

Print ISSN: 2233-4165 / Online ISSN 2233-5382
doi:http://dx.doi.org/10.13106/jidb.2020.vol11.no1.39

The Impact of Overvaluation on Analysts' Forecasting Errors

Sang-Kwon CHA*, Hyunji CHOI**

Received: November 29, 2019 Revised: December 20, 2019 Accepted: January 05, 2020

Abstract

Purpose: This study investigated the effects of valuation errors on the capital market through the earnings forecasting errors of financial analysts. As a follow-up to Jensen (2005)'s study, which argued of agency cost of overvaluation, it was intended to analyze the effect of valuation errors on the earnings forecasting behavior of financial analysts. We hypothesized that if the manager tried to explain to the market that their firms are overvalued, the analysts' earnings forecasting errors would decrease. **Research design, data and methodology:** To this end, the analysis period was set from 2011 to 2018 of KOSPI and KOSDAQ-listed markets. For overvaluation, the study methodology of Rhodes-Kropf, Robinson, and Viswanathan (2005) was measured. The earnings forecasting errors of the financial analyst was measured by the accuracy and bias. **Results:** Empirical analysis shows that the accuracy and bias of analysts' forecasting errors decrease as overvaluation increase. Second, the negative relationship showed no difference, depending on the size of the auditor. Third, the results have not changed sensitively according to the listed market. **Conclusions:** Our results indicated that the valuation error lowered the financial analyst earnings forecasting errors. Considering that the greater overvaluation, the higher the compensation and reputation of the manager, it can be interpreted that an active explanation of the market can promote the accuracy of the financial analyst's earnings forecasts. This study has the following contributions when compared to prior research. First, the impact of valuation errors on the capital market was analyzed for the domestic capital market. Second, while there has been no research between valuation error and earnings forecasting by financial analysts, the results of the study suggested that valuation errors reduce financial analyst's earnings forecasting errors. Third, valuation error induced lower the earnings forecasting error of the financial analyst. The greater the valuation error, the greater the management's effort to explain the market more actively. Considering that the greater the error in valuation, the higher the compensation and reputation of the manager, it can be interpreted that an active explanation of the market can promote the accuracy of the financial analyst's earnings forecasts.

Keywords : Overvaluation, Analysts' forecasting, Capital market, Misvaluation

JEL Classification Code : D40, G10, M41

1. Introduction

본 연구는 가치평가오류가 시장의 기대를 설명하는 가에 대한 물음에 답을 찾고자 자본시장의 정보중개인인 재무 분석가의 이익 예측에 미치는 영향을 중심으로 실증 분석하는 데 목적이 있다. 가치평가오류는 내재가치(intrinsic value)와 시장가치(market value)의 차이를 의미하는데,

선행연구에서는 내재가치보다 시장가치가 큰 경우 즉, 과대평가될수록 경영자의 재무보고 개입이 활발하게 나타남을 주장하였다.

가장 대표적인 연구로 Jensen(2005)은 가치평가오류가 있는 기업의 대리인 비용(agency cost)이 크다고 주장하였다. 동 연구에서는 특히, 경영자가 자신의 기업이 가치평가오류에 직면할 때 크게 2 가지 방법으로 시장에 대응할 수 있다고 주장하였다. 첫째, 내재가치가 시장가치를 설명할 때까지 기다리는 방법이다. 그러나 이 방법의 경우 시장이 주주의 과대평가를 확인하여 향후 주가가 떨어질 가능성이 존재한다. 둘째, 시장가치를 설명할 수 있는 재무보고 개입을 수행하여 시장의 기대를 설명하고자 한다는 것이다. 즉, 가치평가오류를 설명하고자 경영자는 상향이익조정을 수행한다. 왜냐하면 시장가치가 내재가치보다 높을수록 경영자의 보상, 임기 및 명성 등이 높아지므로

*First Author and Corresponding Author: Ph.D. Candidate, The Department of Accounting, Hanyang University, Seoul, Korea, Email: sangkwon@hanyang.ac.kr

**Co-Author: Ph.D. Student, The Department of Accounting, Hanyang University, Seoul, Korea, Email: choihj49@hanyang.ac.kr

© Copyright: Korean Distribution Science Association (KODISA)
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

경영자는 가급적이면 과대평가 상태를 유지하고 싶어 할 유인(incentive)이 존재하기 때문에 경영자는 이익조정(earnings management)을 수행하여 자본시장에 고 평가된 상황(가치평가오류)을 설명하고자 한다.

대체적으로 선행연구에서는 가치평가오류가 클수록 정보 환경이 불투명하다는 결과를 제시하였다. 이 경우 정보 환경의 불 투명성이 재무 분석가의 이익예측오차를 키운다는 선행연구의 결과를 비추어 볼 때, 가치평가오류와 재무 분석가의 이익예측오차는 양(+)의 관계가 예상된다(Zhang 2006; Ghosh & Olsen, 2009; Lobo, Song, & Stanford, 2012). 그러나 가치평가오류가 클수록 경영자가 시장의 기대를 충족시키고자 이익 조정이 나타난다면 오히려 재무분석가의 이익예측오차가 줄어들 가능성도 존재한다(Cotter, Tarca, & Wee, 2012). 따라서 가치평가오류가 유발하는 높은 대리인비용으로 인해 재무분석가의 이익 예측 오차를 높이는지, 아니면 가치평가오류가 클수록 이를 유지하고자 하는 경영자의 의사결정이 이익 예측 오차를 낮추는지 검증할 필요가 있다.

이를 확인하고자 2011년부터 2018년까지 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 가치평가오류와 재무분석가의 이익 예측 정확성과 편의로 측정한 이익 예측 오차 간의 관련성을 검증하였다.

실증분석 결과, 가치평가오류가 커질수록 재무 분석가의 이익 예측 정확성이 높아지고 이익 예측 편이가 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 가치평가오류가 클수록 경영자는 재무 분석가의 이익 예측에 부합(meeting)하고자 하며, 결과적으로 이익 예측 오차가 줄어든다는 것을 의미한다. 추가적으로 가치평가오류와 재무 분석가의 이익예측오차간의 관계는 감사인의 규모나 상장 시장에 따른 차이가 나타나지 않는다는 것을 확인하였다.

본 연구는 가치평가오류와 재무 분석가 이익예측오차간의 관련성을 확인한 최초의 연구로서 가치평가오류가 자본시장 참여자의 행동과 의사결정에 미치는 영향을 확인하였다. 가치평가오류가 높을수록 재무분석가의 이익 예측 오차를 줄인다는 것은 가치평가오류가 클수록 경영자가 이를 시장에 보다 적극적으로 설명하려는 노력이 크다는 점이며, 가치평가오류가 클수록 경영자의 보상과 명성이 높아진다는 점을 고려할 때 시장에 대한 적극적인 설명이 재무분석가의 이익 예측 정확성을 도모할 수 있다는 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 선행연구를 바탕으로 가설을 도출한 부분은 제 2 장에 기술하였다. 연구 가설을 검증할 모형을 제 3 장 연구방법론에 기술하였다. 제 3 장에는 연구에 이용된 변수와 해당 변수의 조작적 정의(operational definition)와 표본 선정을 포함하였다. 제 4 장에는 연구결과를 기술통계량, 상관관계분석, 회귀분석결과를 순차적으로 각각 나타내고 제 5 장에는 연구의 결론과 공헌점, 및 한계점을 각각 기술하였다.

2. Literature Review and Hypothesis

가치평가오류란 시장가치와 내재가치의 차이를 의미한다. 다시 말해, 경영자가 내재가치로 시장가치를 설명할 수 없는 상태를 의미한다. Jensen(2005)는 경영자가 내재가치로 시장가치를 설명할 수 없을 경우 재무보고 개입을 수행하여 시장에 현재 고 평가된 시장가치(overvaluation)를 설명하고자 한다고 주장하였다.

Jensen(2005)의 연구 이후, 제한적이지만 후속 연구(following study)가 진행되었다(Chi & Gupta, 2009; Badertscher, 2011; Habib & Hasan, 2017; Cho & Moon, 2018).

가치평가오류에 관한 연구들은 크게 가치평가오류를 유발하는 원인과 가치평가오류가 자본시장과 경영자의 의사결정에 미치는 영향에 관한 연구로 구분되어 진행되었다.

먼저 가치평가오류에 영향을 미치는 변수를 탐색한 연구를 보면 다음과 같다. Habib and Hasan(2017)과 Cha, Hwang, & Kim(2019)은 경영전략과 가치평가오류간의 관계를 검증하였다. 해당 연구에서는 경영전략을 공격적인 성향과 방어적인 성향에 따라 구분하여 어떠한 경우에 가치평가오류를 심화시키는 지 확인하였다. 분석결과 공격적인 성향일수록 가치평가오류가 심화되는 반면 방어적인 성향인 경우 가치평가오류가 감소한다는 결과를 제시하였다.

Cho and Moon(2018)에서는 기업 간 비교 가능성(comparability)이 높을수록 가치평가오류가 낮아진다는 결과를 제시하였다. 기업간 비교가능성이 높을수록 기업가치평가 시, 투자자는 참고할 수 있는 기업(benchmark)이 늘어나 가치평가오류가 경감됨을 주장하였다.

한편 가치평가오류가 자본시장에 미치는 영향에 관한 연구를 열거하면 다음과 같다. Chi and Gupta(2009)은 가치평가오류 현상이 유발하는 대리인 비용이 경영자의 이익 조정을 유도하는 가에 대해 검증하였다. 분석 결과 가치평가오류가 커질수록 이익상향조정이 나타났으며 미래 비정상 주식 수익률(abnormal return)이 감소하고 경영성과(operating performance)가 악화된다는 결과를 제시하였다.

Badertscher(2011)는 가치평가오류현상이 있는 기업의 이익조정 행태에 대해 분석하였다. 가치평가오류가 나타날 때 경영자는 초기(early stage)에는 발생 액을 통한 이익조정(accruals-based earnings management)을 수행하지만 중기 이후에는 실물 활동을 통한 이익조정(real earnings management)을 수행한다는 결과를 제시하였다. 이는 경영자가 최대한 가치평가오류 현상을 유지하고자 이익조정 방법을 다양하게 수행할 수 있음을 의미한다. 이상의 결과는 가치평가오류가 나타날수록 경영자의 재무보고 개입이 나타난다는 것을 의미한다.

한편 가치평가오류와 재무의사결정을 다룬 연구들도 존재한다. Chiou and Shu(2017)은 가치평가오류가 커질수록 증가하는 정보위험(information risk)이 타인자본비용을 상승시킨다는 결과를 제시하였고, Dong, Hirshleifer, & Teoh(2006)는 가치평가오류가 클수록 유상증자가 증가한다는 결과를 제시하였다. Coulton, Saune, & Taylor(2015)는

가치평가오류가 존재하는 기업의 경영자는 이익 기준점(benchmark earnings)을 넘고자 이익 조정을 수행한다고 주장하였다.

상기 언급한 연구들은 다양한 측면에서 가치평가오류가 자본시장에 미치는 영향에 대해 분석하였으나 아직 재무 분석가의 이익 예측에 미치는 영향에 대해서는 미진하다. 그럼에도 불구하고 이전연구들은 경영자가 가치평가오류의 현상을 유지하고 현상을 시장에 설명하고자 재무보고 개입을 수행한다는 공통적인 결과를 제시하였다.

따라서 본 연구에서는 가치평가오류가 클수록 경영자는 자본시장의 정보중개인인 재무 분석가의 이익 예측에 부합(meeting)하고자 할 것이며, 가치평가오류 현상을 유지(prolong)하고자 하는 경영자의 의사결정이 재무 분석가의 이익예측오차를 낮출 것이라고 예상되는 바, 다음과 같이 가설을 수립하였다.

가설: 가치평가오류가 커질수록 재무분석가의 이익 예측 오차는 줄어들 것이다.

보조가설 1 가치평가오류가 커질수록 재무분석가의 이익 예측 정확성은 증가할 것이다.

보조가설 2 가치평가오류가 커질수록 재무분석가의 이익 예측 편이는 줄어들 것이다.

3. Research Methods and Materials

3.1. Research model

본 연구는 가치평가오류가 재무 분석가의 이익예측오차에 어떻게 반영되는지를 실증적으로 살펴보는 것이 목적이다. 이를 위해 본 연구의 가설을 검증하고자 선행연구를 참고하여 다음과 같이 모형을 수립하였다. 회귀분석 시에는 기업별 군집회귀분석(clustered by firm)을 실시하였다.

종속변수는 보조가설과 같이 재무 분석가의 이익 예측 정확성(AFA_NI)과 이익 예측 오차(AFE_NI)이다. AFA_NI의 경우, 재무분석가의 이익예측치의 절대값(absolute value)에서 실제 기업의 이익의 절대값을 차감한 후 기말 주가로 나눈 값이며, AFE_NI는 재무분석가의 이익예측치에서 실제 기업의 이익을 차감한 후 기말 주가로 나눈 값이다. AFA_NI가 증가할수록 이익 예측의 정확성은 감소하고 AFE_NI가 증가할수록 이익 예측의 편이는 커지는 것을 의미한다.

본 연구의 관심 변수는 기업 특성에 기인한 기업가치 평가오류(FSE)이다. 만약, FSE가 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 가치평가오류가 커질수록 이익 예측 정확성이 감소하고 이익 예측

편의가 커진다는 것을 의미한다. FSE가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 가치평가오류가 커질수록 이익 예측 정확성이 증가하고 이익 예측 편의가 줄어든다고 해석할 수 있다. 이 경우 본 연구의 가설이 지지된다.

$$AFA(AFE)_{NI_{i,t+1}} = \beta_0 + \beta_1 FSE_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 CFO_{i,t} + \beta_6 ANA_{i,t} + \beta_7 DACC_{i,t} + \beta_8 BIG_{i,t} + \beta_9 FOR_{i,t} + \beta_{10} LAR_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} BETA_{i,t} + \beta_{13} MKT_{i,t} + \sum YEAR + \sum KSIC + \varepsilon_{i,t}$$

Table 1: Variable Definition

| Variable | Operational definition |
|---------------|---|
| AFA_NI | Analysts' forecasting accuracy |
| AFE_NI | Analysts' forecasting bias |
| FSE | Firm-specific Errors |
| SIZE | The natural logarithm of total asset |
| ROA | Net income divided by total asset |
| LEV | Total debt divided by total asset |
| CFO | Cash from operation divided by total asset |
| ANA | The natural logarithm of the number of analysts |
| DACC | Discretionary Accruals |
| BIG | One if the auditor belong to BIG4, otherwise zero |
| FOR | Foreign investors' ownership |
| LAR | Large investors' ownership |
| VOL | Standard errors of daily returns |
| BETA | Systemic risk |
| MKT | One if the market is KOSPI, otherwise zero |
| YEAR | Dummy variables by year |
| KSIC | Dummy variables by industry |
| ε | Error term |

한편, 통제 변수는 재무 분석가의 이익 예측 오차를 검증한 연구들에서 공통적으로 이용된 변수들로 선정하였다(Lim & Jeong, 2006; Park & Kwak, 2008; Lee & Chae, 2019). 이에 선정된 통제 변수는 자산규모(SIZE), 수익성(ROA), 안정성(LEV), 현금흐름(CFO), 재무 분석가 수(ANA), 재량적 발생액(DACC), 감사인의 규모(BIG), 외국인투자자 지분율(FOR), 대주주 지분율(LAR), 시장 변수(VOL, BETA), 그리고 연도별, 산업별 지시 변수(YEAR, KSIC)이다.

먼저 기업특성변수인 SIZE는 기업 규모를 통제하기 위함이다. 이전연구들에서는 자본시장연구(capital market research)에서 미처 통제변수로 포함하지 못한 부분에 대해 기업규모가 보완적인 기능을 한다고 알려져 있다(Becker, Defond, & Jiambalvo, 1998; Lim, 2019). 따라서 통제변수로 포함하였다. 수익성(ROA)은 기업의 경영성과를 통제할 목적으로 포함하였다(Ryu, 2019). 수익성이 높을수록 투자자의 관심이 집중되어 이익 예측의 오차가 감소할 것으로 예측된다. 부채비율은 기업의 안정성을 통제하고자 포함하였다. 이와 유사한 목적으로 현금흐름의 비중(CFO)을 추가적으로 고려하였다(Ryu & Chae, 2019).

Cotter, Tarca, & Wee(2012)의 연구에서는 재무분석가의 수(ANA)가 많을수록 재무분석가의 이익 예측 오차가 감소한다는 결과를 제시한 바, 본 연구에서 통제변수로 고려하였다.

감사인의 규모(BIG)가 클수록 재무분석가의 이익예측정확성이 높고 편의가 감소한다는 Behn, Choi, & Kang(2008)의 연구결과를 바탕으로 본 연구에도 통제변수로 포함하였다.

이익 조정(DACC)이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향이 존재한다는 연구를 바탕으로 이를 통제변수로 포함하였다(Lim & Jeong, 2006; Yu, 2008). 본 연구에서 이익 조정의 측정방법은 Kothari, Leone, & Wasley(2005)가 제안한 성과 조정(performance adjusted) 재량적 발생액으로 하였으며 아래의 식을 산업-연도별로 추정하여 산출하였다. 이 때 산업-연도별 개수를 최소 20개가 존재하는 경우로 한정하였다.

$$\frac{TACC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \frac{\Delta REV - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \frac{PPE}{A_{i,t-1}} + \beta_4 ROA_{i,t}$$

여기서, $TACC_{i,t}$ 는 총 발생액으로 당기순이익에서 영업활동으로 인한 현금흐름을 제외한 값이다. 이를 다시 기초 자산총계($A_{i,t-1}$)로 나누었다. $\Delta REV - \Delta REC_{i,t}$ 은 매출액 변화분에서 매출채권 변화분을 차감한 것을 의미한다. PPE는 순유형자산으로 유형자산 총계에서 토지와 건설중인 자산을 제외한 값이다. 마지막으로 $ROA_{i,t}$ 는 당기순이익을 자산총계로 나눈 값이다.

한편, 소유지분구조에 따른 영향을 통제하고자 외국인투자자 지분율(FOR)과 대주주지분율(LAR)을 각각 고려하였다. 외국인투자자와 대주주지분율이 높을수록 감소하는 정보불균형이 재무분석가의 이익예측오차를 감소시킬 것으로 예상된다. 아울러, 시장 위험을 고려하고자 일별수익률의 표준편차(VOL)와 체계적 위험(BETA)을 통제변수로 포함하였으며 선행연구에서는 시장위험(market risk)이 높을수록 기업 위험이 높아져서 재무분석가의 이익 예측 오차가 커진다는 결과를 제시하였다(Tan, Wang, & Welker, 2011). 마지막으로 연도별, 산업별 더미 변수를 포함하여 연도별, 산업별 고정 효과(fixed effect)를 통제하였다.

3.2. Overvaluation

본 연구에서 가치평가오류는 Rhodes-Kropf, Robinson, & Viswanathan (2005)에서 제시한 방법을 이용하여 측정하였다. 기업가치의 측정 시, 다수의 연구에서 이용하는 MTB(market to book value ratio)를 분해하여 시장가치(market value), 내재가치(intrinsic value), 장부가치(book value)로 구분하여 가치평가오류를 측정하는 시도를 수행하였다. 만약 시장가치(M)와 장부가치(V)에 추가적으로 내재가치(V)를 고려하여 식을 다시 쓰면 아래와 같다.

$$M/B = M/V \times V/B$$

위 식에 자연 로그를 취하고 위 식과 구분하기 위하여 소문자로 쓴 식을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(m - b) = (m - v) + (v - b)$$

Rhodes-Kropf, Robinson, & Viswanathan (2005)는 시장가치와 장부가치의 차이는 시장가치와 내재가치의 차이, 그리고 내재가치와 장부가치의 차이로 인해 발생한다고 보았다. 시장이 완전히 효율적이라면 시장가치와 내재가치는 차이가 없게 되므로 (m-v)는 곧 (v-b)가 된다. 그러나 시장은 완전히 효율적이지 않으므로 (m-v)는 결코 0 이 될 수 없을 것이다. Rhodes-Kropf, Robinson, & Viswanathan (2005)은 위 식에서 (m-v)을 가치평가 총오류로, (v-b)는 성장성으로 간주하고 시장가치와 장부가치의 차이를 유발하는 원인으로 가치평가오류와 성장성을 꼽았다. 가치평가 총오류(m-v)를 다시 기업특성에 기인한 오류와 시계열 속성에 기인한 오류로 구분하였다.

위 식에서 가치평가오류를 측정하기 위해서는 내재가치를 측정해야 한다. 동 연구에서 내재가치는 회계정보가 주가에 반영되는 강도를 내재가치로 측정하였다. 이를 간략히 식으로 쓰면 다음과 같다.

$$m_{i,t} - b_{i,t} = m_{i,t} - v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t}) + v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t}) - (\theta_{i,t}; \alpha_j) + v(\theta_{i,t}; \alpha_j) - b_{i,t}$$

위 식에 $m_{i,t} - v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 가 기업 특성에 기인한 가치평가오류(FSE), $v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t}) - (\theta_{i,t}; \alpha_j)$ 가 시계열 특성에 기인한 가치평가 오류(TSSE), 그리고 $v(\theta_{i,t}; \alpha_j) - b_{i,t}$ 가 성장성이다. 본 연구는 이 중 기업특성에 기인한 가치평가오류를 이용하였다(Chi & Gupta, 2009; Cha, Hwang, & Kim, 2019). 만약 t 시점에 시장이 과열되거나 특정 산업이 상대적으로 과열되어도 모두 $\alpha_{j,t}$ 에 반영되기 때문에 $v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 가 커질 것이다. 즉, $m_{i,t} - v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 는 특정 시점에서 특정 산업의 모든 편차를 포함하게 된다. 따라서 $m_{i,t} - v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 가 기업 특성에 기인한 가치평가오류(firm-specific errors)가 된다.

회계정보가 주가에 반영되는 정도를 산정하기 위해서는 $\theta_{i,t}$ 와 $\alpha_{j,t}$ 을 구해야 한다. $\theta_{i,t}$ 는 개별기업의 회계정보 중 장부가치, 당기순이익 및 부채비율로 선정하였고 $\alpha_{j,t}$ 는 아래와 같이 주가를 종속변수로 하고 회계정보 중 장부가치, 당기순이익 및 부채비율을 선정하여 다음의 모형을 수립하여 추정하였다.

$$m_{i,t} = \alpha_{0,j,t} + \alpha_{1,j,t} b_{i,t} + \alpha_{2,j,t} NI_{i,t}^+ + \alpha_{3,j,t} LOSS \times NI_{i,t}^+ + \alpha_{4,j,t} LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

위 식을 산업-연도별로 추정하여 산출한 각 $\alpha_{j,t}$ 값을 다시 개별기업의 회계 정보와 결합하면, $v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$v(BV_{i,t}, NI_{i,t}, LEV_{i,t}; \hat{\alpha}_{0,j,t}, \hat{\alpha}_{1,j,t}, \hat{\alpha}_{2,j,t}, \hat{\alpha}_{3,j,t}, \hat{\alpha}_{4,j,t}) = \hat{\alpha}_{0,j,t} + \hat{\alpha}_{1,j,t} \times BV_{i,t} + \hat{\alpha}_{2,j,t} \times absNI_{i,t} + \hat{\alpha}_{3,j,t} \times LOSS \times absNI_{i,t} + \hat{\alpha}_{4,j,t} \times LEV_{i,t}$$

시장가치에서 위 식을 통해 산출한 $v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 을 차감하면 기업 특성에 기인한 가치평가오류가 된다. 이렇게 측정방법의 타당성은 다수의 연구에서 이용되어 검증되었다(Chi & Gupta, 2009; Badertscher, 2011; Coulton, Saune, & Taylor, 2015; Jo & Moon, 2018; Cha, Hwang, & Kim, 2019). 또한 Rhodes-Kropf et al. (2005)은 회계정보 중 가장 모형의 설명력이 높은 경우가 위 3 가지 회계정보를 이용한 경우였다. 따라서 본 연구에서도 연구의 일반화 가능성을 높이기 위해 위 방법으로 가치평가오류를 측정하였다. FSE 의 값이 높을수록 가치평가오류가 크다고 해석할 수 있으며 FSE 의 값이 양(+)의 값인 경우에는 과대평가되었다고 해석하며 FSE 가 음(-)의 값인 경우에는 과소평가된다고 볼 수 있다.

3.2. Sample Selection

본 연구에 사용된 표본 기간은 2011 년부터 2018 년까지이며 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 분석을 실시하였다. 본 연구에서 2011 년부터 표본 기간을 선택한 이유는 2011 년부터 공시 환경의 변화가 생겼다. 즉, 재무 분석가의 이익 예측 환경의 변화가 미치는 영향을 배제하고자 한국채택국제회계기준의 도입 이후의 기간을 중심으로 분석을 수행하였다. 이를 위해 본 연구에서는 (주)에프앤가이드의 DataGuide 데이터베이스에서 재무 분석가 이익 예측에 관한 자료를 추출하였고 재무 자료의 경우 NICE 평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스를 이용하였다.

본 연구는 해당 두 데이터베이스에서 추출이 가능한 경우를 대상으로 하였다. 추출한 데이터가 아래의 조건에 해당하는 경우, 연구결과의 왜곡을 초래할 수 있어서 제외하였다. (1)에서 (4)의 경우를 차감한 후 변수의 조작적 정의에 따라 차감된 경우를 제외한 최종 표본은 3917 개의 기업-연도이며 이를 연도별, 산업별로 구분하면 <표 2>과 <표 3>와 같다.

- (1) 회계연도 결산 월이 12월이 아닌 경우
- (2) 자본잠식인 경우
- (3) 상장 관리 종목으로 지정된 경우
- (4) 한국표준산업분류에 따른 산업 구분이 금융업에 속하는 경우

본 연구에서는 극단치(extreme value)가 연구결과에 미치는 영향을 배제하고자 연속변수(continuous variable)에 한하여 상하위 1%와 99%는 윈저화(winsorizing)하였다.

Table 2: Samples distribution by year

| Year | KOSPI | KOSDAQ | Total |
|-------|-------|--------|-------|
| 2011 | 127 | 56 | 183 |
| 2012 | 160 | 107 | 267 |
| 2013 | 222 | 200 | 422 |
| 2014 | 263 | 253 | 516 |
| 2015 | 319 | 318 | 637 |
| 2016 | 317 | 324 | 641 |
| 2017 | 318 | 318 | 636 |
| 2018 | 300 | 315 | 615 |
| Total | 2,026 | 1,891 | 3,917 |

<Table 2>와 <Table 3>에 제시한 최종 표본의 특성을 간략히 살펴보면 총 표본 3,917 개 중 2,026 개는 유가증권시장, 1,891 개는 코스닥시장으로 나타났다. 해를 거듭할수록 표본의 크기는 꾸준히 증가하였다. 총 표본 중 제조업의 비중이 64.13%로 가장 높게 나타났으며 정보통신업, 서비스산업, 도소매업 순으로 비중이 높게 나타났다. 연구모형에서 산업별 지시 변수를 이용할 때에는 <Table 3>와 같은 분류가 아닌 한국표준산업분류의 중분류를 이용하였다.

Table 3: Samples distribution by industry

| Industry | Freq. | Percent |
|------------------------|-------|---------|
| Agriculture and Mining | 7 | 0.18 |
| Manufacturing | 2,512 | 64.13 |
| Utility | 24 | 0.62 |
| Construction | 139 | 3.55 |
| Wholesales and Retails | 290 | 7.40 |
| Transportation | 89 | 2.27 |
| Information Service | 470 | 12.00 |
| Service Industry | 386 | 9.86 |
| Total | 3,917 | 100 |

4. Results and Discussion

4.1. Descriptive statistics

본 연구에서는 사용된 주요 변수의 기술통계량을 <Table 4>에 나타내었다. 기술통계량은 지면의 제약상 최솟값(Min), 중위수(Mdn), 최댓값(Max)을 중심으로 표시하였다.

Table 4: Descriptive statistics

| Variable | Mean | S.D. | Min | Mdn | Max |
|----------|-------|------|-------|-------|-------|
| AFA_NI | 0.03 | 0.09 | 0.00 | 0.01 | 0.67 |
| AFE_NI | 0.03 | 0.08 | -0.08 | 0.00 | 0.58 |
| FSE | 0.40 | 0.82 | -1.83 | 0.31 | 2.32 |
| SIZE | 26.83 | 1.58 | 23.09 | 26.49 | 33.02 |
| ROA | 0.04 | 0.09 | -0.51 | 0.04 | 0.52 |
| LEV | 0.40 | 0.23 | 0.03 | 0.39 | 1.67 |
| CFO | 0.06 | 0.09 | -0.35 | 0.06 | 0.48 |
| ANA | 0.77 | 1.04 | 0.00 | 0.00 | 3.43 |
| DACC | -0.00 | 0.09 | -1.54 | -0.00 | 1.15 |
| BIG | 0.65 | 0.48 | 0.00 | 1.00 | 1.00 |
| FOR | 0.12 | 0.12 | 0.00 | 0.07 | 0.54 |
| LAR | 0.40 | 0.15 | 0.00 | 0.39 | 0.78 |
| VOL | 0.43 | 0.14 | 0.10 | 0.40 | 1.80 |
| BETA | 0.92 | 0.41 | -0.10 | 0.91 | 1.94 |
| MKT | 0.52 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 1.00 |

AFA_NI : Analysts' Forecasting Accuracy, AFE_NI : Analysts' Forecasting Bias, FSE : Firm specific error, SIZE : the natural logarithm of total asset, LEV : total debt divided by total asset, CFO : cash from operation divided by total asset, ANA : the natural log of the number of analysts, DACC : discretionary accruals, BIG : One if the auditor belongs to BIG4, otherwise zero, FOR : Foreign investors' ownership, LAR : Large investors' ownership, VOL : Standard errors of daily returns, BETA : systemic risk, MKT : One if the market is KOSPI, otherwise zero

재무분석가의 이익 예측 정확성은 평균은 0.03 으로 나타났으며 표준편차는 0.09 로 본 연구의 표본에서 재무분석가의 이익 예측 정확성의 편차는 매우 큰 것으로 나타났다. 재무분석가의 이익 예측 편차는 평균이 0.03 으로 나타나 국내자본시장에서 재무분석가의 이익 예측 상향 편향(optimistic bias)가 있음을 확인되었다. 가치평가오류(FSE)의 평균은 0.40 으로 표준편차는 0.82 로 나타났다. 이는 가치평가오류와 관련된 선행연구에서와 유사한 분포이다(Jo & Moon, 2018; Cha, Hwang & Kim, 2019). 기업의 규모를 의미하는 SIZE 는 26.83 으로 나타나 유가증권과 코스닥시장을 대상으로 한 연구와 유사하다. 수익성을 의미하는 ROA 의 경우 0.04 로 나타났다. 부채비율은 0.40 으로 나타나 대체적으로 표본의 안정성은 매우 건전한 것으로 나타났다. 현금흐름의 비중을 의미하는 CFO 의 경우 0.06 으로 나타나 선행연구와 유사하게 도출되었다. 재정적 발생액의 경우 산업-연도별로 추정하여 평균이 0 에 가깝게 나타났으며 BIG4 감사인이 감사법인인 경우는 약 65%로 나타났다. 외국인 투자자의 지분율은 평균적으로 약 12%, 대주주 지분율의 경우 40%로 확인되었다. 기술통계량에 관해 종합하면, 대체적으로 선행연구와 유사하게 도출되었음을 확인할 수 있었다. 아울러, 기술통계량에 나타난 변수의 정의는 표 하단에 기술하였다.

4.2. Correlation

Table 5: Pearson Correlation

| | AFA_N | AFE_N | FSE | SIZE | ROA | LEV | CFO | ANA | DACC | BIG | FOR | LAR | VOL | BETA | MKT |
|--------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|------|
| AFA_NI | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | |
| AFE_NI | 0.88 0.00 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | |
| FSE | -0.12 0.00 | -0.10 0.00 | 1.00 | | | | | | | | | | | | |
| SIZE | 0.26 0.00 | 0.22 0.00 | 0.09 0.00 | 1.00 | | | | | | | | | | | |
| ROA | -0.20 0.00 | -0.32 0.00 | 0.12 0.00 | 0.00 0.60 | 1.00 | | | | | | | | | | |
| LEV | 0.11 0.00 | 0.10 0.00 | 0.06 0.00 | 0.20 0.00 | -0.15 0.00 | 1.00 | | | | | | | | | |
| CFO | -0.13 0.00 | -0.13 0.00 | 0.12 0.00 | 0.01 0.42 | 0.53 0.00 | -0.12 0.00 | 1.00 | | | | | | | | |
| ANA | 0.08 0.00 | 0.07 0.00 | 0.17 0.00 | 0.70 0.00 | 0.10 0.00 | 0.08 0.00 | 0.11 0.00 | 1.00 | | | | | | | |
| DACC | 0.01 0.46 | -0.00 0.92 | -0.01 0.21 | -0.00 0.54 | -0.04 0.00 | 0.05 0.00 | -0.34 0.00 | -0.02 0.16 | 1.00 | | | | | | |
| BIG | 0.07 0.00 | 0.05 0.00 | 0.10 0.00 | 0.43 0.00 | 0.00 0.90 | 0.02 0.76 | 0.02 0.14 | 0.32 0.00 | -0.00 0.88 | 1.00 | | | | | |
| FOR | 0.05 0.00 | 0.04 0.00 | 0.09 0.00 | 0.51 0.00 | 0.20 0.00 | -0.12 0.00 | 0.21 0.00 | 0.51 0.00 | -0.06 0.00 | 0.26 0.00 | 1.00 | | | | |
| LAR | -0.02 0.10 | -0.02 0.08 | 0.04 0.01 | 0.09 0.00 | 0.04 0.00 | -0.09 0.00 | 0.03 0.04 | -0.09 0.00 | -0.01 0.41 | 0.18 0.00 | -0.11 0.00 | 1.00 | | | |
| VOL | 0.03 0.03 | 0.02 0.15 | 0.05 0.00 | -0.30 0.00 | -0.09 0.00 | 0.16 0.00 | -0.08 0.00 | -0.14 0.00 | 0.02 0.16 | -0.21 0.00 | -0.25 0.00 | -0.19 0.00 | 1.00 | | |
| BETA | 0.07 0.00 | 0.06 0.00 | 0.05 0.00 | 0.01 0.35 | -0.03 0.03 | 0.12 0.00 | -0.02 0.14 | 0.11 0.00 | 0.00 0.83 | -0.06 0.00 | -0.10 0.00 | -0.26 0.00 | 0.50 0.00 | 1.00 | |
| MKT | 0.14 0.00 | 0.12 0.00 | 0.05 0.00 | 0.60 0.00 | -0.04 0.00 | 0.08 0.00 | -0.05 0.00 | 0.34 0.00 | -0.00 0.68 | 0.33 0.00 | 0.27 0.00 | 0.22 0.00 | -0.25 0.00 | -0.11 0.00 | 1.00 |

본 연구의 변수의 상관관계를 파악하고자 Pearson 상관관계분석을 실시하였다. <Table 5>에서 상단은 상관계수를, 하단은 유의 수준을 가리킨다. 본 연구의 관심 변수인 FSE 와 재무 분석가 이익 예측 오차(AFA_NI, AFE_NI)는 모두 1%수준에서 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 즉, 가치평가오류가 커질수록 재무 분석가의 이익예측오차가 감소함을 의미한다. 재무 분석가 이익 예측 오차 중 정확성을 기준으로(AFA_NI) 통제 변수와의 상관관계분석 결과를 간략히 살펴보면, SIZE, LEV, ANA, BIG, FOR, VOL, BETA, MKT 가 양(+)의 관련성을, ROA, CFO, LAR 가 음(-)의 관련성을 나타내었다. 그러나 이는 단순한 상관성을 의미하므로 일정한 변수를 통제한 후에도 두 변수간의 관계가 동일하게 나타나는지는 회귀분석을 통해 살펴보아야 할 문제이다. 한편 통제변수간의 높은 상관성에 기인한 다중공선성의 문제는 VF 를 통해 살펴본 결과 모두 3이하로 나타나 간결한 결과보고를 위해 별도로 제시하지는 않았지만 본 연구의 결과는 다중공선성에 의한 결과 왜곡이 나타나지 않는 것으로 보였다.

4.3. Regression results

<Table 6>에 본 연구의 가설을 검증한 결과를 제시하였다. <Table 6>의 상단에는 연구방법론에서 나타난 연구 모형을 제시하였다.

Table 6: Regression result

| | (1) | | (2) | |
|---------------------------|------------------|--------------|------------------|--------------|
| | AFA_NI | | AFE_NI | |
| | Coef. | t-stats | Coef. | t-stats |
| Intercept | -0.719*** | -17.36 | -0.514*** | -14.09 |
| FSE | -0.013*** | -8.24 | -0.009*** | -6.28 |
| SIZE | 0.028*** | 17.51 | 0.021*** | 14.52 |
| ROA | -0.136*** | -7.77 | -0.276*** | -17.95 |
| LEV | -0.007 | -1.10 | -0.008 | -1.52 |
| CFO | 0.000 | 0.02 | 0.058*** | 3.62 |
| ANA | -0.017*** | -8.80 | -0.011*** | -6.70 |
| DACC | -0.006 | -0.42 | 0.000 | 0.01 |
| BIG | -0.003 | -0.91 | -0.004 | -1.47 |
| FOR | -0.013 | -0.98 | 0.005 | 0.43 |
| LAR | -0.019* | -1.91 | -0.009 | -1.10 |
| VOL | 0.084*** | 6.88 | 0.050*** | 4.65 |
| BETA | 0.004 | 1.00 | 0.004 | 1.25 |
| MKT | -0.002 | -0.57 | -0.002 | -0.77 |
| ΣYEAR | Included | | Included | |
| ΣKSIC | Included | | Included | |
| F-value | 20.888*** | | 24.048*** | |
| Adj. R² | 0.178 | | 0.201 | |
| N | 3,938 | | 3,938 | |

Note: variable definition is same as <table 4>. *, **, *** indicate significant level at the 10%, 5%, 1%, respectively.

모형 (1)과 모형 (2)는 각각 종속변수에 따른 차이이다. 분석결과는 모두 연도별, 산업별 지시 변수를 포함한 후의 결과이지만 간결한 보고를 위하여 별도로 회귀 계수와 t 값은 제시하지 않았다. 모형의 설명력을 가리키는 Adj. R² 는 17.8%, 20.1%로 각각 나타났다. 모형의 적합성을 의미하는 F 값(F-value)의 경우 1%수준에서 20888, 24048 로 나타났다.

관심 변수인 FSE 는 모형에 관계없이 모두 1%에서 유의한 음(-)의 값으로, 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 즉, 가치평가오류가 증가할수록 재무 분석가의 이익 예측 정확성이 높아지고(ANA_NI), 이익 예측 편(ANE_NI)가 줄어든다는 것을 의미한다.

이상의 결과는 가치평가오류가 클수록 경영자는 시장의 기대를 충족하고자 다양한 방법을 수행하고 이로 인해 재무 분석가의 이익예측오차는 감소한다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 가치평가오류가 커질수록 경영자는 시장의 기대(market expectation)를 충족시키고자 한다는 Jensen(2005)의 주장을 재무 분석가의 이익 예측을 통해 확인하였다.

4.4. Additional test

Table 7: Regression result classified by auditor size

| | Auditor Size : BIG4 | | Auditor Size : Non-BIG4 | |
|---------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | Dependent Variables | | | |
| | AFA_NI | AFE_NI | AFA_NI | AFE_NI |
| | Coef. (t-stats) | Coef. (t-stats) | Coef. (t-stats) | Coef. (t-stats) |
| Intercept | -0.851*** (-17.30) | -0.633*** (-14.57) | -0.308*** (-4.87) | -0.109** (-1.97) |
| FSE | -0.012*** (-5.70) | -0.007*** (-4.07) | -0.012*** (-4.19) | -0.007*** (-2.77) |
| SIZE | 0.032*** (17.49) | 0.025*** (15.03) | 0.014*** (5.72) | 0.006*** (2.72) |
| ROA | -0.128*** (-5.08) | -0.304*** (-13.65) | -0.142*** (-6.87) | -0.227*** (-12.62) |
| LEV | -0.020** (-2.24) | -0.018** (-2.32) | 0.017** (2.14) | 0.008 (1.25) |
| CFO | -0.012 (-0.45) | 0.065*** (2.77) | 0.013 (0.60) | 0.042** (2.28) |
| ANA | -0.020*** (-8.22) | -0.015*** (-6.78) | -0.010*** (-3.24) | -0.005** (-2.02) |
| DACC | 0.019 (0.92) | 0.021 (1.17) | -0.038** (-2.20) | -0.027* (-1.83) |
| FOR | -0.011 (-0.65) | 0.006 (0.40) | -0.005 (-0.23) | 0.012 (0.63) |
| LAR | -0.005 (-0.36) | -0.004 (-0.36) | -0.061*** (-4.53) | -0.030** (-2.57) |
| VOL | 0.112*** (6.11) | 0.067*** (4.16) | 0.027* (1.93) | 0.013 (1.03) |
| BETA | 0.007 (1.16) | 0.006 (1.13) | -0.004 (-0.86) | -0.000 (-0.02) |
| ΣYEAR | Included | Included | Included | Included |
| ΣKSIC | Included | Included | Included | Included |
| F-value | 17.569*** | 19.672*** | 8.752*** | 10.926*** |
| Adj. R² | 0.201 | 0.221 | 0.174 | 0.212 |
| N | 2,574 | 2,574 | 1,364 | 1,364 |

Note: variable definition is same as <table 4>. *, **, *** indicate significant level at the 10%, 5%, 1%, respectively.

Table 8: Regression result classified by listed market

| | Listed market : KOPSI | | Listed market : KOSDAQ | |
|---------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | Dependent Variables | | | |
| | AFA_NI | AFE_NI | AFA_NI | AFE_NI |
| | Coef. (t-stats) | Coef. (t-stats) | Coef. (t-stats) | Coef. (t-stats) |
| Intercept | -0.949*** (-13.90) | -0.689*** (-11.45) | -0.304*** (-6.62) | -0.157*** (-3.96) |
| FSE | -0.013*** (-4.76) | -0.009*** (-3.75) | -0.014*** (-7.60) | -0.008*** (-5.34) |
| SIZE | 0.036*** (14.01) | 0.027*** (11.70) | 0.013*** (7.32) | 0.007*** (4.86) |
| ROA | -0.190*** (-5.43) | -0.406*** (-13.13) | -0.096*** (-7.41) | -0.189*** (-16.92) |
| LEV | 0.001 (0.07) | -0.008 (-0.79) | -0.009* (-1.78) | -0.004 (-1.03) |
| CFO | -0.055 (-1.49) | 0.043 (1.32) | 0.013 (0.93) | 0.047*** (3.96) |
| ANA | -0.025*** (-8.22) | -0.017*** (-6.58) | -0.007*** (-3.84) | -0.004** (-2.51) |
| DACC | 0.005 (0.17) | 0.012 (0.45) | -0.004 (-0.41) | -0.007 (-0.74) |
| BIG | -0.004 (-0.56) | -0.004 (-0.77) | -0.000 (-0.00) | -0.002 (-0.78) |
| FOR | -0.012 (-0.49) | 0.016 (0.76) | -0.003 (-0.22) | 0.004 (0.39) |
| LAR | -0.016 (-0.96) | -0.004 (-0.29) | -0.026*** (-3.05) | -0.020*** (-2.69) |
| VOL | 0.142*** (6.66) | 0.097*** (5.14) | 0.039*** (3.67) | 0.018* (1.94) |
| BETA | -0.001 (-0.20) | 0.001 (0.12) | -0.002 (-0.56) | -0.003 (-0.80) |
| ΣYEAR | Included | Included | Included | Included |
| ΣKSIC | Included | Included | Included | Included |
| F-value | 13.661*** | 15.419*** | 8.446*** | 14.907*** |
| Adj. R² | 0.203 | 0.225 | 0.130 | 0.218 |
| N | 2,041 | 2,041 | 1,897 | 1,897 |

Note: variable definition is same as <table 4>.

*, **, *** indicate significant level at the 10%, 5%, 1%, respectively.

<table 7>은 감사인의 규모에 따라 주된 분석결과가 민감하게 변화하는지 확인하고자 한다. Behn, Choi, & Kang(2008)은 감사인의 규모가 큰 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 재무 분석가의 이익 예측 정확성이 높아진다는 결과를 제시하였고 Lim, Kim, & Jeong(2009)도 마찬가지로 감사인의 규모가 클수록 이익 예측 정확성을 높인다는 결과를 국내자본시장을 대상으로 분석하여 주장하였다. 따라서 본 연구는 가치평가오류가 클수록 재무분석가의 이익예측정확성이 증가하는 현상이 감사인의 규모에 따라 차별적인지 검증하고자 한다.

실증분석 결과 감사인이 대형회계법인인 경우(Auditor Size: BIG4)와 그렇지 않은 경우(Auditor Size: Non-BIG4) 모두 동일하게 FSE 는 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

이는 가치평가오류가 증가할수록 재무분석가의 이익 예측 정확성과 편의가 모두 줄어든다는 본 연구의 주된 분석결과가 감사인의 규모에 따라 민감하게 변하지 않는다는 것을 의미한다.

<Table 8>은 본 연구의 주된 분석결과가 상장 시장에 따른 차이가 있는지 확인해보고자 추가 분석을 수행한 결과이다. 모형(1)과 모형(2)는 유가증권시장, 모형(3)과 모형(4)는 코스닥시장의 결과이다.

분석결과 가치평가오류와 재무 분석가의 이익예측오차(정확성과 편의)는 모두 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉, 본 연구의 주된 분석결과는 상장 시장에 따른 차이가 민감하게 나타나지 않는다는 것을 의미한다.

다시 말해, 가치평가오류가 커질수록 재무분석가의 정확성은 높아지고 편의는 줄어든다는 결과는 시장에 따라 차별적이지 않았다.

5. Conclusions

본 연구는 가치평가오류가 자본시장에 미치는 영향을 분석하고자 재무분석가의 이익 예측을 통해 확인하였다. 가치평가오류 기업의 대리인비용을 주장한 Jensen(2005)의 연구의 후속연구로서, 가치평가오류가 재무 분석가의 이익 예측 행태에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 가치평가오류가 클수록 경영자가 가치평가오류 현상을 최대한 유지하려고 하며 재무보고 개입을 수행한다면 재무분석가의 이익 예측 오차가 줄어들 것으로 보았다. 이를 위해 KIFRS 도입 이후인 2011년부터 2018년까지의 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 분석한 결과 가치평가오류가 커질수록 재무분석가의 이익 예측 정확성이 높아지고 이익 예측 편의가 감소하였다. 이러한 결과는 가치평가오류가 커질수록 경영자가 시장에 시장가치를 설명하려는 노력이 재무 분석가의 이익 예측 오차를 줄인다고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 감사인의 규모나 상장 시장에 따른 차이가 없는 것으로 나타났다. 즉, 감사인의 규모와 상장 시장에 관계없이 모두 일관적인 관련성을 갖는 것으로 나타났다.

본 연구는 선행연구와 비교할 때 다음과 같은 공헌점이 있다.

첫째, 국내 자본시장을 대상으로 아직 미진한 분야인 가치평가오류가 자본시장에 미치는 영향을 분석하였다. 둘째, 가치평가오류 현상과 재무 분석가의 이익예측간의 연구가 전무한 가운데, 가치평가오류가 재무분석가의 이익예측오차를 낮춘다는 연구결과를 제시하였다. 셋째, 가치평가오류가 높을수록 재무분석가의 이익 예측 오차를 줄인다는 것은 가치평가오류가 클수록 경영자가 시장에 보다 적극적으로

설명하려는 노력이 크다는 점이다. 가치평가오류가 클수록 경영자의 보상과 명성이 높아진다는 점을 고려할 때 시장에 대한 적극적인 설명이 재무분석가의 이익 예측 정확성을 도모할 수 있다고 해석할 수 있다.

상기의 공헌 점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점이 존재한다. 본 연구는 2011년부터 2018년까지 국내자본시장을 대상으로 하여 최근의 두 변수간의 관련성을 확인하였으나 본 연구에서 미처 통제하지 못한 통제변수(omitted control variables)가 존재할 가능성이 있다. 또한 가치평가오류의 측정에 있어서 실증 연구가 공통적으로 지닌 측정 상의 오류(measurement error)가 존재할 수 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 가치평가오류가 재무분석가의 행태에 미치는 영향이 존재함을 확인한 연구로서 자본시장에 정책적 시사점이 존재한다. 후속연구에서는 가치평가오류가 보다 악화되고 심화되는 상황에서 재무분석가의 이익 예측에 미치는 특정한 설정(setting)을 고려한 후속연구가 필요할 것으로 보인다.

References

- Badertscher, B. A. (2011). Overvaluation and the choice of alternative earnings management mechanisms. *The Accounting Review*, 86(5), 1491-1518.
- Becker, C. L., DeFond, M. L., Jiambalvo, J., & Subramanyam, K. R. (1998). The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 15(1), 1-24.
- Behn, B. K., Choi, J. H., & Kang, T. (2008). Audit quality and properties of analyst earnings forecasts. *The Accounting Review*, 83(2), 327-349.
- Cha, S. K., Hwang, S. P., & Kim, Y. B. (2019). Business Strategy and Overvaluation: Evidence from Korea. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(4), 83-90
- Chi, J. D., & Gupta, M. (2009). Overvaluation and earnings management. *Journal of Banking & Finance*, 33(9), 1652-1663.
- Chiou, C. L., & Shu, P. G. (2017). Overvaluation and the cost of bank debt. *International Review of Economics & Finance*, 48, 235-254.
- Coulton, J. J., Saune, N., & Taylor, S. L. (2015). Overvalued equity, benchmark beating and unexpected accruals. *Accounting & Finance*, 55(4), 989-1014.
- Cotter, J., Tarca, A., & Wee, M. (2012). IFRS adoption and analysts' earnings forecasts: Australian evidence. *Accounting & Finance*, 52(2), 395-419.
- Dong, M., Hirshleifer, D., Richardson, S., & Teoh, S. H. (2006). Does investor misvaluation drive the takeover market? *The Journal of Finance*, 61(2), 725-762.
- Ghosh, D., & Olsen, L. (2009). Environmental uncertainty and managers' use of discretionary accruals. *Accounting, Organizations and Society*, 34(2), 188-205.
- Habib, A., & Hasan, M. M. (2017). Business strategy, overvalued equities, and stock price crash risk. *Research in International Business and Finance*, 39, 389-405.
- Jensen, M. C. (2005). Agency costs of overvalued equity. *Financial Management*, 34(1), 5-19.
- Jo, E. H., & Moon, H. W. (2018). Misvaluation, insider trading and financial statement comparability. *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 60(2), 221-260.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Lee, A. Y., & Chae, S. J. (2018). The effect of management disclosure and analysis on the stock crash risk: Evidence from Korea. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 5(4), 67-72.
- Lim, S. Y. (2019). The Effect of SG&A on Analyst Forecasts and the Case of Distribution Industries. *Journal of Distribution Science*, 17, 41-48.
- Lim, T. G., & Jeong, S. W. (2006). The Association Between Discretionary Accruals and Analysts' Forecasts. *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 44, 311-334.
- Lobo, G. J., Song, M., & Stanford, M. (2012). Accruals quality and analyst coverage. *Journal of Banking & Finance*, 36(2), 497-508.
- Park, J. I., & Kwak, S. K. (2008). A Study on the Relation between the Earnings Management to Avoid Losses, and Earnings Decreases and Analysts' Earnings Forecasts. *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 48, 455-492.
- Rhodes-Kropf, M., Robinson, D. T., & Viswanathan, S. (2005). Valuation waves and merger activity: The empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 77(3), 561-603.
- Ryu, H. Y. (2019). The Impact of Disclosure Quality on Crash Risk: Focusing on Unfaithful Disclosure Firms. *Journal of Industrial Distribution and Business*, 10(6), 51-58.
- Ryu, H. Y., & Chae, S. J. (2019). Product Market Competition and Corporate Social Responsibility Activities. *International Journal of Industrial Distribution and Business*, 10(11), 49-56.
- Tan, H., Wang, S., & Welker, M. (2011). Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions. *Journal of Accounting Research*, 49(5), 1307-1357.
- Yu, F. F. (2008). Analyst coverage and earnings management. *Journal of Financial Economics*, 88(2), 245-271.
- Zhang, X. F. (2006). Information uncertainty and analyst forecast behavior. *Contemporary Accounting Research*, 23(2), 565-590.