

## 재무분석가 기업이익예측능력의 국제비교\*

장 지 인\*\* · 이 경 주\*\*\*

논문접수일 : 95. 2

게재확정일 : 95. 6

### 초 록

본 연구는 국내기업에 대한 한국재무분석가와 미국재무분석가의 이익예측자료를 이용하여, 이들 한·미재무분석가들의 기업이익예측능력을 비교함으로써 그 상대적 우위성을 평가하고자 하였다. 실증분석은 한국증권거래소에 상장된 기업들 중에서 IBES(미국재무분석가)와 대우경제연구원(한국재무분석가)가 공통적으로 예측정보를 제공하는 140개의 표본기업에 대해 4년(1988-1991) 동안의 주당순이익 예측치를 사용하여 수행하였다.

실증분석결과를 요약하면 첫째, 이익예측의 정확성을 기준으로 평가했을 경우 한·미재무분석가 사이에 통계적으로 유의한 차이는 없으나, 한국재무분석가들의 기업이익예측능력은 미국재무분석가보다 비교적 우수하다. 이러한 결과는 단기 및 장기예측 그리고 모든 업종에서 일관되게 나타나고 있으나, 기업규모가 크고 수출형이며 분석하는 재무분석가의 수가 많은 기업일수록 한국재무분석가의 상대적 우위성은 감소하고 있다. 둘째, 시장기대이익에 대한 대응치로서의 적합성을 평가기준으로 사용하는 경우에는 미국재무분석가의 기업이익예측능력이 한국재무분석가에 비해 약간 우수한 것으로 나타나고 있으나, 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있지는 않다. 특히 이러한 결과는 예측기간이나 예측대상기업의 업종, 그리고 기업규모, 해외지명도, 재무분석가의 예측선호도 등의 기업특성요인에 관계없이 일관성있게 나타나고 있다.

\* 이 논문은 1993년도 한국학술진흥재단의 자유공모과제 연구비에 의하여 연구되었음.

\*\* 중앙대학교 경영대학 부교수

\*\*\* 제주대학교 경상대학 조교수

## I. 서 론

자본시장에서 회계정보, 특히 회계이익의 역할은 이론적으로나 실증적으로 그 중요성이 널리 인정되어 왔다. 투자자들에게 기업의 회계이익에 관한 예측정보는 투자 포트폴리오를 선택하는데 가장 중요한 정보로 인식되고 있다. 한편, 초과수익률(abnormal returns)과 비기대회계이익(unexpected earnings)의 관계 또는 기업가치평가모형과 회계정보의 관련여부를 검토함으로써 회계정보의 유용성을 검증하는 이른바 「자본시장에 근거한 회계학연구」에서도 개별 기업의 회계이익예측치를 필요로 한다.

기업회계이익의 예측은 재무분석가의 중요한 업무 중의 하나이며 이익예측정보는 대부분의 경우 투자자들이 대가를 지불하고 구입하는 상품이다. 또한 재무분석가는 공개된 정보 뿐만 아니라 일반투자자들이 접근할 수 없는 사적 정보도 이용하고, 전문가로서의 탁월한 분석력을 동원하여 기업이익을 예측한다. 그래서 선진국에서는 재무분석가에 의한 여러 종류의 이익예측자료가 공표되어 투자자들에 의해 구입 이용되고 있으며, 또한 실증연구에서는 시장기대이익의 대용치로서 이용되고 있다.

최근 국내 증권회사들도 투자자문회사나 경제연구소의 전문인력을 이용하여 우리나라 개별 기업에 대한 회계이익을 예측하여 투자자들에게 공급하고 또한 투자의사결정에 실제로 이용하고 있다. 더우기 최근에는 외국의 투자자문회사에서 한국기업에 대한 이익예측을 하기 시작하였으며, 많은 증권회사들이 상당한 전문인력과 축적된 경험을 가지고 국내에서 활동하고 있다. 예를 들면, 미국의 Lynch, Jones, and Ryan社에서 제공하는 예측자료인 IBES(Institutional Brokers Estimate System)는 우리나라 상장기업 중 200여개 기업에 대해 1988년부터 이익예측치를 공표하고 있으며, 이러한 현상은 우리나라 자본시장의 개방화에 따라 가속화될 것으로 예상된다. 이에 대비하여 국내 증권회사들도 전문인력의 양성, 정보망의 확충, 새로운 투자기법의 습득을 위한 지속적인 투자 등을 통하여 경쟁력을 향상시키기 위한 여러가지 노력을 해오고 있다. 그러나 실증적인 자료를 사용하여 우리나라의 투자자문회사 전문인력, 즉 재무분석가의 예측능력을 선진국과 상대적으로 평가하는 연구는 현재까지 전무한 실정이다. 그 이유는 외국증권회사의 단편적인 투자실적정도의 자료는 가용하지만, 보다 근본적인

미래 기업가치변화에 대한 기업이익 예측자료는 획득하기 곤란했기 때문이다.

본 연구의 목적은 국내기업에 대한 미국의 재무분석가(IBES)가 예측한 기업이익 예측자료와 국내 재무분석가에 의해 예측된 기업이익 예측자료를 사용하여, 이들 한 미 재무분석가들의 기업이익 예측능력을 비교함으로써 그 상대적 우위성을 평가하는 것이다. 예측능력은 (1) 예측치의 정확성과 (2) 시장기대이익의 대응치로서 예측치의 적절성, 즉 초과수익율과 비기대회계이익의 관련정도에 의하여 평가되었다. 또한 기업규모, 해외진출의 정도, 재무분석가의 예측선호도 등의 기업특성에 따라 두 재무분석가 집단의 상대적 예측능력에 차이가 있는지에 대해서도 검토하였다. 본 연구는 외국의 재무분석가에 비해 우리나라 재무분석가의 기업이익 예측과 관련된 실무수준 및 경쟁력의 정도를 파악하고자 하는 시도라는 점에서 의의를 갖는다. 특히, 최근 자본시장의 개방에 따라 이러한 탐색적인 연구는 그 중요성이 있다고 볼 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 2장에서는 기존의 연구문헌들을 검토하고, 본 연구에서 검증하려는 가설들에 대해서 언급한다. 제 3장에서는 표본의 선정과 실증분석을 위한 변수의 측정 등의 연구방법에 대해서 기술한다. 제 4장은 실증분석의 결과를 제시하며, 마지막으로 제 5장에서는 연구의 요약과 결론, 한계 및 장래의 연구방향 등을 기술한다.

## II. 선행연구의 고찰

재무분석가의 기업이익예측과 관련된 학문적인 연구는 1960년대 말부터 미국을 중심으로 활발히 진행되어 왔으며, 이 연구들은 (1) 재무분석가의 예측능력, (2) 예측과정의 합리성(rationality), (3) 예측치의 정보가치(information content)의 세분야로 크게 구분할 수 있다.<sup>1)</sup> 여기서는 본 연구와 관련이 되는 재무분석가의 예측능력에 관한 미국 및 국내의 기존 연구들을 검토한다.

1) 재무분석가의 기업이익예측에 관한 기존 연구의 검토는 Brown, Foster and Noreen(1985)과 Givoly and Lakonishok(1984)을 참조할 것.

재무분석가의 기업이익 예측능력에 관한 연구는 주로 예측모형간의 상대적 정확성에 관한 것이었다. 초기의 연구들은 주로 랜덤워크모형(random walk model)이나 다른 시계열모형들과 재무분석가의 예측능력을 비교하였다. 이러한 연구들의 결과는 상호 상충되는 것이 있었으나 최근에 이를수록 그 연구결과가 재무분석가가 기계적인 모형(mechanical models)보다 예측 능력에 있어서 우월하다는 결과를 나타내 주고있다. (예, Brown and Rozeff, 1978; Collins and Hopwood, 1980; Fried and Givoly, 1982; Brown et al., 1987a 등).

우리나라에서도 재무분석가의 기업이익예측과 관련된 연구가 최근들어 매우 활발히 수행되고 있다. 윤성준과 허성관(1991)은 시계열모형과 재무분석가에 의한 업종별 회계이익예측의 정확성을 비교하였으며, 이남주와 나인철(1992) 그리고 이경주와 장지인(1992)은 재무분석가의 기업이익 예측능력을 검토하였다. 이들의 연구결과는 재무분석가에 의한 연간회계이익예측이 시계열모형, 특히 랜덤워크모형보다 정확하며 이것은 우리나라 재무분석가들도 과거의 회계이익 뿐만 아니라 다양한 비공개정보를 이용하여 기업이익을 예측하고 있음을 보여주는 것이다.

최근의 연구들은 재무분석가의 예측능력이 시계열모형에 비해 우월하다면 그 원인이 무엇인가, 즉 재무분석가 예측정보의 상대적 정확성을 결정하는 요인에 관한 실증적인 검증을 시도하였다. 이와 관련하여 Albrecht, Johnson, Lookabill and Watson(1977)은 기업의 존속기간, 예측기간, 산업, 기업규모, 기업의 관련업종수(line of business), 회계이익의 변동성을 정확성의 결정요인으로 제시하고 있다. 또한, Brown, Richardson and Schwager(1987)는 시계열모형에 비해 상대적으로 우수한 재무분석가의 예측능력은 재무분석가의 가용정보의 범위(dimensionality of information set), 중간정보의 변동성, 정보변수간의 상관관계 등의 기업정보환경과 관련된 요소들에 의하여 결정된다는 것을 이론적으로 도출하였다.<sup>2)</sup> 그들은 기업규모, 이익예측치에 대한 재무분석가들의 의견불일치 정도(dispersion), 기업의 관련업종수를 각각 대용치로 사용하여 이론의 타당성을 검증하였는데, 실증분석결과는 이론적 예측과 일치하였다. 한편, Brown, Foster and Noreen(1985)은 재무분석가에 의한 예측의 정확성을 결정하는 요인으로 대상기업의 업종, 기업규모, 관련업종의 수, 과거 이익정보의 변동성, 개별

2) 중간정보(interim information)는 「재무분석가에게 주어진 정보들 중에서 과거의 회계이익에는 포함되어 있지 않은 모든 정보」라고 정의된다 (Brown et al., 1987, p. 51).

재무분석가의 예측능력의 차이 등의 변수들을 제시하고 있으며, Bushan(1989)은 특정기업을 추적하는 재무분석가의 수(number of analysts following)가 매우 중요한 요인이라고 주장하였다.

재무분석가 예측정보의 정확성에 영향을 미치는 요인에 관한 국내의 연구는 이경주와 장지인(1992)에 의해 시도되었다. 그들은 재무분석가의 예측능력의 우수성이 업종과 기업규모에 따라 차이가 있는지 여부를 검증하였는데, 연구결과는 기업규모와 분석대상기업의 업종은 재무분석가의 예측능력에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 한편, 이윤원과 정우성(1993)의 연구결과는 기업우량성, 기업규모, 그리고 예측선호도 등이 재무분석가의 예측정보의 정확성에 영향을 미치는 요인임을 나타내고 있다. 또한, 이윤원과 정우성(1994)의 연구는 회계처리 방법의 변경도 재무분석가 예측정보의 정확성을 결정하는 요인임을 보여주고 있다.

재무분석가에 의한 이익예측이 시계열모형에 의한 예측치보다 정확하며 재무분석가의 예측정보가 자본시장에서 정보내용을 갖는다는 연구결과를 바탕으로 최근에는 재무분석가의 예측치가 시장기대이익에 대한 보다 적절한 대응치인가를 검토하는 연구들이 행해졌다. 재무분석가들의 이익예측은 예측의 주체가 전문가 집단이며 그들은 그들이 생산한 제품의 상품가치를 높이기 위해서 투자자들이 집합적으로 기대하고 있는 회계이익을 예측해야할 유인을 갖는다. 따라서 재무분석가에 의한 이익예측치가 시계열모형에 의한 예측치보다 시장기대이익을 잘 나타낸다고 볼 수 있다. 실증적인 연구결과는 이 가설과 일치하고 있으며(예, Fried and Givoly, 1982; Brown et al., 1987b 등), 그 결과 시장기대이익의 대응치로 재무분석가의 이익예측을 사용하는 연구가 많아지고 있다(예, Hoskin, Hughs and Ricks, 1986; Hughs and Ricks, 1987 등).

우리나라 재무분석가에 의해 예측된 회계이익이 시계열모형의 예측치에 비해 보다 적합한 시장기대이익의 대응치인가에 관한 연구는 이남주와 나인철(1992)에 의하여 시도되었는데, 그들의 연구결과는 재무분석가에 의한 이익예측의 우수성을 보여주고 있다. 또한 이경주와 장지인(1992)의 연구결과도 재무분석가의 이익예측이 시계열모형에 의한 예측치에 비해 시장기대이익으로서 보다 적합한 대응치임을 보여주고 있다. 특히, 이 결과는 업종이나 기업규모에 관계없이 일관성 있게 나타나고 있다.

이상에서 살펴본 바와같이 재무분석가의 이익예측능력은 시계열모형에 비해 (i) 예측치의

정확성과 (ii) 시장기대이익의 대응치, 두개의 평가기준에서 모두 우수하다. 또한, 이러한 연구결과는 미국이나 우리나라에서 모두 동일하게 나타나고 있다. 재무분석가들은 특정기업에 대하여 공개된 정보 뿐만 아니라 사적정보에 대해서도 이의 탐색, 분석, 가공 및 해석 등과 같은 이익예측과 관련된 활동에 그들이 갖고 있는 전문적 지식과 경험 등의 자원(resource)을 투하한다. 따라서 재무분석가의 예측능력이 시계열모형에 비해 우수한 것은 당연한 결과인지 모른다.

반면, 재무분석가들 사이에는 이익예측능력의 차이가 있을 수 있다. 우리나라의 기업에 대한 이익예측자료를 제공하는 대표적인 국내 재무분석가들에는 동서, 럭키, 쌍용, 대우경제연구소 등이 있으며, 외국(미국) 재무분석가로는 IBES가 있다. 이들의 기업이이익예측능력에 체계적인 차이가 있는지에 관한 연구는 아직까지는 이루어지고 있지 않다.<sup>3)</sup> 특히, 한 미재무분석가의 우리나라 기업이이익에 대한 예측능력의 상대적 우위성은 실증적 의문사항(empirical question)이다. 본 연구의 목적은 이에 대한 실증적 증거를 제시하려는 것이며, 따라서 본 연구의 기본적 귀무가설은 「한·미재무분석가의 예측능력은 차이가 없다」는 것이다.

한·미재무분석가 사이에 존재할 수 있는 예측능력의 차이는 예측대상기업의 특성에 의해 영향을 받을 것이다. 이것은 재무분석가들이 특정기업에 대한 사적정보의 획득에 얼마나 많은 자원, 즉 노력을 투입했는가 하는 것이 예측의 상대적 우위성을 결정하며, 자원의 총투입량은 대상기업의 여러 특성요인에 의해 달라지기 때문이다. 이와 관련하여 Bhushan(1989)은 특정기업을 추적하는 재무분석가의 수는 「투자자(예측정보의 이용자)들이 해당 기업에 대한 재무분석가 서비스의 대가로 부담할 수 있는 총지출액」을 의미하며, 이것은 재무분석가 서비스에 대한 총수요와 총공급에 의해 결정된다고 주장하였다. IBES의 경우 예측정보를 제공하는 재무분석가의 수가 기업에 따라 다르다. 따라서, 만일 특정기업에 대한 재무분석가의 수(즉, 예측선호도)가 재무분석가들이 투입하는 자원의 정도에 대한 적절한 대응치(proxy)라면, 예측선호도는 한 미재무분석가의 상대적 예측능력에 영향을 미칠 것이다. 즉, 재무분석가의 예측선호도가 높은 기업들에 대해서는 미국재무분석가의 예측정보가 한국재무분석가에 비해 상대적으로 정확할 것이다.

3) 미국의 재무분석가들 중 IBES, Value Line 및 Earnings Forecaster의 상대적 예측 능력을 비교한 연구에는 Philbrick and Ricks(1991)가 있다.

예측선호도는 재무분석가들이 투입하는 자원의 정도에 대한 하나의 대응치에 불과하며, 재무분석가 서비스에 대한 총수요(또는 공급)에 영향을 미치는 다른 여러 기업특성들이 대응치가 될 수 있다. 우선, 기업의 규모가 클수록 업계에서 차지하는 비중이나 영향력이 높아지며 또한 자본시장에 있는 이해관계자들의 관심도 많아지게 된다. 한편, 미국재무분석가들이 예측정보를 제공하는 우리나라 대상기업들을 선정하는 기준은 알려져 있지 않다. 그러나 예측정보의 사용자들은 외국의 투자자이며, 이들의 관심대상은 외국에 널리 알려진 기업(예; 해외증권시장에 상장된 기업, 해외진출기업, 수출이 많은 기업 등)일 것이다. 따라서, 기업의 규모가 클수록 그리고 해외지명도가 높은 기업일수록 이들에 대한 예측정보의 수요(또는 공급)가 증가하게 되어 미국재무분석가들은 보다 많은 자원을 투하할 것이고, 결국 한국재무분석가에 비해 상대적으로 우수한 예측정보를 생산할 가능성이 증가할 것이다.<sup>5)</sup> 본 연구에서는 이상에서 언급된 기업규모, 해외지명도, 재무분석가의 예측선호도의 세가지 기업특성변수와 관련업종이 한 미 재무분석가에 의한 이익예측능력의 상대적 우위성에 영향을 미치는지에 대한 실증적 검증을 수행한다.

### Ⅲ. 연구의 방법

#### 3.1 표본선정

본 연구의 목적은 국내기업에 대한 미국(IBES)과 한국(대우경제연구소) 재무분석가의 기

- 4) 재무분석가의 수(예측선호도)는 미국재무분석가들의 예측능력에 영향을 미치는 중요한 변수이다. 그러나, 여기서는 한·미재무분석가 사이의 상대적 예측능력을 결정하는 변수로서 고려되고 있다. 따라서, 설령 전체기업에 대해서는 한·미간에 이익예측의 정확성이 차이가 없다고 하더라도, 재무분석가의 예측선호도가 높은 기업들의 경우는 미국재무분석가의 예측정보가 상대적으로 정확할 것임을 의미한다. 또는, 전반적으로 한국재무분석가들이 보다 정확한 예측치를 제공한다고 하더라도, 재무분석가의 예측선호도가 높은 기업들에 대해서는 한국분석가의 상대적 우위성이 적어질 것이라는 것이다.
- 5) 대기업의 경우 해외지명도도 높고 또한 재무분석가의 예측선호도 역시 높을 것이다. 따라서 이들 세변수는 매우 높은 관련성을 갖는다. 그러나, 이들을 모두 사용한 이유는 재무분석가들이 예측정보의 생산에 자원을 투하하는 정도에 대한 적절한 변수가 없기 때문이다. 특히, Bushan(1989)의 연구결과는 기업규모가 재무분석가의 수에 영향을 미치는 중요한 요인임을 보여주고 있다.

업이익예측자료를 이용하여 이들 한 미 재무분석가들의 기업이이익예측능력을 평가하는 것이다. 따라서, 본 연구에서 사용된 표본은 1992년 말 현재 한국증권거래소에 상장된 기업 중에서 IBES와 대우경제연구소가 공통적으로 예측정보를 제공하며, 또한 다음의 요건을 충족시키는 회사들로 구성된다.

- (1) 회계년도가 12월말로 종료되는 회사
- (2) 분석기간(1988-1991) 동안 회계년도의 변경이 없는 회사
- (3) 금융업종이 아닌 회사
- (4) 대우경제연구소의 예측대상기업 중 1988년 2월부터 1991년 12월 사이의 총 13회 예측에서 최소한 3회이상 예측자료가 이용가능한 회사
- (5) 분석기간 중 연간재무제표 및 월별주식수익율 자료가 이용가능한 회사

이상의 요건 중 (1)과 (2)는 표본의 동질성을 도모하고 자료의 분석을 용이하게 하기 위한 것이고, (3)은 금융업(은행, 단자회사, 보험 및 증권회사)이 정부의 금융정책에 의해 예측대상인 영업성과가 영향을 받는 특수성을 고려했기 때문이다. 요건 (4)와 (5)는 실증분석에 사용되는 자료를 확보하기 위한 것이다. 특히, 분석기간을 4년(1988-1991)으로 한정된 것은 이 기간이 IBES와 대우경제연구소에서 예측정보를 공표하는 시점(월)이 동일하기 때문이다.<sup>6)</sup>

이상과 같은 선정기준을 충족시키는 회사는 총 140개 회사였다. 최종표본에 포함된 140개 회사의 업종별 분포를 요약해 보면 <표 1>과 같다. <표 1>에 나타나 있는 바와 같이 표본기업들은 22개 업종에 전반적으로 고르게 분포되어 있으며 따라서 연구결과에 업종의 영향이 있을 것으로 예상되지는 않는다. 그러나 음식료품, 섬유제품 그리고 화학제품 업종들은 각각 전체 표본기업의 10% 이상을 차지하고 있으며, 이들 업종의 영향에 대한 가능성을 검토하기 위하여 업종별 기업수가 7개 이상인 8개 업종에 대해서 별도의 분석을 시도하였다.

### 3. 2 자료수집

우리나라에서 기업이이익이나 매출액에 대한 예측자료를 공표하고 있는 대표적인 재무분석가

6) IBES에서는 203개의 국내기업에 대해 88년 2월부터 92년 2월까지 매월 예측정보를 제공하고 있다(모든 기업이 49개월에 걸쳐서 예측치가 공표되는 것은 아니다). 반면, 대우경제연구소는 316개 기업에 대해 1년에 3-5회 예측정보를 제공하고 있다.

들은 동서, 럭키, 쌍용, 대우경제연구소 등이다. 본 연구에서 사용된 대우경제연구소는 1985년 이후 매년 3회 혹은 4회에 걸쳐 연간 기업이익과 관련된 회계정보를 예측하여 공표하고 있는데, 대상기업의 수도 1992년말 현재 316개에 이르고 있다. 한편, IBES는 미국 뿐만 아니라 한국을 포함한 25개 국가의 10,000여개 기업들에 대한 예측정보를 제공하고 있다.<sup>7)</sup> IBES는 세계각국에 있는 300여개의 투자자문회사와 관련된 4,700명 이상의 재무분석가들로 부터 예측 자료를 수집 요약한다. IBES가 제공하는 정보에는 각 기업에 대하여 관련 재무분석가의 수, 이익예측치 (평균, 중위수, 최대, 최저), 예측치의 표준편차, 예측을 수정한 재무분석가의 수 등이 있는데 이들 정보는 각 예측시점(매월)에서 예측기간(1년후 또는 2년후)별로 제공된다.

대우경제연구소에서는 다양한 회계정보를 예측하고 있으나 지속적으로 가능한 정보는 당기 순이익, 주당순이익 그리고 매출액 정보이다. 한편, IBES에서는 단지 주당순이익 예측자료만을 공표하고 있다. 따라서, 본 연구에서는 두 재무분석가 집단에서 공통적으로 제공하는 주당순이익을 사용하였는데 이와 관련하여 다음과 같은 점들이 고려되어야 한다. 우선, 우리나라 기업회계기준에서는 1990년 3월 개정기준에서 처음으로 주당순이익을 공시하도록 규정하고 계산방법을 증권감독원회계예규(제 93-300)로 제시했기 때문에 본 연구의 분석기간 동안에는 공시된 주당순이익이 없었다. 둘째로, 우리나라의 주당순이익 계산방법은 미국의 방법과 다르기 때문에 대우경제연구소와 IBES에서 제공하는 주당순이익정보(예측치 및 실적치)가 동일하지 않을 것이다. 이것은 결국 ‘한 미재무분석가의 이익예측치가 비교가능한 것인가’, ‘비교대상 변수인 예측오차를 계산하기 위한 실제 주당순이익으로 무엇을 사용해야 하는가’라는 문제를 제기한다.

이상의 문제점을 검토하기 위한 분석을 통하여 다음과 같은 결과를 얻었다. 첫째, 대우경제연구소와 IBES에서 3년(1988-1990) 동안 공표한 주당순이익 실적치들은 23.4%가 일치하였고, 상관계수는 0.945로 매우 높았다. 둘째, 한국신용평가(주)의 주당순이익 자료는 대우경제연구소와 IBES의 이익과 각각 0.903과 0.919의 높은 상관계수를 보이고 있을 뿐만 아니라 상관계수의 차이가 거의없다. 이상의 결과는 대우경제연구소와 IBES에서 적용하는 주당순이익 계산방법이 크게 다르지 않음을 의미하며, 또한 예측오차를 계산하기 위한 실제이익으로 한국

7) IBES에는 미국기업에 대한 예측자료인 "Summary History Tape"과 미국 및 외국기업들에 대한 예측자료가 수록된 "International Tape"이 있는데, 본 연구에서 사용된 IBES는 "International Tape"이다.

〈표 1〉 표본의 업종별 분포

업종	표본기업의 수	%
음식료품	15	10.7
섬유제품	14	10.0
의복 및 모피제품	2	1.4
가죽, 가방 및 신발	3	2.1
펄프, 종이 및 종이제품	6	4.3
화학제품	14	10.0
의약품	7	5.0
석유정제품	2	1.4
고무 및 프라스틱	3	2.1
비금속광물제품	8	5.7
금속제품	13	9.3
조립금속제품	2	1.4
기계 및 장비	4	2.9
영상, 음향 및 통신장비	8	5.7
전기기계 및 전기변환장치	4	2.9
자동차 및 트레일러	6	4.3
가구 및 기타 제조업	2	1.4
건설업	10	7.1
자동차 판매 및 수리업	1	0.7
도매 및 상품 중개업	10	7.1
소매업	2	1.4
운수, 창고관련 서비스업	4	2.9
합계	140	100.0

신용평가(주)의 주당순이익을 사용하는 것이 바람직함을 보여주는 것이다.

### 3. 3 기업이익예측능력의 평가기준

#### 3. 3. 1 예측의 정확성

회계이익에 대한 예측오차(forecast error)는 이익실적치와 이익예측치의 차이로 측정되는데, 예측오차의 금액은 각 기업의 회계이익 크기에 따라서 영향을 받으므로 측정치 상호간의 비교가 어렵게 된다. 따라서 다음과 같이 계산된 상대오차(relative forecast error)를 예측오차의 측정치로 사용하였다.

$$FE_{itf} = (A_{it} - F_{itf}) / |A_{it}|$$

여기서,  $FE_{itf}$ 는 재무분석가 f(한국의 대우경제연구소와 미국의 IBES)에 의한 기업 i의 t년도 예측오차,  $A_{it}$ 는 기업 i의 t년도 주당순이익 실적치, 그리고  $F_{itf}$ 는 재무분석가 f에 의한 기업 i의 t년도 주당순이익 예측치이다. IBES에 의한 예측치의 경우 재무분석가의 수가 2명 이상일때는 평균치를 사용하였다(중위수를 사용한 경우에도 결과는 유사하였음). 예측오차의 절대값이 100%를 초과하는 경우에는 이를 100%로 처리(truncate)하였다. 이것은 자료나 측정에서의 오류 또는 극단치(outliers)가 실증분석결과에 미칠 수 있는 영향을 피하기 위한 것이다.<sup>8)</sup>

기업이익예측의 정확성은 부호를 고려하지 않은(unsigned) 예측오차에 의해 측정되어야 한다. 예측모형간의 정확성 비교에 사용되는 예측오차는 여러가지 방법에 의해 측정되지만 측정척도 상호간의 상관관계가 높기 때문에 어떠한 측정척도를 사용하는가는 실증분석결과에 큰 영향을 미치지 않을 것이다. 본 연구에서는 앞에서 계산된 예측오차의 절대치인 절대상대오차(absolute relative error)를 정확성의 측정척도로 사용하였다.

8) 100% truncation rule이 연구결과에 미칠 가능성을 고려하여 200%, 300% rule을 적용한 분석을 수행하였으나 결과는 대체로 유사하였다.

## 3. 3. 2 시장기대이익 대용치로서의 적합성

시장기대이익의 대용치로서 이익예측의 적합성은 초과수익율과 비기대이익(즉, 예측오차)의 관련정도에 의해 측정된다. 본 연구에서 초과수익율은 일년 동안의 누적초과수익율(cumulative abnormal returns: 이하 CAR라함)에 의하여 측정하였다. 회계이익정보의 유용성을 검증하는 기존 연구들은 이익공시시점에서의 주가변동을 분석하거나(event study) 또는 회계기간 동안의 주가변동과 회계이익변동의 관련성을 분석하는 연구방법(association study) 중의 하나를 사용하여 왔다. 우리나라에서의 연구들은 대부분 첫번째 방법을 사용하였으나(예, 송인만, 1989; 이남주와 나인철, 1992 등) 본 연구에서는 정확한 공시시점에 관한 자료의 제약 때문에 이경주와 장지인(1992)처럼 두번째 방법을 적용하였다. 그러나 어떠한 연구방법을 사용하는가는 실증분석결과에 큰 영향을 미치지 않을 것이다.

초과수익율을 계산하기 위한 기대수익율은 다음 식으로 주어지는 시장모형을 추정하여 계산하였다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it}$$

여기에서,  $R_{it}$  = 기업 i의 t년도 j월의 주가수익율;  $R_{mt}$  = t년도 j월의 시장수익율;<sup>9)</sup> 그리고  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ ,  $\epsilon_{it}$ 는 각각 기업 i의 t년도 시장모형 추정의 절편, 기울기 및 오차항이다. 시장모형은 특정 회계년도 4월 이전의 48개월의 수익율자료를 이용하여 추정하였으며 이용가능한 수익율 자료가 24개월 미만인 년도는 분석대상에서 제외하였다. 시장모형에서 추정된  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 를 이용하여 다음과 같이 초과수익율( $AR_{it}$ )을 계산한 후 이들을 해당년도 4월부터 익년도 3월까지 12개월 동안 합산하여 CAR를 측정하였다.

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_{mt}), t = 1988, \dots, 1991$$

CAR가 자본시장에서 전체 투자자들의 특정기업에 대한 미래이익의 확률분포 즉, 시장기대이익의 변화를 적절히 반영하는 것이라면 CAR와 관련정도가 높은 이익예측치를 제공하는 재

9) 기존의 실증연구에서는 시장수익율로 주로 종합주가지수수익율을 사용하고 있으나, 본 연구에서는 보다 효율적인 것으로 밝혀진 (김권중, 황선웅과 김진선, 1994) 동일가중지수 수익율(Equally-Weighted Index return)을 사용하였다. 그러나, 종합주가지수수익율을 사용한 경우에도 결과는 유사하였다.

무분석가가 상대적으로 우수하다고 할 수 있다. 이러한 평가기준을 적용하여 한 미재무분석가 사이의 이익예측능력을 비교하기 위해 본 연구에서는 두가지 접근방법을 사용하였다. 첫번째 방법은 CAR와 예측오차간의 상관계수가 두 재무분석가 간에 차이가 있는지를 검증하는 것이고, 두번째 방법은 각 재무분석가별로 다음과 같은 초과성과지수(abnormal performance index: 이하 API라 함)를 계산하여 비교하였다.

$$API_{it} = (FE_{it} \text{의 부호}) \times CAR_{it}$$

여기에서 f는 한국 재무분석가와 미국 재무분석가를 나타낸다. 이와같이 계산된 API는 회계년도 4월 초에 각 재무분석가별로 예측오차의 부호에 따라  $FE > 0$ 인 경우는 관련기업의 주식을 구입하고,  $FE < 0$ 인 경우는 공매(short sale)하는 투자전략에 따른 포트폴리오로부터 얻을 수 있는 12개월 동안의 초과수익율을 측정하는 것이다. 따라서 재무분석가간에 API의 크기를 비교함으로써 시장기대치로서의 상대적 우수성을 평가할 수 있다. 이 접근방법은 Foster (1977)와 Fried and Givoly(1982) 그리고 이경주와 장지인(1992) 등이 재무분석가와 시계열 모형간의 이익예측능력을 비교하는데 사용되었다.<sup>10)</sup>

## IV. 실증분석의 결과

### 4. 1 기업이익예측의 정확성 비교

한국과 미국 재무분석가들의 예측오차에 대한 기술통계는 연도별 그리고 예측기간별로 <표 2>에 보고되어 있다. 예측기간은 특정 예측시점에서 다가올 연간이익의 예측치인 경우는 「단기」, 그 다음 연간이익의 예측치는 「장기」로 구분하였다.<sup>11)</sup>

10) 시장기대이익에 대한 대응치로서의 적합성 여부를 기준으로 이익예측모형을 평가하는 다른 접근방법으로는 CAR의 부호와 FE의 부호가 일치하는 정도를 검토하는 방법이 있다. 이 방법을 적용한 결과는 크게 다르지 않았다.

11) <표 2>의 예측오차를 계산하는데 사용된 예측시점은 특정 연도에 단기 또는 장기예측치가 최초로 공표된 때이다. 예를들면, 1988년도의 경우 단기예측의 예측시점은 88년 3월이고 장기예측은 88년 7월이다.

〈표 2〉 예측오차의 기술통계<sup>1)</sup>

A. 단기예측의 경우 <sup>2)</sup>					
년 도 (표본수)	재무분석가 구 분	평균	표준편차	중앙값	%>0 <sup>3)</sup>
1988 (53)	한국	-0.001	0.494	0.072	62.3
	미국	0.111	0.557	0.305	69.8
1989 (79)	한국	-0.368	0.583	-0.389	31.6
	미국	-0.219	0.624	-0.196	41.8
1990 (83)	한국	-0.101	0.484	-0.032	45.8
	미국	-0.146	0.526	-0.084	47.0
1991 (122)	한국	-0.124	0.517	-0.057	46.7
	미국	-0.126	0.500	-0.049	45.9
전기간 (337)	한국	-0.156	0.535	-0.065	45.4
	미국	-0.115	0.554	-0.022	49.0
B. 장기예측의 경우 <sup>4)</sup>					
년 도 (표본수)	재무분석가 구 분	평균	표준편차	중앙값	%>0
1988 (60)	한국	-0.318	0.636	-0.322	40.0
	미국	-0.319	0.642	-0.457	40.0
1989 (83)	한국	-0.326	0.564	-0.342	31.3
	미국	-0.305	0.612	-0.315	33.7
1990 (81)	한국	-0.284	0.621	-0.308	35.8
	미국	-0.338	0.593	-0.435	32.1
1991 (122)	한국	-0.412	0.575	-0.551	30.3
	미국	-0.430	0.552	-0.483	27.0
전기간 (346)	한국	-0.345	0.594	-0.594	33.5
	미국	-0.359	0.592	-0.592	32.1

주: 1) 예측오차( $FE_{it}$ ) =  $(A_{it} - F_{it}) / |A_{it}|$ , 여기에서  $A_{it}$ 는 기업  $i$ 의  $t$ 년도 실제 주당순이익(EPS),  $F_{it}$ 는 재무분석가의 예측치.

2) 각 년도의 예측1 (예측시점: 88년 3월, 89년 4월, 90년 4월, 91년 5월)을 사용. 1년 이내에 다가올 연간이익의 예측치.

3) 표본 중 예측오차의 부호가 정(+)인 경우가 차지하는 비율.

4) 각 년도의 최초의 예측치 (예측시점: 88년 7월, 89년 10월, 90년 7월, 95년 5월)를 사용. 단기예측 다음 연도의 예측치

우선, 전기간을 고려했을 경우, 예측오차에 대한 평균 및 중앙값은 예측기간에 관계없이 모두 음(-)의 값을 가지고 있으며, 예측오차의 부호가 정(+ )인 경우가 차지하는 비율이 50% 미만인 것으로 나타나고 있다. 이것은 재무분석가들이 기업이익을 낙관적으로 즉, 과대예측하는 경향이 있음을 보여주는 것이며 이러한 결과는 과거의 연구에서도 나타나고 있다(예, Fried and Givoly, 1982; 윤성준과 허성관, 1991; 이경주와 장지인, 1992 등). 이와같은 재무분석가의 예측치에 대한 편의(bias)의 가능성은 1988년을 제외하고는 매년 일관되게 나타나고 있다.<sup>12)</sup> 둘째, 한·미 재무분석가들은 모두 한국기업의 장기적인 전망에 대하여 보다 낙관적인 예측을 하고 있다. 특히, 단기예측에는 차이가 없으나 장기예측의 경우는 미국 재무분석가들이 한국 재무분석가들에 비해 보다 낙관적인 예측치를 제공하고 있음을 보여주고 있다.

〈표 3〉은 한국과 미국 재무분석가에 의한 예측오차의 평균값을 각 연도별, 예측기간별, 예측시점별로 보여준다. 예측시점은 분석기간동안(1988년 2월-1991년 12월) 대우경제연구소에 의한 총 13회의 예측치에 대하여 특정연도의 「예측1」은 해당연도의 이익에 대한 최초의 예측치가 공표된 시점이며, 실제이익 발표이전에 최종적으로 예측치가 제공된 시점은 「예측4」로 구분하였다. 「예측2」와 「예측3」도 비슷하게 결정된다. 그러나 대우경제연구소의 예측치 공표는 매년 일정한 것이 아니므로 특정 예측시점이 누락된 연도가 있을 수 있다.<sup>13)</sup>

12) 단기예측의 경우, 1989년의 예측오차가 다른 연도들에 비하여 매우 큰 음(-)의 값을 가지는 이유는 재무분석가들이 다가오는 불경기를 충분히 고려하지 못하여 기업이익을 과대예측한 것으로 보인다. 이것은 1990년도 12월 결산 상장법인의 전년대비 이익변동이 -11.4%로서 (증권조사월보, 1992년 12월, p. 53) 불경기가 시작되고 있음을 보이고 있다.

13) 연도별 예측시점의 구분과 대우경제연구소의 실제 예측치공표시점은 다음과 같다:

연도	단기예측				장기예측			
	예측1	예측2	예측3	예측4	예측1	예측2	예측3	예측4
1988	88/3	88/7	88/10	89/1	N/A	88/7	88/10	89/1
1989	89/4	N/A	89/10	90/1	N/A	N/A	89/10	90/1
1990	90/4	90/7	90/9	N/A	N/A	90/4	90/7	N/A
1991	91/5	N/A	91/9	91/12	91/5	N/A	91/9	91/12

〈표 3〉을 보면 먼저 한국의 재무분석가들이 전반적으로 미국 재무분석가들에 비해 기업의 주당순이익을 정확하게 예측하고 있음을 알 수 있다. 이 결과는 예측기간이나 예측시점에 관계없이 매년 일관되게 나타나고 있다.

〈표 3〉 한·미 재무분석가에 의한 이익예측의 정확성 비교<sup>1)</sup>

년도	재무분석가 구분	단기 이익예측				장기 이익예측			
		예측 1	예측 2	예측 3	예측 4	예측 1	예측 2	예측 3	예측 4
1988	한국	0.387	0.380	0.308	0.322	N/A <sup>2)</sup>	0.613	0.633	0.606
	미국	0.481	0.483	0.403	0.407		0.632	0.613	0.577
	Z값 <sup>2)</sup>	-1.849	-2.016	-2.645	-2.342		-0.312	0.239	0.633
	유의수준	0.064	0.043	0.008	0.019		0.754	0.810	0.526
1989	한국	0.573	N/A	0.442	0.357	N/A	N/A	0.542	0.458
	미국	0.566		0.483	0.395			0.575	0.491
	Z값	0.120		-0.776	-1.113			-0.541	-0.218
	유의수준	0.904		0.437	0.265			0.588	0.827
1990	한국	0.373	0.378	0.360	N/A	N/A	0.584	0.472	N/A
	미국	0.439	0.366	0.389			0.586	0.578	
	Z값	-1.516	0.436	-0.108			-0.074	-1.881	
	유의수준	0.129	0.662	0.913			0.940	0.059	
1991	한국	0.424	N/A	0.363	0.307	0.608	N/A	0.599	0.515
	미국	0.406		0.350	0.342	0.594		0.597	0.580
	Z값	0.453		0.414	-0.996	0.381		0.030	-1.487
	유의수준	0.650		0.678	0.319	0.702		0.975	0.136
전기간	한국	0.441	0.379	0.368	0.325	0.608	0.596	0.566	0.528
	미국	0.464	0.413	0.400	0.377	0.594	0.605	0.592	0.554
	Z값	-1.184	-0.869	-1.450	-2.495	0.381	-0.232	-0.941	-0.745
	유의수준	0.236	0.384	0.146	0.012	0.702	0.16	0.346	0.455

주 : 1) 이익예측의 정확성은 부호를 고려하지 않은 예측오차, 즉 절대상대오차에 의해 측정됨.

2) Wilcoxon rank sum test에 의한 검증통계량.

3) 한국 재무분석가의 예측치가 없는 경우.

\*) 특정연도의 예측1은 해당연도의 이익에 대한 대우경제연구소의 예측치가 최초로 공표된 시점이고, 예측4는 실제이익 발표이전 최종적으로 예측치가 제공된 시점이다. 예측2와 예측3도 유사하게 구분된다. 각 연도별 실제시점은 〈각주 13〉을 참고할 것.

기업이익예측의 정확성에 대한 한·미재무분석가 사이의 차이가 통계적으로 유의한가를 확인하기 위하여 비모수통계검증방법인 Wilcoxon rank sum test를 실시하였다.<sup>14)</sup> 검증통계량(test statistic)인 Z값과 관련 유의수준이 <표 3>에 표시되어 있다. 우선, 단기예측을 살펴보면, 전기간을 고려했을 경우, 예측 4를 제외하고는 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 1988년에는 예측시점에 관계없이 10% 미만의 유의수준에서 예측오차에 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 한편, 장기예측의 경우에는 예측오차의 차이가 전혀 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 이익예측의 정확성을 기준으로 평가할 경우 한국과 미국 재무분석가 사이에 전반적으로 큰 차이는 없으나, 단기예측의 경우 한국재무분석가들의 기업이익예측능력은 미국재무분석가보다 비교적 우수하다고 추론할 수 있다.

<표 3>에서 예측오차를 예측시점별로 살펴보면 예측시점이 회계년도 말에 접근할수록 예측오차의 크기는 규칙성있게 작아지고 있다. 전기간을 고려했을 때, 한국재무분석가에 의한 단기예측(장기예측)의 평균오차는 예측 1이 0.441(0.608), 예측 2는 0.379(0.596), 예측 3은 0.368(0.566) 그리고 최종예측치(예측 4)의 오차는 가장 낮은 0.325(0.528)이다. 이러한 사실은 미국재무분석가에 의한 예측치나 각 연도별 분석에서도 비슷하게 나타나며 기존 연구의 결과와 유사하다(예, Elton, Gruber and Gultekin, 1981; Fried and Givoly, 1982; 이경주와 장지인, 1992 등). 이와같이 회계기말에 접근할수록 재무분석가에 의한 이익예측의 정확성이 높아지는 것은 재무분석가가 회계기간동안 계속적으로 정보를 획득할 수 있으며 또한 이용가능한 정보를 충분히 활용하고 있음을 의미하는 것이다.

기업이익예측의 정확성을 평가기준으로 하는 경우 한·미재무분석가 사이의 예측능력은 큰 차이가 없다는 앞서의 결론은 22개 업종으로 구성된 140개 표본기업을 대상으로 추론된 것이다. 그러나 본 연구의 최종표본에는 소속기업수가 7개 이상인 업종이 8개가 된다.<sup>15)</sup> 여기에서는 본 연구의 결과가 특정업종의 영향에 기인하는지를 검토하기 위해 각 업종별로 한국재무분석가와 미국재무분석가의 예측오차를 비교하였다.

14) Wilcoxon rank sum test를 사용한 이유는 절대상대오차의 분포가 정규분포가 아니며, 분포의 특성을 알 수 없었기 때문이다. 그러나 정규분포를 가정한 t-test의 결과도 유사하게 나타났다.

15) 기존의 업종별 비교분석에서는 한 업종에서 분석대상이 된 기업수가 4개 이상(이경주와 장지인, 1992) 또는 5개 이상(윤성준과 허성관, 1991)인 기업들만 포함시켰다. 본 연구에서 사용한 7개 이상 기준은 표본기업들이 해당업종을 대표하는데 이 기준이 적절하다는 연구자의 주관적 판단에 근거한 것이다.

〈표 4〉 한·미 재무분석가에 의한 예측오차의 업종별 비교

업종 <sup>1)</sup>	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	한국	미국	Z값 <sup>2)</sup>	표본수	한국	미국	Z값
음 식 료	25	0.362	0.374	-0.194	27	0.529	0.531	-0.060
섬 유	30	0.489	0.517	-0.253	31	0.562	0.683	-1.382
화 학	36	0.308	0.352	-0.878	36	0.569	0.505	0.636
비금속광물	19	0.407	0.450	-0.364	20	0.533	0.471	0.569
금 속	26	0.451	0.476	-0.387	32	0.636	0.671	-0.520
영상, 통신	27	0.438	0.464	-0.381	28	0.608	0.663	-0.626
건 설	26	0.440	0.423	-0.229	26	0.538	0.503	0.138
도 매	29	0.475	0.490	-0.070	29	0.613	0.514	0.807
업종 전체	218	0.419	0.441	-0.899	229	0.576	0.573	0.053

주: 1) 해당 업종의 표본기업수가 7개 이상인 경우만 포함.

2) Wilcoxon rank sum test에 의한 검증통계량.

〈표 4〉는 예측기간별로 8개 업종에 대하여 한·미 재무분석가의 평균예측오차와 Wilcoxon rank sum test의 Z통계량을 보여주고 있다. 각 예측오차는 예측 1을 사용하였으며 통계치들은 각 업종의 시계열자료와 횡단면자료를 통합한 자료(pooling data)에 의거한 것이다.<sup>16)</sup> 단기예측의 경우를 보면 모든 업종에서 일관된 부(-)의 Z값을 보이고 있는데, 이것은 한국재무분석가가 미국재무분석가에 비해 보다 정확하게 기업이익을 예측하고 있음을 나타낸다. 그러나 Z값을 살펴보면 모든 업종에서 한국재무분석가의 이익예측능력의 우수성이 통계적으로 유의하지 않음을 보여준다. 업종에 따라 한·미재무분석가 사이에 예측오차의 차이가 있는지 여부를 검증하기 위하여 Kruskal-Wallis test를 실시하였다. 검증통계량인  $\chi^2$  값(자유도=7)이 2.332로 유의하지 않았다. 이것은 표본기업의 업종별 분포가 본 연구의 결과에 영향을 주지 않

16) 다른 예측시점을 사용 분석결과도 큰 차이가 없었다.

있음을 보여주는 것이다. 한편, 장기예측의 경우에는, 비록 통계적으로 유의하지는 않지만 미국재무분석가들이 일부 업종(화학, 비금속광물, 건설 및 도매)에 대해서는 한국재무분석가에 비해 정확한 예측을 하는 것으로 나타났다. 또한, Kruskal-Wallis test의  $x^2$  값은 13.888로서 10% 수준에서 유의하였다.

재무분석가에 의한 예측정보의 상대적 정확성은 모든 예측대상기업에 영향을 미치는 경제 전반적인 요인, 각 기업이 속한 업종에만 국한된 요인 및 각 기업의 고유한 특성요인에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 제2장에서 언급되었듯이 재무분석가 예측능력의 상대적 우위성은 재무분석가가 특정기업에 대한 사적정보의 획득에 투입하는 자원(노력)의 정도에 의해 결정될 것이며, 자원투입량은 기업의 규모, 해외지명도, 분석하는 재무분석가의 수(예측선호도) 등의 기업특성에 의해 영향을 받을 것이다.

이상의 가설을 검증하기 위하여 표본기업을 기업규모, 해외지명도, 예측선호도에 따라 각각 2개의 집단으로 분류한 후 각 집단별로 한 미 재무분석가의 예측오차의 차이를 Wilcoxon rank sum test를 수행하여 비교하였다. 기업규모는 주식의 시장가치(주가×발행주식수)를 측정하여 후 대기업과 소기업으로 분류하였고,<sup>17)</sup> 해외지명도는 수출액 비중에 따라 수출형(매출액 중 수출이 있는 경우)과 내수형(매출액 전액이 국내시장에서 판매된 경우)으로 구분하였다. 한편, 예측선호도는 IBES에 있는 재무분석가의 수를 기준으로 2명인 경우와 1명인 경우로 양분하였다.<sup>18)</sup>

검증결과는 <표 5>에 요약되어 있다. 우선, 기업규모와 한 미 재무분석가 이익예측의 상대적 정확성 사이의 관계는 가설과 일치하고 있음을 알 수 있다. 단기예측의 경우 한국과 미국 재무분석가 모두 대기업에 대하여 보다 정확한 예측을 하고 있다. 특히, 장기예측의 경우, 소규모 기업들에 대해서는 국내분석가들에 의한 이익예측이 정확하지만 대기업에 대해서는 미국 재무분석가의 정확성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이러한 차이가 통계적으로 유의하지는 않다. 한편, 한 미 재무분석가 이익예측의 상대적 정확성이 기업규모별로 차이가 없다는 귀

17) 표본기업들을 3개 집단(대, 중, 소)으로 분류하거나, 자산총액으로 기업규모를 측정하여 분석에서도 유사한 결과를 얻었다.

18) 실증분석에 사용한 총 관찰치 중 재무분석가의 수가 3명인 경우는 단기예측이 5개, 장기예측은 3개가 있었는데 이들은 모두 2명으로 분류하였다.

무가설을 검증하기 위한 Kruskal-Wallis test의  $x^2$  통계량은 단기 및 장기예측에서 각각 0.008( $p=0.924$ ), 3.268( $p=0.071$ )로서 장기예측에 대해서는 가설이 기각되었다. 이상의 결과는 수출액 비중과 재무분석가의 수를 변수로 사용한 경우에도 유사하게 나타나고 있다. 즉, 수출형이고 재무분석가의 수가 많을수록 재무분석가들의 이익예측은 보다 정확하고, 미국재무분석가의 정확성이 상대적으로 높아진다. 요약하면, 기업규모, 해외지명도, 예측선호도 등과 같은 예측대상기업의 특성요인들은 한 미 재무분석가에 의한 이익예측정보의 상대적 정확성에 영향을 주고 있는 것으로 보인다.

〈표 5〉 기업특성에 따른 한·미 재무분석가의 이익예측의 정확성 비교

A. 기업규모 <sup>1)</sup>									
구	분	단기 이익예측			장기 이익예측				
		표본수	평균예측오차		Z값 <sup>4)</sup>	표본수	평균예측오차		Z값
			한국	미국			한국	미국	
대	기업	168	0.425	0.444	-0.817	172	0.585	0.580	0.202
소	기업	167	0.456	0.482	-0.877	171	0.578	0.605	-0.734
B. 수출액 비중 <sup>2)</sup>									
구	분	단기 이익예측			장기 이익예측				
		표본수	평균예측오차		Z값	표본수	평균예측오차		Z값
			한국	미국			한국	미국	
수	출형	190	0.454	0.458	-0.261	197	0.593	0.589	0.214
내	수형	147	0.424	0.470	-1.463	149	0.580	0.601	-0.516
C. 재무분석가의 수 <sup>3)</sup>									
구	분	단기 이익예측			장기 이익예측				
		표본수	평균예측오차		Z값	표본수	평균예측오차		Z값
			한국	미국			한국	미국	
2	명	174	0.437	0.457	-0.809	169	0.581	0.579	0.167
1	명	163	0.445	0.470	-0.860	177	0.594	0.609	-0.460

주: 1) 기업규모는 주식의 시장가치에 의해 측정됨.

2) 매출액 중 수출이 있는 경우에는 수출형, 매출액 전액이 국내시장에서 판매된 경우에는 내수형으로 구분.

3) IBES에 이익예측치를 제공하는 재무분석가의 수.

4) Wilcoxon rank sum test 검증통계량.

## 4. 2 시장기대이익의 대용치로서 기업이익예측의 적합성 비교

한국 재무분석가에 의한 기업이익예측이 미국 재무분석가의 예측치에 비해 비교적 정확하기 때문에 시장기대이익의 대용치로서도 보다 적합하다고 주장하기는 어렵다. 왜냐하면 사후적인(ex-post) 정확성 검증에서는 한국 재무분석가의 예측이 우수하지만 기업가치 또는 초과수익율과의 관련정도를 평가기준으로 비교할 때 미국 재무분석가에 의한 예측이 보다 우수할 수도 있기 때문이다. 따라서 시장기대이익의 대용치로서의 한·미 재무분석가의 기업이익 예측능력에 대한 상대적 우위성은 실증적 의문사항이며 여기서는 이에 관한 분석을 행한다.

〈표 6〉 시장기대이익의 대용치로서 한 미 재무분석가의 이익예측능력 비교

년 도	재무분석가 구 분	단기 이익예측		장기 이익예측	
		상관계수	초과성과지수	상관계수	초과성과지수
1988	한국	0.237	0.057	0.271	0.013
	미국	0.280	0.023	0.279	0.026
	Z 값	-0.230	0.344	-0.048	-0.154
1989	한국	0.209	0.016	0.402	0.059
	미국	0.278	0.036	0.394	0.096
	Z 값	-0.450	-0.978	0.063	-0.705
1990	한국	0.346	0.113	0.302	0.021
	미국	0.378	0.118	0.278	0.018
	Z 값	-0.234	-0.009	0.162	0.144
1991	한국	0.187	0.018	0.348	0.051
	미국	0.247	0.020	0.371	0.053
	Z 값	-0.488	0.253	-0.201	-0.126
전기간	한국	0.240	0.047	0.308	0.039
	미국	0.271	0.048	0.323	0.051
	Z 값	-0.441	-0.341	-0.223	-0.622

- 주: 1) 매년도 최초의 예측치, 예측1을 사용함.  
 2) 예측오차와 누적초과수익율의 Spearman 순위상관계수.  
 3) 예측오차의 부호에 근거하여 형성된 포트폴리오의 누적초과수익율.  
 4) 상관계수의 경우는 Fisher 변환에 의해 계산된 통계량이며,  
 초과성과지수의 경우는 Wilcoxon rank sum test 통계량임.

〈표 6〉에서는 한국과 미국 재무분석가에 의한 예측오차와 CAR의 상관계수 및 API가 각 연도별과 전체기간 그리고 예측기간(단기 장기)별로 요약되어 있다. 상관계수 및 API는 매년도 첫번째 공표된 이익예측치 (예측 1)를 사용하여 계산되었으며, 상관계수는 Spearman의 순위상관계수이다. 우선 전체기간 동안의 상관계수를 보면 미국 재무분석가의 경우 단기(장기)예측은 0.271(0.323)로서 한국 재무분석가의 0.240(0.308)보다 높게 나타나고 있다. 한·미 재무분석가 사이에 상관계수의 차이가 통계적으로 유의한가를 검증하기 위하여 Fisher의 변환(transformation)에 의한 Z통계량을 계산하였다. 낮은 Z값들은 상관계수의 차이가 통계적으로 유의하지 않음을 보여준다. 이와같은 결과는 각 연도별로 비슷하다.

한편, 검증기간 전체에 걸쳐서 한국 재무분석가의 단기(장기)예측에 기초하여 형성된 포트폴리오의 평균 API는 4.7%(3.9%)로서 미국 재무분석가의 예측치를 사용했을 때의 4.8%(5.1%)보다 낮다. 그러나 Wilcoxon rank sum test의 Z값은 이 차이가 통계적으로 유의하지 않음을 보여준다. 또한, 이러한 결과는 매년 유사하게 나타나고 있다. 이상의 결과는 시장기대이익을 평가기준으로 하는 경우 한국 재무분석가의 기업이익예측능력은 미국 재무분석가와 크게 다르지 않음을 보여주는 것이다.

이상의 결과는 시장기대이익에 대한 대응치로서의 적합성을 평가기준으로 하는 경우 한·미 재무분석가의 예측능력에 차이가 없음을 나타내고 있다. 그러나 업종에 따라서는 상이한 결과가 나올 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 본 절에서는 예측오차와 CAR의 상관계수 및 API를 이익예측능력의 평가기준으로 했을 때 한·미 재무분석가들간의 상대적우위가 업종별로 차이가 있는지를 분석하는데, 기본적인 연구설계는 앞에서 수행하였던 예측정확성의 산업별 비교와 동일하다.

〈표 7〉에는 한·미 재무분석가에 의한 예측오차와 CAR의 상관계수와 Fisher의 변환에 의한 Z값, API의 평균값과 Wilcoxon rank sum test의 Z값이 예측기간별로 8개 업종에 대하여 요약되어 있다. 단기예측의 경우를 보면 섬유업을 제외한 모든 업종에서 미국 재무분석가의 이익예측에 기초한 상관계수와 API가 한국재무분석가 보다 높게 나타나고 있다. 그러나 이러한 차이가 통계적으로 유의하지는 않다. 한편, 장기예측의 경우에도 비슷한 결과를 보이고 있다. 이것은 예측대상기업이 속한 업종이 시장기대이익의 대응치로서 한·미 재무분석가의 상대적 예측능력에 영향을 미치지 않음을 보여주는 것이다.

〈표 7〉 시장기대이익의 대용치로서 한 미 재무분석가의 예측능력의 업종별 비교

A. 예측오차와 누적초과수익율의 상관계수								
업종 <sup>1)</sup>	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	한국	미국	Z값 <sup>2)</sup>	표본수	한국	미국	Z값
음 식 료	25	0.073	0.143	-0.235	27	0.498	0.592	-0.465
섬 유	30	0.378	0.179	0.797	31	0.375	0.381	-0.026
화 학	36	0.339	0.377	-0.174	36	0.361	0.341	0.093
비금속광물	19	0.501	0.594	-0.376	20	0.379	0.370	0.029
금 속	26	0.423	0.513	-0.391	32	0.264	0.383	-0.507
영상, 통신	27	-0.320	-0.213	-0.253	28	-0.272	-0.152	-0.446
건 설	26	0.052	0.309	-0.908	26	0.381	0.184	0.731
도 매	29	0.169	0.230	-0.231	29	0.350	0.427	-0.328
업종 전체	218	0.237	0.308	-0.802	229	0.281	0.315	-0.478
B. 초과성과지수								
업종	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	한국	미국	Z값 <sup>3)</sup>	표본수	한국	미국	Z값
음 식 료	25	0.003	0.069	-0.660	27	0.003	0.087	-1.055
섬 유	30	0.096	0.035	0.902	31	0.012	0.018	-0.274
화 학	36	0.031	0.016	-0.112	36	0.032	0.047	-0.377
비금속광물	19	0.130	0.176	-0.423	20	-0.006	0.040	-0.433
금 속	26	0.092	0.098	-0.238	32	0.059	0.141	-0.785
영상, 통신	27	-0.025	0.013	-0.415	28	-0.032	-0.016	-0.360
건 설	26	0.008	0.031	-0.521	26	0.045	0.025	0.677
도 매	29	0.019	0.015	-0.031	29	0.029	0.039	-0.420
업종 전체	218	0.041	0.050	-0.621	229	0.019	0.049	-1.098

주: 1) 해당 업종의 표본기업수가 7개 이상인 경우만 포함.

2) Fisher변환에 의한 통계량.

3) Wilcoxon rank sum test에 의한 검증통계량.

한국재무분석가와 미국재무분석가에 의한 이익예측치가 시장기대이익을 반영하는 정도가 예측대상기업의 특성에 따라 차이가 있는지를 검증한 결과는 <표 8>과 <표 9>에 보고되어 있다. 기업규모, 해외지명도(수출액 비중) 그리고 재무분석가의 예측선호도(분석하는 재무분석가의 수)를 기업특성요인으로 고려하는 연구설계는 예측의 정확성을 비교한 경우와 동일하다.

<표 8>을 보면, 비록 통계적으로 유의하지는 않지만, 미국재무분석가에 의한 예측오차와 CAR의 상관계수가 기업특성요인에 관계없이 한국재무분석가에 비해 높게 나타나고 있다. 또

<표 8> 기업특성에 따른 한 미 재무분석가의 이익예측능력 비교: 예측오차와 누적초과수익율의 상관계수

A. 기업규모 <sup>1)</sup>								
구 분	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	상관계수		Z값 <sup>4)</sup>	표본수	상관계수		Z값
		한국	미국			한국	미국	
대 기업	168	0.158	0.212	-0.509	172	0.166	0.189	-0.222
소 기업	167	0.308	0.317	-0.090	171	0.403	0.420	-0.185
B. 수출액 비중 <sup>2)</sup>								
구 분	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	상관계수		Z값 <sup>4)</sup>	표본수	상관계수		Z값
		한국	미국			한국	미국	
수출형	190	0.253	0.275	-0.233	197	0.361	0.375	-0.158
내수형	147	0.231	0.261	-0.273	149	0.242	0.262	-0.188
C. 재무분석가의 수 <sup>3)</sup>								
구 분	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	상관계수		Z값 <sup>4)</sup>	표본수	상관계수		Z값
		한국	미국			한국	미국	
2명	174	0.249	0.304	-0.546	169	0.290	0.312	-0.220
1명	163	0.231	0.244	-0.126	177	0.326	0.334	-0.084

주: 1) 기업규모는 주식의 시장가치에 의해 측정됨.  
 2) 매출액 중 수출이 있는 경우에는 수출형, 매출액 전액이 국내시장에서 판매된 경우에는 내수형으로 구분.  
 3) IBES에 이익예측치를 제공하는 재무분석가의 수.  
 4) Wilcoxon rank sum test 검증통계량.

한, 수출액 비중이 크고 분석하는 재무분석가의 수가 많을수록 높은 상관계수를 보이고 있다. 반면, 예상과는 달리, 대기업들은 소규모 기업들에 비해 상관계수가 낮다. 이러한 결과는 단기 예측과 장기예측에서 모두 나타나고 있으며, 더우기 재무분석가들의 예측치에 기초한 포트폴리오의 API를 고려한 경우에도 유사한 결과를 보여주고 있다(<표 9>). 종합적으로 볼 때, 이상의 결과는 시장기대이익의 대용치로서의 적합성을 기준으로 평가한 한·미 재무분석가의 이익예측능력에 대한 상대적 우위성이 예측대상기업들의 특성 (기업규모, 해외지명도, 재무분석가의 예측선호도)에 의해 영향을 받지 않음을 시사하는 것이다.

<표 9> 기업특성에 따른 한 미 재무분석가의 이익예측능력 비교: 초과성과지수

A. 기업규모 <sup>1)</sup>								
구분	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	상관계수		Z값 <sup>4)</sup>	표본수	상관계수		Z값
		한국	미국			한국	미국	
대기업	168	0.043	0.045	-0.404	172	0.032	0.038	-0.367
소기업	167	0.052	0.052	-0.083	171	0.043	0.059	-0.422
B. 수출액 비중 <sup>2)</sup>								
구분	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	상관계수		Z값 <sup>4)</sup>	표본수	상관계수		Z값
		한국	미국			한국	미국	
수출형	190	0.052	0.046	-0.159	197	0.050	0.058	-0.137
내수형	147	0.040	0.050	-0.326	149	0.025	0.038	-0.631
C. 재무분석가의 수 <sup>3)</sup>								
구분	단기 이익예측				장기 이익예측			
	표본수	상관계수		Z값 <sup>4)</sup>	표본수	상관계수		Z값
		한국	미국			한국	미국	
2명	174	0.045	0.052	-0.524	169	0.050	0.055	-0.350
1명	163	0.050	0.044	0.028	177	0.029	0.044	-0.427

주: 1) 기업규모는 주식의 시장가치에 의해 측정됨.

2) 매출액 중 수출이 있는 경우에는 수출형, 매출액 전액이 국내시장에서 판매된 경우에는 내수형으로 구분.

3) IBES에 이익예측치를 제공하는 재무분석가의 수.

4) Wilcoxon rank sum test 검증통계량.

## V. 결 론

본 연구의 목적은 우리나라 재무분석가들의 기업이익예측능력을 선진국과 상대적으로 평가하는 것이다. 즉, 국내기업에 대한 한국재무분석가와 미국재무분석가의 이익예측자료를 이용하여, 이들 한·미 재무분석가들의 기업이익예측능력을 비교함으로써 그 상대적 우위성을 평가하고자 하였다. 예측능력은 (1) 예측치의 정확성과 (2) 시장기대이익의 대응치로서 예측치의 적합성, 즉 예측오차와 초과수익율의 관련정도에 의해 평가되었다. 또한 기업규모, 해외지명도, 재무분석가의 예측선호도 등의 기업특성과 예측대상기업이 속한 업종이 두 재무분석가 집단간의 상대적 예측능력에 영향을 미치는지에 대해서도 검토하였다.

실증분석은 한국증권거래소에 상장된 기업들 중에서 IBES(미국재무분석가)와 대우경제연구소(한국재무분석가)가 공통적으로 예측정보를 제공하는 140개의 표본기업에 대해 4년(1988-1991) 동안의 주당순이익 예측치를 사용하여 수행되었다. 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 이익예측의 정확성을 기준으로 평가했을 경우 한·미 재무분석가 사이에 통계적으로 유의한 차이는 없으나, 한국재무분석가들의 기업이익예측능력은 미국재무분석가보다 비교적 우수하다. 이러한 결과는 단기 및 장기예측 그리고 모든 업종에서 일관되게 나타나고 있으나, 기업규모가 크고 수출형이며 재무분석가의 수가 많은 기업일수록 한국재무분석가의 상대적 우위성은 감소하고 있다.

둘째, 시장기대이익에 대한 대응치로서의 적합성을 평가기준으로 사용하는 경우에는 미국재무분석가의 기업이익예측능력이 한국재무분석가에 비해 약간 우수한 것으로 나타나고 있으나, 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있지는 않다. 특히 이러한 결과는 예측기간이나 예측대상기업의 업종, 그리고 기업규모, 해외지명도, 예측선호도 등의 기업특성요인에 관계없이 일관성 있게 나타나고 있다.

본 연구는 다른 실증연구와 마찬가지로 여러 한계를 가지고 있는데, 대표적인 문제점으로는 다음과 같은 것들을 들 수 있다. 첫째, 국내재무분석가의 예측치로 대우경제연구소의 예측자료만을 이용하였기 때문에 본 연구의 결과를 일반화하고 해석하는데 주의해야할 것이다. 둘

째, 표본기업의 이익공시시점에 관한 자료의 제약으로 월별수익율을 사용하였는데 이것이 시장대이익을 기준으로 하는 예측능력의 평가에 영향을 주었을 가능성을 배제할 수 없다. 셋째, IBES가 예측대상기업을 선정하는 기준과 예측정보를 산출하는 과정에 대한 검토가 이루어지지 않았다. 이로 인해 표본추출편의(sample selection bias)문제 및 한 미 재무분석가간의 실질적 예측시점이 다른데서 오는 문제점이 있을 수 있다.

이상의 한계점에도 불구하고 본 연구는 국내재무분석가의 기업이익예측능력을 외국의 재무분석가와 상대적으로 평가한 최초의 시도로서 중요성이 있으며, 다음과 같은 시사점을 제시해 준다. 첫째, 우리나라 재무분석가들의 기업이익예측능력은 미국재무분석가와 비교할 때 큰 차이가 없다. 이것은 미국 재무분석가들이 한국기업에 대한 이익예측을 위해 아직까지는 그들의 자원을 충분히 활용하고 있지 않거나, 또는 한국의 증권회사연구소와 투자자문계약을 맺어 이익예측자료를 공급받고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 따라서 현재 국내재무분석가가 유지하고 있는 약간의 상대적 우위성을 유지하기 위한 향후 노력이 필요하다. 둘째, 외국 재무분석가들의 국내활동은 점차 증가하는 추세에 있으며, 이것은 국내재무분석가들의 경쟁력을 유지 향상시키기 위한 여러가지 방안이 강구되어야 함을 의미한다. 따라서 후속연구에서는 외국 재무분석가들이 우리나라에서 예측대상기업을 선정하는 기준과 관련자료를 수집 평가하여 예측정보를 제공하는 과정에 관한 이론적, 실증적 분석이 요구된다.

## 참 고 문 헌

1. 김권중, 황선용, 김진선, “주가지수의 효율성과 초과수익율 추정치의 편의,” 증권학회지(1994), pp. 467-511.
2. 송인만, “회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구: 주별수익율을 이용한 회계이익 공시시점의 검토,” 회계학연구(1989년 11월), pp. 1-24.
3. 윤성준, 허성관, “시계열분석과 재무분석가에 의한 업종별 당기순이익 예측의 비교,” 회계학연구(1991년 12월), pp. 49-60.

4. 이남주, 나인철, “재무분석가의 예측치를 이용하여 측정된 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 관한 실증적 연구,” 증권학회지(1992), pp. 523-551.
5. 이경주, 장지인, “재무분석가의 기업이익 예측능력,” 회계학연구(1992), pp. 193-216.
6. 이윤원, 정우성, “기업특성과 재무분석가 예측정보의 정확성,” 회계학연구(1993년 12월), pp. 89-108.
7. 이윤원, 정우성, “회계변경이 재무분석가의 회계정보 예측오차에 미치는 영향,” 경영학연구(1994년 11월), pp. 251-270.
8. Albrecht, S., D. Johnson, L. Lookabill and D. Watson, “A Comparison of the Accuracy of Corporate and Security Analysts’ Forecasts of Earnings: A Comment,” *Accounting Review* (January 1977), pp. 736-740.
9. Brown, P., G. Foster and E. Noreen, *Security Analysts’ Multi-year Earnings Forecasts and the Capital Market*, American Accounting Association (1984).
10. Brown, L., P. Griffin, R. Hagerman and M. Zmijewski, “Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings,” *Journal of Accounting and Economics* (April 1987a), pp. 61-87.
11. Brown, L., P. Griffin, R. Hagerman and M. Zmijewski, “An Evaluation of Alternative Proxies for the Market’s Assessment of Unexpected Earnings,” *Journal of Accounting and Economics* (July 1987b), pp. 159-193.
12. Brown, L. and M. Rozeff, “The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations: Evidence from Earnings,” *Journal of Finance* (1978), pp. 1-16.
13. Brown, L., G. Richardson and S. Schwager, “An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings,” *Journal of Accounting Research* (Spring 1987), pp. 49-67.
14. Bhushan, R., “Firm characteristics and Analyst Following” *Journal of Accounting and Economics* (July 1989), pp. 255-274.
15. Collins, W. and W. Hopwood, “Multivariate Analysis of Annual Earnings Forecasts Generated from Quarterly Forecasts of Financial Analysts and

- Univariate Time-Series Models," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1980), pp. 390-406.
16. Fried, D. and D. Givoly, "Financial Analysts Forecasts of Earnings: A Better Surrogate for Market Expectations," *Journal of Accounting and Economics* (October 1982), pp. 85-107.
  17. Givoly, D. and J. Lakonishok, "Properties of Analysts Forecasts of Earnings: A Review and Analysis of the Research," *Journal of Accounting Literature* (1984), pp. 117-152.
  18. Phibrick, D. and W. Ricks, "Using Value Line and IBES Analyst Forecasts in Accounting Research," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1991), pp. 397-417.

## An International Comparison of Analysts' Earnings Forecasting Ability

Jee In Jang\* · Kyung Joo Lee\*\*

### ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate whether financial analysts' earnings forecasting ability varies across different countries. In particular, we examine the relative superiority of Korean financial analysts' earnings forecasts over those by American analysts. Relative superiority is evaluated in terms of both the forecast accuracy and the appropriateness as a proxy for market expectation. The empirical tests are performed using a sample of 140 Korean firms over 4 year period(1988-1991) for which both the Daewoo Economic Research Institute(Korean analysts) and the Institutional Brokerage Estimate System(IBES : American analysts) provide EPS forecasts data.

Our empirical results can be summarized as follows : First, Korean analysts' earnings forecasts are more accurate than the IBES forecasts. This finding is robust with respect to different forecasting horizons(one year and two year ahead forecasts) and industries. However, the superiority of Korean analysts' forecasts decreases as the firm size, the amount of export, and the number of analysts following a firm increase. Second, the IBES forecasts appear to be a better proxy for market expectation than those by Korean analysts. Although statistically insignificant, this result holds up regardless of forecasting horizons, industries, and firm characteristics such as firm size, level of export, and the number of analysts following a firm.

---

\* Associate Professor, Department of Accounting, Chung Ang University

\*\* Assistant Professor, Department of Accounting, Cheju National University