclosure convey new information to the market regarding the change in the intrinsic value of the company, 2) how forecast characteristics and earnings qualities affect the magnitude of market reaction to management earnings forecasts, 3) whether the ex post accuracy of management forecasts influences the information content of the management earnings forecasts.

Management earnings forecasts are voluntary managerial disclosures that predict earnings prior to the expected reporting day (King et al. 1990). Managers often disclose earnings forecasts to correct information asymmetry problems, which influence their firm's stock price (Leuz and Verrecchia 2000). Many studies from 1970s and early 1980s demonstrated that management earnings forecasts indeed have the information content as they influence stock prices in U.S (Patell 1976; Jaggi 1978; Penman 1980; Ajinkya and Gift 1984; Waymire 1984). But, little research has examined the relation between management earnings forecasts and the market reaction in Korea except studies by Sohn (1997) and Han et al. (2000). However, the results from these studies produced conflicting results.

One of the main motives for this study is that the information environment of Korean stock market has substantially changed after adopting the Regulation Fair Disclosure (FD), which we expect to influence the information content of management forecasts. Regulation FD prohibits companies from disclosing market-sensitive information to selected investors

* Professor, School of Business, Korea University

** Doctoral Student, Korea University

*** Assistant Professor, Department of Accounting and Tax, Kyonggi University

before making it public. This enables investors to access material financial information at the same time, so the market reaction is anticipated to be more reflective around the disclosure day than before. Thus, the first hypothesis of this paper is to revisit the basic question that a good news forecast of manager is associated with an upward price revision and a bad news forecast with a downward revision (H1).

Having established that management forecasts have information content, we investigate whether forecast characteristics and earnings qualities affect the magnitude of stock price reactions to management forecasts. Hutton et al. (2003) argue that bad news forecasts are regarded as inherently informative, whereas good news forecasts are considered informative only when accompanied by verifiable forward-looking information. So, we hypothesize that the market reaction to bad news forecasts will be larger than that to good news (H2-1). As for the accuracy of forecast time horizon, the previous studies reported that the management forecasts with shorter time horizon are more accurate than those with longer time horizon (Pownall et al. 1993; Rogers and Stocken 2005) We expect that the forecasts with shorter horizon will have larger market responses to management forecasts than those with longer horizon (H2-2). Bamber and Cheon (1998) suggest that forecasts disclosed to analysts and reporters are more accurate than those through other venue. Based on this, we hypothesize that forecasts through IR or conference call will have higher information content than those through other venue (H2-3). Kasznik (1999) finds the firms with good news have significantly positive discretionary accruals. Gong et al. (2009) show the positive association between accruals and subsequent management earnings forecast errors. Based on these studies, we expect that management forecast with higher accruals will have smaller stock price responses (H2-4). Lastly, we hypothesize that management forecasts with higher earnings volatility will have smaller market reactions (H2-5). These three (H2-3, 4, and 5) hypotheses are not specifically tested in the existing research.

McNichols (1989) documents that stock prices reflect information beyond management earnings forecasts because investors access some information that managers do not report. Based on this, we additionally investigate whether ex post management forecast errors are negatively related to the magnitude of market reactions to management forecasts as a supplementary test.

We collect management earnings forecasts for the firms listed on Korean Stock Exchange for the period of November 2002 to 2007 from the DART database. The sample selection criteria yield a final sample of 470 firm-year observations. We test our hypotheses by analyzing

abnormal returns and U-ratio around the dates of forecasts. And then, we regress cumulative abnormal returns on test variables including control variables.

Overall, empirical results support most of hypotheses specified. We find that 1) management earnings forecasts have information content after adopting Fair Regulation Rule, 2) forecasts with short horizon/IR or conference call venue are more informative than forecasts with long horizon/newspaper etc, 3) The stock price responses underreact to the management forecasts when the managers' discretion over earnings and/or earnings volatility are larger, and 4) ex post management forecasts errors are negatively related to the magnitude of market reactions to management forecasts.

This study makes several contributions to the voluntary disclosure literature in Korea. First and foremost, this paper provides strong evidence that management earnings forecasts under Regulation FD have information content in Korea. Second, this paper extends prior studies by investigating the relation between management forecast characteristics as well as earnings qualities and market responses. Third, we introduce new factors (forecast venue, accruals, and earnings volatility) that can affect market responses to management forecasts. These results indicate that stock prices respond to not only forecast earnings but also forecast characteristics and earnings qualities. We expect this study provides implications to market participants with respect to how investors assess and react to management forecasts.

Key words: management earnings forecasts, Fair Disclosure, information content, earnings quality