

기본변수의 미래이익 예측력과 재무분석가의 이익예측 효율성

The Predictability of Fundamental Variables on Future Earnings and Analysts' Forecast Efficiency

(제1저자) 신 희 정 Heejeong Shin*

(교신저자) 나 종 길 Chongkil Na**

(공동저자) 고 재 민 Jaimin Goh***

개요: 본 연구는 재무분석가들이 미래이익 변화에 대한 기본변수의 정보성을 이익예측치에 효율적으로 반영하는지 분석하였다. 기업가치의 결정과정에서 핵심적인 미래이익의 예측과 관련하여 재무제표상의 기본변수들이 유용한 정보성을 갖는다고 보고되어 왔다. 미래이익의 예측과 관련하여 재무분석가들이 재무제표 정보를 활용하는 것으로 알려져 있지만, 이러한 과정에 여러 편의도 존재하고 있다. 따라서 재무분석가들이 기본변수에 대해 효율적으로 반응하는지 살펴볼 필요가 있다. 이에 본 연구는 Penman and Zhang(2006)이 제안한 기본변수를 이용하여 미래이익 증가성향을 나타내는 종합지표값을 측정하고, 재무분석가 이익예측에 대해 포트폴리오분석 및 회귀분석을 실시하였다.

실증분석 결과, 종합지표값이 커질수록 당기이익 대비 재무분석가의 이익예측치가 증가할 확률이 높게 나타났지만, 기본변수의 미래이익 증감에 대한 정보성을 충분히 반영하지는 못하였다. 구체적으로 재무분석가들은 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대해서는 과소 예측하고, 미래이익이 감소할 가능성이 높은 기업에 대해서는 과대 예측하는 경향을 보였다. 또한 재무분석가의 과소 및 과대예측 편의의 크기를 비교한 분석에서는 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대한 과소예측이 더 크게 나타났다. 이는 기본변수가 합

논문접수: 2016. 10. 30 1차수정: 2017. 04. 28 2차수정: 2017. 06. 27 게재확정: 2017. 08. 01

* 이화여자대학교 경영학 박사, Ph. D., College of Business Administration, Ewha Womans University (E-mail: hjshin0823@gmail.com)

** 전남대학교 경영대학 교수, Professor, College of Business Administration, Chonnam National University (E-mail: cknah@jnu.ac.kr)

*** 인하대학교 경영대학 부교수, Associate Professor, College of Business Administration, Inha University (E-mail: jaimin@inha.ac.kr)

의하는 미래이익의 증가 혹은 감소 성향을 재무분석가가 이익예측치에 반영하는 데 있어 효율적이지 못한 것으로 해석할 수 있다. 본 연구는 기본변수에 대한 시장의 반응을 주식 시장의 가치평가에서 재무분석가 이익예측으로 확장하였다는 점에서 학술적 공헌도를 지닌다. 본 연구의 결과는 재무분석가들의 이익예측치가 기본변수의 미래이익 변화 예측력을 반영하고는 있지만, 그 정도가 충분하지 않다는 것을 실증적으로 보여준다. 따라서 재무분석가들은 기본변수의 정보성을 심도 있게 해석하여 그들의 예측치에 적극적으로 반영할 필요가 있다고 제안한다.

한글색인어: 기본분석, 이익예측력, 재무분석가 예측효율성, 재무분석가 이익예측

ABSTRACT: We investigate whether the analysts fully incorporate the informativeness of fundamental variables into their earnings forecast. It has been documented that financial analysts tend to misforecast earnings, while they use financial statements which provide significant information on the change in future earnings. In this regard, we examine whether analysts' forecasts are efficient to the earnings predictability of fundamental variables. In this study, we employ a summary score (AFS) for 6 variables developed by Penman and Zhang(2006) as a fundamental variable. By using a series of regression analyses and portfolio tests, we find that analysts are more likely to predict future earnings increase for firms with higher AFS. However, analysts' forecasts do not fully reflect the information implied by fundamental variables for future earnings increase. Specifically, analysts' forecasts are more optimistic (pessimistic) for firms with low (high) AFS, leading to a tendency of mean-centralized earnings forecasts. Moreover, the extent of analysts' forecast bias is greater for firms with high AFS in which analysts' forecasts tend to be understated. These evidences indicate that analysts underreact to the predictability of fundamental variables. Finally, we suggest that analysts should weigh more on the implication of a fundamental variable and take it into consideration when they assess the future earnings of target firms.

Keywords: Analysts' earnings forecasts, Analysts' forecast efficiency, Earnings predictability, Fundamental analysis

I. 서론

재무분석가들의 이익예측치는 자본시장에서 기업가치 평가 및 투자의사결정 과정에 유용한 정보로 여겨지고 있다(Brown et al. 1987a). 따라서 재무분석가들이 미래이익과 관련된 정보를 이익예측 활동에 효율적으로 반영하여 그 정확성을 높이는 것은 자본시장의 효율성 관점에서 매우 중요하다고 할 수 있다. 그러나 재무분석가들의 이익예측 활동이 효율적이지 못하다는 것이 여러 측면에서 보고되어 왔다. 재무분석가들의 낙관적 이익예측 성향이나 다른 재무분석가의 예측치를 추종하는 허딩(herding) 성향, 그리고 특정 정보에 고착되어 이익을 예측하는 앵커링(anchoring) 편향 등이 그 예이다(O'Brien 1988; Abarbanell 1991; Hong et al. 2000; Clement and Tse 2005; Cen et al. 2013). 이는 재무분석가의 이익예측치가 기업가치에 대하여 편의를 가질 수 있으며 궁극적으로 투자자들의 가격결정 오류에 영향을 미치게 된다는 것을 의미한다. 따라서 이익예측에 대한 재무분석가들의 효율성은 자본시장의 효율성 측면에서도 중요한 문제이다(Kothari 2001).

기본분석(fundamental analysis) 관련 연구들은 재무제표상의 정보들인 기본변수가 미래이익 예측력을 가지며 기업 내재가치에 대해 높은 설명력을 가진다고 보고하였다. 즉 기본변수들이 차기이익의 증가 혹은 감소, 그리고 주가수익률에 대한 예측능력을 지니고 있으며, 이를 활용한 투자전략 또한 우수한 성과를 보인다고 보고되어 왔다(Lev and Thiagarajan 1993; Abarbanell and Bushee 1997, 1998; Piotroski 2000; Wieland 2011; Wahlen and Wieland 2011). 이러한 맥락에서 본 연구는 재무분석가들이 기본변수가 내포하는 미래이익에 대한 정보성(informativeness)을 효율적으로 인지하여 이익예측치에 반영하는지 분석하고자 한다. 이와 관련하여 Abarbanell and Bushee(1997)는 Lev and Thiagarajan(1993)이 제시한 기본변수의 정보성을 재무분석가들이 이익예측치에 효율적으로 반영하지 못한다고 지적하였다. 이와는 달리 본 연구는 Lev and Thiagarajan(1993)이 제시한 기본변수들보다 그 미래이익 예측력이 우수하다고 여겨지는 Penman and Zhang(이하 PZ)(2006)의 기본변수를 대상으로 분석하였다.¹⁾

본 연구에서는 재무분석가 이익예측치가 기본변수의 미래이익에 대한 예측력을 효율적으

1) 본 연구에서는 PZ(2006)이 제시하고 Wieland(2011) 및 Wahlen and Wieland(2011)이 발전시킨 구조적 접근법(structure-based approach)의 6개의 개별기본변수 중 나중길과 신회정(2013b) 등 기존의 국내 선행연구에서 미래이익 예측력이 존재하지 않는 것으로 보고된 판매관리비율 변화(ΔSG_A)를 제외하고, 미래이익 예측력이 존재하는 것으로 보고된 매출의 증가 및 순영업자산 성장($SNOA$)을 포함하였다.

로 반영하는지 검증하기 위해 다음과 같은 분석을 수행하였다. 첫째, 기본변수가 함의하는 미래이익 증감에 대한 정보성과 재무분석가의 미래이익 증감에 대한 예측 정확성을 비교하기 위해, 기본변수(*AFS*)의 크기에 따른 포트폴리오별로 실제이익이 증가할 확률과 재무분석가가 이익이 증가할 것으로 예측하는 확률을 비교하였다. 둘째, 재무분석가의 이익예측치가 기본변수가 내포하는 미래이익에 대한 정보성을 반영하는 정도를 분석하기 위해, 실제이익의 증가와 이익증가예측에 대한 각 로그 승산비(log odds ratio)를 종속변수로 하는 연립방정식을 구성하고, 기본변수(*AFS*)를 독립변수로 하여 무관회귀분석(seemingly unrelated regression, SUR)을 실시하였다. 마지막으로 재무분석가 이익예측오류가 기본변수의 미래이익 예측력에 대한 재무분석가의 과소반응과 관련이 있는지 분석하기 위해, 기본변수의 미래이익 증감 성향에 따라 이익예측 오류의 방향 및 크기를 분석하였다.

유가증권시장과 코스닥 상장 기업을 대상으로, 2006년부터 2012년까지의 분석기간에 대한 포트폴리오 분석과 회귀분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 재무분석가의 이익예측치는 기본변수의 미래이익 예측력을 충분히 반영하지 못하는 것으로 나타났다. 이는 재무분석가들이 미래이익이 증가(감소)할 가능성이 높은 기업에 대해 그 기업의 미래이익이 변화하는 방향에 대해서 효율적이지는 못하다는 것을 의미한다. 둘째, 재무분석가들은 미래이익이 증가하는 기업의 경우 과소예측하는 반면 미래이익이 감소하는 기업에 대해서는 과대예측하는 경향을 보였으며, 이는 재무분석가들의 이익예측이 전체기업의 평균값에 집중되는 이익예측치의 중심화 경향을 나타내는 것과 관련된다. 이는 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대해서는 비관적으로 예측하고, 미래이익이 감소할 가능성이 높은 기업에 대해서는 낙관적으로 예측하는 경향이 있음을 의미한다. 셋째, 재무분석가 예측의 편의는 기본변수가 함의하는 미래이익에 대한 정보성에 따라 다르게 나타났다. 즉, 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대한 과소 예측의 정도가 미래이익이 감소할 가능성이 높은 기업에 대한 과대 예측의 정도보다 더 크게 나타났다.

본 연구는 기본분석 및 재무분석가 이익예측에 대한 선행연구를 확장하여 기본변수의 미래이익 예측력에 대한 재무분석가의 효율성을 실증적으로 분석했다는 데 의의가 있다. 본 연구의 결과는 기업가치 평가에 있어서 기본변수가 유용한 정보를 내포하고 있으며, 재무분석가 이익예측치는 기본변수가 함의하고 있는 정보성에 대해 편의가 존재할 수 있음을 보여준다. 이는 재무분석가들이 이익예측에 있어서 기본변수의 정보성을 심도 있게 해석하고 반영할 필요가 있다는 시사점을 제공한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 II장에서는 기본변수의 미래이익 예측력과 재무분석가의 이익예측 효율성에 대한 선행연구들을 검토하고 연구방향에 대해 논의한다. III장에서는 표본 및 기본변수의 측정에 대해서 설명하고, IV장에서는 실증분석결과를 보여준다. 마지막 V장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 연구 배경

2.1 기본변수의 미래이익 예측력

기본분석(fundamental analysis)은 재무제표상의 정보 및 재무비율을 활용하여 미래이익을 예측하고 가격결정오류가 존재하는 주식을 인지함으로써 투자의사결정에 도움이 된다(Kothari 2001). 이와 관련된 연구들은 재무제표 상 특정 항목들이 미래이익에 대한 예측력을 가지고 있으며, 이러한 정보성을 이용한 투자전략은 초과수익률을 얻을 수 있는 것으로 보고하여 왔다. 또한 가치주와 성장주 기업, 그리고 애널리스트가 존재하는 기업 등 다양한 상황에서 적용 가능한 기본변수들을 개발하고 이를 이용한 투자전략의 효과를 보고한 선행연구들이 다수 존재하는데, 이는 기본변수의 미래이익 예측력에 근거한 투자전략이 실무적으로도 성공적일 수 있다는 것을 시사한다(Lev and Thiagarajan 1993; Abarbanell and Bushee 1997, 1998; Piotroski 2000; Mohanram 2005; Wahlen and Wieland 2011).

기본분석의 초기 연구들은 주로 통계적 기법을 이용하여 미래이익을 예측하는 변수를 개발하고 이와 같은 변수들이 주식수익률을 설명할 수 있는가에 초점을 맞추었다. Ou and Penman(1989)은 68개의 재무제표항목들을 미래이익에 대하여 회귀분석한 결과에서 통계적으로 유의한 설명력을 갖지 못하는 항목을 제외하는 방식으로 약 20개 가량의 변수를 가려낸 후, 이를 이용하여 개발한 종합지표값(Pr)이 기업의 미래성과 및 주식수익률에 대하여 유의한 정보성을 가진다고 보고하였다. 이 연구는 기업의 내재가치 평가에 있어서 재무제표정보의 유용성을 최초로 제시한 것으로 평가받고 있으나, 통계적 기법에 의해 개발된 기본변수들은 실무적으로 적용하기 어렵다는 한계점이 존재한다. 이에 이익의 질이 미래의 기업가치를 결정한다는 관점에서 Lev and Thiagarajan(1993)은 실무적으로 재무분석가들 사이에서 활용되고 있는 회계 항목들이 실제로 미래이익에 대해 예측력을 지니는지 분석하고, 이러한 회계 항목들의 종합지표값과 이익의 질의 관련성을 실증적으로 보여주었다. 그러나 Abarbanell and Bushee(1997)는 이들 기본변수들이 갖는 미래이익예측력을 재무분석가들이 충분히 활용하지 못한다고 주장하였는데, 이러한 맥락에서 Abarbanell and Bushee(1998)는 기본변수들의 정보에 근거한 투자전략은 초과수익률을 얻을 수 있다고 보고하였다.

기본변수의 정보성에 근거한 투자전략을 보다 상황적으로 접근하여 분석한 연구들은 미래이익을 설명할 수 있는 재무제표상의 항목 및 재무비율이 기업의 특성 및 재무상태 등에 따라 달라질 수 있다는 관점에서 기본변수를 제시하였다(Piotroski 2000; Mohanram

2005). Piotroski(2000)는 유동성, 영업효율성, 수익성 등을 고려하여 개발한 종합지표 값(F score)이 시장에서 저평가되고 있는 가치주의 미래이익에 대한 예측력을 지닌다고 보고하였고, Mohanram(2005)은 수익성, 보수주의, 그리고 이익고착화(naive extrapolation)를 고려하여 종합지표값(G-Score)을 개발하여 시장에서 고평가되고 있는 성장주에 대한 미래이익예측력을 보고하였다. 두 지표에 근거한 투자전략 또한 양(+)의 초과수익률을 나타내는 것으로 보고되었다. 그러나 이러한 전통적인 기본분석 연구들은 기업가치와 관련된 변수들을 자의적으로 탐색하여 제시함으로써 일반화가 어렵고 변수들 간에 상관관계가 존재한다는 한계점이 있다(Richardson et al. 2010).

PZ(2006)는 이상의 한계점을 개선하여 기업가치 평가 이론에 기반을 둔 기본분석 연구를 발전시켰다.²⁾ PZ(2006)가 제시한 기본변수는 잔여이익평가모형(residual income valuation model)에서 미래의 기업가치를 결정하는 잔여이익이 순영업자산이익률(return on net operating asset)과 순영업자산성장(growth in net operating asset)으로 구성된다는 Nissim and Penman(2001)에 근거한다. PZ(2006)는 회계수치의 기간 간(inter-temporal) 및 기간 내(intra-period) 관계를 고려하여 이 두 변수를 보다 세분함으로써 미래이익을 예측하는 6개의 기본변수와 이를 종합한 요약지표(S-Score)를 고안했다.³⁾ Wieland(2011)와 Wahlen and Wieland(2011)는 PZ(2006)의 변수에 판매관리비율변화(ΔSGA)를 추가하고 기본변수를 확장하여, 이들 변수로 계산한 종합지표값(PEI-Score)에 근거한 투자전략이 재무분석가들의 이익예측에 근거한 투자전략보다 그 성과가 우수하다는 사실을 보고하였다.⁴⁾ 국내 시장을 대상으로 분석한 나종길과 신희정(2013b) 역시 PZ(2006)의 기본변수들 및 종합지표값의 미래이익 예측력을 보고하였으며, 이에 근거한 투자전략에서 양(+)의 초과수익률을 관찰하였다. 이에 본 연구는 실증분

2) PZ(2006)는 과거의 재무제표분석과 관련된 연구들(Ou and Penman 1989; Lev and Thiagarajan 1993; Abarbanell and Bushee 1997, 1998)이 재무제표상의 항목 및 비율들을 선정하는 데 있어서 회계시스템상의 구조를 간과했다는 한계점을 고려하여 기본분석의 구조적 접근법(structure-based approach)을 제시하였다.

3) PZ(2006)에서 미래이익의 지속성에 대한 정보를 제공할 것으로 제시된 변수는 당기 순영업자산이익률($RNOA$), 당기 순영업자산이익률 변화($\Delta RNOA$), 순영업자산성장율($GNOA$), 매출이익률 변화(ΔPM), 자산회전을 변화(ΔATO), 그리고 영업발생액($Accr$)이다. 구체적으로 PZ(2006)는 순영업자산이익률($RNOA$)의 예측과 관련하여 현재의 $RNOA$ 와 $\Delta RNOA$ 에 대한 재무제표 항목들의 예측력을 분석하고, 영업활동의 순증관계(clean surplus relations)에 근거할 때 순영업자산성장율($GNOA$)이 현재의 영업이익을 결정하는 동시에 현재 수익성의 지속 여부를 결정하는 것으로 보고 순영업자산 변화(ΔNOA)에 영향을 미치는 재무제표 항목들의 예측력을 분석하였다. 또한 순영업자산 변화(ΔNOA)에 영향을 미치는 재무제표 항목으로서 매출이익률 변화(ΔPM), 자산회전을 변화(ΔATO), 순영업자산성장율($GNOA$), 그리고 회계발생액($Accr$)을 고려하였다. 분석 결과, $RNOA$, ΔATO , $GNOA$, $Accr$ 등이 차기 $RNOA$ 에 대하여 유의한 예측력을 가지는 것으로 나타났다.

4) Wahlen and Wieland(2011)는 매출증감 대비 판매관리비의 변화 크기로 경영자들의 미래이익에 대한 낙관성을 예측할 수 있다는 Anderson et al.(2003)에 근거하여 판매관리비율 변화(ΔSGA)를 추가하고 당기 순영업자산이익률 변화($\Delta RNOA$)를 제외한 6개 기본변수를 이용하여, 이들 기본변수들의 요약지표(PEI-Score)를 개발하였다.

석을 위해 PZ(2006)에 근거한 개별기본변수 및 종합지표값을 이용한다.

2.2 재무분석가의 이익예측 효율성과 기본변수

재무분석가가 예측한 이익은 기업가치의 측정 및 투자의사결정을 위한 주요 정보 원천이라고 할 수 있다(Kothari 2001).⁵⁾ 재무분석가 이익예측치는 시장이 기대하는 기업이익의 대용치로 여겨지고 있으며(Waymire 1984), 미래의 주가에 영향을 미치는 등 주가수익률 예측에 있어서 정보성을 지니는 것으로 알려져 있다(Elton et al. 1981; Brown et al. 1987b). 또한 재무분석가가 이익예측치를 수정함에 따라 주가수익률이 변동한다는 연구결과들은 재무분석가의 이익예측치가 투자자들의 의사결정에 있어서 의미있는 정보로 활용된다는 것을 의미한다(Imhoff and Lobo 1984; Stickel 1992; Lui 1995; 장지인과 태석준 1992; 정석우와 임태균 2005)

그러나 한편에서는 재무분석가의 이익예측 활동에 비효율성이 존재한다는 연구들이 다수 존재한다. Abarbanell(1991)과 Elgers and Lo(1994)는 재무분석가들이 과거 주가수익률에 내포된 정보를 미래이익 예측에 완전히 반영하지 못하며, Lys and Sohn(1990), Klein(1990) 그리고 Abarbanell(1991) 등은 재무분석가들이 주가에 반영된 과거의 정보에 대해 과소반응한다고 보고하였는데, 이는 재무분석가 이익예측이 과거 정보를 충분히 반영하는 데 있어서 비효율적이라는 것을 의미한다(Kothari 2001). 이러한 비효율성은 주로 재무분석가의 행동특성에 의해 나타나는 결과로 재무분석가들이 이익예측에 이용 가능한 모든 정보를 충분히 반영하지 않기 때문인 것으로 설명되고 있다. 예를 들어 재무분석가들이 이익을 낙관적으로 예측하거나(O'Brien 1988; Abarbanell 1991), 특정 재무분석가의 이익예측치를 쫓아가는 허딩(herding) 성향을 보이며(Hong et al. 2000; Clement and Tse 2005), 이익예측치의 산업평균 값에 대해서 앵커링(anchoring) 편의를 보인다는 것이다(Cen et al. 2013). 특히 주가잔류현상(Post-earnings announcement drift)과 같은 주가 지연반응이나 이익지속성이 낮은 발생액이 높은 기업에서 차기 음(-)의 초과수익률이 나타나는 발생액 이상현상(accruals anomaly) 등과 같이 시장 비효율성과 관련된 문제들은 시장의 주요 정보 매개자인 재무분석가들이 이익정보에 대하여 과소반응하여 나타나는 이익예측오류와 관련될 수 있다(Kothari 2001).⁶⁾

5) 재무분석가들은 회계정보 이외의 정보를 반영할 수 있는 정보의 우위(broad information set)와 최근의 정보를 이용하여 이익을 예측할 수 있는 시간적 우위(timing advantage)를 가짐으로써, 그들의 이익예측치는 시계열 모형(time-series model)에 의한 이익예측치보다 상대적으로 정확한 것으로 알려져 있다(Brown and Rozeff 1978; Fried and Givoly 1982; Brown et al. 1987a). 특히 Brown et al.(1987a)은 시계열모형에 의한 이익예측에 대하여 시간적 우위를 통제한 후에도 재무분석가의 이익예측이 상대적으로 더 정확하고 시장에서의 정보성도 높다고 보고하였다.

이러한 맥락에서 본 연구는 재무분석가들이 재무제표에 반영된 미래이익에 대한 정보성을 이익예측치에 효율적으로 반영하는가를 분석하고자 한다. 재무분석가들은 기업의 회계정보 뿐만 아니라 거시경제지표, 산업동향, 그리고 시장조사 등의 공적 정보, 그리고 경영자 등 기업 내부자로부터 얻는 사적 정보를 이용하여 이익을 예측함으로써 정보적 우위를 갖는다. 그러나 재무분석가가 활용하는 가장 기본적이고 중요한 정보는 기업에 의해 공시되는 재무제표정보라고 할 수 있다. Imhoff(1992)는 재무분석가들이 기업의 이익공시 직후에 차기 이익 예측치를 수정한다고 보고하였고, Soliman(2008)도 미래이익에 대하여 정보성을 가지는 듀퍽 구성요소(DuPont components)들이 이익공시 후 차기이익의 수정예측치와 통계적으로 유의한 관련성이 있음을 보고하였다.⁷⁾ 이상의 결과들은 재무분석가들이 재무제표가 내포하는 미래이익에 대한 정보를 인지할 가능성이 높다는 것을 시사한다. 이에 본 연구는 재무분석가들의 이익예측치가 재무제표 분석을 통해 얻을 수 있는 기본변수의 정보성을 효율적으로 반영하는지 분석하고자 한다. 이와 관련하여 Abarbanell and Bushee(1997)는 Lev and Thiagarajan(1993)이 제시한 경험적 기본변수 정보들이 미래이익 예측력을 가지지만, 재무분석가들이 이러한 정보성을 충분히 활용하지 못한다고 지적한 바 있다. 이와 달리 본 연구는 PZ(2006)의 구조적 기본변수를 중심으로 재무분석가들의 기본변수 미래이익 예측력에 대한 활용과 예측효율성을 분석하고자 한다.

한편 선행연구들은 재무분석가 이익예측의 비효율성이 주로 이익의 낙관적 예측과 관련된다고 보고하고 있다(O'Brien 1988; Abarbanell 1991; Ali et al. 1992; Kang et al. 1994; Richardson et al. 2004).⁸⁾ 따라서 기본변수가 내포하는 미래이익 증가 혹은 감소 성향에 대해 재무분석가들이 효율적이지 못하다면 재무분석가의 이익예측치는 실제 이

6) Abarbanell and Bernard(1992), Ali et al.(1992), Abarbanell and Bushee(1997) 등은 재무분석가들의 이익예측치에 이익 등의 회계정보가 완전히 반영되지 못한다고 주장한 바 있다. 특히 Abarbanell and Bernard(1992)는 재무분석가들이 과거 정보 및 이익정보에 대하여 과소반응하는 것이 주가잔류현상과 관련이 있다고 보고하였다. Bradshaw et al.(2001)은 재무분석가들의 이익예측치는 높은 발생액이 의미하는 미래이익 정보를 반영하지 못한다고 주장하였다. Ahmed et al.(2005)은 재무분석가들이 발생액과 현금흐름의 정보성을 과소평가하는 경향이 있으며, 재량적발생액과 비재량적발생액이 가지는 미래이익 정보에 대해서 비효율적이라고 보고하였다. Louis et al.(2003)은 회계정보에 대한 과소반응의 맥락에서 재무분석가들이 보수주의 회계처리를 이해하지 못한다고 지적하였다.

7) Soliman(2008)이 고려한 듀퍽(DuPont)의 구성요소는 순영자산이익률 변화($\Delta RNOA$), 매출총이익률 변화(ΔPM), 그리고 자산회전율 변화(ΔATO)이다.

8) 이러한 낙관적 예측의 원인은 주로 경제적 유인과 인지적 편의(cognitive bias)의 관점에서 설명된다(Kothari 2001). 경제적 유인으로는 분석기업의 주식거래 활성화를 도움으로써 소속증권사의 이윤을 창출할 목적으로 낙관적 예측치를 발표하며(Lin and McNichols 1993; Dechow and Sloan 1997; Eames et al. 2002), 기업내부정보의 획득을 위한 관계 유지를 위하여 낙관적 예측치를 발표하기도 한다(Francis and Phibrick 1993; Das et al. 1998; Lim 2001; Easmes et al. 2002). 인지적 편의로는 재무분석가들이 긍정적인 정보를 과대평가하고 부정적인 정보를 과소평가함으로써 낙관적인 이익예측을 하는 경향이 있다(Elton et al. 1984; Affeck-Graves et al. 1990; McNichols and O'Brien 1997; Easterwood and Nutt 1999). 이는 재무분석가들의 비효율성은 다양한 동기로 주로 낙관적 이익예측 오류로 나타난다는 것을 뜻한다.

익보다 더 크게 나타날 가능성이 있다. 이러한 이익예측 오류는 투자의사결정에 따른 부정적인 결과를 초래할 수 있으며, 특히 미래이익이 감소할 가능성이 높은 기업에 대하여 재무분석가들의 비효율성이 존재한다면 투자자에게 보다 심각한 경제적 손실을 가져올 수 있다. 따라서 기본변수의 미래이익 예측력에 대한 재무분석가들의 효율성이 기업의 미래성과에 따라 차별적인지를 이해하는 것은 시장의 효율성 측면에서도 중요하다. 이에 기본변수의 이익 예측력에 대한 재무분석가의 비효율성이 기본변수에 내재된 이익증가 성향과 관계가 있는가를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 표본 및 기본변수의 측정

3.1 표본

본 연구는 2001년부터 2014년까지 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 분석하였다. 금융업과 보험업에 속하지 않는 12월 결산 기업이면서 재무제표 항목을 통한 기본변수 측정이 가능한 표본 12,346 기업-연도 중에서 개별 재무분석가 이익예측치가 존재하는 표본만을 이용하였다.⁹⁾ 또한 기본변수의 종합지표값 측정을 위한 최초 5개년인 2001년부터 2005년까지의 표본을 제외하고 2006년부터 2012년까지의 기간에 대하여 분석하였다. 이에 따른 최종표본은 기업-연도 기준으로 2,547개이며, 재무분석가를 고려한 표본은 6,340개 재무분석가-기업-연도이다.

3.2 기본변수의 측정

본 연구는 재무분석가들이 이익을 예측하는 데 있어서 기본변수의 미래이익에 대한 정보성에 효율적인지를 살펴보기 위해, 재무분석가의 이익예측이 기본변수에 내재된 이익증가 또는 감소성향과 관계있는지 분석하고자 한다. 본 연구는 PZ(2006)이 제시하고 Wieland(2011) 및 Wahlen and Wieland(2011)가 발전시킨 구조적 접근법(structure-based approach)에 근거한 기본변수를 이용하고자 한다.¹⁰⁾ PZ(2006)은 잔

9) 재무제표 항목 및 주가와 관련된 자료는 NICE평가정보에서 제공하는 KISVALUE (<https://www.kisvalue.com>)에서, 재무분석가 이익예측치는 FnGuide (<http://www.fnguide.com>)에서 제공하는 DataGuide에서 입수하였다.

10) 앞서 서술한 바와 같이 기본분석 연구들은 크게 전통적 변수와 구조적 변수의 측면에서 각 기본변수의 미래이익 예측력을 검증하는 데 초점을 두고 발전되어 왔다. 나종길과 신희정(2014)은 경험적 변수와 구조적 변수의 미래이익 예측력을 비교 분석한 결과, 회계기간 간(inter-temporal)과

여이익평가모형(residual income valuation model)에 근거할 때 잔여이익은 미래이익의 지속성과 관련된다는 관점에서 순영업자산이익률($RNOA$)과 순영업자산의 변화(ΔNOA)을 미래 수익률을 예측하는 주요 변수로서 제시하였다. 이를 기초로 한 기본변수에 대한 설명은 다음과 같다.

순영업자산이익률($RNOA$)은 장기 수익성의 관점에서 평균회귀(mean reversion)하드로 미래이익 변화의 크기와 음(-)의 관계를 가지는 기본변수이다.¹¹⁾ PZ(2006)에 의하면 순영업자산이익률($RNOA$)이 지속적으로 동일하다고 가정할 때, 미래이익의 증감은 단지 순영업자산의 변화(ΔNOA)에 의해 결정되며 순영업자산이 증가할수록 미래이익은 감소하게 된다. 이는 순영업자산에 대한 이익률($RNOA$)이 동일한 경우, 순영업자산의 증가는 경제적으로 실현되는 수익률은 동일하나 상대적으로 높은 비율로 비용화되는 투자를 의미하는 것이므로 미래이익의 감소로 이어지는 것이다(Wahlen and Wieland 2011). 이에 따라 순영업자산의 변화(ΔNOA)는 미래이익과 음(-)의 관계를 가지는 기본변수이다. 한편 순영업자산의 증가에 따른 투자의 비효율성이 미래이익을 감소시킨다는 관점에서, 동일한 순영업자산의 증가에 대하여 매출이 증가하는 경우, 즉 투자의 효율성이 좋은 기업의 경우에는 순영업자산이 증가할수록 미래이익이 증가하는 방향으로 나타날 것으로 예상할 수 있다. 따라서 본 연구는 추가적으로 매출이 증가하는 경우의 순영업자산의 변화를 기본변수로 포함한다(나종길과 신희정 2014).

PZ은 당기의 순영업자산이익률 변화($\Delta RNOA$)가 클수록 미래이익이 증가하므로 구성요소인 자산회전율변화(ΔATO)와 매출이익률변화(ΔPM)도 미래의 순영업자산이익률($\Delta RNOA_{t+1}$)과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상하였다.¹²⁾ 자산회전율변화(ΔATO)는 순영업자산에 대한 매출의 증가를 의미하고, 매출이익률변화(ΔPM)가 높을수록 매출액 성장비율 대비 총매출이익률이 증가하므로 이는 잠재적으로 기업의 상대적 가격 파워(relative pricing power)가 지속적으로 향상된다는 것을 의미한다(Graham et al. 1962; Lev and Thiagarajan 1993; Abarbanell and Bushee 1997). 따라서 두 변수는 모두 미래이익의 증가와 양(+)의 관계를 나타내는 기본변수들이다.¹³⁾ 마지막으로 영업발생액(ACC_t)은 발생액의 낮은 이익지속성이 미래이익의 감소와 관련이 있다는 Sloan(1996)과 Fairfield et al.(2003)에 근거하여 기본변수로 포함한다.

회계기간 내(intra-period) 회계시스템상의 항목 간의 관계를 고려하는 구조적 접근법에 의한 기본변수들이 경험적 변수들에 비해 상대적으로 미래이익 예측 측면에서 우수하다고 보고하였다.

- 11) PZ(2006)과 Wahlen and Wieland(2011)는 순영업자산의 증가를 통하여 발생하는 기업의 이익 즉, 순영업자산이익률($RNOA$)이 시간이 경과할수록 기업 고유의 평균으로 수렴될 것으로 보고 $RNOA$ 를 미래이익에 대한 음(-)의 정보성을 가지는 기본변수로 포함하였다(Stigler 1964).
- 12) 순영업자산이익률 변화의 분해는 DuPont 분석에 근거한다. $\Delta RNOA_t = \Delta PM_t \times \Delta ATO_t$
- 13) 반대로 총매출이익률비율이 매출액성장율보다 큰 폭으로 감소한다면, 이는 잠재적으로 기업의 투입과 산출의 관계에 있어서 지속적인 저하를 뜻한다.

〈Table 1〉 Information Contents for Future Earnings of Fundamental Variables^{a)}

Variables	Measurement	Future Earnings	
<i>RNOA</i>	$\frac{OI_t}{AVGNOA_t}$	Decrease	(-)
<i>GNOA</i>	$\frac{NOA_t - NOA_{t-1}}{NOA_{t-1}}$	Decrease	(-)
<i>SNOA</i>	$GNOA_t \times DSales_t$	Increase	(+)
<i>PMC</i>	$\frac{OI_t}{Sales_t} - \frac{OI_{t-1}}{Sales_{t-1}}$	Increase	(+)
<i>ATOC</i>	$\frac{Sales_t}{NOA_{t-1}} - \frac{Sales_{t-1}}{NOA_{t-2}}$	Increase	(+)
<i>ACC</i>	$\frac{OI_t - CFO_t}{AVGNOA_t}$	Decrease	(-)

a) This table represents measurement of individual fundamental variables, defined by PZ(2006) and developed by Wieland(2011) and Wahlen and Wieland(2011) and their information contents for future earnings. Variable definitions are as follows:

- OI_t = Operating income;
- NOA_t = Net operating asset, measured as total asset minus cash, short term investments, and accrued liabilities;
- $AVGNOA_t$ = Average net operating asset at the beginning and end of the current year;
- $RNOA_t$ = Return on net operating asset, measured as operating income(OI_t) scaled by average net operating asset($AVGNOA_t$);
- $GNOA_t$ = Growth in net operating asset, measured as changes in net operating asset scaled by net operating asset at the beginning of the current year;
- $SNOA_t$ = Growth in net operating asset($GNOA_t$) conditioned on changes in sales($DSales_t$), measured as growth in net operating asset($GNOA_t$) multiplied by $DSales_t$, where $DSales_t$ denotes an indicator variable for sales change, equal to 1 if sales increase, 0 otherwise;
- $DRNOA_t$ = An indicator variable for $RNOA_t$ level, equal to 1 if $RNOA_t$ is greater than the median $RNOA_t$ in each year, 0 otherwise;
- PMC_t = Changes in profit margin ratio, measured as the difference of profit margin ratio(PM_t) at the beginning and end of current year, where profit margin ratio (PM_t) is measured as operating income scaled by sales;
- $ATOC_t$ = Changes in asset turnover, measured as the difference of asset turnover(ATO_t) at the beginning and end of the current year, where asset turnover(ATO_t) is measured as sales divided by net operating asset;
- ACC_t = Accruals, measured as operating income minus cash flow from operations, scaled by average net operating asset;
- CFO_t = Cash flow from operation scaled by average net operating asset.

〈Table 1〉은 기본변수의 측정방법과 기본변수가 내포하는 미래이익 증감에 대한 정보성을 요약한 것이다. 본 연구는 이상 6개의 기본변수를 이용하여 기본변수들의 미래이익 예측력을 종합적으로 나타내는 종합지표값을 도출하였다. 종합지표값은 개별 기본변수들이 나타내는 차기이익 증감에 대한 예측값을 합하여 계산한다. 이 때 개별 기본변수의 예측값

은 다음 로짓모형을 이용하여 예측년도 이전 기간까지의 개별 기본변수가 가지는 미래이익 예측력인 회귀계수($\beta_{s,t-1}$)를 추정한 다음, 예측년도의 개별기본변수($Signals(Decile)_{s,j,t}$)를 추정 회귀계수에 곱한 값이다.¹⁴⁾ 따라서 종합지표값($AFS_{j,t}$)은 각 변수의 회귀계수($\beta_{s,t-1}$)×개별기본변수($Signals(Decile)_{s,j,t}$)을 모두 합한 값이고, 종합지표값이 클수록 기업의 미래이익이 증가할 가능성이 높은 것으로 해석한다.¹⁵⁾ 기본변수의 종합지표값의 측정을 위한 로짓모형은 다음과 같다. 개별 기본변수의 연도별 기술통계량과 종합지표값(AFS) 측정을 위한 로짓회귀분석의 추정계수 및 통계적 유의성에 대한 결과는 각각 Appendix 1과 2를 참조하기 바란다.

$$EINC_{j,t} = \beta_0 + \beta_s \sum_{s=1}^6 Signals(Decile)_{s,j,t-1} + \varepsilon_{j,t}$$

$EINC_{j,t} = j$ 기업별로 전기 대비 이익(주당순이익)이 증가하면 1, 아니면 0:

$Signals(Decile)_{s,j,t-1} = t-1$ 년도, j 기업의 각 개별 기본변수 s 의 10분위수.¹⁶⁾

-
- 14) 연도별 개별 기본변수의 회귀계수 추정은 연속하는 과거 5개연도의 표본을 이용한다(Wieland 2011). 예를 들어 2006년 기준 미래이익이 증가할(2007년 이익에서 2006년 이익을 차감한 ΔEPS_{2007} 가 0보다 클) 가능성은 다음 두 단계로 예측한다. 첫째, 미래이익 예측력의 회귀계수를 추정하기 위한 로짓모형 회귀분석의 표본은 회계년도 기준 2001년부터 2005년까지의 기본변수 자료와 2005년 기준 대비 2006년 이익의 증가 여부이다. 이를 통해 2005년 기준의 회귀계수를 얻을 수 있다. 둘째, 이렇게 얻은 2005년 기준의 회귀계수와 2006년의 기본변수를 곱하여 종합지표값(AFS_{2006})을 계산하고, 그 값으로 ΔEPS_{2007} 이 0보다 클 가능성을 예측한다.
- 15) 기본분석(fundamental analysis)에 관한 연구들은 주로 개별 재무제표 정보가 미래이익의 증감을 설명하는 정도에 따라 -1, 0, +1 등의 점수를 부여하여 그 종합점수가 높을수록 미래이익의 증가 가능성이 높은 것으로 해석하고, 단순히 미래이익이 증가할 가능성이 높은 그룹과 낮은 그룹의 비교를 통해 재무제표 정보가 미래이익에 대한 예측력을 지니고 있다는 사실을 보고해 왔다(Lev and Thiagarajan 1993; Piotroski 2000; Wahlen and Wieland 2011). 이들은 모두 차기이익변화의 크기에 대해 정확한 예측력을 지니는 지표를 개발하는 데 목표를 두기 보다는, 개별 기본변수들의 종합지표값의 크기에 따라 미래이익의 증가 가능성이 체계적으로 다르다는 것을 보이게 하려 하였다. 즉, 측정된 종합지표값의 상대적 수준이 높을수록 미래이익이 증가할 가능성이 실제로 높아지는가를 실증하고 이를 통해 차기 미래이익예측에 대한 당기 재무제표 정보의 유용성 및 경제적 중요성을 주장하고자 한 것이다. 종합지표값(AFS)의 측정 방법에 있어서 본 연구가 따르고 있는 Wieland(2011) 또한 종합지표값에 대한 해석 및 분석을 통해 궁극적으로 주장하는 바는 선행연구들과 동일하다.
- 16) 각 개별기본변수를 연도별로 10개 그룹으로 나누어 오름차순으로 0부터 9까지의 순위를 부여한 다음, 다시 9로 나누어 0부터 1까지의 값을 가지게 하였다.

IV. 실증분석

4.1 기술통계

〈Table 2〉는 주요 변수들의 기술통계량을 나타낸 것이다. AFS_t 는 로짓분석의 결과 (Appendix 2 참조)에 근거하여 측정된 기본변수의 종합지표값이다. AFS_t 는 최솟값 -1.3880에서 최댓값 0.3921의 범위에 걸쳐 분포하고 평균(-0.5508)과 중위수(-0.5485)가 유사하게 나타나 평균을 기준으로 대체로 대칭적인 분포를 보인다고 할 수 있다. AFS_t 는 그 수치가 클수록 차기이익이 증가할 가능성이 상대적으로 높다는 것을 의미하며, 이를 확률로 변환하면 AFS 는 최소값이 약 20%, 최대값이 약 60%인 분포를 가진다.¹⁷⁾

$CHEPS_t$ 는 전기 대비 당기에 주당순이익이 변화한 크기로, 평균값은 0.0326이고 중위수는 0.0079로 양(+)의 값을 가진다. 이는 50% 이상의 기업들이 당기에 이익이 증가한다는 것을 뜻한다. $AINC_{t+1}$ 와 $FINC_{t+1}$ 는 실제 이익과 재무분석가가 예측한 이익이 각각 차기에 증가하면 1, 그렇지 않으면 0인 값을 갖는 더미변수이다. $AINC_{t+1}$ 의 평균값은 55.03%로 전체 분포에서 차기에 이익이 증가하는 기업은 55.03%이며 이는 평균적으로 이익이 증가할 확률이 55.03%라는 것을 의미한다. $FINC_{t+1}$ 의 평균값은 77.05%로 전체 분포에서 재무분석가들이 차기에 이익이 증가할 것으로 예상하는 기업이 77.05%이며, 이는 실제 이익이 증가할 확률보다 높게 나타나고 있어 재무분석가들의 낙관적 예측 성향을 보여주는 부분이라고 할 수 있다(O'Brien 1988; Abarbanell 1991). 이러한 재무분석가의 낙관적 예측성향은 실제이익과 예측이익의 차이인 재무분석가의 차기 이익예측 오류($AFError_{t+1}$)가 평균(-0.0350)과 중위수(-0.0127)에서 모두 음(-)의 값으로 나타난 것에서도 알 수 있다. 본 연구는 포트폴리오 및 회귀분석 시 극단치의 영향을 최소화하기 위해 $CHEPS_t$ 와 $AFError_{t+1}$ 에 대해서 전체 분포의 상·하위 1% 값으로 윈써라이징(winsorizing)하였다.

17) 확률은 추정 기간의 데이터를 이용하여 회귀계수를 추정하고 여기에 예측 대상 기간의 데이터를 대입하여 AFS 추정치를 계산한 다음, Odds ratio에 로그를 취한 의미를 지니는 AFS를 다시 $e^{AFS}/(1+e^{AFS})$ 산식으로 변환한 것이다. 여기서 AFS는 추정 기간의 고정효과인 회귀분석의 절편을 제외하고 계산하였다. 왜냐하면 추정 기간의 고정효과가 예측 대상 기간에도 그대로 지속되기는 어려우므로, 절편을 포함하면 오히려 추정치가 왜곡될 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서 제시한 확률은 기본변수로 설명할 수 있는 '이익이 증가할 확률의 증분'을 뜻한다. 각 기본변수의 수준에서 연도별 효과 등을 고려한다면, 미래이익 증가에 대한 예측 확률은 최소값 30.74%에서 최대값 72.59%이다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics (n=6,340)^{a)}

Variables	Min	1%	25%	Mean	Median	75%	99%	Max	Std. dev.
AFS_t (Probability)	-1.3880 (19.97%)	-1.1668 (23.74%)	-0.7485 (32.12%)	-0.5508 (36.57%)	-0.5485 (36.62%)	-0.3593 (41.11%)	0.0812 (52.03%)	0.3921 (59.68%)	0.2835 (0.0704)
$CHEPS_t$	-1.6331	-0.3199	-0.0189	0.0326	0.0079	0.0457	0.8367	4.6312	0.2021
$AINC_{t+1}$	0.0000	0.0000	0.0000	0.5503	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.4975
$FINC_{t+1}$	0.0000	0.0000	1.0000	0.7705	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.4205
$AFError_{t+1}$	-5.9210	-0.7385	-0.0498	-0.0350	-0.0127	0.0097	0.2638	1.1471	0.2003

a) Variable definitions are as follows:

$CHEPS_t$ = Percentage changes in earnings, measured as changes in EPS between year $t-1$ and t , scaled by (adjusted) stock price at the end of year $t-1$;

$AINC_{t+1}$ = 1 if the percentage changes in future earnings, measured as changes in EPS between years t and $t+1$, scaled by (adjusted) stock price at the end of year t increase, 0 otherwise;

$FINC_{t+1}$ = 1 if the analysts' forecast for changes in future earnings, measured as analysts' EPS forecast (announced within 30 days following year t earnings announcement) less actual EPS, scaled by stock price at the end of current year t increases, 0 otherwise;

AFS_t = Aggregate fundamental score index, measured as follows: $AFS_{j,t} = \sum (\beta_{s,t-1} \times Signals(Decile)_{s,j,t})$, where $\beta_{s,t-1}$ denotes coefficient of s signal at $t-1$ year using rolling regression (on previous 5 year periods for every year t) for following LOGIT model:

$EINC_{j,t} = \beta_0 + \beta_s \sum_{s=1}^6 Signals(Decile)_{s,j,t-1} + \varepsilon_{j,t}$, where $EINC_{j,t}$ denotes an indicator variable for changes in earnings, equals to 1 if current earnings increase and 0 otherwise; $Signals(Decile)_{s,j,t-1}$ denotes the decile ranking(0-1) for s signal of firm j at $t-1$ year; $Signals_{s,j,t}$ indicates individual fundamental variables, $RNOA$, $GNOA$, $SNOA$, $ATOC$, PMC , ACC in j firm at $t-1$ year. The regression estimation results of LOGIT model are reported in Appendix 2. Please refer to 〈Table 1〉 for definitions of individual fundamental variables. The figures in parenthesis represent the transformed probability of EPS increase in which the probability is calculated as $e^{AFS}/(1+e^{AFS})$.

The subscripts i (analyst) and j (firm) are omitted from all variables.

〈Table 3〉은 변수들의 상관관계 분석결과를 나타낸 것이다.¹⁸⁾ AFS_t 와 실제 차기이익이 증가하면 1, 아니면 0을 나타내는 더미변수($AINC_{t+1}$)와의 상관관계는 피어슨 계수(r)가 0.1219, 스피어만 계수(ρ)가 0.1210으로 나타났으며, 통계적으로 1% 수준에서 유의하다. 반면 AFS_t 와 재무분석가가 예측하는 차기이익 증감에 대한 더미변수의 상관관계는 피어슨 계수(r)가 0.0253, 스피어만 계수(ρ)가 0.0200으로 상대적으로 낮게 나타나며, 스피어만 계수는 통계적으로 유의하지 않다. 이러한 결과는 AFS_t 가 미래이익이 증가할 가능성에 대한 예측력을 지니고 있는 반면, 재무분석가의 차기 이익증감에 대한 예측은 이러한 AFS_t 의 정보성과는 관련성이 낮다는 것을 시사한다. 한편, AFS_t 와 차기 이익에 대한 재무분석가 예측 오류($AFError_{t+1}$)는 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있는데, 이는 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대해서 재무분석가들의 낙관적 예측 성향이 감소 (또는 보수적 예측 성향이 증가) 한다는 것으로 해석될 수 있다.

〈Table 3〉 Correlation Analysis (n=6,340)^{a)}

Variables	AFS_t	$CHEPS_t$	$AINC_{t+1}$	$FINC_{t+1}$	$AFError_{t+1}$
AFS_t		-0.1141***	0.1210***	0.0200	0.1715***
$CHEPS_t$	-0.1674***		-0.0766***	-0.1317***	0.0003
$AINC_{t+1}$	0.1219***	-0.1009***		0.2946***	0.4374***
$FINC_{t+1}$	0.0253**	-0.1373***	0.2946***		-0.1459***
$AFError_{t+1}$	0.1122***	0.0274**	0.5520***	-0.1546***	

a) The Pearson correlation coefficients(r) are indicated on the left of the empty diagonal and Spearman correlation coefficients(ρ) are on the right. The figures in parentheses are p -values. Variables are defined in 〈Table 2〉. The notation ***, **, * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively. The subscripts i (analyst) and j (firm) are omitted from all variables.

4.2 포트폴리오 분석

기본변수의 미래이익 예측력에 대한 연구들은 기본변수의 수준에 따라 미래이익의 증가 또는 감소 가능성이 체계적으로 다르다는 결과를 보고하고 있다(Lev and Thiagarajan 1993; Wieland 2011; 나종길과 신희정 2013b, 2014). 즉 기본변수 수준이 높을(낮을)수록 실제 미래이익도 평균적으로 증가(감소)하는데, 이는 기본변수가 미래이익의 증가

18) 개별기본변수($Signals_t$)와 종합지표값(AFS_t)의 상관관계 분석결과는 Appendix 3을 참조하기 바란다.

(감소)에 대한 정보를 내포하고 있음을 의미한다. 따라서 재무분석가들이 기본변수의 미래 이익 예측력을 자신들의 이익예측치에 반영한다면, 기본변수 수준이 높을수록 차기 이익이 증가할 것으로 예측하는 성향도 높을 것으로 예상할 수 있다.

〈Table 4〉는 기본변수(AFS_t)를 5개 그룹으로 나누어 실제로 차기 이익이 증가($AINC_{t+1}=1$)하는 확률(1)과 재무분석가들이 차기 이익이 증가할 것으로 예측($FINC_{t+1}=1$)하는 확률(2)을 비교분석한 결과를 나타낸 것이다. 실제 미래이익이 증가하는 확률과 차기이익이 증가할 것으로 예측하는 확률은, 모두 기본변수 수준이 높아질수록 대체로 증가하는 양상을 나타낸다. 기본변수의 수준과 실제 미래이익이 증가할 확률 (또는 차기 이익이 증가할 것으로 예측할 확률) 사이에 관련성이 없다는 귀무가설에 대한 독립성 검정 결과 또한 통계적으로 유의하게 나타나는데, 실제이익 증가에 대한 빈도분석에서 χ^2 -통계량은 94.48, 재무분석가가 이익이 증가할 것으로 예상하는 빈도분석에서 χ^2 -통계량은 55.51로 모두 1% 수준에서 유의하다. 이는 선행연구와 같이 기본변수가 미래이익에 대한 정보성을 지니고 있으면서, 재무분석가 이익예측치 또한 기본변수의 미래이익 예측력을 어느 정도 반영하고 있다는 것을 보여주는 결과라고 할 수 있다.

그러나 $FINC_{t+1}$ 에서 5그룹과 1그룹의 빈도수 차이는 56개(4.41%p)로 $AINC_{t+1}$ 에서의 각 그룹간 차이인 221개(17.42%p)보다 작게 나타나는데, 이는 재무분석가들이 미래 이익 증감의 크기를 예측하는 데 있어서는 기본변수가 내포하는 미래이익 변화의 정보를 충분히 반영하지 못한다는 것을 의미한다. 이는 재무분석가들이 차기 이익이 증가($FINC_{t+1}=1$)할 것으로 예상할 확률이 모든 AFS의 그룹에서 실제 미래이익이 증가($AINC_{t+1}=1$)하는 확률보다 더 크게 나타난다는 데서 알 수 있듯이, 재무분석가들의 이익 예측 오류와도 관련된다. 예를 들어, AFS 1(Low) 그룹의 경우 실제이익이 증가하는 확률은 43.76%인 반면, 재무분석가들이 이익이 증가할 것으로 예측하는 확률은 71.72%로 보다 높게 나타나는데, 이는 1,266개의 관측치 중 실제 이익이 감소하는 354개(27.96%)의 기업에 대해서 재무분석가들은 오히려 이익이 증가하는 것으로 잘못 예측한다는 것을 의미한다.

(3)은 재무분석가들이 미래이익이 증가할 것으로 예측하는 기업의 이익이 실제로 증가할 확률을 나타낸 것으로, 이 값이 작을수록 재무분석가들의 낙관적인 이익 예측 성향을 나타낸다. 예를 들어, AFS 1 그룹에서는 54.07%인데, 이는 재무분석가들이 미래이익이 증가할 것으로 예측하는 기업 중 실제로 이익이 증가하는 기업은 54.07%에 불과하며 나머지 45.93%의 기업에 대해서는 낙관적 예측을 한다는 것을 나타낸다. 그러나 AFS가 높을수록 그 확률이 증가하여 AFS 5 그룹에서는 67.74%로 나타나며, 이는 재무분석가들이 AFS가 높은 기업에 대해서는 낙관적으로 이익을 예측할 가능성이 약 14% 정도 낮아진다는 것을 의미한다.

〈Table 4〉 Comparison between Change in Actual Earnings and Analysts' Forecasts
According to Fundamental Variables^{a)}

AFS Quintiles	Obs.	(1) Prob. $AINC_{t+1} = 1$	(2) Prob. $FINC_{t+1} = 1$	(3) Prob. $AINC_{t+1} = 1 (2)$
1(Low)	1,266	43.76%(554)	71.72%(908)	54.07%(491)
2	1,279	54.18%(693)	74.75%(956)	62.76%(600)
3	1,255	60.40%(758)	82.71%(1,038)	66.57%(691)
4	1,269	55.87%(709)	80.30%(1,019)	63.20%(644)
5(High)	1,271	60.98%(775)	75.85%(964)	67.74%(653)
5-1		17.42%p ^{b)}	4.41%p ^{b)}	
χ^2 -stat.		94.48***	55.51***	

a) This table reports the frequency analysis results on both future changes in earnings per share($AINC_{t+1}$) and analysts' forecast for future changes in earnings per share($FINC_{t+1}$) across AFS quintiles. The AFS quintiles are formed by ranking firms based on the level of AFS. The figure in parentheses in column (1) and (2) is the frequency for each row. χ^2 -stat. presented in the undermost column represents the test statistic of chi-squared test of null hypothesis of independence that the probability of the increase in future earnings per share (or the probability of the increase in future earnings per share of analysts' forecast) is independent of the AFS ranking. The notation *** denotes significance at the 1% level. Variables are defined in 〈Table 2〉. The subscripts i (analyst) and j (firm) are omitted from all variables.

b) The percentage of the frequency difference to the average frequency of two groups, AFS quintile 1 and AFS quintile 5.

4.3 기본변수의 정보성에 대한 재무분석가의 효율성

본 절에서는 재무분석가가 기본변수의 미래이익 예측력을 자신의 이익예측치에 효율적으로 반영하는지 분석하였다. 아래 Model 1은 분석을 위한 로짓회귀모형으로, 주요 독립변수는 기본변수 종합지표값(AFS_t)이며, 종속변수는 재무분석가가 이익이 증가할 것으로 예측할 확률인 이익증가예측의 로그 승산비(log odds ratio)를 나타내며, 이 값은 재무분석가가 이익이 증가할 것으로 예측하면 1, 아니면 0인 값을 갖는 더미변수($FINC_{t+1}$)를 바탕으로 측정된다.

만약 재무분석가들의 차기이익 예측치가 기본변수에 내포된 미래이익에 대한 정보성을 반영한다면, 기본변수 종합지표값의 1단위 증가에 대해서 미래이익이 증가하는 것으로 예측할 확률을 나타내는 Model 1의 β_1 은 통계적으로 유의한 값을 나타낼 것이다. 특히 β_1 이

유의한 양(+)의 값을 나타낸다면, 종합지표값의 수준(AFS_t)이 함의하는 미래이익의 예측력이 재무분석가들의 이익예측치에 반영된다는 것을 의미한다. 여기서 당기 이익변화($CHEPS_t$)는 당기 이익공시의 효과를 통제하고자 포함된 변수이다(Lev and Thiagarajan 1993; Abarbanell and Bushee 1997, 1998).

$$\text{Model 1 : } \Pr(FINC_{t+1} = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 AFS_t + \beta_2 CHEPS_t + \Sigma FE + \varepsilon)$$

각 변수에 대한 정의는 <Table 2>를 참조.

<Table 5>는 이에 대한 분석 결과로서, 독립변수를 종합지표값(AFS)과 종합지표값을 10분위수로 변환($AFSDecile$)한 경우로 구분하여 나타낸 것이다. 종합지표값(AFS)의 회귀계수는 0.3185(χ^2 -stat.=6.70), 종합지표값의 10분위수($AFSDecile$)의 회귀계수는 0.3153(χ^2 -stat.=9.08)로 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 이는 종합지표값의 수준이 높을수록 재무분석가 미래이익이 증가할 것으로 예측하는 확률도 증가하는 것으로, 기본변수가 지닌 미래이익 변화의 예측력이 재무분석가 이익예측치에도 반영된다는 것을 의미한다. 실증분석 결과를 경제적 중요성의 관점에서 살펴보면, 종합지표값(AFS)이 한 단위 증가할 때 재무분석가가 미래이익이 증가할 것으로 예측하는 확률은 각각 평균 5.17%와 5.12%씩 증가하는 것으로 나타난다.¹⁹⁾

19) Model 1을 표준정규분포 누적확률함수를 이용한 프로빗(Probit) 모형으로 회귀분석하는 경우, $AFS(AFSDecile)$ 의 계수값은 0.1824(0.1821), 한계효과는 2.96%(2.95%)로 나타난다. 이는 로짓 회귀분석의 결과와 비교하여 다소 낮은 수치이지만 모두 통계적으로 유의한 값을 나타낸다.

〈Table 5〉 The Relation between Fundamental Variables and Analysts' Forecasts^{a)}

Variables	Pred. Sign	Dependent variable = $FINC_{t+1}$					
		AFS			AFS Decile		
		Coeff.	Wald- χ^2	Marginal. ^{b)}	Coeff.	Wald- χ^2	Marginal. ^{b)}
Intercept	?	14.2048	0.00		13.7991	0.00	
AFS_t	+/-	0.3185	6.70***	5.17%	0.3153	9.08***	5.12%
$CHEPS_t$	-	-4.4745	151.95***	-72.65%	-4.4627	151.04***	-72.42%
$\sum YR$		Included			Included		
$\sum IND$		Included			Included		
Likelihood Ratio		$\chi^2=496.80$ ***			$\chi^2=499.17$ ***		
Obs.		6,340			6,340		

a) This table reports the estimated coefficients of following LOGIT regression models.
Model 1: $\Pr(FINC_{t+1}=1) = F(\beta_0 + \beta_1 AFS_t + \beta_2 CHEPS_t + \Sigma FE + \epsilon)$.

Where, $F(X'\beta) = e^{X'\beta} / (1 + e^{X'\beta})$. The notation *** denotes significance at the 1% level. Variables are defined in 〈Table 2〉. The subscripts i (analyst) and j (firm) are omitted from all variables.

b) Marginal effect is defined as changes in predicted probability of $FINC_{t+1}=1$ for a one-unit change in each independent variable, calculated as the partial derivative of the event probability with respect to the independent variable.

다음의 Model 2는 재무분석가의 이익예측치가 기본변수의 미래이익 예측력을 효율적으로 반영하는지를 검증하기 위한 모형이다. Model 2에서 Eq.(1)은 종속변수가 차기 실제이익이 증가할 확률인 실제이익증가에 대한 로그 승산비(log odds ratio)로, 기본변수의 종합지표값(AFS_t)과 실제 차기이익이 증가할 확률($AINC_{t+1}$)의 관련성을 통해 기본변수의 미래이익 예측력(β_1)을 검증하는 모형이다. Eq.(2)는 종속변수가 재무분석가가 이익이 증가할 것으로 예측할 확률($FINC_{t+1}$)인 이익증가예측의 로그 승산비(log odds ratio)로, 기본변수의 종합지표값(AFS_t)과 차기 이익이 증가할 것으로 예측할 확률($FINC_{t+1}$)의 관련성을 통해 이익예측치에 반영된 기본변수의 정보성(β_1')을 검증하는 모형이다. 기본변수의 미래이익 예측력에 대한 재무분석가의 효율성이 높을수록, 이익예측치에 반영된 기본변수의 정보성(β_1')은 기본변수의 미래이익 예측력(β_1)과 유사하게 나타날 것이다. 그러나 재무분석가 이익예측치가 기본변수의 미래이익 예측력을 충분히 반영하지 못한다면, β_1' 은 β_1 보다 크거나(재무분석가의 과대예측) 작을(재무분석가의 과소예측) 값을 나타낼 것이다.

본 연구는 실제이익이 증가할 확률과 재무분석가가 이익이 증가할 것으로 예측하는 확률에 대한 기본변수 종합지표값(AFS)의 효과를 비교하기 위해 다음의 연립방정식에 대하여 무관회귀분석(seemingly unrelated regression, SUR)을 실시한다. 무관회귀분석은 두 모형의 오차항이 상관관계를 가진다고 가정하여 회귀계수를 추정하는 것으로, 종속변수가 0과 1로 구성된 이항변수인 모형에서는 잔차의 정규분포를 가정하는 무관프로빗회귀분석

(seemingly unrelated bivariate probit regression, SUBP)을 통해 검증한다 (Zellner 1962; Greene 2003; Baum 2006). 본 연구에서는 β_1' 와 β_1 가 통계적으로도 유의하게 차이가 존재하는지 비교분석하는 데 있어서 경제적 중요성 측면에서 해석가능한 한계효과(marginal effect)에 대해 검증하였다. 만약 두 회귀계수가 나타내는 각 모형의 종속변수에 대한 한계효과에 유의한 차이가 존재한다면 귀무가설인 $\beta_1 = \beta_1'$ 은 기각될 것이다.²⁰⁾

Model 2:

$$\begin{cases} \Pr(AINC_{t+1} = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 AFS_t + \beta_2 CHEPS_t + \sum FE + \varepsilon) & Eq.(1) \\ \Pr(FINC_{t+1} = 1) = F(\beta_0' + \beta_1' AFS_t + \beta_2' CHEPS_t + \sum FE + \varepsilon) & Eq.(2) \end{cases}$$

변수에 대한 정의는 <Table 2>를 참조.

<Table 6>은 Model 2를 이용한 분석결과를 나타낸 것이다. 이 중 Panel A는 독립변수를 종합지표값(*AFS*)으로, Panel B는 종합지표값의 10분위수(*AFSDecile*)를 이용하여 분석한 결과이다. Panel A에서 $\Pr(FINC_{t+1} = 1)$ 를 종속변수로 두고 분석한 Eq.(2)의 β_1' (0.1656, *t*-stat.=2.36)은 $\Pr(AINC = 1_{t+1})$ 가 종속변수인 Eq.(1)의 β_1 (0.5062, *t*-stat.=7.94)보다 더 작게 나타났으며($\beta_1 > \beta_1'$), 두 회귀계수가 의미하는 한계효과의 차이는 *t*-통계량이 181.17로 1% 수준에서 유의하였다. Panel B의 10분위수(*AFSDecile*)를 이용한 결과에서도 Eq.(2)의 β_1' (0.1678, *t*-stat.=2.80)은 Eq.(1)의 β_1 (0.4415, *t*-stat.=8.07)보다 작게 나타났으며($\beta_1 > \beta_1'$), 두 회귀계수가 나타내는 한계효과의 차이는 *t*-통계량이 196.45로 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 즉 두 Panel 모두 귀무가설인 $\beta_1 = \beta_1'$ 이 기각되었는데, 이러한 결과는 이익예측치에 반영된 기본변수의 정보성(β_1')과 기본변수의 미래이익 예측력(β_1)에 서로 차이가 존재한다는 것을 의미한다. 이는 재무분석가의 이익예측치가 기본변수가 내포하는 미래이익에 대한 정보성을 충분히 반영하지 못한다는 것을 뜻하며, 재무분석가들이 이익예측 시 기본변수가 지닌 미래이익 예측력에 대하여 과소반응(under-react)하는 것으로 해석할 수 있다.

20) 이는 재무분석가가 이익이 증가할 것으로 예측할 확률이 실제 이익이 증가할 확률에 미치지 못하는 것이 기본변수의 미래이익 예측력에 대한 재무분석가의 과소반응에서 기인하는 것인지를 알아 보기 위해, β_1 과 β_1' 의 회귀계수를 비교하는 방법이다. 여기서 재무분석가의 과소반응은 미래이익에 대한 기본변수의 정보성을 충분히 반영하지 못한다는 의미로 기본변수의 정보성에 재무분석가들이 과대하게 또는 과소하게 비중을 두어 예측하는 경우 모두를 나타낸다.

〈Table 6〉 Efficiency of Analysts' Forecasts on Fundamental Variables^{a)}

Variables	Eq.(1) (Dep. = $AINC_{t+1}$)			Eq.(2) (Dep. = $FINC_{t+1}$)		
	Coeff.	t-stat.	Marginal. ^{b)}	Coeff.	t-stat.	Marginal. ^{b)}
Panel A. AFS						
Intercept	0.5604	1.32		11.0042	124.47	
AFS_t	0.5062	7.94	18.26%	0.1656	2.36	4.65%
$CHEPS_t$	-1.2268	-6.11	-44.24%	-2.6237	-12.36	-73.59%
Test of H0: $\beta_{AFS} = \beta'_{AFS}$ on marginal effects: t-statistic=181.17***						
Panel B. AFS Decile						
Intercept	-0.0532	-0.13		4.7411	0.08	
AFS_t	0.4415	8.07	15.92%	0.1678	2.80	4.70%
$CHEPS_t$	-1.2323	-6.14	-44.43%	-2.6178	-12.33	-73.40%
Test of H0: $\beta_{AFS} = \beta'_{AFS}$ on marginal effects: t-statistic=196.45***						

a) This table reports the results of seemingly unrelated bivariate probit (SUBP) regression analysis on following simultaneous equations,

$$\text{Model 2: } \begin{cases} \Pr(AINC_{t+1} = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 AFS_t + \beta_2 CHEPS_t + \sum FE + \varepsilon) & Eq.(1) \\ \Pr(FINC_{t+1} = 1) = F(\beta'_0 + \beta'_1 AFS_t + \beta'_2 CHEPS_t + \sum FE + \varepsilon) & Eq.(2) \end{cases}$$

Where, $F(X'\beta) = \Phi(X'\beta) = \int_{-\infty}^{X'\beta} \phi(z) dz$.

The notation *** denotes significance at the 1% level. Variables are defined in 〈Table 2〉. The subscripts i (analyst) and j (firm) are omitted from all variables.

b) Marginal effect is defined as changes in predicted probability of $AINC_{t+1}=1$ (or $FINC_{t+1}=1$) for a one-unit change in each independent variable, calculated as the partial derivative of the event probability with respect to the independent variable.

c) The ρ -values, correlation of probability disturbance between two equations are 0.5274(t -stat.=27.37) in Panel A and 0.5262(t -stat.=27.28) in Panel B, respectively.

4.4 기본변수 구간별 재무분석가의 이익예측 효율성 차이 분석

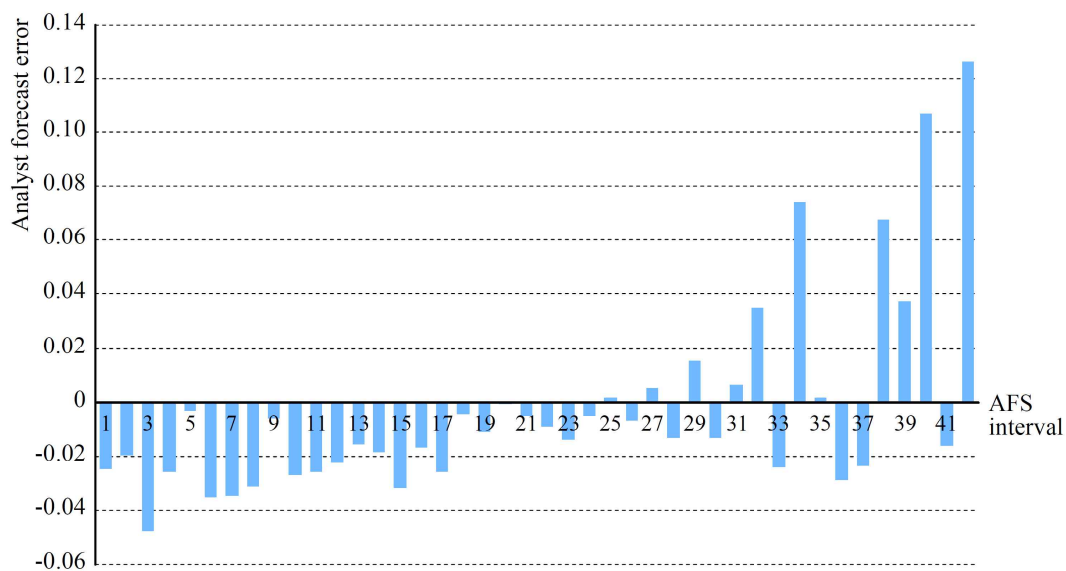
앞에서 제시한 포트폴리오 분석과 회귀분석의 결과는 재무분석가들이 기본변수가 내포하는 미래이익에 대한 정보성을 이익예측치에 충분히 반영하지 못한다는 것을 나타낸다. 본 절에서는 이러한 재무분석가의 과소반응 정도가 기본변수가 함의하는 미래이익 증가 혹은 감소 성향에 따라 다르게 나타나는지를 검증하기 위해, 기본변수의 구간별로 재무분석가의 이익예측 오류를 분석한다.

재무분석가들의 기본변수 미래이익 예측력에 대한 과소반응이 기본변수가 내포하는 미래 이익증가(감소) 성향에 따라 차이가 있다면, 기본변수의 구간에 따라 재무분석가 이익예측 오류의 크기 및 방향은 다르게 나타날 것이다. 〈Figure 1〉은 AFS의 간격을 0.04로 설정하여 42개 구간으로 나누고, 각 구간별로 재무분석가 이익예측 오류의 평균을 그래프로 나타낸 것이다. 재무분석가 이익예측 오류는 차기 실제이익과 재무분석가의 차기 이익예측치

의 차이로 측정되었다. 이익예측 오류의 크기는 기본변수의 중위수 주변인 18~25번째 구간을 기준으로 하여 기본변수가 높은 구간에서 양(+)의 예측오류를, 낮은 구간에서 음(-)의 값을 보여준다. 이는 재무분석가들이 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업일수록 비관적으로 예측하고, 반대로 미래이익이 감소할 가능성이 높은 기업일수록 낙관적으로 예측하는 경향이 있음을 의미한다.

위 결과는 재무분석가들이 이익예측 시 일반적으로 과대예측성향을 가진다는 선행연구와는 상이하다고 할 수 있다. 특히 인지적 편이의 관점에서 설명하는 연구들은 재무분석가들이 긍정적인 정보에 대해 과대평가하고 부정적인 정보에 대해서는 과소평가하는 경향을 가지기 때문에, 재무분석가들이 대체로 과대예측하는 성향을 가진다고 보고하였다(Elton et al. 1984; McNichols and O'Brien 1997; Easterwood and Nutt 1999). 그러나 <Figure 1>은 종합지표값의 중간 구간으로 갈수록 이익예측오류가 0에 가까워지는 이익예측의 중심화 경향(central tendency)을 보인다고 할 수 있다. 이는 재무분석가들이 기본변수가 내포하는 미래이익 증가(감소)성향에 대하여 충분히 인지하지 못하고 있음을 시사하는 것이다.

<Figure 1> Analysts' Forecast Error across AFS Interval



<Figure 1> represents average analysts' forecast error across AFS intervals. AFS ranges between -1.3880 and 0.3921 and is split into 42 sections.²¹⁾ Each section has a interval of 0.04. Analysts' forecast error is measured as future actual earnings less future earnings forecast announced within

21) AFS의 전체범위를 0.04의 일정 간격으로 구간을 나누면 총 45개의 구간이 형성되어야 한다. 그러나 특정구간에 대한 표본이 존재하지 않는 문제를 고려하여 본 연구에서는 3개 구간의 범위(종합지표값 -1.35이상~-1.31미만, 0.13이상~0.17미만, 0.29이상~0.33미만)를 각각 이웃하는 구간에 편입시켜 총 42개의 구간에 대하여 분석하였다.

30 days following earnings announcement of current fiscal year, scaled by stock price at the end of year.

〈Table 7〉은 기본변수의 구간별로 재무분석가들의 예측 성향을 살펴보기 위해 재무분석가 이익예측오류를 비교 분석한 결과이다. 기본변수를 약 0.60 간격으로 3개의 구간으로 나눈 다음, 각 집단별로 재무분석가 이익예측 오류의 평균값을 비교하였다. 기본변수의 중간 구간(Mid AFS)에서 이익예측 오류의 평균은 거의 0에 가까운 값(-0.0072)을 나타낸 반면, 최하위(Low AFS)와 최상위 구간(High AFS)에서 이익예측 오류의 평균은 각각 음의 값(-0.0229)과 양의 값(0.0165)을 보였다. 이는 〈Figure 1〉이 나타내는 바와 유사하게 미래이익이 감소할 가능성이 높은 기업에 대해서는 재무분석가들이 과대예측하고, 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대해서는 과소예측하는 경향이 있다는 것을 의미한다. 이러한 이익예측오류의 평균값에 대한 두 구간의 차이는 통계적으로도 유의하였으며, 그 차이는 0.0394(t -stat.=9.88)이다.

〈Table 7〉 Analysts' Forecast Error for High/Low AFS Subsamples^{a)}

	(1) Low AFS (~-0.80) (n=1,224)	(2) Mid AFS (-0.80~-0.20) (n=4,376)	(3) High AFS (-0.20~) (n=740)
AFE_{t+1}	-0.0229	-0.0072	0.0165
Difference (t -stat.)	Test of (3)-(1): 0.0394 (9.88)***		

a) This table reports the results of mean difference test of analysts' forecasts error for subsamples of high AFS and low AFS. Analysts' forecast error is measured as future actual earnings less future earnings forecast announced within 30 days following earnings announcement of current fiscal year, scaled by stock price at the end of year. AFS denotes an aggregate fundamental score index. The figures in parentheses are t -statistic from mean difference t -test. The notation *** denotes significance at the 1% level. Refer to 〈Table 2〉 for the measurement of AFS. Low, Mid, and High AFS subsamples are formed at a interval of approximately 0.60 on AFS, which ranges between -1.3880 and 0.3921.

한편 〈Figure 1〉에서 재무분석가 이익예측오류는 기본변수의 수준이 높을수록 크게 나타나는데, 기본변수의 증가에 따른 예측오류의 크기는 기본변수의 중위수를 기준으로 하여 상위 구간에서 보다 더 크게 나타난다고 할 수 있다. 이는 기본변수의 구간별로 재무분석가들의 이익예측 효율성에도 차이가 있으며, 특히 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대하여 재무분석가 이익예측이 보다 효율적이지 못하다는 것을 의미한다. 아래의 Model 3은 기본변수의 구간별로 재무분석가의 이익예측 효율성을 살펴보기 위해 기본변수를 중위수 기준으로 나눈 다음, 두 구간에서 나타나는 재무분석가 예측 편의를 비교분석하는 회귀모형이다. Model 3에서 γ_1 은 AFS가 중위수보다 낮은 구간에서 증가할 때 나타나는 재무분석가 이익예측 오류의 크기이며, γ_2 는 AFS 증가에 따른 재무분석가 이익예측 오류의 크기에 있어서 두 구간의 차이를 나타낸다. 〈Figure 1〉과 같이 기본변수의 하위구간

에서 기본변수의 수준이 높아질수록 이익예측 오류의 크기도 증가한다면 γ_1 은 유의한 양(+)의 값으로 나타날 것이다. 동시에 γ_2 가 유의한 양(+)의 값을 보인다면 이는 AFS 증가에 따른 이익예측 오류의 크기가 기본변수의 두 구간 중 상위구간에서 보다 더 크다는 것을 의미하며, 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대해서 재무분석가들의 이익예측이 보다 비효율적인 것으로 해석할 수 있다.

$$\text{Model 3: } AFE_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 AFS_t + \gamma_2 AFS_t^{High} + \gamma_3 SIZE_t + \gamma_4 VOL_t + \gamma_5 NFirm_t + \gamma_6 NFreq_t + \gamma_7 NFollow_t + \gamma_8 HouseSize_t + \sum FE + \epsilon$$

변수 정의:

$$AFE_{t+1} = \frac{\text{차기 실제 EPS} - \text{당기 이익공시 후 30일 이내 차기 예측 EPS}}{\text{당기말 주가}};$$

AFS_t = 종합지표값;

AFS_t^{High} = 종합지표값(AFS_t)이 전체분포의 중위수를 초과하면 그 종합지표값, 아니면 0;

$SIZE_t$ = 기업규모, 시가총액의 자연로그값;

VOL_t = 추가변동성(일별주가의 표준편차);

$NFirm_t$ = 재무분석가별 이익예측기업의 수;

$NFreq_t$ = 재무분석가별 이익예측횟수;

$NFollow_t$ = 기업별 재무분석가의 수;

$HouseSize_t$ = 재무분석가가 속한 증권회사의 규모(증권회사의 애널리스트 수).

첨자 i (재무분석가)와 j (기업)를 생략함.

선행연구들은 재무분석가의 이익예측 오류가 예측 대상 기업의 규모 및 정보 위험에 따라 다르게 나타나며 개별 재무분석가의 숙련도 등과도 관련이 있다고 보고하고 있다. 따라서 이를 통제하기 위해 본 연구는 기업특성으로서 기업규모($SIZE$)와 추가변동성(VOL) 그리고 재무분석가 수($NFollow$)를 회귀모형에 포함하였다(Hong et al. 2000). 그리고 개별 재무분석가의 숙련도 등에 대한 대리변수로 이익예측 기업의 수($NFirm$), 이익예측 횟수($NFreq$), 그리고 재무분석가가 속한 증권회사의 규모($HouseSize$)를 모형에 포함하였다(Lim 2001; Hong and Kubik 2003; Clement and Tse 2005; Jackson 2005). 또한 재무분석가의 이익예측 오류에 대하여 재무분석가별 횡단면적 자기상관관계의 가능성이 예상되므로, 추가적으로 개별 재무분석가에 대한 클러스터링 표준오차(1-way clustered-robust standard error)를 이용하여 회귀계수의 통계적 유의성(t -stat.^R)을 검증하였다.

〈Table 8〉은 Model 3에 대한 분석결과를 나타낸 것이다. 통제변수를 포함하지 않은 모형의 회귀계수 γ_1 는 0.0380(t -stat.=12.29, t -stat.^R=8.87)이며, γ_2 는 0.0173(t -stat.=4.22, t -stat.^R=3.81)으로 두 회귀계수가 모두 양(+)의 값으로 나타났다. 이러한 결과는 기본변수의 수준이 높아질수록 재무분석가의 이익예측 오류가 증가한다는 것을

나타내며, 이익예측 오류의 크기는 기본변수의 두 구간을 비교할 때 상위 구간에서 보다 더 크다는 것을 의미한다. 이는 기본변수가 함의하는 미래이익의 정보성에 따라 재무분석가들의 예측 편이의 정도가 다른데, 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대해서 보다 더 큰 예측 편이를 보인다는 것으로 해석될 수 있다.

한편 <Figure 1>과 <Table 7>을 통해 제시된 기본변수 상·하위 구간에 따른 재무분석가 이익 예측 성향을 고려할 때, 위 결과는 AFS가 커질수록 기본변수가 낮은 구간에서는 음(-)의 예측 편이가 감소하는 반면 기본변수가 높은 구간에서는 양(+)의 예측 편이가 증가하는 것을 나타낸다고 할 수 있다. 이는 기본변수의 하위 구간에서는 AFS가 작아질수록 재무분석가 예측의 낙관적 편이가 증가하고 기본변수의 상위 구간에서는 AFS가 커질수록 재무분석가 예측의 보수적 편이가 증가하는 경향이 있다는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 재무분석가 예측 편이의 정도에 있어서는 기본변수의 상위구간에서 더 크게 나타난다고 할 수 있는데, 이는 재무분석가들이 기본변수가 함의하는 미래이익의 증가 가능성이 높은 기업에 대해 보다 과소 예측하는 경향이 있음을 시사한다.

<Table 8> Nonmonotonic Relation between Analysts' Forecast Error and AFS Level^{a)}

$$AFError_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 AFS_t + \gamma_2 AFS_t^{Hgh} + \gamma_3 SIZE_t + \gamma_4 VOL_t + \gamma_5 NFirm_t + \gamma_6 NFreq_t + \gamma_7 NFollow_t + \gamma_8 HouseSize_t + \sum FE + \epsilon$$

Variables	Without control variables			With control variables		
	Coeff.	t-stat.	t-stat. ^R	Coeff.	t-stat.	t-stat. ^R
Intercept	0.0082	1.96**	2.31**	-0.0028	-0.57	-0.61
AFS_t	0.0380	12.29***	8.87***	0.0371	12.13***	8.66***
AFS_t^{Hgh}	0.0173	4.22***	3.81***	0.0189	4.66***	4.14***
$SIZE_t$				-0.0056	-1.43	-1.49
VOL_t				-0.0044	-1.53	-1.40
$NFirm_t$				0.0005	0.16	0.16
$NFreq_t$				0.0053	1.55	1.45
$NFollow_t$				0.0341	8.94***	9.89***
$HouseSize_t$				-0.0031	-1.30	-1.24
$\sum YR$		Included			Included	
$\sum INDUSTRY$		Included			Included	
Clustered SE		No	Yes		No	Yes
adj. R^2		13.74%			15.81%	
Obs.		6,340			6,340	

a) Variable Definitions are as follows:

$AFError_{t+1}$ = Analysts' forecast error, measured as actual earnings per share(EPS) of next fiscal year($t+1$) less analysts' earnings per share(EPS) forecast, which is announced within 30 days following earnings announcement date, divided by stock price at the end of year t :

- AFS_t = Aggregate fundamental score index;
 AFS_t^{High} = Aggregate fundamental score index(AFS_t) if AFS_t is more than median (-0.5485) of a distribution, and 0 otherwise;
 $SIZE_t$ = Decile ranking for natural logarithm of total market capitalization;
 VOL_t = Decile ranking for stock price volatility measured as standard deviation of daily stock price;
 $NFirm_t$ = Decile ranking for the number of firms analyst(i) follows;
 $NFreq_t$ = Decile ranking for the frequency that analyst(i) announces earnings forecasts;
 $NFollow_t$ = Decile ranking for the number of analysts covering a firm(j) ;
 $HouseSize_t$ = Decile ranking for the number of employees of the brokerage house where analyst(i) belongs to, where decile ranking is calculated to be between 0 to 1 by dividing deciles(0~9) by 9.
- b) The notation ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. t -stat.^R indicates robust t -statistic calculated by using analyst-clustered standard error. The subscripts i (analyst) and j (firm) are omitted from all variables.

4.5 추가분석: 개별 기본변수를 이용한 재무분석가 이익예측 효율성 분석

지금까지는 개별 기본변수의 미래이익 정보성을 종합한 단일값의 기본변수(AFS)가 미래이익의 증감 확률에 대한 예측력을 지니는지, 그리고 재무분석가들이 이익예측 시 이러한 기본변수의 정보성에 대해서 효율적인지 분석하였다. 앞서 <Table 1>에서 제시한 바와 같이 개별 기본변수 또한 미래이익에 대한 정보성을 내포하는 것으로 보고되고 있으므로, 본 절에서는 개별 기본변수의 미래이익 예측력에 대한 재무분석가의 예측 효율성을 살펴보고자 한다. <Table 9>는 무관프로빗회귀분석(SUBP)를 이용하여 재무분석가 이익예측치가 개별 기본변수가 내포하는 미래이익에 대한 정보성에 대해 효율적인가를 분석한 결과를 나타낸 것이다.

〈Table 9〉 Efficiency of Analysts' Forecast on Individual Fundamental Variables^{a)}

Variables	Eq.(1) (Dep. = $AINC_{t+1}$)			Eq.(2) (Dep. = $FINC_{t+1}$)			H0: $\beta_s = \beta'_s$
	Coeff.	t-stat.	Marginal. ^{b)}	Coeff.	t-stat.	Marginal. ^{b)}	
Intercept	0.3804	0.87		63.8155	527.24		
$RNOA_t$	-0.7916	-10.82	-28.17%	-0.8225	-9.98	-22.45%	-53.52 ***
$GNOA_t$	0.3722	3.61	13.24%	0.5149	4.49	14.05%	-12.90 ***
$SNOA_t$	-0.1576	-1.95	-5.61%	-0.1081	-1.22	-2.95%	-162.62 ***
$ATOC_t$	0.2037	2.62	7.25%	0.7193	8.29	19.63%	-153.14 ***
PMC_t	0.4150	5.94	14.77%	0.5085	6.53	13.88%	14.00 ***
ACC_t	-0.2413	-3.98	-8.58%	0.1151	1.72	3.14%	-550.44 ***
$CHEPS_t$	-1.7471	-7.65	-62.16%	-3.5413	-14.56	-96.65%	83.96 ***

a) This table represents the results of seemingly unrelated bivariate probit (SUBP) regression analysis on following simultaneous equations,

$$\begin{cases} \Pr(AINC_{t+1} = 1) = F(\beta_0 + \beta_s \sum_{s=1}^6 Signals(Decile)_{s,t} + \beta_7 CHEPS_t + \sum FE + \varepsilon) & Eq.(1) \\ \Pr(FINC_{t+1} = 1) = F(\beta_0 + \beta'_s \sum_{s=1}^6 Signals(Decile)_{s,t} + \beta'_7 CHEPS_t + \sum FE + \varepsilon) & Eq.(2) \end{cases}$$

Where, $F(X'\beta) = \Phi(X'\beta) = \int_{-\infty}^{X'\beta} \phi(z) dz$.

The notation *** denotes significance at the 1% level. Variables are defined in 〈Table 2〉. The subscripts i (analyst) and j (firm) are omitted from all variables.

b) Marginal effect is defined as changes in predicted probability of $AINC_{t+1}=1$ (or $FINC_{t+1}=1$) for a one-unit change in each independent variable, calculated as the partial derivative of the event probability with respect to the independent variable.

c) The ρ -value, correlation of probability disturbance between two equations is 0.5197(t -stat.=26.17)

개별 기본변수들에 대한 Eq.(2)의 분석에서 재무분석가가 차기 이익이 증가할 것으로 예측하는 확률은 모든 개별 기본변수들과 통계적으로 유의한 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 미래이익이 증가 혹은 감소할 가능성에 대한 예측력을 가지는 기본변수들을 재무분석가들이 인지하고 그들의 이익예측치에 반영하고 있다는 것을 의미한다. 그러나 개별 기본변수마다 재무분석가들의 예측에 반영되는 미래이익의 증가 방향에 있어서는 선행연구와 상이한 변수들이 존재한다. 예를 들어, 그 수준이 높을수록 미래이익이 감소할 가능성이 높다고 보고된 $RNOA$, $GNOA$, 그리고 ACC 중에서 $RNOA$ 는 음(-)의 회귀계수를 보여주지만, 반대로 $GNOA$ 와 ACC 의 회귀계수는 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이는 순영업자산성장이 크고 영업발생액의 수준이 높을수록 차기이익이 감소할 가능성이 높다는 정보성과는 반대로 재무분석가들은 차기이익이 오히려 증가할 것으로 예측한다는 것을 의미한다. 또한 영업효율성과 관련하여 그 수준이 높을수록 미래이익이 증가할 가능성이 높다고 보고된 $SNOA$, $ATOC$, 그리고 PMC 중에서도 $SNOA$ 는 그와 반대로 유의한 음(-)의 회귀계수로 나타났다. 이는 재무분석가들이 개별 기본변수를 통해 미래이익

을 예측하는 경향은 존재하지만 모든 개별 기본변수에 대해서 충분히 인지하지는 못한다는 것을 시사한다.

실제 차기이익에 대한 기본변수의 정보성을 검증하는 Eq.(1)에 대한 분석 결과, 6개의 개별 기본변수 중 순영업자산성장(*GNOA*)과 순영업자산 및 매출성장(*SNOA*)을 제외한 나머지 변수들은 모두 선행연구와 동일하게 나타났다. 또한 Eq.(1)과 Eq. (2)의 무관회귀 분석 결과에 근거한 한계효과는 모든 개별 기본변수에 대해서 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 구체적으로 순영업자산이익률(*RNOA*)의 경우, Eq.(1)에서 기본변수 한 단위 증가에 대해 실제 미래이익이 증가할 확률은 28.17% 감소하는 반면, Eq.(2)의 재무분석가가 미래이익이 증가할 것으로 예측할 확률은 22.45% 감소하는 것으로 나타났다. 이는 기본변수가 한 단위 증가할 때, 재무분석가들은 미래이익이 증가할 가능성에 대해 실제보다 5.72% 정도 과대 예측한다는 것을 의미하며, 그 차이 검정에 대한 *t*-통계량은 53.52로 통계적으로도 유의하다.

영업발생액(*ACC*)의 경우 영업발생액 한 단위 증가에 대해 실제 미래이익이 증가할 확률은 -8.58% 감소하는 반면, 재무분석가들이 미래이익이 증가할 것으로 예측하는 확률은 오히려 3.14% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 재무분석가들이 영업발생액의 크기가 함의하는 미래이익의 방향을 반대로 해석하고 이를 이익 예측에 반영한 결과로 해석될 수 있으며, 재무분석가들이 이익예측 시 발생액의 정보성을 충분히 이해하지 못하고 과소반응한다는 Bradshaw et al.(2001)과도 유사한 결과라고 할 수 있다. 당기 이익변화(*CHEPS*)의 한 단위 증가에 대해 재무분석가들이 미래이익이 증가할 것으로 예측할 확률은 실제 미래이익이 증가할 확률보다 34.49% 만큼 더 작게 나타났다. 이는 차기이익 예측에 있어서 재무분석가들은 이익의 평균회귀(mean reversion)성향을 보다 높은 비중을 두어 고려한다는 것을 의미한다. 이상의 결과들은 기본변수들이 갖는 미래이익 예측력에 대해서 재무분석가들이 인지하고 그들의 예측치에 반영할 가능성이 높지만 충분히 반영하지는 못하는 것으로 해석될 수 있다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 재무분석가들이 기본변수의 미래이익 예측력을 인지하고, 이를 그들의 이익예측에 효율적으로 반영하는지 분석하였다. 선행연구들은 재무제표 분석을 통한 기본변수가 미래이익에 대하여 우수한 예측력을 지니는 반면, 재무분석가 이익예측치는 재무제표 정보를 충분히 반영하지 못한다고 보고하고 있다. 이에 본 연구는 재무분석가의 미래이익의 증감에 대한 예측에 있어서 기본변수가 내포하는 미래이익에 대한 정보성을 충분히 반영하는지 분석하였다. 이를 위해 PZ(2006)이 제시한 개별 기본변수를 기초로 종합지표값(AFS)

을 계산하고, 이 종합지표값이 가지고 있는 미래이익 변화에 대한 정보성이 재무분석가들이 발표하는 이익예측치에도 반영되는지 살펴보았다. 또한 재무분석가의 이익예측 효율성이 기본변수가 함의하는 미래이익 증가 혹은 감소 성향에 따라 다르게 나타는지 분석하였다. 본 연구는 2006년부터 2012년까지의 기간을 대상으로, 재무제표 변수 및 재무분석가 이익예측치가 존재하는 유가증권시장과 코스닥 상장 기업을 이용하여 분석하였으며, 그 결과는 다음과 같다.

첫째, 재무분석가의 미래이익 증감에 대한 예측은 기본변수가 내포하는 미래이익 증감에 대한 정보성을 충분히 반영하지는 못하는 것으로 나타났다. 포트폴리오 분석과 회귀모형의 분석에서, 재무분석가가 미래이익이 증가할 것으로 예측하는 데 반영되는 기본변수의 정보성은 기본변수가 함의하는 실제 미래이익에 대한 정보성의 수준에 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기본변수가 반영하는 미래이익의 증감 확률과 재무분석가들이 미래이익이 증가할 것으로 예측하는 확률에 대한 차이를 통계적으로 분석하는 무관프로빗회귀분석(SUBP)을 통해서도 지지되었다.

둘째, 재무분석가의 이익예측 성향은 기본변수가 함의하는 미래이익증가(감소)성향에 따라 다르게 나타났다. 기본변수의 각 구간별로 재무분석가의 차기이익예측 오류(실제이익-예측이익)의 평균값을 분석한 결과, 재무분석가 이익예측오류는 기본변수가 낮은(높은) 구간일수록 그 평균값이 음(양)의 값으로 나타났다. 이는 재무분석가들이 미래이익이 감소할 가능성이 높은 기업에 대해서는 보다 낙관적으로 예측(과대예측)하고, 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대해서는 보다 비관적으로 예측(과소예측)하는 경향이 있음을 의미한다.

셋째, 재무분석가의 이익예측 효율성은 기본변수가 함의하는 미래이익증가(감소)성향에 따라 다르게 나타났다. 기본변수의 중위수를 기준으로 상·하위 구간에 대하여 이익예측오류를 회귀분석한 결과, 기본변수의 수준이 증가할수록 기본변수 낮은 구간에서는 재무분석가 예측의 낙관적 편의가 감소하고, 기본변수가 높은 구간에서 재무분석가 예측의 비관적 편의가 증가하는 것을 비교할 때, 기본변수가 높은 구간에서 보다 큰 것으로 나타났다. 이는 미래이익이 증가할 가능성이 높은 기업에 대하여 재무분석가들의 예측 오류가 더 크다는 것을 의미한다.

본 연구는 기본분석 및 재무분석가 이익예측에 관한 확장연구로서, 자본시장의 주요 정보매개자인 재무분석가들이 기본변수의 미래이익 예측력을 인지하고 이를 이익예측에 반영하는지 실증분석한다는 데에 의의가 있다. 본 연구의 결과는 재무분석가들이 기본변수가 함의하는 미래이익에 대한 정보성을 충분히 인지하지 못한다는 것을 보고하면서 기업가치평가에 있어서 기본변수의 미래이익 예측력의 유용성을 제시한다. 특히 미래이익에 대한 정보성에 따라 재무분석가들의 이익예측 효율성이 다르게 나타난다는 결과는 재무분석가들이 이익예측에 있어서 기본변수의 정보성을 보다 효율적으로 반영할 필요가 있다는 시사점을 가진다. 한편 본 연구에서 나타난 재무분석가 이익예측치의 중심화 경향에 대한 결과는 재

무분석가 이익예측의 행동 특성에 대한 새로운 측면을 제시하는 것으로서 관련 연구 주제의 확장에 기여할 것으로 기대된다.

“본 논문은 다른 학술지 또는 간행물에 게재되었거나 게재신청되지 않았으며,
한국회계학회 연구윤리규정을 준수하여 작성되었음을 확인함.”

REFERENCES

- Abarbanell, J. 1991. Do analysts' earnings forecasts incorporate information in prior stock price changes? *Journal of Accounting and Economics* 14 (2): 147-165.
- Abarbanell, J. and V. Bernard. 1992. Test of analysts' overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior. *The Journal of Finance* 47 (3): 1181-1207.
- Abarbanell, J. and B. Bushee. 1997. Fundamental analysis, future earnings, and stock prices. *Journal of Accounting Research* 35 (1): 1-24.
- Abarbanell, J. and B. Bushee. 1998. Abnormal returns to a fundamental analysis strategy. *The Accounting Review* 73 (1): 19-45.
- Affleck-Graves, J., R. Davis, and R. Mendenhall. 1990. Forecasts of earnings per share: Possible sources of analyst superiority and bias. *Contemporary Accounting Research* 6 (2): 501-517.
- Ahmed, A. S., J. Zhou, and K. Nainar. 2005. Do analysts' forecasts fully reflect the information in accruals? *Canadian Journal of Administrative Sciences* 22 (4): 329-342.
- Ali, A., A. Klein, and J. Rosenfeld. 1992. Analysts' use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS. *The Accounting Review* 67 (1): 183-198.
- Anderson, M., R. Banker, and S. Janakiraman. 2003. Are selling, general, and administrative costs sticky? *Journal of Accounting Research* 41 (1): 47-63.
- Baum, C. F. 2006. An introduction to modern econometrics using stata. College Station, Tex: Stata Press.

- Bradshaw, M., S. A. Richardson, and R. G. Sloan. 2001. Do analysts and auditors use information in accruals. *Journal of Accounting Research* 39 (1): 45-74.
- Brown, L. and M. Rozeff. 1978. The superiority of analyst forecasts as measures of expectations: Evidence from earnings. *The Journal of Finance* 33 (1): 1-16.
- Brown, L., P. Griffin, R. Hagerman, and M. Zmijewski. 1987a. Security analyst superiority relative to univariate time-series models in forecasting quarterly earnings. *Journal of Accounting and Economics* 9 (1): 61-87.
- Brown, L., P. Griffin, R. Hagerman, and M. Zmijewski. 1987b. An evaluation of alternative proxies for the market's expectation of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 9 (2): 159-193.
- Cen, L., G. Hilary, and K. C. Wei. 2013. The role of anchoring bias in the equity market: Evidence from analysts' earnings forecasts and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48 (1): 47-74.
- Clement, M. B. and S. Y. Tse. 2005. Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting. *The Journal of Finance* 60 (1): 307-341.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan. 1998. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review* 73 (2): 277-294.
- Dechow, P. and R. Sloan. 1997. Returns to contrarian investment strategies: Tests of naive expectation hypotheses. *Journal of Financial Economics* 43 (1): 3-27.
- Eames, M., S. Glover, and J. Kennedy. 2002. The association between trading recommendations and broker-analysts' earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 40 (1): 85-103.
- Easterwood, J. and S. Nutt. 1999. Inefficiency in analysts' earnings forecasts: Systematic misreaction or systematic optimism? *The Journal of Finance* 54 (5): 1777-1797.
- Elgers, P. and M. Lo. 1994. Reductions in analysts' annual earnings forecast errors using information in prior earnings and security returns. *Journal of Accounting Research* 32 (2): 290-303.
- Elton, E., M. Gruber, and M. N. Gultekin. 1981. Expectations and share

- prices. *Management Science* 27 (9): 975-987.
- Elton, E., M. Gruber, and M. N. Gultekin. 1984. Professional expectations: Accuracy and diagnosis of errors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19 (4): 351-363.
- Fairfield, P., S. Whisenant, and T. Yohn. 2003. Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing. *The Accounting Review* 78 (1): 353 - 371.
- Francis, J. and D. Philbrick. 1993. Analysts' decisions as products of a multi-task environment. *Journal of Accounting Research* 31 (20): 216-30.
- Fried, D. and D. Givoly. 1982. Financial analysts' forecasts of earnings: A better surrogate for market expectations. *Journal of Accounting and Economics* 4 (2): 85-107.
- Graham, B., D. Dodd, S. Cottle, and C. Tatham. 1962. *Security analysis*. New York: McGraw-Hill.
- Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hong, H. and J. D. Kubik. 2003. Analyzing the analysts: Career concerns and biased earnings forecasts. *The Journal of Finance* 58 (1): 313-351.
- Hong, H., J. D. Kubik, and A. Solomon. 2000. Security analysts' career concerns and herding of earnings forecasts. *The Rand Journal of Economics* 31 (1): 121-144.
- Imhoff, E. A. 1992. The relation between perceived accounting quality and economic characteristics of the firm. *Journal of Accounting and Public Policy* 11 (2): 97-118.
- Imhoff, E. and G. Lobo. 1984. Information contents of analysts' composite forecast revisions. *Journal of Accounting Research* 22 (2): 541-554.
- Jackson, A. R. 2005. Trade generation, reputation, and sell-side analysts. *The Journal of Finance* 60 (2): 673-717.
- Jang, J. I. and S. J. Tae. 1992. The information content of financial analysts earnings forecast. *Korean Journal of Financial Studies*. 14 (1): 361-399. [printed in Korean]
- Jeong, S. W. and T. K. Lim. 2005. The information effect of forecasts in analysts' reports. *Accounting and Auditing Research* 41: 123-144. [printed in Korean]

- Kang, S., J. O'Brien, and K. Sivaramakrishnan. 1994. Analysts' interim earnings forecasts: Evidence on the forecasting process. *Journal of Accounting Research* 32 (1): 103-112.
- Klein, A. 1990. A direct test of the cognitive bias theory of share price reversals. *Journal of Accounting and Economics* 13 (2): 155-166.
- Kothari, S. P. 2001. Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31 (1-3): 105-231.
- Lev, B. and S. Thiagarajan. 1993. Fundamental information analysis. *Journal of Accounting Research* 31 (2): 190-215.
- Lim, T. 2001. Rationality and analysts' forecast bias. *The Journal of Finance* 56 (1): 369-385.
- Lin, H. and M. McNichols. 1998. Underwriting relationships and analysts' earnings forecasts and investment recommendations. *Journal of Accounting and Economics* 25 (1): 101-127.
- Louis, H., T. Lys, and A. X. Sun. 2008. Conservatism and analyst earnings forecast bias. Working paper. Pennsylvania State University, University Park.
- Lui, Y. 1995. Market reaction to analysts' multi-year forecast revisions: Non-parametric approach. *British Accounting Review* 27 (1): 35-44.
- Lys, T. and S. Sohn. 1990. The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security price changes. *Journal of Accounting and Economics* 13 (4): 341-363.
- McNichols, M. and P. O'Brien. 1997. Self-selection and analyst coverage. *Journal of Accounting Research* 35 (supplement): 167-199.
- Na, C. K. and H. J. Shin. 2013b. Information contents of fundamental variables based on structured approach. *Accounting Information Review* 31 (2): 33-60. [printed in Korean]
- Na, C. K. and H. J. Shin. 2014. Fundamental variables' predictability of future earnings: Structure-based approach and experience-based approach. *Korean Accounting Review* 39 (4): 131-170. [printed in Korean]
- Nissim, D. and S. Penman. 2001. Ratio analysis and equity valuation: From research to practice. *Review of Accounting Studies* 6 (1): 109-154.
- O'Brien, P. 1988. Analysts' forecasts as earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 10 (1): 53-83.
- Ou, J. and S. Penman. 1989. Financial statement analysis and the prediction

- of stock returns. *Journal of Accounting and Economics* 11 (4): 295-329.
- Penman, S. and X. Zhang. 2006. Modeling sustainable earnings and P/E ratios with financial statement analysis. Working paper. Columbia University and University of California, Berkeley.
- Piotroski, J. 2000. Value investing: The use of historical financial statement information to separate winners from losers. *Journal of Accounting Research* 38 (supplement): 1-41.
- Richardson, S., S. H. Toeh, and P. Wysoki. 2004. The walk-down to beat analyst forecasts: The role of equity issuance and insider trading incentives. *Contemporary Accounting Research* 21 (4): 885-924.
- Richardson, S., I. Tuna, and P. Wysocki. 2010. Accounting anomalies and fundamental analysis: A review of recent research advances. Working Paper. London Business School.
- Sloan, R. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71 (3): 289-315.
- Soliman, M. T. 2008. The use of DuPont analysis by market participants. *The Accounting Review* 83 (3): 823-853.
- Stickel, S. 1992. Reputation and performance among security analysts. *The Journal of Finance* 47 (5): 1811-1836.
- Stigler, G. J. 1964. Public regulation of the securities markets. *The Journal of Business* 37 (2): 117-142.
- Wahlen, J. M. and M. M. Wieland. 2011. Can financial statement analysis beat consensus analysts' recommendations? *Review of Accounting Studies* 16 (1): 89-115.
- Waymire, G. 1984. Additional evidence on the information content of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 22 (2): 703-718.
- Wieland, M. M. 2011. Identifying consensus analysts' earnings forecasts that correctly and incorrectly predict an earnings increase. *Journal of Business Finance & Accounting* 38 (5-6): 574-600.
- Zellner, A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regression equations and tests of aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association* 57: 500-509.

국내 참고 문헌

- 나종길, 신희정. 2013b. 구조적 접근에 근거한 기본변수들의 정보성. 회계정보연구 (제31권 제2호): 33-60.
- 나종길, 신희정. 2014. 기본변수모형의 이익예측력 비교: 구조적 접근과 경험적 접근. 회계학연구 (제39권 제4호): 131-170.
- 장지인, 태석준. 1992. 재무분석가에 의한 기업이익예측의 정보내용. 증권학회지 (제14권 제1호): 361-399.
- 정석우, 임태균. 2005. 재무분석가 분석보고서의 정보효과. 회계와 감사 연구 (제41권): 123-144.

Appendix 1. Descriptive Statistics (mean value) on Fundamental Variables^{a)}

Fiscal year (Obs.)	$RNOA_t$	$GNOA_t$	$SNOA_t$	$ATOC_t$	PMC_t	ACC_t
2001 (615)	0.0692 (16.63)	0.0774 (5.36)	0.0729 (5.49)	0.0104 (0.90)	-0.0235 (-4.62)	0.0614 (0.14)
2002 (735)	0.0770 (16.99)	0.0651 (8.11)	0.0680 (10.00)	0.0119 (0.74)	-0.0118 (-2.36)	-0.4826 (-1.03)
2003 (830)	0.0607 (19.51)	0.4542 (14.12)	0.3376 (12.74)	-0.1304 (-5.51)	-0.0025 (-0.59)	-0.6129 (-0.90)
2004 (887)	0.0582 (13.85)	0.2227 (1.68)	0.2206 (1.74)	0.0578 (5.41)	-0.0080 (-1.39)	2.6875 (0.79)
2005 (937)	0.0500 (18.06)	0.1684 (4.21)	0.0929 (9.13)	-0.0111 (-0.64)	-0.0022 (-0.41)	0.4928 (1.22)
2006 (1,002)	0.0421 (9.81)	0.2090 (10.08)	0.1136 (9.17)	-0.0390 (-3.66)	-0.0114 (-2.57)	-0.1364 (-0.21)
2007 (1,050)	0.0432 (12.70)	0.1431 (8.88)	0.0871 (8.75)	0.0615 (1.06)	-0.0145 (-1.91)	-0.5999 (-0.32)
2008 (1,131)	0.0430 (10.91)	0.1432 (8.49)	0.1001 (13.96)	0.0103 (0.55)	-0.0012 (-0.13)	0.7636 (2.36)
2009 (1,186)	0.0464 (18.14)	0.1411 (7.96)	0.0761 (4.66)	-0.0776 (-7.99)	0.0181 (2.18)	-9.1222 (-1.03)
2010 (1,258)	0.0537 (17.88)	0.0601 (6.57)	0.0486 (6.00)	0.1044 (11.56)	0.0023 (0.28)	-0.6363 (-0.85)
2011 (1,326)	0.0470 (15.79)	0.0671 (8.34)	0.0417 (6.68)	0.0403 (4.38)	-0.0138 (-1.32)	0.6046 (1.92)
2012 (1,389)	0.0472 (19.21)	-0.0110 (-1.12)	-0.0256 (-4.81)	0.0422 (4.81)	-0.0119 (-1.55)	1.0463 (1.02)
All (12,346)	0.0514 (52.22)	0.1349 (12.36)	0.0929 (9.57)	0.0111 (1.79)	-0.0059 (-2.60)	-0.5870 (-0.64)

a) This table represents mean values of individual fundamental variables by fiscal year. Variables are defined in <Table 1>. All individual variables are time-variant in terms of mean value, showing that in particular, the sign of mean value in $ATOC_t$ and ACC_t are frequently reversed during our sample periods. Since such variability in individual fundamental variables implies that informativeness of the fundamental variable for future earnings may differ by period, we estimate the predictive ability of individual fundamental variable (i.e., each coefficient of individual variables on LOGIT model) by hold-out sample test using previous 5 year rolling periods (See, Appendix 2). The figures in parenthesis are t -statistic, calculated as the ratio of mean value to a standard error based on the distribution of mean value.

Appendix 2. LOGIT Regression Results on Estimation for Coefficient of
Fundamental Variables: Holdout sample test^{a)}

Forecast year	<i>Signals(Decile)</i>							<i>L.Ratio</i>	Obs.
	Const.	<i>RNOA</i>	<i>GNOA</i>	<i>SNOA</i>	<i>ATOC</i>	<i>PMC</i>	<i>ACC</i>		
2007	0.475 (14.45)	-0.742 (50.82)	0.063 (0.16)	0.321 (6.52)	-0.238 (3.86)	0.021 (0.04)	-0.264 (7.67)	81.57	4,004
2008	0.359 (8.46)	-0.681 (46.65)	0.097 (0.40)	0.380 (9.98)	-0.350 (8.27)	0.062 (0.40)	-0.228 (6.14)	97.20	4,391
2009	0.465 (16.50)	-0.760 (61.55)	0.052 (0.12)	0.382 (10.09)	-0.289 (6.08)	0.063 (0.43)	-0.243 (7.39)	106.63	4,706
2010	0.545 (22.80)	-0.818 (76.25)	0.195 (1.93)	0.295 (6.58)	-0.385 (10.90)	0.108 (1.35)	-0.269 (9.54)	147.50	5,007
2011	0.446 (16.84)	-0.719 (63.39)	0.320 (5.43)	0.141 (1.57)	-0.274 (5.98)	-0.025 (0.08)	-0.318 (14.19)	141.46	5,306
2012	0.354 (11.39)	-0.914 (105.92)	0.475 (12.60)	0.153 (1.86)	-0.241 (4.95)	0.013 (0.02)	-0.273 (10.92)	209.65	5,627
2013	0.577 (34.61)	-0.951 (122.48)	0.025 (0.04)	0.234 (4.97)	-0.154 (2.10)	-0.074 (0.73)	-0.270 (11.29)	173.36	5,946
All ^{b)} (<i>t</i> -stat.)	0.460 (14.41)	-0.798 (-20.80)	0.175 (2.77)	0.272 (7.24)	-0.276 (-9.54)	0.024 (1.04)	-0.266 (-25.04)		

a) This table reports the estimation results of following LOGIT regression model to identify the predictive ability of individual fundamental variables by holdout sample test using previous 5 year rolling periods.

Model : $EINC_{j,t} = \beta_0 + \beta_s \sum_{s=1}^6 Signals(Decile)_{s,j,t-1} + \varepsilon_{j,t}$, where $EINC_{j,t}$ denotes an indicator variable for changes in earnings, equal to 1 if current earnings increases and 0 otherwise; $Signals(Decile)_{s,j,t-1}$ denotes the decile ranking(0-1) for s signal of firm j at $t-1$ year; $Signals_{s,j,t}$ indicates individual fundamental variables, *RNOA*, *GNOA*, *SNOA*, *ATOC*, *PMC*, *ACC* in j firm at $t-1$ year. Please refer to <Table 1> for definitions of individual fundamental variables. The figures in parenthesis on fundamental variables is χ^2 -statistic.

b) We report the average value of yearly estimation coefficients of LOGIT regression. The figures in parenthesis are t -statistics, calculated as the mean of the estimated coefficients divided by their estimated standard errors.

Appendix 3. Correlation Analysis Results: Fundamental Variables(*Signals*) and Composite Score(*AFS*)^{a)}

	<i>RNOA</i>	<i>GNOA</i>	<i>SNOA</i>	<i>ATOC</i>	<i>PMC</i>	<i>ACC</i>	<i>AFS</i>
<i>RNOA</i>		-0.058 ($\langle .000$)	-0.044 (0.001)	0.243 ($\langle .000$)	0.131 ($\langle .000$)	0.015 (0.223)	-0.618 ($\langle .000$)
<i>GNOA</i>	-0.068 ($\langle .000$)		0.740 ($\langle .000$)	-0.474 ($\langle .000$)	-0.065 ($\langle .000$)	-0.021 (0.099)	0.523 ($\langle .000$)
<i>SNOA</i>	0.014 (0.262)	0.830 ($\langle .000$)		-0.394 ($\langle .000$)	-0.021 (0.103)	-0.087 ($\langle .000$)	0.487 ($\langle .000$)
<i>ATOC</i>	0.270 ($\langle .000$)	-0.547 ($\langle .000$)	-0.355 ($\langle .000$)		0.163 ($\langle .000$)	0.005 (0.706)	-0.592 ($\langle .000$)
<i>PMC</i>	0.211 ($\langle .000$)	-0.067 ($\langle .000$)	0.000 (0.994)	0.215 ($\langle .000$)		0.010 (0.432)	-0.115 ($\langle .000$)
<i>ACC</i>	0.140 ($\langle .000$)	0.092 ($\langle .000$)	0.070 ($\langle .000$)	0.108 ($\langle .000$)	-0.005 (0.717)		-0.036 (0.004)
<i>AFS</i>	-0.709 ($\langle .000$)	0.528 ($\langle .000$)	0.477 ($\langle .000$)	-0.589 ($\langle .000$)	-0.155 ($\langle .000$)	-0.308 ($\langle .000$)	

a) The Pearson correlation coefficients(r) are indicated on the left of the empty diagonal and Spearman correlation coefficients(ρ) are on the right. The figures in parentheses are p -values. Variables are defined in <Table 2>.