

기업실적에 대한 재무분석가의 예측활동에 관한 실증연구

곽재석*

〈요 약〉

본 연구에서는 2000년부터 2002년까지의 기간에서 국내·외의 재무분석가들이 1999년~2003년까지의 각 연도별 연간 매출액, 영업이익과 순이익에 대하여 발표한 예측치를 대상으로 하여 재무분석가들이 기업실적을 얼마나 정확하게 예측하며, 예측치를 수정할 때 어떤 체계적인 경향을 보이며, 기업실적을 예측할 때 전년도의 실적변화에 대해 어떤 반응을 보이는지를 분석하는데 목적을 두었다. 이러한 분석목적에 달성하기 위하여 재무분석가별, 예측년도별, 전년도의 기업실적 변화별로 표본을 각각 분류하여 재무분석가별 예측의 정확성, 합의예측치의 상대적 정확성, 예측치의 수정패턴 및 예상 밖의 전년도 실적변화에 대한 반응을 분석하였다.

본 연구에서 발견된 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 매출액, 영업이익과 순이익의 표준예측오차가 모두 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보임으로써 재무분석가들이 기업실적을 상향 편의적으로 예측하는 경향이 있음을 발견하였다.

둘째, 국내·외 재무분석가의 예측정확성을 비교한 분석에서 국내 재무분석가들이 국외 재무분석가들에 비해 상대적으로 정확한 예측을 하고 있음을 발견하였다.

셋째, 예측시점별로 측정된 평균표준예측오차에 대한 분석에서는 예측시점이 기업실적 발표 시점에 가까워질수록 예측의 정확성이 높아짐을 발견하였다.

넷째, 개별재무분석가와 비교할 때, 합의예측치의 정확성이 상대적으로 떨어지는 것으로 나타났으며, 합의 예측치를 추정할 때 평균보다 중위값을 이용하여 추정한 경우 예측오차를 줄일 수 있는 것으로 나타났다.

다섯째, 재무분석가들이 기업실적을 과대 예측한 다음 예측치를 하향 수정하는 것으로 나타났으나 체계적이지 않음을 발견할 수 있었다. 즉 재무분석가들은 전년도의 기업실적에 따라 예측치를 상향 또는 하향 수정하는 것으로 나타났다.

여섯째, 재무분석가들은 예측활동을 수행하는 과정에서 전년도의 매출액 변화에 대하여 과대 반응하는 한편 전년도의 영업이익과 순이익 변화에 대하여 과소 반응함을 발견할 수 있었다.

일곱째, 재무분석가들의 예측편의를 보다 정확하게 분석하기 위하여 정보변수인 전년기업실적 변수를 예상된 실적변화와 예상치 못한 실적변화로 분류하여 Easterwood-Nutt(1999)모형을 이용해 분석한 결과 세 개의 기업실적변수(매출액, 영업이익과 순이익) 모두의 예상치 못한 전년실적변화에 대해 재무분석가들이 과대 예측하는 것이 아니라 낙관적 예측을 수행하는 경향이 있음을 발견할 수 있었다.

주제어 : 예측오차, 합의예측치, 예측수정률, 절대예측오차율, 낙관적 예측

논문접수일 : 2003년 2월 3일

논문게재확정일 : 2003년 4월 14일

* 숭실대학교 경영학부 강사

** 익명의 두 분 심사위원에게 감사드립니다.

I. 서론

재무분석가들은 기업활동에 영향을 미치는 다양한 정보와 전문적 지식을 이용하여 기업실적을 예측하고 있으며, 이러한 재무분석가들의 예측활동은 증권시장의 효율성을 촉진시켜 공정한 가격형성에 기여하고 있다. 그러나 많은 선행연구에 의하면 재무분석가들이 기업실적을 효율적으로 예측하지 못하는 것으로 나타났다¹⁾.

재무분석가들의 비효율적인 예측활동은 세 가지 경우로 분류하여 정의할 수 있다. 과대예측은 전년실적이 좋은 기업은 더 좋아질 것으로 예측하고, 전년실적이 좋지 않은 기업은 더 나빠질 것으로 과민 반응하는 것을 의미하며, 과소 예측은 전년실적이 좋은 기업은 전년실적보다 좋지 않을 것으로 예측하고, 실적이 좋지 않은 기업은 전년보다는 나빠지 않을 것으로, 그리고 낙관적 예측은 전년실적이 좋은 기업은 여전히 실적이 좋아질 것이며, 전년실적이 좋지 않은 기업은 전년보다는 실적이 좋아질 것이라고 예측하는 경우를 의미한다.

재무분석가들이 기업실적을 낙관적으로 예측하는 이유는 여러 가지 관점에서 찾을 수 있다. 첫째, 재무분석가들이 정보의 원천으로 이용하는 여러 가지 새로운 정보에 대하여 체계적으로 낙관적인 반응을 보일 수 있으며, 둘째, 재무분석가들이 기업실적을 낙관적으로 예측함으로써 증권의 매수활동을 촉진시켜 그로부터 경제적인 인센티브를 얻을 수 있으며, 셋째, 재무분석가들이 우호적 관점에서 기업실적을 예측해야만 기업과의 접촉 기회를 유지할 수 있기 때문이다.

재무분석가들이 기업실적을 과대 예측한다는 실증적 증거는 국내의 선행연구에서도 발견되고 있다. 정우성(1997)은 경영자의 경우 순이익을 과대 예측하는 경향이 있으며, 편의 정도가 재무분석가의 경우보다 크다고 주장하였다. 손성규(1996)는 모든 회계변수의 예측오차와 예측치의 수정율이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보임을 발견함으로써 재무분석가들이 기업실적을 과대예측한 후 공표시점에 가까워질수록 예측치를 점차 하향 수정하는 경향이 있다고 주장하였다.

그러나 국내선행연구의 경우 과대예측과 낙관적 예측을 구분하지 않고 있으며, 과대 예측과 과소 예측의 판단을 위해 예측오차 및 예측 수정율의 방향에 근거해서 분석했기

1) Fried-Givoly(1982), O'Brien(1988)과 Butler-Lang(1991)은 재무분석가들이 기업실적을 상향 편향적으로 예측한다는 실증적 증거를 제시하였다. 한편 Lys-Shon(1990), Abarbanell(1991), Abarbanell-Bernard(1992), Ali-Klein-Rosenfeld(1992)은 재무분석가들이 새로운 정보에 대해서 체계적으로 과소 반응한다는 증거를 제시하였다. 또한 Easterwood-Nutt(1999)는 불리한 정보에 대해서 과소 반응을 그리고 유리한 정보에 대해서 과대 반응함을 발견함으로써 새로운 정보를 기업실적의 예측에서 효율적으로 반영하지 못한다고 주장하였다.

때문에 과대예측과 낙관적 예측을 구분하여 분석하지 못하는 한계를 보이고 있다²⁾. 따라서 본 연구에서는 전년실적의 변화라는 정보에 대해 재무분석가들이 과대하게 예측하는지 낙관적인지 아니면 과소 예측하는지를 분석하는데 목적을 두고 있다. 예컨대 선행연구와 같은 방법으로 예측오차 및 예측 수정율을 이용하여 분석하는 한편 기업의 전년 실적변화를 예측 가능한 변화와 예측치 못한 변화로 분류하고, 예측치 못한 전년실적변화라는 정보에 대해 재무분석가들이 어떠한 예측편의를 보이는 지를 분석하기 위하여 Easterwood and Nutt(1999)모형을 이용해 분석하였다.

그밖에 “재무분석가들이 기업실적을 어느 정도 정확하게 예측하고 있는가?”에 대한 해답은 예측시점에 따라 그리고 재무분석가들의 예측활동의 활발성에 따라 차이가 있는 것으로 알려지고 있다. 선행연구에 의하면 기업실적이 공개되는 시점에 가까운 시점에서 예측할수록 예측의 정확성이 높아지는 것으로 알려지고 있다³⁾. 따라서 본 연구에서 이와 같은 점을 고려하여 국내·외 재무분석가별, 예측 년도별, 전년도의 기업실적 변화 별로 표본을 각각 분류하여 예측의 편의성, 재무분석가별 예측의 차이, 합의 예측치의 상대적 정확성, 예측치의 수정패턴 및 전년도의 기업실적 변화에 대한 재무분석가들의 반응을 분석하였다.

본 연구의 의의 및 선행연구와의 차이점은 다음과 같다.

먼저, 국내 선행연구의 경우 재무분석가를 개별 재무분석가로 한정하거나 분석대상표본이 극히 적다는 한계점을 지니고 있다⁴⁾. 따라서 소표본에 따른 검증력 약화 또는 표본선택편의(sample selection bias) 때문에 연구결과를 일반화하는데 한계가 있는 것으로 보인 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 국내에 활동하고 있는 대부분의 재무분석가를 포함시켜 표본을 확장시켰다.

둘째, 선행연구들의 연구대상기간이 1998년 이전의 자료인 반면 본 연구의 경우 1998년 이후의 예측치 자료만을 이용해 분석하였다⁵⁾. 국내·외 재무분석가들의 예측치를 비교하는 경우 증권시장이 완전 개방된 1998년 이후의 자료가 분석목적에 적합할 뿐 아니라, 1998년 이전의 자료에 근거한 선행연구 결과가 증권시장 완전개방 이후에도 여전히 유지되는 지를 비교할 수 있는 장점이 있다.

2) 국내선행연구의 경우 과대예측과 낙관적 예측을 동일하게 인식하고 있다(장지인, 이경주(1995), 손성규(1996), 정우성(1997) 등을 참고할 수 있다).

3) 이에 대한 자세한 내용은 Brown-Richardson-Schwager(1987) 및 O'Brien(1988)을 참고할 수 있다.

4) 분석대상 재무분석가의 경우 선행연구의 경우 대부분 1개 또는 2개의 재무분석가에 한정하고 있으며, 손성규(1995)의 경우 5개로 가장 많은 것으로 나타났다. 반면 본 연구의 분석대상 재무분석가의 수는 25개이며, 최종 표본수는 14,642개 이다.

5) 정우성(1997)의 경우 분석대상기간이 1993~1995년이고, 김권중(1998)의 경우 1991~1995년인 반면, 본 연구의 경우 1999~2003년이다.

셋째, 과대예측과 낙관적 예측을 다른 개념으로 정의하여 분석하였다. 전술한 것처럼 선행연구의 경우 두 개념을 동일한 것으로 인식하는데 반해, 본 연구에서는 낙관적 예측과 과대예측을 구분하여 분석하였다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 선행연구와 동일한 방법론을 이용하여 선행연구의 결과를 비교검토하고, 보다 정교한 분석모형을 이용하여 재무분석가들이 낙관적 예측을 수행한다는 연구결과를 도출하였다.

넷째, 재무분석가들이 매출액 이외에 영업이익과 순이익의 예측에 대해서 체계적으로 비효율적인 예측을 수행하는지를 분석하였다⁶⁾. 동시에 발표된 세 개의 기업실적변수를 이용하여 분석함으로써 기업실적변수에 따라 예측오차에 차이가 존재하는 지를 확인할 수 있기 때문이다.

이외에 국내에서 활동하고 있는 국내·외 다수 재무분석가들의 예측오차간의 차이를 분석하였으며, 합의 예측치 추정방법에 따라 예측오차에 차이가 존재하는지를 분석한 점, 그리고 실적발표시점 12분기전의 예측치까지 포함하여 분석을 수행함으로써 예측오차의 시간경과에 따른 변화를 추적할 수 있었다는 점에서 선행연구와 차이가 있다.

본 연구에서는 구체적으로 다음과 같은 질문에 대한 해답을 얻는데 목적을 두었다.

첫째, 재무분석가들이 기업실적을 얼마나 정확하게 예측하고 있는가?

둘째, 국내 재무분석가들이 국외 재무분석가들보다 기업실적을 보다 정확하게 예측하는가?

셋째, 재무분석가들의 예측치를 평균한 합의 예측치의 예측정확성이 상대적으로 높은가?

넷째, 재무분석가들이 체계적인 패턴에 따라 기업실적에 대한 예측치를 수정하고 있는가?

다섯째, 재무분석가들이 기업실적을 예측함에 있어 전년도의 기업실적 변화에 어떤 반응을 보이는가?

본 연구의 구성은 다음과 같다. I에서는 서론 부분으로 연구의 배경 및 목적에 대하여 설명하고, II에서는 선행연구의 검토로서 국내·외 선행연구에 대해 살펴본다. III에서는 표본의 선정과 연구방법론에 대해 설명한다. IV에서는 실증분석 결과를 제시하고 V에서는 분석결과의 요약 및 결론을 제시하였다.

6) 대부분의 선행연구는 1개의 기업실적변수만을 대상으로 하였다. 3개의 변수를 포함한 경우로는 손성규(1995), 이윤원, 정우성(1994)을 들 수 있으나, 각각 경상이익을 포함한 경우 재무적 비용을 고려하고 있다는 점과 주당순이익의 경우 분석대상 재무분석가별로 추정방법에 차이가 존재하기 때문에 상호비교가 불가능하다는 점에서 문제점이 있다.

II. 선행 연구의 검토

DeBondt and Thaler(1990)는 이익의 예측오차 변화를 종속변수로 하는 한편 이익 예측치의 변화를 독립변수로 한 회귀분석을 통하여 이익 예측치의 변화가 클수록 예측오차가 크게 나타남을 발견하고, 그 이유로서 재무분석가들이 정보의 공시에 대하여 체계적으로 과민반응하기 때문이라고 주장하였다.

Abarbanell and Bernard(1992)는 이익 예측치가 실제이익을 체계적으로 초과하는 경향이 있으며, 실제이익의 변화가 이익 예측치의 변화보다 작게 움직이는 경향이 있음을 발견하였다. 그러나 이익의 예측오차를 전년도의 실제이익 변화에 대하여 회귀 분석한 결과 예측오차와 전년도의 실제이익 변화 사이에 양(+)의 상관관계가 존재함을 발견함으로써 재무분석가들이 전년도의 실적에 대해 과소 반응하는 경향이 있다고 주장하였다.

Ali, Klein and Rosenfeld(1992)는 재무분석가들이 이익을 예측할 때 기업실적의 시계열적 속성을 적절하게 인식하지 못한다고 주장하였다. 그들은 재무분석가들이 다음 년도의 주당순이익을 낙관적으로 추정하며, 예측오차의 시계열에서 유의적인 양(+)의 상관관계가 존재함을 발견하였다⁷⁾.

Easterwood and Nutt(1999)는 Abarbanell and Bernard(1992)의 수정모형을 이용하여 재무분석가들이 기업실적을 예측할 때 전년도의 기업실적에 대한 정보를 얼마나 정확하게 반영하는지를 분석하였다. 그들은 예상 밖의 전년도 기업실적 예측치를 이용하여 예상 밖의 기업실적에 따라 표본을 4개로 그룹화한 후 전년도의 기업실적에 대한 재무분석가들의 반응을 분석하였다. 그 결과 재무분석가들이 불리한 정보에 대해 과소 반응하는 한편 유리한 정보에 과대 반응한다는 사실을 발견하였다.

O'Brien(1988)은 개별재무분석가의 최근 예측치가 합의 예측치(consensus forecasts)보다 우수함을 발견함으로써 예측의 정확성을 판단함에 있어 예측시점이 중요한 의미를 갖는다고 주장하였다. 그러나 상대적으로 가장 최근의 예측치를 포함하는 경우에는 합의 예측치의 정확성이 증가함을 발견하였다.

장지인, 태석준(1992)은 1985년부터 1990년까지의 기간에서 81개 표본기업의 당기순이익을 이용하여 재무분석가들의 이익 예측력을 분석한 결과 평균적으로 이익 예측치가 불편적이라고 주장하였다. 한편 예측시점이 회계년도 말에 가까워질수록 예측오차가 줄어들었으며, 예측오차의 시계열에서 상관관계가 존재하지 않음을 발견함으로써 재무분

7) 예측오차들간에 양(+)의 시계열 상관이 존재하는 것은 재무분석가들이 이익 예측 시 전년예측오차의 영속성을 과소 추정한다는 것을 의미한다.

석가들이 예측오차의 시계열에 포함된 정보 및 이용 가능한 정보를 예측활동에 충분히 반영하고 있다고 주장하였다. 그러나 정보변수로서 예측치 수정을 이용하였는데 시장에서 기대된 부분과 기대치 않은 부분으로 분리하지 않았으며, 대우경제연구소의 예측치 자료만을 이용하였기 때문에 표본선정상의 한계점을 지니고 있다.

손성규(1995)는 1990년부터 1994년까지의 기간동안 5대 증권사에서 제시한 매출액, 경상이익과 당기순이익의 예측치를 분석한 결과 예측오차와 예측수정을 사이에 유의적인 음(-)의 상관관계가 존재함을 발견함으로써 재무분석가들이 기업실적을 낙관적으로 예측하는 경향이 있다고 주장하였다. 한편 예측수정율에 대한 분석에서는 낙관적인 예측이 큰 수정 없이 지속되고 있음을 발견하였다. 또한 5개 증권사의 예측치를 평균한 합의 예측치가, 개별 재무분석가들의 예측치와 비교할 때, 정확성이 떨어졌음을 발견하였다. 그는 그 이유로서 대부분의 재무분석가들이 낙관적으로 기업실적을 예측하기 때문에 예측오차의 상쇄효과가 미미한데 기인한다고 주장하였다. 그러나 예측오차와 예측수정율만을 이용하여 분석함으로써 낙관적 예측과 과대예측을 구분하지 못하였으며, 합의 예측치를 평균으로만 정의하여 분석하였고, 분석에 이용된 자료의 예측빈도가 적어 예측기간을 통제하지 못한 점과 같은 한계점이 있다.

정우성(1997)은 1993년에서 1996년까지의 기간 동안에서 당기순이익에 대한 경영자와 재무분석가의 예측활동을 비교 분석하였다. 그는 재무분석가와 마찬가지로 경영자의 경우에도 당기순이익을 과대 예측하는 경향이 있으며, 경영자의 예측오차가 재무분석가의 예측오차보다 큰 것으로 나타났다. 그러나 대우경제연구소의 예측치 자료만을 이용하였으며, 경영자 및 재무분석가의 예측시점의 차이로 인한 시점상의 유리함에 따른 영향을 통제하지 못한 한계가 있다.

따라서 본 연구에서는 선행연구의 한계점을 극복하기 위해 재무분석가의 수를 충분히 늘리고, 재무분석가들의 이익 예측수정율에 영향을 미치는 요인으로 회계처리방법을 변경한 기업은 표본에서 제외시키는 한편 매출액, 영업이익, 순이익 세 가지 기업실적변수 모두에 대해 동일한 시점에서 예측치를 발표한 기업을 표본으로 선정하였다⁸⁾. 또한 합의평균치의 추정 시 평균과 중위값을 모두 이용함으로써 합의 예측치 추정방법의 차이가 예측오차에 미치는 영향을 분석하였으며, 정보변수로서 전년기업실적 변수를 이용할 때 시장에서 예상된 실적변화와 예상치 못한 실적변화로 분류하여 예상치 못한 기업실적변화에 대한 재무분석가들의 예측활동 편의를 분석하였다.

8) 국외재무분석가의 경우 국내에서 활동하면서 예측치를 발표한 경우만을 포함함으로써 국내·외 재무분석가간의 예측정확성을 분석할 때 예측시점의 차이에서 오는 편의를 통제하였다.

Ⅲ. 표본의 선정 및 검증방법

1. 표본의 선정

본 연구에서는 2000년부터 2002년까지의 기간동안에서 국내·외의 재무분석가들이 1999년, 2000년, 2001년, 2002년과 2003년의 연간 매출액, 영업이익과 순이익에 대한 예측치를 발표한 기업으로서 다음과 같은 요건을 구비한 기업을 표본으로 선정하였다⁹⁾.

1) 한국증권거래소에 상장된 기업으로서 결산기가 12월 말인 기업, 2) 금융 및 금융관련 서비스업과 보험업에 속하지 않는 기업, 3) 최초의 예측시점을 기준으로 과거 4년 동안의 기업실적을 한국신용평가의 KIS-FAS에서 확인할 수 있는 기업, 5) 동 기간에서 관리대상기업, 자본전액잠식기업, 결산기 변경기업 및 회계처리방법의 변경이 있는 기업은 제외시켰다¹⁰⁾.

한편 기업실적의 예측치는 분기별로 발표한 것에 기초하여 선정하였다. 첫째, 국내증권사 또는 경제연구소(17개사)와 외국증권회사(8개사)에서 매월 또는 분기별로 2년 또는 3년 동안의 기업실적에 대한 예측치를 발표하였다. 따라서 월별로 발표한 예측치는 자료의 동일성을 유지하기 위하여 이를 분기별 예측치로 전환하였다¹¹⁾.

둘째, 둘 이상의 개별분석가들이 한 기업의 기업실적에 대하여 발표한 예측치를 이용하였다. 국내 재무분석가들은 전체 기업을 대상으로 분기별로 예측치를 발표하였으나 특히 시가총액을 기준으로 상위 100개사에 대해서는 월별 또는 일별로 예측치를 발표하였던 반면에 국외 재무분석가들은 시가 총액을 기준으로 상위 50개 기업만을 대상으로 예측치를 발표하였다.

합의 예측치(consensus forecasts)의 계산에서는 평균값과 중위값을 함께 이용하였다. Fried and Givoly(1982)는 개별 재무분석가들의 예측치를 단순 평균한 예측치를 합의 예측치로 이용한 반면 Ali, Klein and Rosenfeld(1992)와 Easterwood and Nutt(1999)는 중위값을 합의 예측치로 이용하였다. 한편 Brown and Rozeff(1978)는 가장 활발하게 예측

9) 2000년 1월부터 표본을 선택한 이유는 증권업협회가 증권사 불건전 영업행위에 대한 제도기간으로 설정한 기준이기 때문이다.

10) 이윤원, 정우성(1994)은 채고자산 평가방법과 감가상각방법 등과 같은 회계처리방법을 변경하는 경우 예측오차에 영향을 미친다고 주장하였다. 이러한 이유로 분석대상 기간에서 합병으로 상장 폐지되거나 신설된 기업 11개사와 회계처리방법을 변경한 기업 13개사가 표본에서 제외되었다.

11) 각 분기에 속한 월의 예측치를 평균한 평균값을 분기별 예측치로 이용하였다. 평균값을 이용한 이유는 중위값보다 평균값이 예측치의 변화를 보다 잘 반영할 수 있기 때문이다. Abarbanell and Bernard (1992), O'Brien(1988)과 장지인, 태석준(1992)은 분기별 자료를, Easterwood and Nutt(1999)는 8월의 예측치를 DeBondt and Thaler(1990)은 4월과 12월의 예측치를 그리고 손성규(1995)는 최초 예측치와 회계기간 말에 가장 가까운 월의 예측치를 이용하였다.

<표 3-1> 국내 재무분석가의 분기별 예측치의 수

기업실적년도	예측분기	예측시점	기업수	예측치의 수
1999년	-1	2000년 1/4	45	105
	연 간		45	105
2000년	-5	2000년 1/4	53	146
	-4	2000년 2/4	95	374
	-3	2000년 3/4	96	366
	-2	2000년 4/4	62	225
	-1	2001년 1/4	108	266
	연 간		414	1,377
2001년	-9	2000년 1/4	34	80
	-8	2000년 2/4	92	244
	-7	2000년 3/4	92	347
	-6	2000년 4/4	59	217
	-5	2001년 1/4	112	397
	-4	2001년 2/4	126	902
	-3	2001년 3/4	118	925
	-2	2001년 4/4	119	880
	-1	2002년 1/4	109	728
	연 간		861	4,720
2002년	-12	2000년 2/4	18	38
	-11	2000년 3/4	37	83
	-10	2000년 4/4	51	123
	-9	2001년 1/4	107	261
	-8	2001년 2/4	119	795
	-7	2001년 3/4	122	924
	-6	2001년 4/4	122	829
	-5	2002년 1/4	111	793
	-4	2002년 2/4	110	708
	연 간		797	4,554
2003년	-12	2001년 2/4	119	461
	-11	2001년 3/4	86	242
	-10	2001년 4/4	98	199
	-9	2002년 1/4	103	692
	-8	2002년 2/4	100	641
	연 간		506	2,235

주) 예측분기는 기업실적이 공표 되는 분기를 0으로 하여 기술함.

치를 발표한 재무분석가의 예측치를 합의 예측치로 이용하였으며, O'Brien(1988), DeBondt and Thaler(1990), Butler and Lang(1991)은 평균값과 중위값을 각각 합의 예측치로 이용하였다.

국내 재무분석가의 분기별 예측치를 예측연도별로 살펴보면 <표 3-1>과 같다.

<표 3-1>에서 볼 수 있는 것처럼 국내 재무분석가들은 기업실적이 공표되는 분기를 기준으로 짧게는 1분기 전부터 길게는 12분기 전부터 미래의 기업실적을 예측하고 있는 것으로 나타났다. 한편 국외 재무분석가의 분기별 예측치를 예측연도별로 살펴보면 <표 3-2>에서와 같이 짧게는 4분기 전부터 길게는 8분기 전부터 기업실적의 예측치를 발표하고 있는 것으로 나타났다¹²⁾.

<표 3-2> 국외 재무분석가의 분기별 예측치 수

기업실적연도	예측분기	예측시점	기업수	예측치 수
2001년	-4	2001년 2/4	23	81
	-3	2001년 3/4	30	284
	-2	2001년 4/4	29	262
	-1	2002년 1/4	24	127
	연 간		106	754
2002년	-8	2001년 2/4	23	81
	-7	2001년 3/4	29	281
	-6	2001년 4/4	29	262
	-5	2002년 1/4	26	165
	-4	2002년 2/4	24	110
	연 간		131	899
2003년	-8	2002년 2/4	24	103
	연 간		24	103

기업의 분기실적은 3/4분기에 그리고 연간 실적은 다음 해의 1/4분기에서 공시되기 때문에 재무분석가들은 2/4분기에서는 직전연도의 기업실적을 알고 있는 상태에서 그리고 3/4분기와 4/4분기에서는 기업의 반기실적을 알고 있는 상태에서 각각 기업실적에 대한 예측활동을 하고 있다. 따라서 각 분기에서 재무분석가들이 기업실적을 예측할 때 이용할 수 있는 정보의 내용이 다르기 때문에 예측오차에 차이가 존재할 수 있음을 시사한다.

12) 1999년부터 2001년의 기업실적 예측치는 예측오차를 계산하는데 이용되었으며, 2002년 이후의 기업실적 예측치는 재무분석가들이 과거의 예측오차에 따라 예측치를 어떻게 수정하는지를 검증하는데 이용되었다.

2. 검증방법론

표준예측오차를 측정하는 방법으로서 예측시점 또는 연말의 주가, 실적치와 예측치 등을 이용할 수 있으나 본 연구에서는 실적치를 이용하여 표준예측오차를 측정하였다¹³⁾. 기업실적의 예측오차(Forecasts Error : FE)는 식 (1)과 같다.

$$FE_{i,t}^{t-n,q} = \frac{E_{i,t} - F_{i,t}^{t-n,q}}{|E_{i,t}|} \quad (1)$$

$E_{i,t}$: 기업 i 의 t 년도 기업 실적치

$F_{i,t}^{t-n,q}$: 기업 i 의 t 년도 기업실적에 대한 $t-n$ 년 q 분기의 예측치

식 (1)에서 $FE_{i,t}^{t-n,q}$ 은 기업 i 의 t 년도 이익에 대한 $t-n$ 년 q 분기의 표준예측오차율을 의미한다.

한편, 예측치의 수정율(Forecasts Revision : REV)은 식 (2)를 이용하여 계산하였다.

$$REV_{i,t}^{t-n,q} = \frac{F_{i,t}^{t-n,q} - F_{i,t}^{t-(n-1),q}}{|F_{i,t}^{t-(n-1),q}|} \quad (2)$$

$F_{i,t}^{t-n,q}$: 기업 i 의 t 년 실적에 대한 $t-n$ 년 q 분기의 예측치

$F_{i,t}^{t-(n-1),q}$: 기업 i 의 t 년 실적에 대한 $t-(n-1)$ 년 q 분기의 예측치

식 (2)에서 $REV_{i,t}^{t-n,q}$ 는 직전분기의 예측치에 대한 $t-n$ 년 q 분기 예측치의 수정율을 의미한다.

한편 재무분석가들이 전년도의 기업실적 변화에 과소 반응을 하는지, 과대 반응을 하는지 아니면 낙관적인 반응을 하는지를 분석하기 위하여 Abarbanell and Bernard (1992)의 검증모형인 식 (3)을 이용하였다.

$$FE_{i,t} = \gamma + \delta PERF_{i,t-1} + v_t \quad (3)$$

$FE_{i,t}$: t 년도 기업 i 의 예측오차¹⁴⁾

$PERF_{i,t-1}$: $t-1$ 년도 기업 i 의 기업실적 변화액

$$PERF_{i,t-1} = E_{i,t-1} - E_{i,t-2}$$

13) Easterwood and Nutt(1999), Butler and Lang(1991), Kang, O'Brien and Sivaramakrishnan(1994)은 예측시점 및 연말의 주가를 Fried and Givoly(1982), 장지인, 태석준(1992), 장지인, 이경주(1995), 이운원, 정우성(1994)은 기업 실적치를, Hanssel and Jennings(1986), 손성규(1995)는 예측치를 이용하였으나, DeBondt and Thaler(1990), Ali, Klein and Rosenfeld(1992)과 김권중(1998)의 연구결과에 의하면 어느 방법으로 표준예측오차를 측정하든 통계적으로 차이가 없는 것으로 알려지고 있다.

14) Abarbanell and Bernard(1992)와 동일하게 표준화하지 않은 예측오차율을 이용하였다.

재무분석가들이 t년도의 기업실적을 예측하는데 있어 전년도의 기업실적 변화에 과소 반응을 한다면 식 (3)에서 회귀계수(δ)의 값이 양(+)¹의 값을 그리고 과대 반응을 한다면 회귀계수(δ)의 값이 음(-)²의 값을 보일 것이다.

한편 식 (3)에서 독립변수인 전년도의 기업실적 변화에는 예상했던 변화와 예상 밖의 변화가 포함되어 있다. 따라서 재무분석가들이 전년도의 기업실적 변화에 반응할 때 예상했던 변화와 예상 밖의 변화에 각각 상이한 반응을 보일 수 있다. 이를 분석하기 위하여 식 (3)을 식 (4)와 같이 수정하여 분석하였다.

$$FE_{i,t} = \gamma + \delta UPERF_{i,t-1} + v_t \tag{4}$$

$UPERF_{i,t-1}$: 예상 밖의 전년도 기업실적 변화액

식 (4)는 Easterwood and Nutt(1999)가 이용한 방법으로 과거 3년간의 기업실적 변화치의 평균을 정상적인 실적변화로 정의하여 전년도의 기업실적 변화치에서 평균적인 기업실적 변화치를 차감하여 예상 밖의 기업실적 변화를 측정하였다. 예상 밖의 전년도 기업실적 변화는 식 (5)와 같다.

$$UPERF_{i,t-1} = PERF_{i,t-1} - \frac{\sum_{n=2}^4 PERF_{i,t-n}}{3} \tag{5}$$

$UPERF_{i,t-1}$: 예상 밖의 전년도 기업실적 변화액

한편 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 따라 표본을 상위그룹, 중간그룹과 하위그룹으로 분류하여 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 구체적으로 어떤 반응을 하는지를 분석하였다. 이를 위하여 예상 밖의 전년도 기업실적 변화치의 평균을 구한 다음 각 예상 밖의 전년도 기업실적 변화치가 평균변화치를 기준으로 $+\sigma$ 보다 큰 경우에는 상위그룹으로, $\pm\sigma$ 의 범위에 있는 경우에는 중위그룹으로 그리고 $-\sigma$ 보다 작은 경우에는 하위그룹으로 각각 분류하였다.

이와 같이 표본을 3개의 하위표본으로 분류한 목적은 예상 밖의 전년도 기업실적이 예상치를 상회하는 경우와 예상치에 미치지 못하는 경우에서 재무분석가들이 차별적인 반응을 보일 수 있기 때문에 이를 확인하기 위해서이다.

이 경우 검증모형은 Easterwood-Nutt(1999)의 모형으로 식 (6)과 같다.

$$FE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,1} + \gamma_2 D_{i,2} + \gamma_3 UPERFS_{i,t-1} + \gamma_4 (D_{i,1} \times UPERFS_{i,t-1}) + \gamma_5 (D_{i,2} \times UPERFS_{i,t-1}) + \varepsilon_t \tag{6}$$

$$FE_{i,t} = \frac{E_{i,t} - F_{i,t}^{t-1}}{|E_{i,t}|} : \text{기업실적 } i \text{의 } t \text{년도 절대표준예측오차}$$

$UPERFS_{i,t-1} : |E_{i,t}|$ 로 표준화한 기업실적 i 의 $t-1$ 년도 예상 밖의 변화액

$D_{i,1} : \text{기업실적 } i \text{의 더미변수로서 예상 밖의 기업실적 변화액이 하위그룹에 속하는 경우 } 1, \text{ 그렇지 않으면 } 0.$

$D_{i,2} : \text{기업실적 } i \text{의 더미변수로서 예상 밖의 기업실적 변화액이 상위그룹에 속하는 경우 } 1, \text{ 그렇지 않으면 } 0.$

식 (6)에서 ($\gamma_3 + \gamma_5$)는 상위그룹의 결합회귀계수를 그리고 ($\gamma_3 + \gamma_4$)는 하위그룹의 결합회귀계수를 의미한다. 식 (6)에서 결합회귀계수의 통계적 유의성을 검증하는데 필요한 통계량은 식 (7)과 같다.

$$t = \frac{\gamma_i + \gamma_j}{\sigma_b} \quad (7)$$

$$\sigma_b = \sqrt{\sigma^2(\gamma_i) + \sigma^2(\gamma_j) + 2cov(\gamma_i, \gamma_j)}$$

식 (6)의 검증모형에서 예견되는 결합회귀계수의 부호는 다음과 같다.

첫째, 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대하여 과소 반응을 한다면 상위그룹에서는 기업실적을 낮게 예측하기 때문에 예측오차는 양(+)의 값을 보이며, 하위그룹에서는 반대로 기업실적을 높게 예측하기 때문에 예측오차는 음(-)의 값을 보일 것이다. 따라서 재무분석가들이 예상 밖의 전년도의 기업실적 변화에 대하여 과소 반응을 하는 경우에는 식 (6)에서 상위 그룹과 하위 그룹에서 모두 결합회귀계수가 양(+)의 값을 보여야 한다.

둘째, 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대하여 과대 반응을 한다면 상위그룹에서는 기업실적을 높게 예측하기 때문에 예측오차는 음(-)의 값을 보이며, 하위그룹에서는 반대로 기업실적을 낮게 예측하기 때문에 예측오차는 양(+)의 값을 보일 것이다. 따라서 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대하여 과대 반응을 하는 경우에는 식 (6)에서 상위그룹과 하위그룹에서 모두 결합회귀계수가 음(-)의 값을 보여야 한다.

셋째, 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대하여 낙관적으로 반응한다면 상위그룹에서는 기업실적을 높게 예측하기 때문에 예측오차는 음(-)의 값을 보이며, 하위그룹에서도 기업실적을 높게 예측하기 때문에 예측오차는 음(-)의 값을 보일 것이다. 따라서 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대하여 낙관적으로 반응하는 경우에는 식 (6)에서 상위그룹에서는 결합회귀계수가 음(-)의 값을 그리고 하위

그룹에서는 결함회귀계수가 양(+)의 값을 보여야 한다.

한편 예측오차에 대한 유의성 검증에서는 모수검증방법인 t-검증을 이용하였으며, 국내 재무분석가와 국외 재무분석가 사이의 예측정확성에 대한 차이분석과 합의 예측치의 측정 방법에 따른 예측오차의 차이 검증을 위하여 비모수검증방법인 Wilcoxon matched-pair 부호서열검증을 병행하였다. 비모수 검증에서 이용된 절대예측오차율(Absolute Percentage Error : $APE_{i,t}$)의 차이($DAPE_{j,t}$)는 식 (8)과 같다.

$$DAPE_{j,t} = APE_{i,t,j} - APE_{i,t,k} \tag{8}$$

$APE_{i,t,j}$: i기업의 t년 실적에 대한 j 분석가의 절대예측오차율

$$APE_{i,t,j} = \frac{|E_{i,t} - F_{i,t,j}|}{|F_{i,t}|}$$

Wilcoxon matched-pair 부호서열검증에서 Z-통계량은 식 (9)와 같다.

$$Z = \frac{T - \frac{N(N+1)}{4}}{\sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}}} \tag{9}$$

T : Wilcoxon T-값

N : 예측치의 수

IV. 검증결과의 분석

1. 재무분석가의 예측정확성

재무분석가들이 기업실적을 얼마나 정확하게 예측하는가? 이에 대한 해답을 얻기 위하여 기업실적 자료를 이용할 수 있는 1999년부터 2001년까지의 기간을 대상으로 표준 예측오차를 측정하였다. <표 4-1>에서 재무분석가들의 표준예측오차에 대한 검증결과를 보여주고 있다.

<표 4-1> 매출액, 영업이익과 순이익의 표준예측오차에 대한 분석결과

구분	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
매출액	6089	-0.0250(-14.799)***	0.1319	-0.0026	0.5221	-0.7194
영업 이익	5510	-0.4567(-27.788)***	1.2199	-0.0937	2.3661	-11.8292
순 이익	6102	-0.7247(-34.227)***	1.6541	-0.2069	12.3339	-13.5042

주) *** : 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함.

재무분석가의 경우 매출액, 영업이익과 순이익의 평균표준예측오차가 모두 통계적으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이러한 결과는 선행연구결과와 일치하는 것으로 재무분석가들이 기업실적을 상향 편의적으로 예측하는 경향이 있음을 시사한다. 기업실적 변수별로 보면 매출액, 영업이익과 순이익의 평균표준예측오차는 각각 $-0.0025(t=-14.799)$, $-0.4567(t=-27.788)$ 과 $-0.7247(t=-34.227)$ 이었다. 이처럼 매출액의 평균표준예측오차가 상대적으로 작은 것으로 나타나고 있는 결과는 손성규(1995)의 연구결과와 일치하는 것으로 영업이익과 순이익에 비하여 매출액에 대한 예측이 상대적으로 정확함을 의미한다¹⁵⁾.

기업실적을 예측함에 있어 국내 재무분석가들이 국외 재무분석가들보다 우월한 위치에 있는가? 이에 대한 해답을 얻기 위하여 국외 재무분석가가 예측한 기업을 기준으로 국내 재무분석가가 그 기업의 실적을 예측한 경우로 제한하여 재무분석가별로 표본을 분류하여 평균표준예측오차를 측정하였다. <표 4-2>에서 재무분석가별 평균표준예측오차를 보여주고 있다.

<표 4-2> 국내·외 재무분석가 집단의 평균표준예측오차에 대한 분석결과

구 분	국 외		국 내	
	평균(t-값)	표준편차	평균(t-값)	표준편차
매 출 액	-0.0452(-4.187)***	0.1101	-0.0217(-2.450)**	0.0902
영 업 이 익	-0.5596(-4.875)***	1.1707	-0.5428(-3.493)***	1.5847
순 이 익	-0.6809(-4.941)***	1.4054	-0.6051(-4.043)***	1.5264

주) **, *** : 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-2>에서 보여주는 바와 같이 국외 재무분석가 집단과 국내 재무분석가 집단의 평균표준예측오차가 각각 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있으나 국내 재무분석가집단의 평균표준예측오차가 유의적으로 낮은 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 국내 재무분석가들이 기업실적을 상대적으로 정확하게 예측하고 있음을 의미한다. 매출액의 평균표준예측오차는 국내 재무분석가 집단과 국외 재무분석가 집단에서 각각 $-0.0217(t=-2.450)$ 와 $-0.0452(t=-4.187)$ 를, 영업이익의 평균표준예측오차는 각각 $-0.543(t=-3.493)$ 과 $-0.560(t=-4.875)$, 그리고 순이익의 평균표준예측오차가 각각 $-0.605(t=-4.043)$ 과 $-0.681(t=-4.941)$ 을 보이고 있어 매출액, 영업이익과 순이익에 대한

15) 순이익의 평균예측오차가 상대적으로 크게 나타나는 이유는 이윤원, 정우성(1993), 손성규(1995)에서 지적한대로 이익예측은 단계적 구성 항목이 복잡하여 다른 변수와 차이가 존재하기 때문인 것으로 사료된다.

국내 재무분석가들의 평균표준예측오차가 더 작은 것으로 나타났다.

<표 4-3 > 예측시점별로 측정된 기업실적에 대한 평균표준예측오차의 분석결과

매출액						
q	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
-9	77	-0.0266(-1.032)	0.2263	0.0103	0.4166	-0.7121
-8	227	-0.0607(-4.411)***	0.2073	-0.0292	0.4166	-0.7194
-7	326	-0.0561(-5.089)***	0.1989	-0.0377	0.3961	-0.7194
-6	208	-0.0268(-2.331)**	0.1658	-0.0042	0.2552	-0.6823
-5	527	-0.0235(-3.155)***	0.1707	0.0122	0.3429	-0.6894
-4	1248	-0.0371(-8.574)***	0.1530	-0.0142	0.5221	-0.6747
-3	1278	-0.0301(-8.940)***	0.1202	-0.0101	0.5221	-0.6909
-2	1099	-0.0108(-4.865)***	0.0732	-0.0015	0.2878	-0.5736
-1	1099	-0.0034(-2.032)**	0.0557	0.0001	0.3696	-0.6218
영업이익						
q	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
-9	30	-0.7992(-3.097)***	1.4134	-0.5518	0.5508	-5.6280
-8	191	-0.7971(-8.753)***	1.2585	-0.4038	2.3661	-5.7736
-7	306	-0.8478(-9.967)***	1.4879	-0.3570	2.3661	-11.4450
-6	168	-0.5347(-5.808)***	1.1934	-0.1412	1.0143	-5.8659
-5	398	-0.5964(-9.109)***	1.3062	-0.1988	1.8393	-11.8292
-4	1109	-0.6173(-13.946)***	1.4711	-0.1396	1.5234	-10.6685
-3	1237	-0.4678(-13.550)***	1.2136	-0.1182	1.5234	-11.7939
-2	1050	-0.2654(-8.677)***	0.9912	-0.0306	1.7933	-11.7939
-1	1021	-0.2069(-7.575)***	0.8731	-0.0166	1.3748	-10.4868
순이익						
q	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
-9	77	-1.1953(-5.121)***	2.0484	-0.3702	0.8013	-9.4955
-8	240	-1.2503(-8.338)***	2.3231	-0.8336	10.5829	-13.4990
-7	341	-1.1229(-9.668)***	2.1449	-0.7556	12.3338	-13.4101
-6	211	-1.0310(-8.511)***	1.7596	-0.4869	0.6486	-10.9370
-5	528	-1.0547(-11.960)***	2.0263	-0.4759	9.9707	-13.5042
-4	1256	-0.8599(-17.644)***	1.7273	-0.3422	10.9858	-13.0145
-3	1263	-0.7180(-16.490)***	1.5475	-0.2456	10.9858	-12.4964
-2	1095	-0.5021(-11.438)***	1.4528	-0.1276	5.7067	-13.4280
-1	1091	-0.3079(-9.913)***	1.0259	-0.0357	4.2272	-12.1437

주) *, **, *** : 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의적임을 의미함.

한편 식 (8)을 이용하여 절대표준예측오차를 측정된 다음 국내 재무분석가와 국외 재무분석가의 절대표준예측오차가 통계적으로 유의적인 차이를 보이는지를 Wilcoxon matched pair 부호순위검증을 하였다. 검증결과에 의하면 매출액의 경우 1% 수준에서 통계적으로 유의한 Z-값($Z=-3.875$)을 보이고 있어 국내 재무분석가 집단의 절대표준예측오차가 국외 재무분석가 집단에 비하여 낮은 것으로 나타났다. 이러한 현상은 영업이익($Z=-2.711$)과 순이익($Z=-3.188$)에서도 마찬가지였다¹⁶⁾. 따라서 기업실적을 예측함에 있어 국내 재무분석가들이 국외 재무분석가들에 비하여 비교우위에 있음을 알 수 있다.

한편 <표 4-3>과 [그림 4-1]에서는 예측분기별로 표본을 분류할 때의 분석결과를 보여주고 있다. <표 4-3>에서 볼 수 있는 것처럼 예측분기와 관계없이 모든 예측분기에서 평균표준예측오차가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있어 재무분석가들이 예측시점과 관계없이 기업실적을 과대하게 예측하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 예측시점이 기업실적의 공시시점에 가까워질수록 평균표준예측오차는 급격히 줄어들었다. 예컨대 공시시점을 기준으로 8분기 전에는 매출액의 평균표준예측오차가 $-0.0607(t=-4.411)$ 이었으나 1분기 전에는 평균표준예측오차가 $-0.0034(t=-2.032)$ 로 현저히 감소하였다. 마찬가지로 영업이익의 경우에도 9분기 전의 평균표준예측오차가 $-0.799(t=3.097)$ 에서 1분기 전에는 $-0.2069(t=7.535)$ 로 줄어들었으며, 순이익의 경우에도 9분기 전의 $-1.1953(t=5.121)$ 에서 1분기 전에 $-0.3079(t=-9.913)$ 으로 크게 줄어들었다.

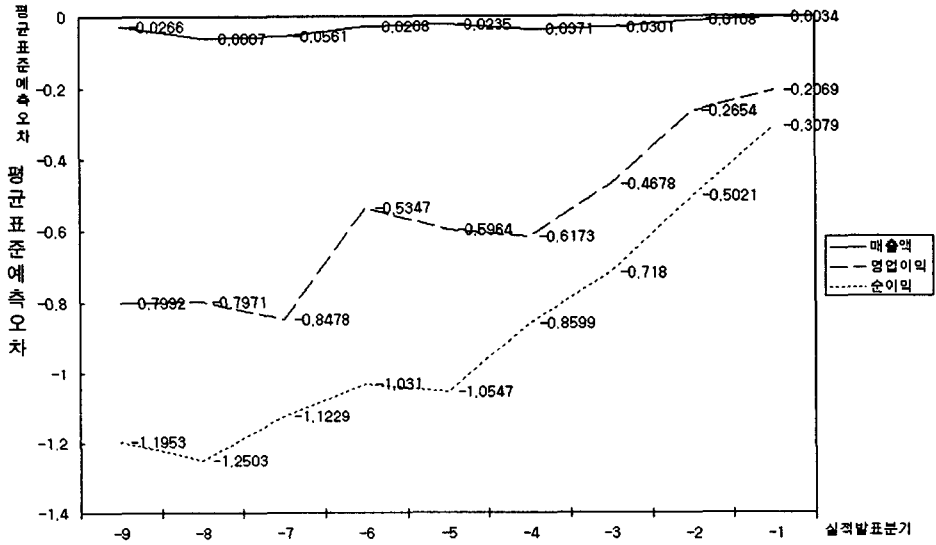
위의 분석에서 하나의 특징적인 현상은 전년도의 기업실적이 공시된 이후의 분기인 -4분기부터 -1분기까지의 기간에서 평균표준예측오차가 급격히 줄어들고 있는 점이다. 이러한 결과는 가장 최근에 발표된 기업실적에 대한 정보를 알고 있는 시간적 우위(timing advantage)에서 이루어지는 예측이 상대적으로 정확하다는 이윤원, 정우성(1994), O'Brien(1988)의 연구결과와 일치하는 것이다.

한편 <표 4-4>와 [그림 4-2]에서는 연도별 기업실적의 평균표준예측오차를 보여주고 있다. 2000년의 기업실적에 대한 평균표준예측오차와 동일성을 유지하기 위하여 2001년의 기업실적에 대한 평균표준예측오차를 계산할 때는 q-1분기에서 q-5분기까지의 예측오차만을 이용하였다. <표 4-4>와 [그림 4-2]에서 보여주는 바와 같이 매출액, 영업이익

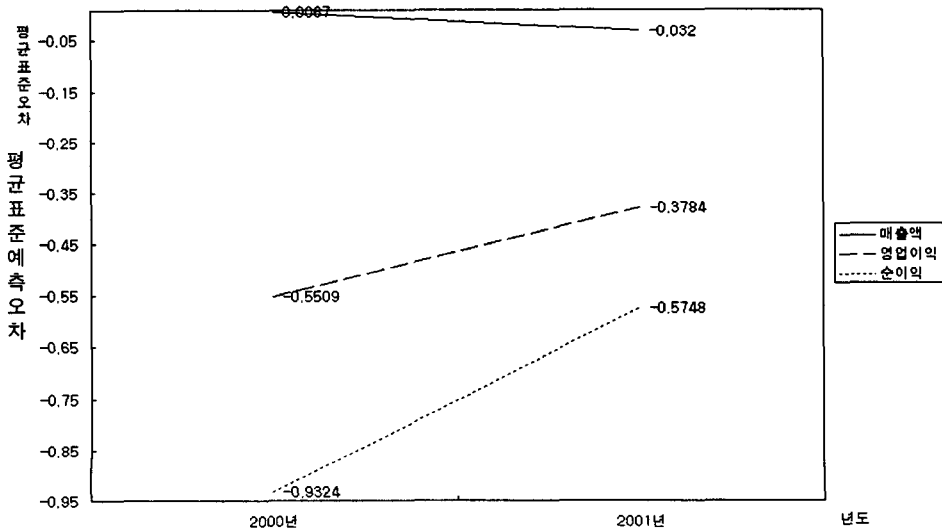
16) 장지인, 이경주(1995)는 주당순이익을 이용한 재무분석가의 이익예측능력을 국제적으로 비교분석한 연구에서 국내 재무분석가들의 이익예측능력이 우월하지만 통계적으로 유의적이지 않다고 하였으나, 본 연구에서는 통계적으로 유의적인 차이가 존재하였다. 이러한 차이의 원인은 장지인, 이경주(1995)의 경우 IBES 자료와 대우경제연구소의 자료를 이용하여 분석하였기 때문에 예측시점의 차이를 통제하지 못한 점과 표본선택 편의를 지니고 있는 반면 본 연구의 경우 국내에 활동하고 있는 외국계 재무분석가들을 대상으로 국내재무분석가와 동일한 시점에서 예측치를 발표한 경우를 분석했기 때문이다. 한편, 주당순이익의 경우 국내 재무분석가들 간에도 추정방법이 상이하여 비교분석이 불가능하다.

익과 순이익의 평균표준예측오차가 2000년도보다 2001년도에서 상대적으로 낮았는데, 이러한 결과는 예측시점에 따라 재무분석가들이 기업실적을 과대 예측하는 정도에 차이가 존재함을 의미한다.

[그림 4-1] 예측시점별 평균표준예측오차



[그림 4-2] 예측년도별 평균표준예측오차



<표 4-4> 연도별 기업실적에 대한 평균표준예측오차의 분석결과

2000년의 기업실적에 대한 평균표준예측오차의 평균값						
구 분	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
매출액	1370	0.0067(2.432)**	0.1014	0.0081	0.3550	-0.6491
영업 이익	1036	-0.5509(-11.392)***	1.5567	-0.0634	0.9332	-11.7695
순 이익	1343	-0.9324(-18.309)***	1.8662	-0.2956	5.7067	-13.0145
2001년의 기업실적에 대한 평균표준예측오차의 평균값						
구 분	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
매출액	3776	-0.0320(-15.971)***	0.1231	-0.0059	0.5221	-0.6909
영업 이익	3736	-0.3784(-21.542)***	1.0735	-0.0784	1.8393	-11.8292
순 이익	3785	-0.5748(-24.591)***	1.4381	-0.1562	10.985	-13.5042

주) **, ***: 각각 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임.

2. 합의 예측치의 예측정확성

합의 예측치는 한 기업에 대한 개별 재무분석가들의 예측치를 단순 평균한 평균값과 중위값을 의미한다. 따라서 개별 재무분석가들의 의견이 합의 예측치에 종합된 것으로 볼 수 있기 때문에 합의 예측치의 정확도가 높을 수 있다. 합의 예측치의 평균표준예측 오차가 개별 예측치의 평균표준예측오차보다 작다면 합의 예측치의 정확도가 높다고 말할 수 있다. 이러한 가설을 검증하기 위하여 매출액, 영업이익과 순이익에 대한 합의 예측치의 평균표준예측오차를 측정하였다.

<표 4-5>에서 그 결과를 보여주고 있다.

<표 4-5> 합의 예측치의 평균표준예측오차에 대한 분석결과

구 분	N	합의 예측치(중위값)		합의 예측치(평균값)	
		평균(t-값)	표준편차	평균(t-값)	표준편차
매출액	1299	-0.0293(-7.350)***	0.1436	-0.0300(-7.687)***	0.1409
영업 이익	1246	-0.5971(-14.389)***	1.4647	-0.5987(-14.772)***	1.4306
순 이익	1297	-0.8477(-16.543)***	1.8455	-0.8610(-17.191)***	1.8038

주) **, ***: 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의적임을 의미함.

<표 4-5>에서 보여주는 것처럼 매출액, 영업이익과 순이익에서 모두 합의 예측치의 평균표준예측오차가 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있어 합의 예측치에서도 기업실적을 과대 예측하는 것으로 나타났다. 그러나 <표 4-1>에서 보여

주는 개별 재무분석가들의 예측오차와 비교할 때 합의치의 평균표준예측오차가 상대적으로 높게 나타나고 있어 합의 예측치의 정확성이 오히려 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 O'Brien(1988)의 연구결과와 상반되는 것이며, 손성규(1995)의 연구결과와 일치하는 것이다.

한편 매출액, 영업이익과 순이익에서 평균값을 합의 예측치로 정의한 경우의 평균표준예측오차가 중위값을 합의 예측치로 정의한 경우보다 크게 나타났다¹⁷⁾. 이러한 결과는 평균값보다 중위값을 이용하여 합의 예측치를 측정함으로써 예측오차를 줄일 수 있음을 시사한다.

<표 4-6>에서는 합의 예측치를 측정하는 방법에 따라 표준예측오차가 통계적으로 유의적인 차이를 보이는 지를 검증한 결과를 보여주고 있다. 평균값으로 합의 예측치를 측정하여 표준예측오차를 계산한 경우와 중위값으로 합의 예측치를 측정하여 표준예측오차를 계산한 경우로 구분하여 표준예측오차에 차이가 존재하는 지를 t-검증과 Wilcoxon 부호서열검증을 이용하여 검증하였다. <표 4-5>에서 볼 수 있는 것처럼 매출액에서는 통계적으로 차이가 없는 것으로 나타났던 반면 순이익에서는 유의적으로 차이가 있는 것으로 나타났다. 그러나 영업이익에서는 t-검증에서는 통계적으로 차이가 없었으나 Wilcoxon부호서열검증에서는 유의적으로 차이가 있는 것으로 나타났다¹⁸⁾.

<표 4-6> 합의 예측치의 측정방법에 따른 표준예측오차의 차이분석

구 분	N	t-검증		Wilcoxon 부호순위검증
		평균차이	t-값	Z-값
매 출 액	1299	0.0007	1.444	-0.069
영 업 이 익	1246	0.0016	0.377	-2.625***
순 이 익	1297	0.0133	2.275**	-3.499***

주) *: Wilcoxon 서열 부호 검증을 위해 이용된 오차는 절대예측오차율(APE)임.

3. 예측치의 수정활동

재무분석가들은 매 분기마다 이용 가능한 정보를 분석하여 기업실적의 예측치를 수정하여 발표하고 있다. 재무분석가들이 예측치를 수정하는 과정에서 어떤 체계적인 경향을 보이는가? 이에 대한 해답을 얻기 위하여 예측치의 평균수정율을 측정하였다. 1999년의 기업실적에 대한 예측이 2000년 1/4분기에서만 이루어졌기 때문에 분석목적에 부

17) 본 연구에 제시하지는 않았으나, 분기별 예측오차에 대한 분석에서 동일한 결과가 나타났다.

18) 일반적으로 예측오차의 차이에 대한 분석에서는 비모수 검증방법을 선호하므로 본 연구에서도 Wilcoxon 부호서열검증에 따라 매출액을 제외하고는 합의치 측정방법에 따라 예측오차에 차이가 존재한다고 할 수 있다.

합하지 않아서 제외시켰으며, 나머지 2000년부터 2003년까지의 기간에서 한 재무분석가가 한 기업의 실적에 대하여 적어도 두 분기 이상에 걸쳐 예측치를 발표한 경우만을 분석대상으로 하였다¹⁹⁾.

<표 4-7>에서 예측치의 평균수정율에 대한 분석결과를 보여주고 있다. <표 4-7>에 의하면 매출액, 영업이익과 순이익에서 예측치의 평균수정율이 모두 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다. 매출액, 영업이익과 순이익에 대한 예측치의 평균수정율은 각각 $-0.0083(t=-11.751)$, $-0.0379(t=-9.450)$ 과 $-0.1080(t=-10.218)$ 으로 매출액에 대한 예측치의 평균수정율이 가장 낮은 것으로 나타났다.

<표 4-7> 매출액, 영업이익과 순이익에 대한 예측치의 평균수정율

구 분	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
매출액	14295	$-0.0083(-11.751)^{***}$	0.0848	0	0.3272	-0.3272
영업 이익	13902	$-0.0379(-9.450)^{***}$	0.4728	-0.0064	6.1315	-5.9881
순 이익	14625	$-0.1080(-10.218)^{***}$	1.2787	-0.0111	27.1264	-28.0744

주) *** : 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함.

한편 <표 4-8>에서는 예측분기와 수정분기의 시차에 따라 표본을 분류할 때의 평균수정율을 보여주고 있다. <표 4-8>에서 시차(time lag)는 예측치를 발표한 분기와 예측치를 수정한 분기의 차이를 의미한다. 예를 들어 2001년 1/4분기에서 예측치가 발표된 경우 2001년 2/4분기에서 예측치를 수정하였다면 시차는 1분기가 되며, 2002년 1/4분기에서 예측치를 수정하였다면 시차는 4분기가 된다.

<표 4-8>에서 볼 수 있는 것처럼 수정분기의 시차와 관계없이 매출액, 영업이익과 순이익에 대한 예측치의 평균수정율이 각각 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 나타냈다. 매출액의 경우를 보면 예측분기 이후 1분기에서는 평균수정율은 $-0.0050(t=-6.361)$ 로서 예측치를 하향 수정하는 것으로 나타났으나 수정율이 크지 않았으며, 2분기, 3분기와 4분기에서는 평균수정율이 각각 $-0.117(t=-7.887)$, $-0.0138(t=-6.082)$ 와 $-0.0103(t=-2.753)$ 으로 나타나고 있어 하향 수정의 폭이 커지고 있음을 알 수 있다. 이처럼 수정율이 커지고 있는 이유는 3/4분기와 4/4분기에 근접할 수록 공표된 직전 분기의 기업실적에 따라 예측치를 수정하기 때문인 것으로 이해된다. 이러한 결과는 손성규(1996)의 연구결과와 일치하는 것으로 재무분석가들이 기업실적을 과대 추정한 후 기업

19) 예측오차에서와 마찬가지로 3배의 표준편차를 벗어나는 표본은 분석에서 제외되었다.

실적의 공시시점에 가까워질수록 과거의 예측치를 하향 수정하는 방법으로 예측오차를 줄이고 있음을 의미한다.

<표 4-8> 예측시점과 수정시점의 차이에 따른 예측치의 평균수정율에 대한 분석결과

구 분	시 차	N	평균(t-값)	표준편차
매 출 액	1	7063	-0.0050(-6.361)***	0.0658
	2	3898	-0.0117(-7.887)***	0.0923
	3	2154	-0.0138(-6.082)***	0.1053
	4	988	-0.0103(-2.753)***	0.1120
영 업 이 익	1	6869	-0.0236(-4.981)***	0.3935
	2	3806	-0.0546(-6.380)***	0.5277
	3	2108	-0.0581(-4.732)***	0.5633
	4	856	-0.0378(-2.067)	0.5348
순 이 익	1	7131	-0.0650(-4.652)***	1.1802
	2	3995	-0.1442(-6.975)***	1.3066
	3	2237	-0.1839(-5.868)***	1.4820
	4	940	-0.1221(-2.487)**	1.5058

주) **, ***: 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의적임을 의미함.

<표 4-8>에서 보여주는 것처럼 재무분석가들이 기업실적의 예측치를 체계적으로 하향 수정하는 경향이 있는지를 분석하기 위하여 기업실적의 예측치를 연도별로 분류하여 평균수정율을 측정하였다. <표 4-9>에서 보여주는 바와 같이 기업실적의 예측치를 연도별로 분류하는 경우 연도에 따라 평균수정율이 통계적으로 유의적인 차이가 존재함을 확인할 수 있었다. 2001년의 기업실적에 대한 예측치의 평균수정율은 매출액, 영업이익과 순이익에서 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보임으로써 재무분석가들이 예측치를 하향 수정한 것으로 나타났다. 그러나 2000년의 기업실적에 대한 예측치의 평균수정율은 매출액에 대한 예측치의 수정율에서만 1% 수준에서 유의적인 양(+의) 평균수정율을 보였으며, 2002년 기업실적에 대한 예측치의 평균수정율은 매출액, 영업이익과 순이익에서 모두 1% 수준에서 유의적인 양(+의) 값을 보임으로써 기업실적을 상향 수정한 것으로 나타났다.

이러한 결과는 재무분석가들이 기업실적에 대한 예측치를 체계적으로 하향 수정하지 않으며, 직전년도의 기업실적에 따라 예측치를 상향 또는 하향 수정한다는 실증적 증거로서 의미가 있다.

<표 4-9> 연도별 기업실적에 대한 예측수정율의 분석결과

연 도	구 분	N	평균(t-값)	표준편차	중위값	최대값	최소값
2000년	매 출 액	1801	0.0165(7.966)***	0.0876	0	0.3248	-0.3168
	영업이익	1327	0.0000(0.010)	0.2933	0	2.8977	-0.8977
	순 이 익	1857	-0.0273(-1.496)	0.7870	-0.0101	24.1428	-5.3867
2001년	매 출 액	11297	-0.0139(-17.243)***	0.0859	-0.0000	0.3272	-0.3273
	영업이익	11367	-0.0537(-11.634)***	0.4927	-0.0163	6.1315	-5.9881
	순 이 익	11560	-0.1524(-12.364)***	1.3258	-0.0225	20.6126	-28.0744
2002년	매 출 액	1197	0.0072(4.389)***	0.0564	-0.0000	0.2781	-0.2647
	영업이익	1207	0.0698(5.739)***	0.4226	0.0002	5.4361	-4.4306
	순 이 익	1208	0.1930(4.861)***	1.3798	0.0334	27.1264	-14.7306

주) *, **, *** : 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의적임을 의미함.

5. 과거의 기업실적 변화에 대한 재무분석가의 반응

<표 4-1>에서와 같이 기업실적에 대한 재무분석가들의 평균표준예측오차가 매출액, 영업이익과 순이익에서 모두 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보여 재무분석가들이 기업실적을 과대하게 예측하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 또한 <표 4-8>에서 보여 주는 바와 같이 재무분석가들은 기업실적을 과대하게 예측한 이후 기업실적이 공표되는 시점에 근접할수록 예측치를 하향 수정하는 것으로 나타났다. 그러나 예측하고자 하는 연도별로 평균수정율을 측정한 <표 4-9>에서는 재무분석가들이 체계적으로 예측치를 하향 수정하지 않고 오히려 상황에 따라 상향 또는 하향 수정하는 경향이 있음을 보여 주고 있다.

이처럼 재무분석가들이 예측치를 상황에 따라 상향 또는 하향 수정하는 이유는 무엇인가? 그 이유 중의 하나는 재무분석가들이 전년도의 기업실적 변화에 대한 정보에 따라 상이한 반응을 보이기 때문에 그러한 반응이 예측치의 수정활동에 영향을 미치는 경우이다. 이러한 가능성에 대한 해답을 얻기 위하여 Abarbanell and Bernard(1992)의 검증방법을 이용하여 재무분석가들이 전년도의 기업실적 변화에 대하여 과소 반응을 하는지, 과대 반응을 하는지 아니면 낙관적인 반응을 하는지를 분석하였다.

Abarbanell and Bernard(1992)의 회귀분석모형에서는 t년도의 기업실적에 대한 예측오차를 종속변수로 하는 한편 t-1년도의 기업실적 변화를 독립변수로 하고 있다. 이 경우 t년도의 기업실적에 대한 예측오차와 t-1년도의 기업실적 변화와의 관계를 분석하기 위해서는 우선 재무분석가들이 직전년도의 기업실적에 대한 정보를 가지고 있어야 하기

때문에 기업실적이 발표되는 4분기 전까지의 자료만을 이용하였다²⁰⁾. Abarbanell and Bernard(1992)의 회귀분석모형에서 회귀계수 δ 의 값이 음(-)이면 재무분석가들이 직전 년도의 기업실적 변화에 과대 반응함을 의미하며, 회귀계수 δ 의 값이 양(+)이면 재무분 석가들이 직전년도의 기업실적 변화에 과소 반응함을 의미한다.

<표 4-10> 직전년도의 기업실적 변화에 대한 재무분석가의 반응 분석

$FE_{i,t} = \gamma + \delta PERF_{i,t-1} + u_i$				
기업실적	$\gamma(t-값)$	$\delta(t-값)$	F	조정된 R^2
매출액	-0.012(-6.736)***	-0.076(-12.489)***	155.976***	0.032
영업이익	-0.186(-10.177)***	0.124(13.087)***	171.265***	0.037
순이익	-0.234(-10.365)***	0.108(16.849)***	283.891***	0.057

주) *** : 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함.

<표 4-10>에서 회귀분석의 결과를 보여주고 있다. <표 4-10>에서 보여주는 것처럼 매출액에 대한 표준예측오차의 경우 직전년도 매출액 변화의 회귀계수가 1% 수준에서 유의적인 -0.076($t=-12.489$)의 값을 보이고 있어 손성규(1995)가 주장하는 것처럼, 재무 분석가들이 매출액을 예측함에 있어 전년도의 매출액 변화에 과대 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 영업이익과 순이익에 대한 표준예측오차의 경우 직전년도 영업이익과 순이익 변화의 회귀계수가 각각 0.124($t=13.087$)과 0.108($t=16.849$)로서 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 보여 재무분석가들이 영업이익과 순이익을 예측함에 있어 전년도의 영업이익과 순이익의 변화에 과소 반응하는 것으로 나타났다²¹⁾.

한편 회귀식에서 F값은 모두 1% 수준에서 유의적이었으며, 조정된 R^2 는 0.032에서 0.057 까지로 나타났다. 이러한 값은 Bernard(1992)의 경우 0.01, Ea and sterwood and Nutt(1999)의 0.02와 비교할 때 높게 나타나기는 했으나 여전히 전년도의 기업실적 변화 만으로 표준예측오차를 설명하는 데는 부족한 것으로 보인다²²⁾.

한편 전년도의 기업실적 변화는 예상했던 변화와 예상 밖의 변화로 구분할 수 있다. 따라서 재무분석가들이 전년도의 기업실적 변화에 반응할 때 예상했던 변화와 예상 밖

20) 증권거래소는 당해 년도 3월말까지 전년기업실적을 공시하도록 하고 있으며, 이때까지 실적을 발표하지 않은 기업은 관리대상종목으로 편입된다. 그러한 표본은 이미 표본구성에서 제외되었으므로 실적공시 이전 4분기전의 자료까지 이용이 가능하다.

21) 이러한 결과는 Bernard(1992)의 경우 0.08($t=3.30$) 및 Easterwood and Nutt(1999)의 경우 0.13 ($t=15.29$) 과 유사한 것이다.

22) 국내선행연구의 경우 동일한 분석모형을 이용한 경우가 없어 직접적인 비교는 불가능하지만 기업실적 과 관련한 모형의 경우 대부분 0.02에서 0.01 이내에 분포하고 있다.

의 변화에 각각 상이한 반응을 보일 수 있다. 즉 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업 실적 변화에 어떤 반응을 보이는지를 분석하기 위하여 전년도의 기업실적 변화치에서 과거 3년간의 평균기업실적 변화치를 공제한 차이로 예상 밖의 기업실적 변화치를 계산하여 회귀분석을 하였다. <표 4-11>에서 그 결과를 보여주고 있다.

<표 4-11> 예측오차와 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대한 회귀분석 결과

$FE_{i,t} = \gamma + \delta UPERF_{i,t-1} + \psi_t$				
기업실적	$\gamma(t-값)$	$\delta(t-값)$	F	조정된 R^2
매출액	-0.018(-11.317)***	-0.053(-8.814)***	77.695***	0.016
영업이익	-0.173(-9.495)***	0.107(12.400)***	153.753***	0.034
순이익	-0.206(-9.370)***	0.125(23.565)***	555.308***	0.105

주) ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함.

예상 밖의 전년도 기업실적 변화를 독립변수로 한 회귀분석에서도, <표 4-11>에서 처럼, 예상 밖의 전년도의 매출액 변화의 회귀계수가 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 값(-0.053, $t=-8.814$)을 보이고 있어 재무분석가들이 매출액을 예측함에 있어 예상 밖의 전년도 매출액 변화에 과대 반응을 하는 것으로 나타났다. 한편 예상 밖의 전년도의 영업이익 변화와 순이익 변화의 회귀계수가 각각 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값으로 0.107($t=12.400$)과 0.125($t=23.163$)을 보이고 있어 재무분석가들이 영업이익과 순이익을 예측함에 있어 예상 밖의 전년도 영업이익 변화와 순이익 변화에 과소 반응을 하는 것으로 나타났다.

재무분석가들의 이와 같은 반응을 보다 구체적으로 분석하기 위하여 예상 밖의 전년도 기업실적 변화를 단순 평균한 평균변화치를 각각 구한 다음 이를 기준으로 예상 밖의 전년도 기업실적 변화치가 평균변화치를 기준으로 $+\sigma$ 보다 큰 경우에는 상위그룹으로, $\pm\sigma$ 의 범위에 있는 경우에는 중위그룹으로 그리고 $-\sigma$ 보다 작은 경우에는 하위그룹으로 각각 분류하여 Easterwood and Nutt(1999)의 검증방법인 식 (6)을 이용하여 회귀분석을 하였다.

식 (6)에서 $(\gamma_3 + \gamma_5)$ 는 상위그룹의 결합회귀계수를 그리고 $(\gamma_3 + \gamma_4)$ 는 하위그룹의 결합회귀계수를 의미한다. 따라서 첫째, 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대하여 과소 반응을 한다면 식 (6)에서 상위그룹과 하위그룹의 결합회귀계수가 모두 양(+)의 값을 보여야 한다. 둘째, 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대하여 과대 반응을 한다면 식 (6)에서 상위그룹과 하위그룹의 결합회귀계수가 모두 음(-)의 값을 보여야 한다. 셋째, 재무분석가들이 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 대

하여 낙관적으로 반응한다면 식 (6)에서 상위그룹의 결합회귀계수가 음(-)의 값을 그리고 하위그룹의 결합회귀계수가 양(+)의 값을 보여야 한다.

<표 4-12>에서는 기업실적이 공표되기 이전 4/4분기의 예측치 만을 대상으로 한 회귀분석의 결과를 보여주고 있다.

<표 4-12> 기업실적이 공표되기 이전 4/4 분기의 예측치만을 대상으로 하여 전 년도의 기업실적 변화에 따라 상위그룹, 중위그룹과 하위그룹으로 분류하는 경우전년도의 기업실적 변화에 대한 재무분석가들의 반응 분석

계 수	매출액(t-값)	영업이익(t-값)	순 이 익(t-값)
γ_0	-0.037(-3.745)***	-0.229(-2.946)***	0.127(1.360)
γ_1	0.053(4.071)***	0.408(3.978)***	-0.342(-2.767)**
γ_2	0.068(2.001)**	3.926(5.195)***	-0.149(-0.361)
γ_3	0.072(0.991)	0.098(0.603)	-0.424(-3.147)***
γ_4	0.240(3.013)***	0.523(3.140)***	0.655(43836)***
γ_5	-0.256(-2.825)***	-1.070(-5.451)***	0.373(2.690)***
F	23.303***	167.944***	66.817***
조정된 R^2	0.086	0.306	0.208
$\gamma_3 + \gamma_5$	-0.184(-3.3969)***	-0.972(-8.8731)***	-0.051(-1.5519)
$\gamma_3 + \gamma_4$	0.312(9.6747)***	0.621(17.5645)***	0.231(16.7585)***

주) **, *** : 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임.

<표 4-12>에서 보여주는 것처럼 기업실적이 공표되기 이전 4/4분기의 예측치 만을 대상으로 한 회귀분석에서 상위그룹과 하위그룹의 결합회귀계수가 매출액의 경우 각각 1% 수준에서 유의적인 -0.184(t=-3.396)와 0.312(t=9.674)을, 영업이익의 경우 각각 1% 수준에서 유의적인 -0.972(t=-8.873)과 0.621(t=17.564) 그리고 순이익의 경우 상위그룹에서는 -0.051(t=1.552)로서 유의성이 없었으나 하위그룹의 경우 1% 수준에서 유의적인 0.231(t=6.758)로서 결합회귀계수의 부호가 상위그룹에서는 음(-)의 값을 하위그룹에서는 양(+)의 값을 보였다. 이와 같은 결과는 재무분석가들이 전년도의 기업실적이 공표되는 분기에서 기업실적을 예측할 때 매출액, 영업이익과 순이익 모두에서 예상 밖의 전년도 실적 변화에 대하여 낙관적으로 반응하고 있음을 의미한다.

한편 <표 4-13>에서는 기업실적이 공표되기 이전 3/4분기의 예측치 만을 대상으로 한 회귀분석의 결과를 보여주고 있다.

<표 4-13> 기업실적이 공표되기 이전 3/4분기의 예측치만을 대상으로 하여 전년도의 기업실적 변화에 따라 상위그룹, 중위그룹과 하위그룹으로 분류하는 경우전년도의 기업실적 변화에 대한 재무분석가들의 반응 분석

계 수	매출액(t-값)	영업이익(t-값)	순 이익(t-값)
γ_0	-0.037(-4.967)***	-0.259(-3.933)***	0.027(0.338)
γ_1	0.038(3.912)***	0.427(4.980)***	-0.179(-1.645)*
γ_2	0.067(3.002)***	3.353(5.277)***	-0.816(-2.125)
γ_3	0.029(0.543)	0.250(1.842)*	-0.214(-1.942)*
γ_4	0.031(0.528)	0.240(1.731)*	0.440(3.968)***
γ_5	-0.270(-4.381)***	-0.889(-5.384)***	0.161(1.413)
F	30.070***	66.367***	67.892***
조정된 R^2	0.1020	0.2090	0.213
$\gamma_3 + \gamma_5$	-0.241(-8.8296)***	-0.639(6.7734)***	-0.053(-1.7379)*
$\gamma_3 + \gamma_4$	0.0600(2.6673)***	0.4900(16.1548)***	0.226(16.3958)***

주) *, **, ***: 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함.

<표 4-13>에서 보여주는 것처럼 기업실적이 공표되기 이전 3/4분기의 예측치만을 대상으로 한 회귀분석에서 상위그룹과 하위그룹의 결합회귀계수가 매출액의 경우 각각 1% 수준에서 유의적인 -0.241(t=-8.829)와 0.0600(t=2.667)을, 영업이익의 경우 각각 1% 수준에서 유의적인 -0.639(t=-6.773)과 0.490(t=14.154) 그리고 순이익의 경우 각각 10%와 1% 수준에서 유의적인 -0.053(t=-1.737)과 0.226(t=16.395)이었다. 이러한 결과는 재무분석가들이 매출액, 영업이익과 순이익의 모든 변수에서 예상 밖의 전년실적변화에 낙관적으로 반응한다는 증거로서 의미를 갖는다.

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 2000년부터 2002년까지의 기간에서 국내·외 재무분석가들이 1999년~2003년까지의 각 연도별 연간 매출액, 영업이익과 순이익에 대하여 발표한 예측치를 대상으로 하여 재무분석가들이 기업실적을 얼마나 정확하게 예측하며, 예측치를 수정할 때 어떤 체계적인 경향을 보이며, 기업실적을 예측할 때 전년도의 실적변화에 대해 어떤 반응을 보이는지를 분석하는데 목적을 두었다. 이와 같은 분석목적에 달성하기 위하여

재무분석가별, 예측년도별, 전년도의 기업실적 변화별로 표본을 분류하여 재무분석가별 예측의 정확성, 합의 예측치의 상대적 정확성, 예측치의 수정패턴 및 예상 밖의 전년도 실적변화에 대한 반응을 분석하였다.

본 연구에서 발견된 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 매출액, 영업이익과 순이익의 평균표준예측오차가 각각 1% 수준에서 유의적인 $-0.0250(t=-14.799)$, $-0.4567(t=-27.788)$ 과 $-0.7247(t=-345.227)$ 의 값을 보임으로써 재무분석가들이 기업실적을 상향 편의적으로 예측하는 경향이 있음을 발견할 수 있었다.

둘째, 국내·외 재무분석가의 예측정확성을 비교한 분석에서 매출액, 영업이익과 순이익에 대한 국내 재무분석가의 평균표준예측오차는 각각 5%와 1% 수준에서 유의적인 $-0.0217(t=-2.217)$, $-0.5428(t=-3.493)$ 과 $-0.6051(t=-4.043)$ 을 보인 반면 국외 재무분석가의 평균표준예측오차는 각각 1% 수준에서 유의적인 $-0.0452(t=-4.187)$, $-0.5596(t=-4.875)$ 와 $-0.6809(t=-4.941)$ 을 보임으로써 국내 재무분석가들이 국외 재무분석가들에 비해 예측의 정확성이 높았음을 발견하였다.

셋째, 예측시점별로 측정된 평균표준예측오차에 대한 분석에서는 예측시점이 기업실적의 발표시점에 가까워질수록 예측의 정확성이 높아짐을 발견하였다. 평균표준예측오차가 매출액에서는 -8분기의 $-0.0607(t=-4.411)$ 에서 -1분기에 $-0.0034(t=-2.032)$ 까지 영업이익에서는 -9분기의 $-0.7992(t=-3.097)$ 에서 -1분기에 $-0.2069(t=-7.575)$ 까지 그리고 순이익에서는 -9분기의 $-1.1953(t=-5.121)$ 에서 -1분기에 $-0.3079(t=-9.913)$ 까지 줄어 들었다.

넷째, 개별재무분석가와 비교할 때, 합의 예측치의 정확성이 상대적으로 떨어지는 것으로 나타났다. 매출액, 영업이익과 순이익에 대한 합의 예측치의 평균표준예측오차는 $-0.0300(t=-7.687)$, $-0.5987(t=-14.772)$ 와 $-0.8610(t=-17.191)$ 을 보임으로써 평균표준예측오차가 개별분석가의 경우보다 높았다.

다섯째, 재무분석가들이 기업실적을 과대 예측한 다음 예측치를 하향 수정하는 것으로 나타났으나 체계적이지 않음을 발견할 수 있었다. 즉 재무분석가들은 직전년도의 기업실적에 따라 예측치를 상향 또는 하향 수정하는 것으로 나타났다. 2001년도의 매출액, 영업이익과 순이익의 평균예측수정율은 각각 1% 수준에서 유의적인 $-0.0139(t=-17.243)$, $-0.0537(t=-11.634)$ 와 $-0.1524(t=-12.364)$ 이었던 반면 2002년도의 매출액, 영업이익과 순이익의 평균예측수정율은 각각 1% 수준에서 유의적인 $0.0072(t=4.389)$, $0.0698(t=5.739)$ 와 $0.1930(t=4.861)$ 을 보였다.

여섯째, 재무분석가들은 예측활동을 수행하는 과정에서 전년도의 매출액 변화에 대하여 과대 반응하는 한편 전년도의 영업이익과 순이익 변화에 대하여 과소 반응함을 발견할 수 있었다. 회귀분석의 결과 직전년도 매출액, 영업이익과 순이익 변화의 회귀계수

가 각각 1% 수준에서 유의적인 $-0.076(t=-12.489)$, $0.124(t=13.087)$ 과 $0.108(t=16.849)$ 를 보였다.

일곱째, 재무분석가들은 예상 밖의 전년도 기업실적 변화에 낙관적으로 반응하는 경향이 있음을 발견할 수 있었다. 기업실적이 공표 되기 이전 3/4분기의 예측치만을 대상으로 한 회귀분석에서 상위그룹과 하위그룹의 결합회귀계수가 매출액의 경우 각각 1% 수준에서 유의적인 $-0.241(t=-8.829)$ 와 $0.0600(t=2.667)$ 을, 영업이익의 경우 각각 1% 수준에서 유의적인 $-0.639(t=-6.773)$ 과 $0.490(t=14.154)$ 그리고 순이익의 경우 각각 10%와 1% 수준에서 유의적인 $-0.053(t=-1.737)$ 과 $0.226(t=16.395)$ 이었다.

본 연구의 기여도는 다음과 같다.

먼저, 국내 선행연구의 경우 소 표본에 따른 검증력 약화 또는 표본선택편의 때문에 연구결과를 일반화할 수 없는 반면 본 연구에서는 이러한 문제 외에도 재무분석가들의 예측수정활동에 영향을 줄 수 있는 요인들을 제거한 대 표본으로 분석을 수행함으로써 연구결과를 일반화시키는데 기여하였을 뿐 아니라, 표본기간을 1998년 이후의 자료를 이용함으로써 선행연구와의 비교를 가능케 하였다는 점이다.

둘째, 선행연구의 경우 과대예측과 낙관적 예측을 동일시 한데 반해, 본 연구는 다른 개념으로 정의하고, 재무분석가들이 과대 예측하는지 낙관적 예측을하는지 또는 과소 예측하는지를 분석하여 재무분석가들이 예상치 못한 전년기업실적변화에 체계적으로 낙관적 예측을 수행한다는 것을 제시한 최초의 연구이다.

이외에도, 재무분석가들이 매출액 이외에 영업이익과 순이익의 예측에 대해서 체계적으로 낙관적 예측을 수행한다는 점을 분석한 점, 국내에서 활동하고 있는 국내·외 다수 재무분석가들의 예측오차간의 차이를 분석한 점, 합의 예측치 추정방법에 따라 예측오차에 차이가 존재함을 분석한 점, 그리고 실적발표시점 12분기전의 예측치 까지 포함하여 분석을 수행함으로써 예측오차의 시간경과에 따른 변화를 추적할 수 있었다는 점에서 연구의 기여도가 있다.

참 고 문 헌

- 권수영, 김정국, “재무분석가의 이익예측 정확성에 영향을 주는 요인분석”, 경영학연구, 제26권 제4호, (1997), 893-914.
- 김권중, “재무분석가 이익예측능력의 재검증”, 회계학연구, 제23권 제3호, (1998), 157-181.
- 나인철, 이남주, “기업 매출목표의 공시와 재무분석가 매출 예측치의 수정”, 회계학연구, 제24권, (1999), 55-87.
- 손성규, “다수재무분석가에 의한 회계정보예측의 비교”, 회계학연구, 제20권 제3호, (1995), 73-105.
- _____, “재무분석가에 의한 회계정보예측의 효율성에 대한 연구”, 회계학연구, 제21권 제1호, (1996), 1-19.
- _____, “경영자의 자발적 회계정보 예측에 대한 주식시장에서의 정보효과”, 회계학연구, 제22권 제4호, (1997), 159-191.
- 송인만, “회계이익과 매출액의 상대적인 정보가치에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, 제11집, (1989), 79-110.
- 유관희, “우리나라 증권회사 예측정보의 정보내용에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, 14, (1992), 145-178.
- 이경주, 장지인, “재무분석가의 기업이익 예측능력”, 회계학연구, 제14호, (1992), 193-220.
- 이남주, 나인철, “재무분석가의 예측치를 이용하여 예측한 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, 14, (1992), 523-553.
- 이윤원, 정우성, “기업특성과 재무분석가 예측정보의 정확성”, 회계학연구, 제14호, (1993), 89-108.
- _____, “회계변경이 재무분석가의 회계정보 예측오차에 미치는 영향”, 경영학연구, 37, (1994), 251-270.
- 장지인, 이경주, “재무분석가 기업이익 예측능력의 국제비교”, 경영학연구, 제24권 제3호, (1995), 323-352.
- 장지인, 태석준, “재무분석가에 의한 기업이익 예측의 정보내용”, 증권학회지, 14, (1992), 361-399.
- 정우성, “경영자 이익예측정보의 정확성과 시장기대이익 대응치로서 적합성”, 증권학회지, 제21집, (1997), 265-293.
- Abarbanell, Jeffery S., “Do analyst’s forecasts incorporate information in prior stock price changes?,” *Journal of Accounting and Economics*, 14, (1991), 147-165.

- Abarbanell, Jeffery S., and Victor L. Bernard, "Tests of analyst's overreaction/under-reaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior," *Journal of Finance*, 47, (1992), 1181-1207.
- Ali, Ashiq, April Klein, and James Rosenfeld, "Analyst's use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS," *Accounting Review*, 67, (1992), 183-198.
- Brown, Lawrence D., and M. S. Rozeff, "The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations : Evidence from Earnings," *Journal of Finance*, 33, (March 1978), 1-16.
- Brown, Lawrence D., P. Griffin, R. Hagerman, and M. Zmijewski, "Security Analyst's Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, (1987), 61-87.
- Brown, Lawrence D., D. Gordon, Richardson, and Steven J. Schwager, "An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings," *Journal of Accounting Research*, (1987), 49-67.
- Butler, Kirt C., and Larry H. P. Lang, "The forecast accuracy of individual analysts : Evidence of systematic optimism and pessimism," *Journal of Accounting Research*, 29, (1991), 150-156.
- DeBondt, Werner F. M., and Richard M. Thaler, "Do Security analysts overreact?," *American Economic Review*, 80, (1990), 52-57.
- Dreman David N., and Michael A. Berry, "Analyst forecasting errors and their implications for security Analysts," *Financial Analysts Journal*, 51, (1995), 30-40.
- Easterwood John C. and Stacey R. Nutt, "Inefficiency in Analyst's Earnings Forecasts : Systematic Misreaction or Systematic Optimism?" *The Journal of Finance*, 54(5), (1999), 1777-1797.
- Elliott, Joh A., Donna R. Philbrick, and Christine. I. Wiedman, "Evidence from archival data on the relation between security analyst's forecast errors and prior forecast revisions," *Contemporary Accounting Research*, 11, (1995), 919-938.
- Elton, E. J., M. J. Gruber and M. N. Gultekin, "Professional Expectations : Accuracy and Diagnosis of Errors," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19, (1984), 351-363.
- Fried, Dov. and Dan Givoly, "Financial analyst's forecasts of earnings : A better

- surrogate for market expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 4, (1982), 85-107.
- Hassel and Jennings, "Relative Forecast Accuracy and The Timing of Earning Forecast Announcements," *The Accounting Review*, (Jan. 1986), 58-75.
- Kang, Sok-Hyon, John O'Brien, and K. Sivaramakrishnan, "Analyst's interim earnings forecasts : Evidence on the forecasting process," *Journal of Accounting Research*, 32, (1994), 103-112.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert Vishny, "Contrarian Investment, extrapolation, and risk," *Journal of Finance*, 49, (1994), 1541-1578.
- La Porta, Rafael, "Expectations and the cross-section of stock returns," *Journal of Finance*, 49, (1996), 1715-1742.
- Lys, Thomas, and Sungkyu Soh, "The association between revisions of financial analyst's earnings forecasts and security price changes," *Journal of Accounting and Economics*, 13, (1990), 341-364.
- Niederhoffer V. and P. Regan, "Earnings Changes, Analyst's Forecasts and Stock Prices," *Financial Analysts Journal*, (May-July 1972), 65-71.
- O'Brien, Patricia, "Analyst's forecasts as earnings expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 10, (1988), 53-83.
- Penman, Stephen, "The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns," *Journal of Financial Economics*, 18, (1987), 199-228.
- Womack, Kent L., "Do brokerage analyst's recommendations have investment value?" *Journal of Finance*, 51, (1996), 137-167.

An Empirical Study of Financial Analyst's Forecasting Activities on the Firm's Operating Performances

Jae-seok Kwak*

<abstract>

This paper studies the financial analyst's forecasting activities on the firm's operating performance during the period from 1999 to 2003. In this study, financial analyst's forecasting activities are focused on the sales, operating income and net income and financial analyst's forecasting accuracy, forecasting revising patterns and forecasting activities to the unexpected firm's operating performance are studied.

Some empirical findings in this study are as follows.

First, standard estimate error on the sales, operating income and net income are all significantly negative value and so financial analyst's forecast on the firm's operating performance are upwardly biased.

Second, domestic financial analyst's forecasting activities is relatively more accuracy than foreign financial analyst's forecasting activities.

Third, forecasting time is more close to the end of the operating performance announcement day, forecasting activities are more accuracy.

Fourth, comparing with individual financial analyst's forecast, consensus forecast is more accuracy.

Fifth, in the comparative forecasting activities study according to the prior firm's operating performance, financial analyst's forecasting revision activities are found to be upward or downward.

Sixth, financial analysts overreact in the sales forecast and underreact in the operating income and net income forecast.

Seventh, in the empirical analysis on the Easterwood-Nutt's test model(1999) which the firm's performance change are divided into the expected performance change and the unexpected performance change, it is found that financial analyst's forecasting activities on the firm's operating performance are systematically optimistic.

Keywords : Forecast Error, Consensus Forecast, Forecast Revision, Absolute, Percentage Error, Optimistic Forecast

* Instructor, School of Management, Soongsil University