

The Impact of Investor Sentiment on Value Relevance of Accounting Information

투자자 심리가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향

Jeong-han Baek(First Author)

Assistant Professor of Business Administration at
Dongguk University(Gyeongju)
(jhbaek@dongguk.ac.kr)

Young-min Kwak(Corresponding Author)

Associate Professor of Accounting at Ulsan University
(ymlkwak@ulsan.ac.kr)

.....

This study provide empirical evidence that the differential impact of investor sentiment on value relevance of accounting components, in particular book value and net incomes which have different economic implication. It takes into account the possibility that the tendency of investors to rely on certain information will give greater weights to information which is consistent with their sentiment. Unlike prior accounting studies which measured investor sentiment index at the market-wide level, this study measured investor sentiment at the individual firm level, considering that investor sentiment varies with each firms, even at the same period.

Using a cross-section of companies listed KOSPI stock market spanning 2011 - 2017, we find that net income is more value relevant in high sentiment firms relative to low sentiment firms, while book value is more relevant in low sentiment firms relative to high sentiment firms. In low sentiment, these results are consistent with investors placing a greater weight upon book value, which shows accounting information of current valuation. In high sentiment, investors placing a greater weight upon net income, which shows accounting signal of firms' future performance.

Key Words: Investor sentiment, noise trader, accounting information, value relevance

.....

1. 서론

전통적 재무이론은 투자자의 합리성에 대한 엄밀한 가정을 바탕으로 자본시장이 효율적이라는 논지를 전개해왔다. 하지만, 최근 행태재무학(behavioral

finance)에서는 금융시장거래에서 관찰되는 투자자들의 심리적인 편의(bias)와 비합리성(irrationality)을 전통적 재무모형들이 설명하지 못하는 한계를 지닌다고 설명하고 있다. 즉, 주가가격의 변화가 체계적 위험에 의해 모두 설명되지 않으며(Lee et al., 1991; Siegel, 1992; Bakshi and Chen, 2001)

Submission Date: 05. 04. 2020

Revised Date: (1st: 07. 06. 2020)

Accepted Date: 07. 22. 2020

Copyright 2011 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

자본시장에 참여하는 투자자의 심리가 자산가격 결정에 개입되고 있다는 것이다. 투자자 심리(investor sentiment)란 일반적으로 잡음투자자(noise trader)의 거래 행위¹⁾ 혹은 그들의 특성과 비합리적인 공통된 신념 및 선호도의 결과로 정의된다(Shleifer, 2000). 다시 말해, 투자자 심리는 펀드멘탈 정보에 기초하지 않은 주식 가격에 대한 잡음투자자의 낙관주의 혹은 비관주의를 의미한다. 행태재무학의 선행 연구들은 이러한 투자자 심리를 계량적으로 측정하고, 측정된 투자자 심리와 주식가격변화 사이의 관계를 실증함으로써 투자자 심리가 주식가격의 결정에 주요한 요소가 되고 있음을 입증하고 있다(Baker and Stein, 2004; Baker and Wurgler, 2006; Frazzini and Lamont, 2008; Kumar and Lee, 2006; Lee et al., 1991; Yang and Zhou, 2015, 2016; Ryu et al., 2018).

최근 회계학 분야에서도 투자자 심리에 집중한 연구가 일부 수행되고 있는데 이 중 다수의 연구들은 케이터링 이론(catering theory)²⁾에 기초하여 기업의 공시정책(Bergman and Roychowdhury, 2008)이나 보고이익 조정(Ali and Gurun, 2009; Simpson, 2013)에 투자자 심리가 어떠한 영향을 미치고 있는가를 살펴보고 있다. 또, 일부 연구들에서는 투자자 심리에 따른 회계정보의 공시 효과(Brown et al., 2012; Conrad et al., 2002; Gerard et al., 2009; Livnat and Petrovits, 2009; Mian and Sankaraguruswamy, 2012; Park, 2016)를 살펴보고 있는데 이들은 공통적으로 자본시장에 대한 투자자의 낙관적인 전망이 우세

하게 나타나는 기간(high sentiment period)에는 이익에 대한 공격적인 가치평가로 인해 추가배수가 높게 나타나는 반면, 투자자의 비관적인 심리가 지배하는 기간(low sentiment period)에는 기업의 공시정보에 대해 부정적으로 접근하여 주가에 대한 반응정도가 상대적으로 낮게 나타나고 있음을 보고하고 있다.

투자자 심리에 따른 회계정보의 공시효과를 검증한 기존 연구들은 실증 결과의 원인을 상대적으로 정보처리능력이 미약한 개인투자자들이 기업의 공시정보를 단순한 형태의 휴리스틱스(heuristics)를 통해 호재(good news)와 악재(bad news)로 구분하여 의사결정에 반영하거나 공시된 전체 정보 중 투자자 심리와 일관되는 일부 정보만을 취사선택하여 의사결정에 활용하는 비합리적 행위에서 찾고 있다. 이러한 인간의 비합리적 행위는 주로 인지심리학(cognitive psychology) 분야에서 다루어져 왔는데, 행태재무학과 투자자 심리에 대한 회계학 분야의 연구들 또한 이에 근거하여 결과 해석 등의 논리를 전개하고 있다. 예컨대, Kahneman and Tversky (1973)는 인간의 정보처리 능력은 제한되어 있으며, 이용 가능한 정보 중 일부에 의존하여 의사결정을 수행한다고 주장하였다. 또한, 인간은 스스로의 믿음을 지지하는 정보를 수집하려고 노력하며, 본인의 믿음과 일관되는 정보에 대해서는 과잉반응을 보이지만, 상반되는 정보에 대해서는 과소반응하거나 무시하는 경향을 보인다는 연구 결과도 제시된 바 있다(Lord et al., 1979; Nisbett and Ross, 1980; Fiske and Taylor, 1991).

1) Barber and Odean(2001)은 투자심리에 영향을 받은 개인투자자의 거래는 주식가격에 영향을 미치는 본질적인(fundamental) 정보에 의한 거래가 아니고, 유동성 확보를 위한 거래 혹은 세금 감소를 위한 거래도 아니므로 잡음거래(noise trading)라고 주장하였다.
2) 케이터링 이론(catering theory)이란 경영자가 투자자에게 기업의 매력을 어필하여 당기 주식가격을 극대화하기 위해 투자자의 심리에서 견인된 요구사항(기대이익, 배당 등)에 부합하는 방향으로 의사결정을 수행한다는 이론이다(Baker and Wurgler, 2004).

상술한 내용에 기초할 때 자본시장에 참여하는 개인은 기업이 공시하는 모든 정보를 투자 의사결정에 반영하기보다는 본인의 심리와 일치하는 특정 정보에 의존하여 기업가치를 평가할 가능성이 있으며, 또한 해당 정보를 선택하는 과정에서도 그러한 투자자 심리가 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다. 다시 말해, 투자자 심리에 따라 회계정보 구성항목에 대한 투자자의 주의력 배분이 달라지고, 또한 회계정보의 가치관련성이 이러한 투자자 심리를 반영하여 정보의 구성항목별로 상이하게 나타날 수 있다는 것이다. 특히, 가치평가 관점(measurement perspective)에서 핵심지표로 인식되는 순자산과 순이익은 각 정보의 경제적 함의가 서로 다르므로 상술한 투자자 심리에 따른 차별화된 정보적 관점의 영향을 더욱 크게 받을 수 있다. 구체적으로 순자산과 순이익의 정보효과에 관한 선행연구들은 순자산이 기업의 처분가치(abandonment value)와 같은 현재시점의 기업 가치에 대한 보수적인 측정치를 제시하는 반면(Barth et al., 1998; Burgstahler and Dichev, 1997; Collins et al., 1999), 순이익은 미래에도 지속될 것으로 예상되는 이익의 수준에 대한 정보를 제공하는 것으로 보고되어 왔다(Ball and Watts, 1972; Lev, 1983; Collins and Kothari, 1989). 이러한 점을 고려할 때 투자자 심리가 개별 기업에 대해 낙관적이거나 비관적인가에 따라 투자자들은 기업의 현재 혹은 미래에 관한 정보에 대해 차별적인 가중치를 부여할 가능성이 있으며 이는 결국 회계정보의 주요 구성항목 즉, 순자산과 순이익의 상대적 가치관련성 증감에 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다.

특히 우리나라 주식시장은 개인투자자의 참여비중이 매우 높아³⁾ 투자자 심리에 따른 회계정보의 상대적 가치관련성 변화가 더욱 크게 관찰될 수 있어 국내 자본시장을 대상으로 이러한 현상을 검토하는 것은 흥미로운 연구주제가 될 수 있다. 본 연구는 이러한 상황인식을 바탕으로 투자자 심리가 회계정보 구성항목들의 상대적 가치관련성에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 확인하고자 한다. 구체적으로, 투자자 심리가 낙관적 혹은 비관적인가에 따라 특정 회계정보에 더 높은 수준의 주의를 배분되어 순자산과 순이익의 상대적 가치관련성이 달라지고 있는가를 실증적으로 검증한다. 전술한 바와 같이 순자산과 순이익 정보에 내재된 경제적 함의가 서로 달라 투자자들이 해당 기업을 낙관적으로 바라보는 시기에는 기업의 미래성과에 대한 예측력이 높은 정보에 보다 큰 가중치를 부여하는 반면, 기업의 미래에 대해 비관적인 시각이 지배적인 시기에는 보수적 입장에서 기업가치를 평가하고 기업의 미래에 대한 예측보다는 현재시점의 가치를 평가할 수 있는 정보에 상대적으로 높은 가중치를 부여할 수 있다. 즉, 본 연구에서는 개별기업에 대한 투자자의 낙관적 심리가 클수록 순이익의 상대적 가치관련성이 높은 반면, 비관적 심리가 클 경우에는 순자산의 가치관련성이 상대적으로 높게 나타날 것으로 기대하고 이를 실증적으로 분석함을 목표로 한다.

이를 위해 본 연구에서는 Ryu et al.(2018)의 방법을 원용하여 개별기업의 투자자 심리지수(investor sentiment index)를 측정한 다음 그러한 투자자 심리지수에 따라 순자산과 순이익의 상대적 가치관련성이 달라지고 있는가를 Ohlson(1995)의 가치평

3) Ryu et al.(2018)에 의하면 국내 주식시장에서 개인투자자들의 참여비중은 2000년부터 2015년까지의 거래량을 기준으로 2/3 이상을 차지하고 있다.

가모형을 이용하여 검증하였으며 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 투자자 심리가 낙관적일수록 순이익의 가치관련성은 증가하는 반면, 순자산의 가치관련성은 감소하는 것으로 나타났다. 둘째, 투자자 심리지수에 기초하여 표본을 하위 세 집단으로 구분한 다음 최하위 집단과 최상위 집단의 순자산과 순이익에 대한 상대적 가치관련성 차이를 살펴본 결과 최하위 집단에서는 순자산의 가치관련성이 증가하고 순이익의 가치관련성은 감소하는 것으로 나타난 반면, 최상위 집단에서는 이와 상반된 현상이 관찰되었다. 이는 본 연구의 사전적 예측에서와 같이 투자자 심리가 순이익과 순자산의 상대적 가치관련성 증감에 영향을 미치고 있음을 보여준다. 이러한 결과는 투자자 심리가 자산가격결정 요인으로 작용하고 있다는 행태재무학의 기존 연구결과를 회계학적 측면에서 재차 입증하는 동시에 회계정보 구성 요소에 대한 투자자의 주의력 가중치가 심리에 따라 다르게 결정됨으로 인해 회계정보에 기초한 기업의 내재가치 평가가 왜곡될 수 있음을 함께 시사한다.

본 연구는 투자자 심리에 따른 이익 공시 시점의 추가반응, 즉, 이익정보력에 초점을 맞춘 선행연구들과 달리 회계정보의 대표적 구성 항목인 순자산과 순이익이 투자자 심리에 따라 가치평가 과정에서 차별적으로 활용되고 있음을 제시함으로써 기존 연구와 차별성을 지닌다. 또한, 회계학 분야에서 투자자 심리를 활용한 대다수의 연구들이 시장전반(market-wide)에 대한 정보가 개별기업에도 동일하게 적용될 것이라는 엄격한 가정 하에 거시경제 지표 중 하나인 소비자 심리지수 등을 활용하여 개별 기업의 투자자 심리를 대응한 반면, 본 연구에서는 개별 기업별로 추정된 투자자 심리 변수를 이용함으로써 기업 수준(firm-level)에서 관찰되는 회계정보의 상대적 가치관련성을 체계적으로 검토하고 있다는 점

에서도 차별성을 지닌다. 본 연구에서 이용된 이러한 변수 정의는 기존 연구를 확장하는 의미를 지니는 동시에 향후 관련연구에도 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 나아가, 본 연구의 결과는 자본시장 참여자가 투자 심리에서 기인한 주의력 분산으로 인해 회계정보의 특정 구성항목에 보다 큰 가중치를 두어 내재가치를 평가할 경우 그러한 가치 평가 과정에 왜곡이 초래되어 투자실패에 따른 경제적 피해를 입을 수도 있다는 점을 환기시키는 의미를 지닐 수도 있을 것으로 기대된다.

이하 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 선행연구에 대한 고찰을 바탕으로 연구가설을 설정하였다. 제3장에서는 가설의 검증을 위한 연구모형과 각 변수들의 조작적 정의를 제시하며, 제4장에서는 실증분석결과를 그리고 제5장에서는 본 연구의 요약과 결론을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 투자자 심리지수의 측정에 관한 선행연구

행태재무학은 자산의 시장가격에 이용 가능한 모든 정보가 합리적·즉각적으로 반영되어 있다는 전통적 재무학 이론으로 설명되지 않는 사례들이 자본시장에서 다수 관찰됨에 따라 이를 학문적으로 이해하기 위한 대안으로써 발전해왔다. 구체적으로 행태재무학에서는 자산 가격이 재무적 정보 외에도 정치·사회적 환경 및 개인의 심리 등과 같은 다양한 비이성적 요인에 의해서도 영향을 받는다고 주장한다. 이는 인지심리학 연구에 근거를 두고 있는데, 대표적으로 Kahneman and Tversky(1973)는 인

간의 정보처리 능력이 제한되어 있어 이용 가능한 전체 정보 중 일부에 의존하여 의사결정을 수행한다는 심리실험결과를 제시하였다.⁴⁾ 또, Lord et al. (1979)은 개인이 스스로의 믿음과 일관되는 정보에 대해서는 과잉반응(overreaction)하는 반면 믿음에 위배되는 정보는 무시하거나 과소반응(underreaction)하는 경향을 보인다고 제시하였다.

행태재무학은 이와 같은 인간의 특이행동(anomalies)이 주식시장의 비합리성을 발생시키는 근본적인 원인이라 지적하며 현재의 주식가격은 합리성과 비합리성을 모두 반영한 결과라 주장한다. 물론, 전통적인 재무학에서는 잡음투자자의 거래가 체계적 위험과 달리 일관성이 없어 이를 모두 합산하는 경우 방향성 측면에서 그 크기가 크지 않아 주식가격에 영향을 주기 어렵다고 지적하고 있다. 그러나 다수의 연구들에서 이미 잡음투자자의 거래가 서로 체계적으로 연관되어 있으며, 투자자 심리에 많은 영향을 받고 있음이 보고된 바 있다(Malkiel, 1990; Baker and Wurgler, 2006; Barber et al., 2009 등). 이에 투자자 심리를 측정하고 측정된 투자자 심리가 주식가격의 변화를 설명하고 있는지를 분석하려는 시도가 최근까지도 계속 이어지고 있다.⁵⁾ 투자자 심리를 계량적으로 측정하고자 연구들은 크게 단일변

수로 투자자 심리를 대응하고자 한 연구와 관측 가능한 다수 변수를 복합적으로 이용한 연구로 구분할 수 있으며, 이를 요약하면 다음과 같다.

먼저, 투자자 심리에 관한 초기의 연구들은 주로 단일변수로 시장 전반의 투자자 심리지수를 측정하고자 하였다. 예컨대, Lee et al.(1991)은 미래의 수익에 대한 투자자의 기대가 비관적일 때 폐쇄형 펀드 할인율(close-end fund discount)이 높은 반면, 낙관적인 경우에는 낮다는 관계를 실증적으로 보여주며 폐쇄형 펀드의 할인율이 투자자 심리의 대용변수가 될 수 있다고 주장하였다. Baker and Stein(2004)는 거래회전율을 통해 투자자 심리를 측정하였으며, Kumar and Lee(2006)는 개인투자자의 매수-매도 거래량 불균형을 투자자 심리로 사용하였고, Frazzini and Lamont(2008)는 펀드 간의 자금흐름을 투자자 심리로 이용하였다.⁶⁾ 이들 연구는 모두 투자자 심리를 나타낼 것으로 기대되는 대응치와 주식수익률 사이에 체계적인 관계가 존재한다는 실증분석 결과를 제시하며 투자자 심리가 주식가격에 영향을 미치고 있다고 주장하였다.

하지만, 투자자 심리를 단일 변수로 측정하는 것은 일반적으로 투자심리가 다양한 요인에 의해 결정될 가능성이 크다는 점을 고려할 때 한계가 있으며,

4) Kahneman and Tversky(1979)는 전망이론(prospect theory)을 통해 인간의 특이행동(anomalies)을 설명하며 1) 사람은 위험(확률)을 제대로 평가하지 못하고, 2) 손실기피(loss aversion) 경향이 뿌리 깊게 자리하고 있어 이익보다 손실에 대해 비대칭적으로 더 민감하게 반응하고, 3) 주된 관심이 최종적으로 획득하게 되는 부 또는 소득의 절대적 크기가 아니라 상대적 크기이기 때문에 불확실성 상황에서 선택으로 인한 결과를 상대적으로 평가하는 기준을 가지고 있지 못하다고 지적하였다.

5) 잡음투자자 이론(noise trader theory)에 따르면 시장은 합리적 투자자(fundamentalists)와 잡음투자자의 두 집단으로 구성된다. 합리적 투자자가 자신의 펀더멘털 정보에 근거하여 자산가치에 대해 편(bias)없는 기대를 가지는 반면, 잡음투자자는 펀더멘털과 관계없는 정보도 의사결정에 반영하는 집단으로 정의되며 이러한 잡음투자자의 존재로 인해 주식가격은 본질가치로부터 괴리가 발생한다(Zweig 1973; Black 1986; De Long et al. 1990). 또한 합리적 투자자가 차익거래에 아무런 제약없이 참여할 수 있다면 주식가격의 일시적인 괴리는 곧 본질가치로 수렴할 수 있으나 De Long et al.(1990)은 공매도의 제약과 비합리적 투자자의 투자패턴을 예측하기 어렵기 때문에 차익거래가 제한된다고 주장하였다.

6) 이 외에도 미국개인투자자협회(American Association of Individual Investor)나 미시간대학(University of Michigan)에서 실시한 설문조사의 결과를 투자자 심리의 대응치로 사용한 연구들도 다수 수행되었다(Brown and Cliff, 2005; Christiansen et al., 2014; Fisher and Statman, 2003; Lemmon and Portniaguina, 2006; Menkhoff and Rebitzky, 2008; Schmeling, 2009).

투자 심리와 직접적으로 관련이 없는 개별적 특성을 내포할 수도 있다는 지적이 제기되었다. 이에 최근에는 다양한 변수의 공통요인을 추출하여 투자자 심리를 측정하려는 시도가 나타났다. 대표적으로 Baker and Wurgler(2006)은 폐쇄형 펀드할인율, 주식거래회전을, 신규상장(initial public offering, IPO) 기업의 수, IPO 상장일의 초과이익률, 총 주식 및 채권발행 수 대비 주식발행 수와 배당금 프리미엄 등 6가지 시장변수를 이용한 주성분분석(principal component analysis)을 통해 투자자 심리지수(investor sentiment index)를 제시하였다. 또, Yang and Zhou(2015, 2016)은 상대강도지수(relative strength index), 투자심리선(psychological line index), 수정거래회전율(adjusted turnover rate), 거래량 등의 정보를 이용하여 투자자 심리지수를 측정하고 매수-매도 거래량 불균형을 투자 거래행태지수로 이용하여 Fama and French(1993)의 3요인을 통제된 후에도 투자자 심리가 주식수익률과 유의한 관계에 있음을 제시하였다. 국내에서는 Byun and Kim(2010)이 이와 같이 다변수를 이용하여 투자자 심리를 추정하고자 하였는데 그들은 Baker and Wurgler(2006)의 연구모형을 국내에 그대로 적용하기에는 특정 변수의 관찰빈도가 매우 낮거나 존재하지 않은 단점이 있음을 지적하고 우리나라 실정에 맞는 변수들로 투자자 심리를 측정하고자 하였다.⁷⁾

다만, 상술한 연구들은 모두 투자자 심리를 시장 전반의 특성을 보여주는 거시경제 지표에 기초하여

추정하고 있어 개별 기업에 대한 투자자 심리의 차이를 명확히 보여주지는 못한다는 한계를 지닌다. 이와 관련하여 Ryu et al.(2018)은 기업 특성에 따라 시장 전반의 투자자 심리가 미치는 영향력이 서로 다르게 나타나고 있으므로 개별 기업에 대한 투자자 심리를 측정하여 분석하는 것이 연구 결과의 편(bias)을 감소시킬 수 있다고 주장하였다. 또한 이들은 주가가격의 변화에 영향을 미칠 수 있는 요인을 투자자 심리와 투자자 거래행태(investor trading behavior)⁸⁾로 구분할 수 있으며, 이를 동시에 고려하여 투자자 심리지수를 측정하는 것이 연구 목적의 달성에 보다 더 적합하다고 주장하였다. 특히, 본 연구에서 다루고 있는 회계정보의 가치관련성이 개별 기업 수준에서 달리 결정될 수 있음을 고려할 때 시장 전반의 정보에 기초한 투자 심리 변수를 이용하기 보다는 Ryu et al.(2018)의 연구에서와 같이 개별 기업별로 측정된 투자자 심리 변수를 분석이 이용하는 것이 더욱 타당할 것으로 판단된다. 이에 본 연구에서는 Ryu et al.(2018)의 방법론을 원용하여 투자자 심리지수를 추정하여 연구가설을 검증한다.

2.2 투자자 심리와 회계정보의 유용성에 관한 연구

투자자 심리에 대한 연구는 주로 심리학과 행태재무학 분야에서 다루어져 왔으나 최근 회계학 분야에서도 이를 고려한 연구가 일부 수행되고 있으며 이는 크게 ① 투자자 심리가 기업의 경영의사결정에 미치는 영향을 분석한 연구와 ② 회계정보에 대한

7) Byun and Kim(2010)의 연구에서는 ① 개인 투자자의 매도-매수 거래 차이, ② 상장주식 회전을, ③ 주식투자 예치금, ④ 주식형 펀드 유입액, ⑤ 주식 자금 조달 비율 그리고 ⑥ 소비자 기대지수의 6개 변수를 이용하여 투자자 심리를 측정하였다.

8) 투자자 심리(investor sentiment)와 투자자 거래행태(investor trading behavior)는 연구에 따라 유사하지만 서로 다른 용어로 사용되고 있다. 일반적으로 투자자 심리는 투자자의 감정적 측면을 강조하며, 투자자 거래행태는 투자자 심리에 따라 나타나는 집단거래 행태를 의미한다(Ryu et al., 2018). 본 연구는 이들 구체적으로 구분하지 않으며 후술하는 투자자 심리지수 역시 두 가지 요인을 모두 포괄하는 측정치를 의미한다.

시장반응이 투자자 심리에 따라 어떻게 달라지는지 분석한 연구로 구분할 수 있다. 이하에서는 본 연구와 관련성이 높은 상기 ②번 항목의 연구들을 개관한다. 먼저, Conrad et al.(2002)은 연간이익공시 정보에 기초하여 악재와 호재 정보 공시에 대한 차별적 시장반응을 검토한 결과 악재 공시에 대한 주식가격의 반응은 상승세 시장에서 더 강하게 나타난 반면, 호재 공시에 대해서는 상승세 시장에서 상대적으로 약한 반응을 보이는 것으로 관찰되었다. 이와 달리 Mian and Sankaraguruswamy(2012)은 분기이익공시를 표본으로 하여 기업의 이익반응계수(earnings response coefficient)가 투자자 심리에 따라 어떻게 달라지는지 분석을 실시한 결과, 투자자 심리가 비관적인 시기에 이익의 악재 공시에 더욱 부정적으로 반응하고 있다는 상반된 결과를 보고하였다. 또, Park(2016)은 앞선 두 연구의 상반된 결과가 표본 및 비정상 이익의 추정 방법 등의 차이에서 기인하는 것으로 판단하고 국가별로 유사한 연구를 수행하는 것이 의미가 있다고 주장하였다.

다음으로 투자자 심리가 이익의 구성요소인 발생액의 정보효과에 미치는 영향을 검증한 연구도 소수 존재하는데 구체적으로 Livnat and Pertrovits(2009)는 발생액에 대한 가치평가는 투자자 심리가 낙관적인 기간에 상대적으로 더욱 긍정적으로 나타나고 있음을 보고하였다. Ali and Gurun(2009)은 투자자 심리가 발생액의 이상현상(accruals anomaly)에 미치는 영향을 분석하였으며 그 결과 규모가 작은 기업일수록 투자자 심리가 낙관적인 기간에 발생액과 미래수익률 사이의 음(-)의 관계가 더욱 강하게 나타나고 있음을 확인하였다. 이에 대해 그들은

투자자 심리가 낙관적일 경우 개인 투자자들이 이익의 구성요소인 현금흐름과 발생액에 대해 이해하려는 노력을 덜 기울이기 때문이라고 해석하였다. 특히, 해당 연구의 결과는 투자자 심리에 따라 이익의 구성요소인 현금흐름과 발생액에 대한 가치평가가 차별적으로 나타나고 있음을 보여주고 있는데 이는 본 연구의 주요 추론과 같이 투자자 심리가 회계정보의 선택과 가중치 배분에 영향을 미치고 있음을 암시하는 증거로 해석할 수도 있다.

한편, Wang(2018)은 본 연구와 같이 투자자 심리에 따라 회계정보에 대한 투자자들의 주의 배분이 상대적으로 다르게 나타날 수 있다는 가정을 추가하여 기존의 연구를 확장하고자 하였다.⁹⁾ 그러나 Wang(2018)은 Baker and Wurgler(2006)에 따라 시장 전체 수준의 정보에 기초하여 투자자 심리 변수를 추정하고 있어 동일 시점에 투자자 심리가 개별 기업별로 상이하게 형성될 가능성을 충분히 고려하지 못하고 있다. 더욱이 회계정보의 가치관련성이 개별기업의 특성을 반영하여 기업별로 달리 형성될 가능성을 고려할 때 개별 기업에 대한 투자자 심리가 기간 별로 모두 동일할 것이라는 가정을 전제로 한 변수 추정과 분석 결과는 편의를 지닐 가능성이 크다. 이에 본 연구에서는 전술한 바와 같이 개별 기업 수준에서 투자자 심리지수를 추정한 다음 개별 기업별로 달리 형성되어 있을 가능성이 큰 회계정보의 가치관련성을 적절히 매칭(matching)하여 분석을 진행한다는 점에서 Wang(2018)의 한계를 개선하는 동시에 차별성을 지닌다. 뿐만 아니라, 국내 주식시장의 경우 비합리적인 투자자로 구분되는 개인투자자(Bae et al. 2006; Huang and

9) 구체적으로, Wang(2018)은 미국 상장 기업을 대상으로 1965년부터 2010년까지의 횡단면 자료를 이용하여 분석한 결과 투자자 심리가 비관적일수록 순자산의 가치관련성이 상대적으로 높으며 투자자 심리가 낙관적인 기간에는 순이익의 가치관련성이 더 높은 것으로 조사되었다.

Shiu 2009; Kim et al. 2015 외 다수)의 거래 비중이 다소 높은 경향을 보이고 있어 투자자 심리에 따른 회계정보의 상대적 가치관련성 증감이 더욱 크게 나타날 수 있다는 점에 기초할 때 국내 자본시장을 대상으로 이러한 현상을 검증하는 것은 재무 및 회계학 분야에 추가적인 공헌을 할 수 있을 것으로 기대된다.

2.3 가설 설정

인지심리학 분야의 연구들은 인간이 심리가 의사결정 과정에 많은 영향을 미치고 있음을 주장해 왔다. 예를 들어, Lord et al.(1979)은 복잡한 사회적 이슈에 대해 의견이 강력한 사람일수록 정보를 해석할 때 편이가 개입되기 쉬우며, 스스로의 믿음과 일치하는 정보를 수집하는 경향이 있는 반면, 상반되는 정보는 무시하거나 과소반응하려는 경향을 보인다고 주장하였다. 또, Kahneman and Tversky (1973)는 인간의 정보처리 능력이 제한되어 있어 이용 가능한 정보를 모두 이용하지 못하고 개인의 주의력을 특정 정보에 할당하는 형태로 의사결정을 수행하는 경향이 있음을 제시하였다. 이처럼 심리가 인간의 의사결정에 영향을 미치는 현상은 자본시장에서도 관찰되고 있는데 이는 행태재무학 분야의 다수 선행연구들에서 투자자들의 자기과신(overconfidence) 성향이 주가의 과대추정과 공격적인 거래를 유도하는 한편 비관적 심리는 자산가격결정에 부정적인 영향력을 미치고 있는 것으로 나타난 사실을 통해 확인 가능하다(Odean, 1999; Barber and Odean, 2001; Brown et al., 2012; Kaplanski and Levy, 2010).

최근에는 상기 이론을 바탕으로 하여 회계학 분야에서 투자자 심리와 회계정보의 유용성 간의 관계

를 조명하기 위한 연구가 일부 수행되어 왔으며 동 연구들은 모두 투자자 심리가 자본시장 참여자의 이익정보에 대한 가치평가에 영향을 주고 있음을 보여 준다. 예를 들어, 투자자 심리가 낙관적인 기간에는 자본시장에서 이익에 대해 상대적으로 낙관적인 가치평가를 부여하는데 반해, 투자자 심리가 비관적인 기간에는 상대적으로 보수적인 평가를 하는 것으로 보고하였다(Conrad et al., 2002; Livnat and Petrovits, 2009; Mian and Sankaraguruswamy, 2012; Park, 2016). 그러나 이러한 연구들은 투자자 심리가 재무상태표 정보와 손익계산서 정보에 차별적인 효과를 미칠 수 있는 가능성을 고려하지 않고 있다. 즉, 투자자 심리가 모든 회계정보에 대해 방향성의 측면에서 유사한 영향을 줄 것으로 가정할 측면이 있다는 것이다. 그러나 회계정보의 각 구성항목들이 지니고 있는 경제적 함의가 서로 다를 경우 고려할 때 투자자 심리가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향 또한 회계정보의 구성 요소별로 차이를 보일 수 있다. 다시 말해, 투자자 심리가 모든 회계정보에 대해 동일한 방향성과 강도로 영향을 미치기 보다는 회계정보 구성요소에 대한 가중치 부여를 달리하여 각 구성요소의 상대적 가치관련성 증감에 차별적인 영향을 초래할 것으로 기대할 수 있다.

특히, 선행연구들에서와 같이 재무상태표의 순자산과 손익계산서의 순이익이 서로 다른 경제적 의미를 제공하고 있음을 염두에 둘 때 순자산 정보와 순이익 정보의 상대적 가치관련성이 투자자 심리에 따라 영향을 받을 것으로 예상할 수 있다. 구체적으로, Ball and Brown(1968) 이후, 수많은 연구들이 현재의 순이익 정보가 기업의 미래성과에 대한 예측가치를 지니고 있는가를 검증해 왔으며 Sloan(1996)의 대다수의 연구들에서 손익계산서 상 당기순이익 정보가 기업의 미래 이익에 대한 훌륭한 지표가 되

고 있음을 입증하였다. 이에 반해, 순자산은 현재 보유 중인 자산을 측정하므로 기업이 가진 현재 자산의 가치를 나타내고 있으며 파산과 같은 극단적인 상황에서 순자산은 유동화를 통해 획득할 수 있는 기업의 청산가치에 대한 정보를 제공하고 있다(Berger et al., 1996; Burgstahler and Dichev, 1997; Barth et al., 1998; Collins et al., 1999). 이상의 연구결과들에 기초할 때 기업의 계속성에 대해 의심할 여지가 없는 상황 즉, 투자자 심리가 낙관적인 상황에서는 기업의 미래성과에 대한 효율적인 예측 지표가 되는 순이익 정보에 투자자가 보다 많은 주의력을 배분하는 반면, 그 반대의 경우에는 청산 가치 등과 같이 기업가치에 대한 보수적인 정보를 제공하는 순자산 정보에 보다 크게 의존할 가능성이 존재한다.

이러한 추론은 회계정보의 상대적 가치관련성을 다룬 기존 연구들의 결과에 기초할 때에도 다음과 같은 설명이 가능하다. 먼저 기업의 이익지속성이 낮을수록 순자산의 가치관련성이 높은 반면에 기업의 이익지속성이 높을수록 회계이익의 가치관련성이 높다고 제시한 선행연구의 결과(Ohlson, 1995; Barth et al., 1998; Burgstahler and Dichev, 1997)에 따를 경우, 기업의 미래에 대해 낙관적인 심리가 우세한 것은 현재의 영업상황이 계속될 것으로 예측하는 투자자들이 많음을 의미하며 이 경우 순이익의 가치관련성이 더욱 높아질 것으로 예측할 수 있다. 또한, 기업의 재무상태가 순자산과 회계이익의 상대적 가치관련성에 미치는 영향을 분석한 연구들은 기업의 재무건전성이 좋지 않은 경우 순이익에 비해 순자산의 가치관련성이 높다는 결과를 제시해왔으며 이는 재무건전성이 좋지 않은 경우 경영자는 현재의 자원을 다른 용도로 사용할 가능성이 증가하므로 처분가치를 대변하는 순자산의 가치관련성이 높아지기

때문이라고 주장하였다(Barth et al., 1998; Berger et al., 1996; Burgstahler and Dichev, 1997). 따라서 개별 기업에 대한 비관적인 심리가 우세한 것은 해당 기업이 청산옵션을 채택할 가능성이 상대적으로 높다는 것을 의미하며 이 경우 순이익에 비해 순자산의 가치관련성이 더욱 높아질 것으로 기대 가능하다.

요약하면, 기업에 대해 낙관적인 시각이 지배적인 상황에서 투자자는 미래성과에 대해 더욱 큰 관심을 보이게 될 것이며 이에 따라 기업의 내재가치를 평가함에 있어 미래 경영성과에 대한 효율적인 지표로 간주되는 당기의 순이익 정보에 보다 많은 주의력을 배분할 가능성이 있다. 이에 기초할 때 순이익의 가치관련성은 투자자 심리가 높을수록 강화될 것으로 예상된다. 반면, 기업에 대한 시장참여자들의 시각이 비관적인 경우 투자자들은 현재의 영업상태가 지속될 수 있는지에 더욱 관심을 가질 수 있으며 이를 의미하는 순자산 정보에 보다 높은 가중치를 부여할 수 있다. 즉, 순자산의 가치관련성은 투자자 심리가 낮을수록 강화될 것으로 기대할 수 있다. 이상의 논거에 근거하여 본 연구는 아래와 같은 가설을 설정하였으며 이를 통해 투자자 심리가 회계정보 구성요소 구체적으로 순자산과 순이익 정보의 상대적 가치관련성에 미치는 차별적인 영향을 분석하고자 한다.

연구가설: 회계정보의 가치관련성은 투자자 심리에 의해 영향을 받을 것이다.

보조가설 1-1: 순이익의 가치관련성은 투자자 심리와 양(+)의 관계에 있을 것이다.

보조가설 1-2: 순자산의 가치관련성은 투자자 심리와 음(-)의 관계에 있을 것이다.

III. 연구설계

3.1 투자자 심리의 측정

투자자 심리를 분석한 대다수의 연구들이 투자자 심리에 대한 대응변수를 시장 전반(market-wide)의 정보에 기초하여 추정하고 있는데 반해 본 연구는 동일 시점에 투자자 심리가 개별 기업별로 다를 수 있음을 고려하여 Ryu et al.(2018)의 방법론을 원용하여 개별 기업 수준의 투자자 심리지수를 추정하여 분석에 이용한다. Ryu et al.(2018)은 Baker and Wurgler(2006)과 같이 여러 가지 변수를 투자자 심리를 측정하기 위해 사용하였으나 국내 주식 시장은 미국과 달리 배당에 따른 수익률 편차가 크지 않고, 폐쇄형 펀드 할인을 등의 데이터도 측정하기 어려우므로 이를 그대로 활용하는 것은 부적절하다고 지적하였다. 또한 투자자 심리지수를 개발한 선행연구들이 연간, 혹은 월간 자료를 이용하고 있는 것과 달리 일간 자료에 기초하여 투자자 심리를 측정하는 것이 투자자 심리의 변화를 더욱 잘 반영할 수 있다고 주장하였다. 나아가 개별 기업에 대해 직접적으로 투자자들의 거래심리와 행태를 반영한 투자자 심리지수는 시장전체 수준의 투자자 심리를 측정하는 것보다 분석결과의 편의를 완화할 수 있다고 지적하였다. 이상의 논리에 기초하여 그들은 상대강도지수(relative strength index, 이하 *RSI*), 투자심리선(psychological line index, 이하 *PLI*), 수정거래회전율(adjusted turnover rate, 이하

ATR), 로그거래량(logarithm of trading volume, 이하 *LTV*)와 심리편의를 보이는 것으로 알려진 국내 개인투자자들의 매수-매도 거래량불균형(individual buy-sell imbalance, 이하 *IBSI*)의 5가지 변수를 이용하여 주성분분석을 통해 투자자 심리지수를 생성하였으며 이를 요약하면 다음과 같다.¹⁰⁾

먼저 상대강도지수(*RSI*)는 일정기간 동안 전일종가와 당일종가를 비교하여 일정기간 동안 주가의 상승폭을 계산함으로써 해당 주식의 과매도(oversold) 또는 과매수(overbought) 상태를 판단하는 지수이다.

$$RSI_{i,t} = RS_{i,t} / (1 + RS_{i,t}) \times 100 \dots\dots\dots (1)$$

$$RS_t = \frac{\sum_{k=0}^{13} \max(P_{i,t-k} - P_{i,t-1-k}, 0)}{\sum_{k=0}^{13} \max(P_{i,t-1-k} - P_{i,t-k}, 0)} \dots\dots\dots (2)$$

위 식에서 $P_{i,t}$ 는 i 기업의 t 일 종가를 의미한다. 일반적으로 *RSI*는 14일을 기준으로 계산하며(Chen et al., 2010), 14일 동안의 종가 하락폭의 합 대비 종가 상승폭의 합을 구해 0과 100사이의 값을 갖도록 조정한다. *RSI*가 80 이상인 경우 해당 주식은 과매수 상태를 나타내며, 20이하인 경우는 과매도 상태를 의미한다.

다음으로 투자심리선(*PLI*)은 아래 식(3)과 같이 측정한다. *PLI*는 현재 종가와 전일 종가를 비교함으로써 상승, 하락일수를 계산하고 이를 통해 해당 주식이 과매도 또는 과매수 상태인지를 보여준다.

10) Ryu et al.(2018)에서 투자자 심리지수를 측정하기 위해 사용된 변수들은 모두 선행연구에서 투자자 심리의 대응변수로 사용된 바 있다. 상대강도지수는 Chen et al.(2010)에서 사용되었으며, 투자심리선은 Yang and Gao(2014)의 연구에서 수정거래회전율은 Yang and Zhang(2014), 로그거래량은 Baker and Stein(2004) 그리고 개인투자자의 매수-매도 거래량 불균형은 Kumar and Lee(2006) 등의 연구에서 활용되었다.

12일을 기준으로 하며 12일 동안 전일 대비 주가가 상승한 거래일이 12일이면 투자 심리선은 100, 모두 하락한 경우에는 0으로 계산된다. 이 때 투자심리선이 75 이상이면 과매수, 25 이하이면 과매도를 의미한다. RSI와 PLI는 모두 과매도 혹은 과매수 상태를 측정하는 변수로써 해당 주식에 대한 투자자들의 과열된 심리 혹은 침체된 심리를 반영한다.

$$PLI_{i,t} = 100 \times \sum_{k=0}^{11} \left(\frac{\max(P_{i,t-k} - P_{i,t-1-k}, 0)}{P_{i,t-k} - P_{i,t-1-k}} \right) / 12 \dots\dots\dots (3)$$

한편, 수정거래회전율(ATR)은 유동성을 반영하는 변수로 투자자들의 심리가 강할수록 시장의 유동성이 증가하는 관계를 투자자 심리의 척도로 이용하는 것이다. 거래회전율은 주식의 거래량을 총 발생 주식수로 나누어 계산하는데, 이때 투자자의 낙관적 또는 비관적인 심리를 구분하기 위해 식(4)와 같은 수정거래회전율을 사용한다(Yang and Zhang, 2014; Yang and Zhou, 2015, 2016). $Return_{it}$ 는 i기업 t일의 수익률을 의미하며, $Volume_{i,t}$ 는 거래량을 의미한다. 수정거래회전율의 클수록 투자자의 거래가 활발하며, 주가에 대한 낙관적인 상승세를 의미한다.

$$ATR_{i,t} = \frac{Volume_{i,t}}{\text{number of share outstanding}_{i,t}} \times \frac{Return_{i,t}}{|Return_{i,t}|} \dots\dots\dots (4)$$

또한, 로그거래량(LTV)는 거래회전율과 마찬가지로 주식의 유동성을 의미하는 변수로 개별 주식의 일별 거래량에 자연로그를 취하여 측정한다.

$$LTV_{i,t} = \ln(Volume_{i,t}) \dots\dots\dots (5)$$

끝으로 개인투자자의 매수-매도 거래불균형(IBSI)은 투자자들의 거래행태를 측정하기 위한 변수로써 잡음투자자로 간주되는 개인투자자의 매수-매도 거래불균형을 투자자 심리지수의 대응변수에 반영하기 위해 사용한다. IBSI가 양(음)의 값을 가지는 것은 해당 주식에 대한 투자자의 수요(공급)이 있다는 것을 의미하며 이는 투자자의 심리가 증가(감소)하고 있음을 뜻한다. 아래 식에서 $Buy_{i,t}$ 와 $Sell_{i,t}$ 는 각각 국내 개인투자자의 매수, 매도 거래량을 의미한다.

$$IBSI_{i,t} = (Buy_{i,t} - Sell_{i,t}) / (Buy_{i,t} + Sell_{i,t}) \cdot (6)$$

Ryu et al.(2018)은 위의 5가지 변수를 주성분 분석을 통해 개별주식별로 계산된 주성분($F_{i,t}$)을 산출하였다. 이후 아래의 식(7)과 같이 주성분과 개별주식별로 계산된 5가지 변수를 선형결합하여 개별기업에 대한 투자자 심리지수를 산출한 다음 여기에서 공통시장 요인을 구분해 내기 위해 식(8)을 통해 공통시장요인($Market_t$)¹¹⁾을 통제한 잔차를 투자자 심리지수(investor sentiment index)에 대한 대응변수로 정의하였다.

$$S_{i,t} = F_{i,RSI} \times RSI_{i,t} + F_{i,PLI} \times PLI_{i,t} + F_{i,ATR} \times ATR_{i,t} + F_{i,LTV} \times LTV_{i,t} + F_{i,IBSI} \times IBSI_{i,t} \dots\dots (7)$$

$$S_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Market_t + \epsilon_{i,t} \dots\dots\dots (8)$$

본 연구에서도 전술한 Ryu et al.(2018)과 동일한 형태로 개별 기업별에 대한 일별 투자자 심리지

11) 코스피(KOSPI)시장의 초과수익률을 의미하며, Ryu et al.(2018)과 같이 무위험 이자율은 CD91 수익률을 이용하였다.

수를 측정하는 다음 회계연도 종료일로부터 후술하는 가설검증모형의 주식이격 측정일인 3월말까지의 평균치를 구하여 이를 개별 기업에 대한 연간 투자자 심리지수를 구한다.¹²⁾ 이후 개별 기업에 대한 투자자 심리지수의 상대적 위치 측도를 구분하기 위해 투자자 심리지수의 연평균치에 기초하여 개별 기업에 10분위수(decile)로 구분된 값을 부여하고 이를 다시 10으로 나눈 값을 투자자 심리지수($Senti_{i,t}$)로 정의하여 분석에 이용한다.¹³⁾ 이에 따라 본 연구에서 투자자 심리지수를 나타내는 변수 $Senti_{i,t}$ 는 0.1~1 사이의 값을 가진다.

3.2 가설검증모형

본 연구는 투자자 심리가 회계정보의 구성요소 구체적으로 순자산과 순이익 정보의 상대적 가치관련성에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다. 연구 목적의 달성을 위해 Ohlson(1995)의 기본적인 가치평가모형에 상술한 투자자 심리 변수($Senti_{i,t}$) 그리고 투자자 심리 변수($Senti_{i,t}$)와 순자산의 장부 가치 및 당기순이익과의 교차항을 기타정보 변수로 추가하는 형태로 검증 모형을 구성하였으며 이는 아래 식(9)와 같다. 이 때 산업의 특성에 따라 회계정보의 가치관련성이 차이를 나타낼 수 있음을 고려하여 산업더미를 통제변수로 포함하였다.

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{i,t} + \beta_2 EPS_{i,t} + \beta_3 Senti_{i,t} + \beta_4 Senti_{i,t} \times BPS_{i,t} + \beta_5 Senti_{i,t} \times EPS_{i,t}$$

$$+ \sum IND + \nu_{i,t} \dots \dots \dots (9)$$

여기서,

- $P_{i,t}$: i기업의 t+1기 3월말 시점의 주가;
- $BPS_{i,t}$: i기업의 t기 주당순자산;
- $EPS_{i,t}$: i기업의 t기 주당순이익;
- $Senti_{i,t}$: i기업의 t기 연도말부터 t+1기 3월말까지 일별로 측정된 투자자 심리 지수의 평균, 0.1 ~ 1 사이의 값을 가짐.
- $\sum IND$: 산업더미변수

위 모형에서 주요 검증변수는 $Senti \times BPS$ 와 $Senti \times EPS$ 이다. 이들 두 교차항의 회귀계수(β_4, β_5)는 투자자 심리가 순자산 및 순이익 정보의 증분적 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 나타내며 이들 회귀계수가 양(+)의 값을 가지게 되면 투자자 심리가 높을수록 해당 회계정보의 가치관련성이 증가하고 있음을 의미하고, 음(-)의 값을 가지는 경우에는 투자자 심리가 높을수록 해당 회계정보의 가치관련성이 감소함을 의미한다. 만약 β_4 와 β_5 가 서로 다른 부호의 통계적으로 유의한 값을 나타낸다면, 투자자 심리가 회계정보의 선택적 가중치 부여에 영향을 미치고 있는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 본 연구에서는 아래 식(10)을 이용하여 보조가설의 지지 여부를 판단하는 동시에 앞선 식(9)를 통한 분석결과를 보완하고자 한다. 식(9)의 주요 검증변수인 두 교차항의 회귀계수 β_4 와 β_5 는 투자자 심리가 방향성의 측면에서 순자산과 순이익의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는지 보여준다. 하지만 투자자 심리를 나타내는 $Senti$ 가 0.1~1의

12) 하지만 이 경우 투자자 심리지수의 평균치 추정 기간에 전기 회계정보의 상대적 가치관련성에 미치는 투자자 심리 효과가 중복될 우려가 있다. 이에 본 연구에서는 투자자 심리지수의 평균치 계산 기간을 직전 년도 4월부터 당기 3월 말까지로 변경하여 투자자 심리지수를 재산정하여 모든 분석을 재차 수행해 보았으며 분석결과가 후술하는 내용과 질적으로 다르지 않음을 확인하였다.

13) 이러한 변수의 조작적 정의는 투자자 심리지수의 비대칭적 분포 혹은 극단치에 의해 분석결과가 가질 수 있는 편의를 완화시켜줄 것으로 기대된다. 표를 통해 제시하지는 않았지만 표본 기간동안 측정된 투자자 심리지수의 평균(중위수)은 -1.1190(-0.7626)인데 반해 최대값(최소값)은 55.96(-35.03)으로 나타나고 있다.

값을 가지므로 이 값이 개별기업의 순자산, 순이익 변수를 비대칭적으로 변화시켜 분석결과가 일부 극단적의 측도 값에 의해 유도되었을 가능성을 내포하고 있어, 투자자 심리의 수준에 따라 특정 회계정보의 가치관련성이 더욱 강화되는지 직접적으로 판단하기 어려운 측면이 있다. 이에 본 연구는 투자자 심리변수(*Senti*) 값을 기준으로 전체 표본을 3등급을 구분한 다음 최상위 등급(낙관 집단: *High*)과 최하위 등급(비관 집단: *Low*)을 나타내는 더미변수를 모형에 포함하여 분석을 진행함으로써 가설검증의 결과를 보다 명확히 확인하고자 한다. 구체적으로 *Senti* 변수의 값이 0.3이하면 비관집단(*Low*)으로 0.8이상의 경우에는 낙관집단(*High*)으로 각각 분류하며¹⁴⁾ 이를 반영한 검증모형은 다음과 같다.

$$P_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{i,t} + \gamma_2 EPS_{i,t} + \gamma_3 Low_{i,t} + \gamma_4 High_{i,t} + \gamma_5 Low_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_6 Low_{i,t} \times EPS_{i,t} + \gamma_7 High_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_8 High_{i,t} \times EPS_{i,t} + \sum IND + \theta_{i,t} \dots\dots\dots (10)$$

여기서,

- Low_{i,t}* : 투자자 심리가 비관적인 기업을 나타내는 더미변수, i기업의 t기의 투자자 심리지수가 0.3 이하의 값을 가지면 1, 아니면 0의 값을 가짐;
- High_{i,t}* : 투자자 심리가 낙관적인 기업을 나타내는 더미변수, i기업의 t기의 투자자 심리지수가 0.8

이상의 값을 가지면 1, 아니면 0의 값을 가짐.

3.3 표본의 선정

본 연구는 한국채택국제회계기준(K-IFRS)이 도입된 2011년부터 2017년까지의 기간 동안 한국증권거래소에 상장된 유가증권 상장기업 중 다음 기준에 부합하는 기업을 선별하여 표본으로 이용한다.¹⁵⁾

- (1) 비금융업에 속한 12월 결산법인
- (2) 투자자 심리지수 측정을 위한 주식거래 자료의 입수가 가능한 기업
- (3) Data-Guide 데이터베이스로부터 연구에 필요한 재무자료를 입수할 수 있는 기업
- (4) 자본잠식이 없는 기업

먼저, 2011년부터 2017년까지 유가증권시장에 상장된 4,887 기업-연도를 최초 표본으로 구성하였으며 재무제표의 구성과 사업특성 등이 상이하하여 다른 기업과의 비교가능성이 낮을 것을 고려한 표본선정 기준 (1)에 의해 금융업종의 352개 기업-연도를 제거되었다. 다음으로 데이터의 입수가능성을 고려한 (2)와 (3)을 고려하여 1,519개 기업-연도의 관측치를 분석 표본에서 제외하였다.¹⁶⁾ 끝으로 자본잠식기업 17개 기업-연도를 제외하고 최종표본으로

14) 이러한 집단 구분은 시장 전체 수준의 정보에 기초하여 개별 기업의 투자자 심리 지수를 측정한 Wang(2018)의 연구와 동일하다. 다만, 본 연구에서는 집단 구분 기준에 따라 분석결과가 달라질 가능성을 염두에 두어 중립집단의 범위를 *Senti* 변수 값을 기준으로 0.1만큼 축소 혹은 확대하여 비관집단(*Low*)과 낙관집단(*High*)을 다시 정의한 다음 모든 분석을 재차 수행해 보았으며 그 결과 일부 변수의 통계적 유의성에 차이가 있기는 하나 모든 분석결과가 본문에 제시되고 있는 내용과 질적으로는 동일함을 다시금 확인하였다.

15) 본 연구는 K-IFRS 의무 도입 시점인 2011년부터를 연구기간을 삼고 있어 K-IFRS 체제에서의 주재무제표인 연결재무제표 수치에 기초하여 후술하는 모든 분석을 실시하여 그 결과를 본문에 제시하고 있다. 다만, 본 연구의 결과가 연결재무제표와 별도(개별)재무제표 간의 정보 차이에서 발생하였을 가능성 또한 존재하여 이를 살펴보기 위해 별도(개별)재무제표 수치에 기초하여 동일한 분석을 재차 실시해 보았으며 그 결과가 본문에 제시된 모든 분석결과와 질적으로 다르지 않음을 확인하였다.

16) 표본선정 기준 (2)를 충족하지 못하는 경우가 다소 많이 확인되는데 이는 본 연구에서 이용하고 있는 투자자 심리지수가 일별(daily) 데이터를 기준으로 추정되고 있어 전체 표본기간 중 거래정지 혹은 관리종목으로의 지정 등에 의해 주식거래의 불연속성이 존재할 경우 표본에서 제외되기 때문이다.

〈표 1〉 표본선정과 연도별 분포

Panel A : 표본의 선정과정								
최초 기업-연도 표본	4,887							
제외								
금융업종에 속하는 기업-연도	(352)							
일별 주식거래 자료에 불연속성이 관찰되는 기업-연도	(1,519)							
재무자료의 입수가 불가능한 기업-연도	(9)							
자본잠식기업-연도	(17)							
최종표본	2,990							
Panel B : 표본의 연도별 분포								
연 도	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	합계
표본수	428	423	414	431	436	436	422	2,990

2,990 기업-연도를 선정하였다. 한편, 연구모형에 투입되는 변수들을 기준으로 상·하위 1%에 해당하는 표본에 대해 윈저라이징(winsorizing)하여 분석 결과가 극단치(outlier)에 의해 왜곡되는 것을 완화하고자 하였다. 상술한 표본 구성 절차와 선택된 표본의 연도별 분포는 〈표 1〉의 패널 A와 B를 통해 각각 확인할 수 있다.

IV. 실증분석 결과

4.1 주요변수의 기술통계량

〈표 3〉에서는 본 연구에서 이용하고 있는 주요 변수들의 기술통계량을 제시하고 있다. 이 때 패널 A

는 전체 표본 관찰치를 대상으로 한 변수의 기술통계량을 패널 B, C, D는 투자자 심리지수(Senti)를 기준으로 3등급으로 구분한 하위 표본 집단의 기술통계량을 각각 나타내고 있다. 먼저 패널 A를 살펴보면, 표본기업의 주식이격(P) 평균과 중위수가 각각 약 55.9(단위: 천원)와 11.1로 나타나 평균이 중위수에 비해 높은 값을 지니고 있음이 확인된다. 이는 표본기업 중 주식이격이 매우 높은 극단치가 존재하며 이로 인해 양(+)의 비대칭 분포를 보여주는 것을 의미한다.¹⁷⁾ 다음으로, 패널 B, C, D에 제시된 하위 표본들의 기술통계량을 살펴보면, 주식이격 평균이 각각 48.1, 57.5, 61.1로 나타나 투자자 심리지수가 높을수록 주식이격이 보다 높게 형성되고 있음을 알 수 있다. 주당순이익(EPS) 변수 또한 이와 유사하게 투자자 심리지수가 상승할수록 더욱 커지고 있는 것으로 관찰된다. 이러한 하위표본의

17) 회귀분석모형은 변수의 정규분포를 가정하고 있고, 이러한 가정이 충족되지 않는 경우 분석결과에 편의를 초래할 가능성이 존재한다. 이에 본 연구는 가설검증모형에 투입된 변수의 값을 상·하위 1%를 기준으로 winsorizing하여 주식이격의 비대칭 분포에 의한 편의를 완화하고자 하였다. 그럼에도 〈표 3〉에서 제시하는 바와 같이 주식이격의 편차가 크게 나타나고 있는 것을 확인할 수 있다. 이에 본 연구는 보다 연구결과의 강건성을 확보하기 위하여 주식이격을 기준으로 평균 ± (3 * 표준편차)를 벗어나는 관찰치를 극단치로 간주하여 표본에서 제외된 후 후술하는 모든 분석을 재차 수행하였으며, 그 결과가 본문에 제시된 것과 질적으로 달라지지 않음을 확인하였다.

〈표 3〉 주요 변수의 기술통계량

Variable	N	Mean	Std	Q1	Median	Q3
Panel A : full sample						
<i>P</i>	2,990	55.895	174.814	3.530	11.100	39.400
<i>BPS</i>	2,990	57.091	178.326	3.763	11.058	41.408
<i>EPS</i>	2,990	2.725	13.060	0.003	0.371	1.970
<i>Senti</i>	2,990	0.551	0.288	0.300	0.600	0.800
Panel B : Low Sentiment ($Senti \leq 0.3$)						
<i>P</i>	895	48.144	139.894	3.295	0.991	37.200
<i>BPS</i>	895	54.547	152.815	3.641	11.246	43.175
<i>EPS</i>	895	2.223	11.169	-0.081	0.268	1.726
Panel C : Normal Sentiment ($0.3 < Senti < 0.8$)						
<i>P</i>	1,195	57.481	183.043	3.525	11.225	39.200
<i>BPS</i>	1,195	52.803	178.431	3.809	10.686	40.654
<i>EPS</i>	1,195	2.707	12.490	-0.013	0.366	1.957
Panel D : High sentiment ($0.8 \leq Senti$)						
<i>P</i>	900	61.149	193.654	3.660	11.950	43.350
<i>BPS</i>	900	60.370	190.212	3.837	11.107	40.076
<i>EPS</i>	900	2.839	10.316	0.047	0.477	2.269

주1) 변수의 정의:

P : i기업의 t+1기 3월말 시점의 주가;

BPS : i기업의 t기 주당순자산;

EPS : i기업의 t기 주당순이익;

Senti: i기업의 t기 연도말부터 t+1기 3월말까지 일별로 측정된 투자자 심리 지수의 평균, 0.1 ~ 1 사이의 값을 가짐.

기술통계량(패널 B~D) 추이는 주당순이익 수준이 높은 기업에 대해 낙관적인 투자자 심리가 형성되고 있으며 나아가 주가가 역시 높은 수준에 위치하고 있을 잠재적 가능성을 시사한다. 이에 반해 순자산(*BPS*)은 투자자 심리지수의 상승에 따른 일관된 방향성의 증감을 보이지 않는 것으로 확인된다.

다음으로 〈표 4〉에서는 주요 변수들의 상관관계를 분석한 결과를 제시하고 있는데 표의 대각선을 중심으로 우상단에는 Pearson의 적률상관계수를, 좌하단에는 Spearman의 순위상관계수를 각각 나타내고 있다. 선행연구의 결과와 같이 주당순자산(*BPS*)과 주당순이익(*EPS*)는 기업가치를 대리하는 주식

가격과 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있으며, 이는 상관계수의 측정방법에 관계없이 일관된 모습이다. 투자자 심리지수(*Senti*) 또한 주가가 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있는데 이는 투자자 심리가 주가가 결정에 유의한 영향을 미치고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 행태재무학 연구들의 주장과 같이 자본 시장에서 결정되는 주가에 투자자의 비합리성이 또 하나의 요인으로 작용하고 있음이 재차 확인시켜 주는 것으로 해석할 수 있다. 한편, 투자자 심리지수(*Senti*)가 주당순자산(*BPS*)과는 유의한 상관관계를 지니지 않는 반면, 주당순이익(*EPS*)과는 5% 이

〈표 4〉 상관관계분석

	<i>P</i>	<i>BPS</i>	<i>EPS</i>	<i>Senti</i>
<i>P</i>		0.844***	0.653***	0.035**
<i>BPS</i>	0.904***		0.560***	0.017
<i>EPS</i>	0.673***	0.642***		0.028*
<i>Senti</i>	0.050***	0.003	0.083***	

주1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 나타냄.

주2) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단을 참조하기 바람.

하 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 지니는 것으로 관찰되고 있는데 이는 전술한 하위 표본의 기술통계량 추세 변동에서 관찰된 것과 유사하게 투자자 심리지수는 기업의 순자산 정보에 비해 순이익 정보에 더욱 민감하게 반응하고 있을 가능성을 보여준다.

4.2 가설 검증 결과

본 소절에서는 투자자 심리가 순자산과 순이익 정보의 가치관련성에 차별적인 영향을 미치고 있는가를 Ohlson(1995) 모형을 확장한 회귀모형을 추정하여 분석한 결과를 제시하며 이는 〈표 5〉와 〈표 6〉을 통해 확인가능하다. 먼저 〈표 5〉는 연평균 투자자 심리지수가 0.1에서 1의 값을 갖도록 정의한 투자자 심리변수(*Senti*)를 이용하여 식(9)를 추정한 결과를 나타낸다. 분석결과를 살펴보면 주당순자산(*BPS*)과 주당순이익(*EPS*)이 모든 경우에 선행연구와 일관되게 주식가격과 통계적으로 1% 수준에서 유의한 양(+)을 관련성을 지니고 있는 것으로 관찰되고 있다. 또, Ohlson(1995)의 기본 모형에 투자자 심리변수(*Senti*)를 추가 투입한 Model 2의 결과를 살펴보면, 투자자 심리변수(*Senti*)의 회귀계수가 1%수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을

보이고 있는데 이는 행태재무학 연구들의 주장에서와 같이 투자자 심리가 주식가격을 설명하는 또 다른 요인이 되고 있음을 보여주는 결과로 해석 가능하다. 특히, 본 연구의 가설 검증과 직접 관련되어 있는 Model 3의 분석결과를 살펴보면, 투자자 심리와 순자산의 교차항(*BPS*×*Senti*)은 유의한 음(-)의 값을 이에 반해 순이익과의 교차항(*EPS*×*Senti*)은 유의한 양(+)의 값을 각각 지니는 것으로 관찰된다. 이러한 결과는 투자자 심리에 따라 회계정보 구성항목에 대한 투자자의 주의력이 배분되고 그 결과 순자산 정보와 순이익 정보의 가치관련성이 상대적으로 차이를 지닐 수 있음을 보여주는 것으로 본 연구의 가설을 지지하는 결과로 해석할 수 있다.

다음으로 〈표 6〉에서는 앞선 〈표 5〉의 결과를 강건하게 하는 동시에 연구가설의 지지 여부를 보다 직관적으로 확인하기 위해 투자자 심리변수(*Senti*)를 기준으로 전체 표본을 3 등급으로 구분한 다음, 투자자 심리가 비관적인 집단을 나타내는 저미변수(*Low*)와 낙관적인 집단을 나타내는 저미변수(*High*)를 주요 검증변수로 이용한 식(10)의 추정 결과를 제시한다. 먼저 전술한 두 가지 저미변수 중 투자자 심리가 비관적인 집단을 나타내는 *Low* 변수만을 투입한 Model 1의 분석결과를 살펴보면, *BPS*×*Low*와 *EPS*×*Low* 교차항의 회귀계수가 각각 1%수준에

〈표 5〉 투자자 심리에 따른 순자산과 순이익 정보의 상대적 가치관련성 검증 결과

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{i,t} + \beta_2 EPS_{i,t} + \beta_3 Senti_{i,t} + \beta_4 Senti_{i,t} \times BPS_{i,t} + \beta_5 Senti_{i,t} \times EPS_{i,t} + \sum IND + \nu_{i,t}$$

Variables	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>Intercept</i>	5.660	3.62***	4.601	2.31**	2.302	0.69
<i>BPS</i>	0.698	64.32***	0.641	75.67***	0.794	30.82***
<i>EPS</i>	3.873	24.28***	1.665	18.17***	0.887	2.37**
<i>Senti</i>			9.105	2.90***	4.381	0.81
<i>BPS×Senti</i>					-0.155	-4.16***
<i>EPS×Senti</i>					5.403	8.83***
<i>No. of Obs</i>	2,990		2,990		2,990	
<i>IND_dummy</i>	Included		Included		Included	
<i>Adj R²</i>	0.759		0.760		0.766	
<i>F-statistic</i>	4718.56***		3157.02***		1953.35***	

주1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 나타냄.
 주2) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단을 참조하기 바람.

서 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 지니는 것으로 관찰된다. 이에 반해 투자자 심리변수가 낙관적인 집단을 식별하는 더미변수인 *High* 변수만을 투입한 Model 2의 결과를 살펴보면 Model 1에서 *Low* 변수 교차항의 추정결과와 상반되게 *EPS×High* 교차항의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 그리고 *BPS×High* 교차항의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 각각 지니는 것으로 확인된다. 뿐만 아니라 두 가지 유형의 더미변수를 함께 투입한 Model 3의 분석결과에서도 상술한 결과는 동일하게 유지되는 것으로 나타났다. 이처럼 〈표 6〉의 모든 분석결과는 앞선 분석결과(표 5)에 내재되어 있을 *Senti* 변수 정의에 따른 잠재적 편의(bias) 가능성을 집단 구분

을 통해 통제된 이후에도 투자자 심리가 낙관적일수록 순이익의 가치관련성은 증가¹⁸⁾하는데 반해 순자산의 가치관련성은 오히려 감소하고 있음을 보여준다.

한편, 이상의 분석결과는 순자산 정보와 순이익 정보가 서로 다른 경제적 함의를 제공한다는 선행연구의 결과에 기초할 때 다음과 같은 해석도 가능하다. 주지하는 바와 같이 Ball and Brown(1968)과 같은 대다수의 연구들에서 순이익은 지속성을 바탕으로 기업의 미래경영성과에 대한 예측력을 가지는 것으로 제시되어 왔는데 이에 따라 개별 기업에 대한 낙관적인 투자 심리가 형성되어 있을 경우에는 향후 기업이 보여줄 성과에 대한 기대를 중심으로 시장가격이 결정될 가능성이 크며 그 결과 투자자

18) 이러한 실증분석 결과의 원인은 케이터링 이론을 통해서도 찾을 수 있다. Ali and Gurun(2009)와 Simpson(2013)은 투자심리가 긍정적인 기업의 경영자는 낙관적으로 형성된 투자자의 이익기대치를 충족시키기 위해 발생액을 이용하여 이익을 상향조정하고 있다는 실증결과를 제시하였다. 이러한 상황에서 잡음투자자들은 투자 심리가 낙관적인 기업이 보고하는 이익의 신뢰성 여부를 판단하기 보다는 기대의 충족 여부에만 초점을 두고 해당 회계정보에 대해 과잉반응하는 경향을 나타낼 가능성이 있기 때문이다.

〈표 6〉 투자자 심리에 따른 구분된 집단에서의 순자산과 순이익 정보의 상대적 가치관련성 비교 분석 결과

$$P_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{i,t} + \gamma_2 EPS_{i,t} + \gamma_3 Low_{i,t} + \gamma_4 High + \gamma_5 Low_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_6 Low_{i,t} \times EPS_{i,t} + \gamma_7 High_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_8 High_{i,t} \times EPS_{i,t} + \sum IND + \theta_{i,t}$$

Variables	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>Intercept</i>	5.609	3.09***	5.014	2.70***	5.369	2.23**
<i>BPS</i>	0.685	57.49***	0.725	50.31***	0.719	39.72***
<i>EPS</i>	4.977	27.63***	3.130	16.57***	4.409	19.15***
<i>Low</i>	-2.500	-0.75			-2.260	-0.61
<i>High</i>			-30.945	-0.01	-0.385	-0.10
<i>BPS×Low</i>	0.085	3.29***			0.051	2.06**
<i>EPS×Low</i>	-4.170	-11.52***			-3.602	-9.26***
<i>BPS×High</i>			-0.071	-3.26***	-0.065	-2.69***
<i>EPS×High</i>			2.730	7.66***	1.451	3.86***
<i>No. of Obs</i>	2,990		2,990		2,990	
<i>IND_dummy</i>	Included		Included		Included	
<i>Adj R²</i>	0.772		0.764		0.773	
<i>F-statistic</i>	2021.96***		1936.02***		1271.00***	

주1) * ** ***은 각각 10%, 5%, 1%의 나타냄.

주2) 변수의 정의

Low : 투자자 심리지수가 0.3이하의 값을 가지면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;

High : 투자자 심리지수가 0.8이상의 값을 가지면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수.

이 외 기타 변수 정의는 〈표 3〉의 하단을 참조하기 바람.

심리가 낙관적인 상황에서는 이익정보에 투자자의 주의력이 더욱 크게 배분되어 순이익정보의 가치관련성이 더욱 크게 증대될 수 있다. 이와 달리 순자산 정보는 현재 보유중인 자산의 가치를 측정하고 있으며, 경우에 따라서는 자산 유동화를 통해 획득 가능한 청산가치에 대한 정보를 전달한다. 또한, 재무건전성이 열악할수록 경영자가 현재의 자원을 다른 용도로 사용할 가능성이 증가한다. 따라서 개별 기업

에 대한 투자자 심리가 비관적일 경우에는 자본시장 참여자가 해당 기업의 미래성과에 대한 예측지표가 되는 순이익 정보에 집중하기 보다는 현재 기업 상태에 대한 보수적인 정보를 보여주는 순자산 정보에 보다 큰 가중치를 두고 기업의 내재가치를 평가할 가능성이 크며 이에 따라 투자자 심리가 악화된 상황에서는 순자산의 가치관련성이 더욱 크게 증가되고 있다는 것이다.¹⁹⁾

19) 지금까지의 분석결과는 투자자 심리에 따라 순자산과 순이익 항목에 대한 투자자의 주의력 배분이 달라져 회계정보의 상대적 가치관련성이 투자자 심리에 따라 영향을 받고 있음을 보여준다. 다만, 이러한 결과는 투자심리에 대응하기 위한 경영자의 회계정책 변화 예컨대 보수주의 수준의 강화 혹은 약화 등에 의해 견인될 가능성이 일부 존재한다. 이에 본 연구에서는 식(9)과 식(10)에 Givoly and Hayn(2000) 등의 방법에 따른 보수주의 수준을 통제변수로 포함한 분석을 재차 수행해 보았으며 그 결과가 본문에 제시된 분석결과와 질적으로 다르지 않음을 확인하였다.

4.3 강건성 분석

4.3.1 Ohlson(1995)의 디플레이터 효과

다수의 연구(Barth and Kallapur 1996; Easton and Sommers 2003 등)에서 Ohlson(1995) 모형을 실증함에 있어 기업 간 규모 차이(scale difference)로 인해 각 변수들을 주당가치로 측정할 경우 추정결과에 편의가 초래될 수 있다고 지적하여 왔다. 또한 Barth and Clinch(2009)는 기업규모 차이로 인한 이분산성을 해소하기 위해 도입한 디플레이터(deflator)가 가치평가 계수와 관계되어 있을 경우 오히려 undeflated 모형이 보다 더 적합할 수 있다고 주장한 바 있다. 이에 본 연구에서는 선행연구에서 이용된 매출액(Akbar and Stark, 2003)과 전기 3월 말 주가(Brown et al., 1999)²⁰⁾를 디플레이터로 활용한 모형과 undeflated 모형을 병행하여 전절에 제시된 분석결과와 강건성을 확인하고자 하였으며 그 결과는 다음 <표 7>과 같다.²¹⁾

이 때, <표 7>의 패널 A는 투자자 심리지수를 10 분위수로 구분한 변수의 형태를 투입한 분석 결과를 제시하고 있으며, 패널 B는 투자자 심리지수를 기준으로 전체 표본을 3집단으로 구분하는 더미변수를 연구모형에 투입하여 분석한 것이다. 또한, 각 패널의 Model 1은 디플레이터를 사용하지 않은 변

수를 투입하여 분석을 진행한 결과이며, Model 2와 Model 3은 각각 매출액과 전기 주시가격을 디플레이터로 하여 변수를 측정된 분석 결과이다. 표에 제시된 바와 같이 일부 변수의 통계적 유의성이 다소 약화된 경향이 있기는 하나 전반적으로 분석 모형과 디플레이터의 여부에 관계없이 본 연구에서 주요하게 고려하고 있는 모든 교차항 변수들의 추정회계수는 앞선 분석결과와 동일한 방향으로 통계적 유의성을 지니고 있는 것으로 관찰되고 있다. 이는 Ohlson(1995) 모형에 투입된 디플레이터에 관계없이 투자자 심리에 따라 순자산과 순이익의 상대적 가치관련성이 차이를 보이고 있다는 본 연구의 가설 검증 결과가 강건하게 지지되고 있음을 의미한다.

4.3.2 시장전반의 투자자 심리지수를 활용한 분석

본 연구에서는 또한 연구결과와 강건성을 더욱 제고하기 위해 Ryu et al.(2018)의 방법 외에 시장전반의 투자 심리 수준에 기초한 개별 기업의 투자자 심리지수(M_Senti)를 추정하여 앞선 분석을 재차 수행하고자 한다. 이를 위해 다수의 선행연구에서 시장 전반의 투자 심리 변수로 이용된 바 있는 연평균 소비자 심리지수(Schmeling, 2009; Lemmon and Portniaguina, 2006; Park, 2005)²²⁾에 개

20) Ohlson(1995)의 디플레이터로 전기 주시가격을 사용하는 경우 종속변수는 당기주가와 전기주가의 비율로 측정되며 이는 연간 주식수익률의 의미를 가질 수 있다. 이에 본 연구에서는 Panel A의 Model 3을 추정하며 연간 투자자 심리지수의 평균을 이용하는 분석도 실시하였으며 그 결과가 본문에 제시된 내용과 질적으로 달라지지 않음을 확인하였다.

21) <표 7>의 Model 3은 다른 분석들과 달리 표본수가 2,974개로 나타나고 있는데 이는 디플레이터로 이용한 전기 3월 말 주가를 확인할 수 없는 기업이 일부 존재함에 따른다.

22) 우리나라에서는 한국은행이 '소비자동향조사'에 의해 매월 '소비자심리지수(Composite Consumer Sentiment Index)'를 발표하고 있으며 본 연구에서는 이를 시장전반에 대한 투자 심리정보로 이용한다. 한국은행이 발표하는 소비자 심리지수는 현재생활형편, 생활형편전망, 가계수입전망, 소비지출전망, 현재경기판단, 향후경기전망 등으로 구성되며, 전국 2,500여 가구에 대한 직접적인 설문 을 통해 측정하며 소비자심리지수가 100보다 클 경우에는 경제상황에 대한 주관적인 기대심리가 과거보다 낙관적임을 의미하며, 100보다 작을 경우에는 비관적임을 의미한다.

〈표 7〉 deflator 효과를 고려한 강건성 분석

Panel A : 투자자 심리변수(*Senti*)를 이용한 분석 결과

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{i,t} + \beta_2 EPS_{i,t} + \beta_3 Senti_{i,t} + \beta_4 Senti_{i,t} \times BPS_{i,t} + \beta_5 Senti_{i,t} \times EPS_{i,t} + \sum IND + \nu_{i,t}$$

Variables	Model 1 (undeflated)		Model 2 (deflated by sales)		Model 3 (deflated by P_{t-1})	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>Intercept</i>	-3.290	-1.80*	-0.2906	3.86***	0.5175	7.36***
<i>BPS</i>	0.0013	33.44***	0.5773	8.85***	0.2985	14.90***
<i>EPS</i>	0.0005	6.15***	1.1118	3.83***	0.1753	7.29***
<i>Senti</i>	-2.2779	-0.78	-0.1922	-1.55	0.7895	13.12***
<i>BPS</i>×<i>Senti</i>	-0.0003	-2.75***	-0.8165	8.85***	-0.2945	-8.58***
<i>EPS</i>×<i>Senti</i>	0.0003	5.23***	2.0079	3.57***	0.1354	2.45**
<i>No. of Obs</i>	2,990		2,990		2,974	
<i>IND_dummy</i>	Included		Included		Included	
<i>Adj R²</i>	0.5834		0.4339		0.1056	
<i>F-statistic</i>	872.36***		326.86***		49.60***	

Panel B : 투자자 심리기준 더미변수(*Low*, *High*)를 이용한 분석 결과

$$P_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{i,t} + \gamma_2 EPS_{i,t} + \gamma_3 Low_{i,t} + \gamma_4 High_{i,t} + \gamma_5 Low_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_6 Low_{i,t} \times EPS_{i,t} + \gamma_7 High_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_8 High_{i,t} \times EPS_{i,t} + \sum IND + \theta_{i,t}$$

Variables	Model 1 (undeflated)		Model 2 (deflated by sales)		Model 3 (deflated by P_{t-1})	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>Intercept</i>	-5.2991	-3.54***	0.3152	5.12***	0.9222	15.35***
<i>BPS</i>	0.0016	34.22***	0.8243	16.63***	0.1315	5.31***
<i>EPS</i>	0.0002	5.57***	0.0747	2.06**	0.1028	2.82***
<i>Low</i>	-1.1553	-0.01	-0.1870	-0.08	-0.2536	-5.35***
<i>High</i>	5.0095	2.34**	0.2634	1.25***	0.2512	5.44***
<i>BPS</i>×<i>Low</i>	0.0014	2.65***	0.1072	3.98***	0.1239	4.14***
<i>EPS</i>×<i>Low</i>	-0.0001	0.93	-1.0737	-1.33	-0.0786	-1.87*
<i>BPS</i>×<i>High</i>	-0.0006	-12.67***	-0.5794	1.75*	-0.7124	-2.36**
<i>EPS</i>×<i>High</i>	0.0007	3.99***	0.4871	8.47***	0.3273	2.01**
<i>No. of Obs</i>	2,990		2,990		2,974	
<i>IND_dummy</i>	Included		Included		Included	
<i>Adj R²</i>	0.5903		0.4351		0.1156	
<i>F-statistic</i>	992.46***		205.69***		40.09***	

주1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 나타냄.

주2) 변수의 정의는 〈표 3〉과 〈표 6〉의 하단을 참조하기 바람.

별기업의 체계적 위험을 나타내는 베타(β)²³⁾를 곱하여 시장전반의 투자심리에 기초한 개별 기업의 투자자 심리지수를 추정한다.²⁴⁾ 이후 그러한 개별기업의 투자자 심리지수에 기초하여 개별 기업에 10분 위수를 부여하고 해당 분위수를 다시 10으로 나누어 시장전반 즉, 거시 경제 지표에 근거한 개별 기업의 투자자 심리 지수(M_Senti)를 구한 다음 이를 이용하여 식(9)와 식(10)을 재추정하여 분석결과의 민감성을 확인한다. 이에 대한 분석결과는 <표 8>을 통해 확인가능한데 표의 패널 A는 <표 5>의 Model 3에 대응되는 분석결과를 패널 B는 M_Senti 에 따라 집단을 구분하여 식(10)을 추정한 결과로 <표 6>의 Model 3에 대응되는 분석결과를 각각 나타내고 있다. 표에 제시된 바와 같이 패널 A와 패널 B의 주요 교류항 변수의 추정 회귀계수들이 모두 앞선 <표 5>와 <표 6>의 분석결과와 질적으로 동일한 것으로 관찰되어 본 연구의 분석결과가 투자자 심리지수의 추정방법에 관계없이 일관되게 나타나고 있음을 알 수 있다.

4.4 추가 분석

지금까지 제시된 분석 결과들은 모두 투자자 심리 수준에 따라 회계정보 구성요소에 대한 투자자의 주의력 배분이 달라져 각 구성요소들이 지니는 가치관련성이 차별화 되고 있음을 보여준다. 이는 지속적으로 언급한 바와 같이 회계정보의 주요 구성 요소들이 지니고 있는 경제적 함의가 서로 상이하여 투

자자의 심리요인에 따라 내재가치 평가 과정에서 회계정보에 대한 중요성 가중치가 회계정보의 주요 구성요소 별로 다르게 적용되고 있음을 의미한다. 특히, 이러한 현상은 순자산과 순이익처럼 서로 다른 재무제표들에서 제공되는 정보적 함의 차이에서뿐만 아니라 동일 재무제표 내에서도 개별 구성요소들의 경제적 함의가 상이할 경우에도 역시 관찰될 여지가 있다. 이러한 가능성을 검증하기 위해 본 연구에서는 주요 재무제표 중 하나인 포괄손익계산서상 영업이익과 영업외이익의 상대적 가치관련성이 투자자 심리에 따라 차별화되는가를 추가적으로 살펴보고자 한다.

주지하는 바와 같이 영업이익은 기업이 주된 영업 활동에 의해 발생된 이익으로 비경상적으로 발생하는 영업외손익에 비해 기업의 미래 현금흐름 예측능력을 더욱 크게 지닐 것으로 예측 가능하다(Cheng et al., 1993; Kim et al., 2006). 따라서 앞서 관찰된 낙관적인 투자자 심리 상황에서의 순이익 가치관련성 증대 현상이 기업의 미래현금흐름에 대한 예측정보에 보다 큰 가중치 부여에서 건인된 것이라면 포괄손익계산서 구성요소 중 지속된 미래현금흐름 창출 능력과 가장 큰 관련성을 지닌 영업이익에 보다 높은 수준의 주의력이 부여될 가능성이 있다. 이와 달리 자산처분손익이나 환율변동으로 발생하는 외환차이(외환차손익, 외화환산 손익)등의 영업외손익은 통상 영업이익이 충분하지 못하거나(예를 들어 영업손실 발생), 부채비율이 높은 기업들 즉, 정상적인 영업활동을 통한 기업이 계속 가능성을 담보하기 힘든 기업에서 인식될 가능성이 크다(Hermann

23) <표 8>은 M_Senti 를 구할 때 60개월 기업 베타를 이용한 분석결과이다. 별도의 표로 제시하지는 않고 있으나 본 연구에서는 12개월 기업 베타를 이용한 분석도 동일하게 진행해 보았으며 그 결과가 질적으로 다르지 않음에 대해서도 확인하였다.

24) CAPM 모형에 근거할 때 보다 정교한 투자자 심리 지수를 시장 지표에 근거하여 추정하기 위해서는 일정 기간 동안 월별 투자자 심리지수와 개별 기업의 매월 증가(혹은 평균가)간의 관련성을 추정하여 개별 기업의 베타를 추정하여야 하나 본 연구에서는 소비자 심리 지수의 추이가 시장의 기대수익률과 크게 다르지 않을 것으로 기대하여 분석의 편의성을 위해 베타 계수를 월별 소비자 심리지수에 대응하여 별도로 추정하지 않고 시장포트폴리오의 기대수익률에 근거하여 추정된 데이터베이스 상의 베타 계수를 이용하였다.

〈표 8〉 시장전반의 투자자 심리지수를 이용한 강건성 분석

패널 A : 투자자 심리변수로 M_Senti 를 이용한 분석 결과

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{i,t} + \beta_2 EPS_{i,t} + \beta_3 M_Senti_{i,t} + \beta_4 M_Senti_{i,t} \times BPS_{i,t} + \beta_5 M_Senti_{i,t} \times EPS_{i,t} + \sum IND + \nu_{i,t}$$

Variable	Coef.	t-stat
<i>Intercept</i>	2.347	0.69
<i>BPS</i>	0.794	30.68***
<i>EPS</i>	0.870	2.31**
<i>M_Senti</i>	3.891	0.71
<i>BPS×M_Senti</i>	-0.156	-4.18***
<i>EPS×M_Senti</i>	5.500	8.93***
<i>No. of Obs</i>	2,990	
<i>IND_dummy</i>	Included	
<i>Adj R²</i>	0.766	
<i>F-statistic</i>	1937.53***	

패널 B : M_Senti 기준 더미변수(*Low*, *High*)를 이용한 분석 결과

$$P_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{i,t} + \gamma_2 EPS_{i,t} + \gamma_3 M_Low_{i,t} + \gamma_4 M_High_{i,t} + \gamma_5 M_Low_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_6 M_Low_{i,t} \times EPS_{i,t} + \gamma_7 M_High_{i,t} \times BPS_{i,t} + \gamma_8 M_High_{i,t} \times EPS_{i,t} + \sum IND + \theta_{i,t}$$

Variable	Coef.	t-stat
<i>Intercept</i>	5.215	2.15**
<i>BPS</i>	0.719	39.55***
<i>EPS</i>	4.423	19.11***
<i>M_Low</i>	-2.134	-0.87
<i>M_High</i>	0.785	0.21
<i>BPS×M_Low</i>	0.051	1.75*
<i>EPS×M_Low</i>	-3.609	-9.24***
<i>BPS×M_High</i>	-0.0670	-2.77***
<i>EPS×M_High</i>	1.550	4.09***
<i>No. of Obs</i>	2,990	
<i>IND_dummy</i>	Included	
<i>Adj R²</i>	0.773	
<i>F-statistic</i>	1261.58***	

주1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 나타냄.

주2) 변수의 정의

M_Senti : t기 연도말부터 t+1기 3월말까지 월별 소비자심리지수 평균에 기업베타(60개월)를 곱한 값을 기준으로 부여된 10분위 값.

M_Low : M_Senti 가 0.3이하의 값을 가지면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;

M_High : M_Senti 가 0.8이상의 값을 가지면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수.

이 외의 정의는 〈표 3〉의 하단을 참조하기 바람.

et al., 2003; Park, 2001; Kwon and Lee, 2000; Kim and Bae, 2014). 이처럼 영업외손익은 기업의 지속가능성에 의문이 발생하는 시점, 다시 말해 투자자 심리가 악화된 상황에서 발생할 가능성이 큰 만큼 동 상황에서는 영업활동을 통한 경영성과 보다 투자활동 및 재무활동 성과를 통한 기업의 회생가능성에 투자자의 주의력이 더욱 크게 배분되어 이에 대한 지표가 될 수 있는 영업외손익의 가치관련성이 증가될 수 있다. 이상이 논거를 검증하기 위한 실증모형은 아래 식(11)과 같다. 단, K-IFRS 도입 시기에 나타난 영업이익 공시정책의 변경을 고려하여 동 분석에 포함된 표본은 2013년부터 2017년까지로 구성하였다.²⁵⁾

$$P_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 BPS_{i,t} + \omega_2 OP_{i,t} + \omega_3 NOP + \omega_4 Senti_{i,t} + \omega_5 BPS_{i,t} \times Senti_{i,t} + \omega_6 OP_{i,t} \times Senti_{i,t} + \omega_7 NOP_{i,t} \times Senti_{i,t} + \sum IND + \phi_{i,t} \dots (11)$$

여기서,

OP : i기업의 t기 주당영업손익;

NOP : i기업의 t기 주당영업외손익;

이에 대한 분석 결과는 <표 9>에 제시되고 있다. 먼저, 10분위수로 정의된 투자자 심리변수(Senti)를 이용한 패널 A의 분석결과를 살펴보면, 투자자 심리변수와 영업이익의 교차항(OP×Senti)은 주가에 대해 1%수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 지니는 반면, 투자자 심리변수와 영업외손익과의 교차항(NOP×Senti)은 통계적으로 유의한 관련성을 보

이지 않는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 투자자 심리지수에 따라 구분된 집단 더미변수를 이용한 분석에서도 유사하게 관찰되는데 구체적으로 패널 B에서 낙관적 투자자 심리 집단을 나타내는 더미변수와 영업이익의 교차항(OP×High)은 유의한 양(+)의 값을 지니는 반면 영업외손익과의 교차항(NOP×High)은 유의한 음(-)의 값을 지니는 것으로 관찰된다. 이는 투자자 심리가 낙관적일수록 기업의 미래 영업성과 다시 말해 지속된 현금흐름 창출 능력에 대한 지표가 되는 영업이익에 보다 큰 투자자의 주의력이 배분되어 영업이익의 상대적 가치관련성이 증대되는 반면 영업외손익의 가치관련성은 일부 경감되고 있음을 보여준다.

한편, 패널 B에 비관적 투자자 심리 집단을 나타내는 더미변수와 영업외손익과의 교차항(OP×Low)의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 보이는 반면, 영업외손익과의 교차항(NOP×Low)의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 관찰되는데 이는 사전적 예측과 달리 투자자 심리가 악화되어 있는 상황이라고 하더라도 영업외손익에 대한 투자자의 증분된 주의력 배분은 없음을 보여준다. 이러한 결과는 앞선 결과들에서와 마찬가지로 BPS×Low 변수가 지속적으로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있음을 고려할 때 투자자 심리가 악화되어 있는 상황에서는 경영성과의 원천에 관계없이 기업의 경영성과를 담고 있는 손익계산서 관련 정보보다는 기업가치에 대한 보수적인 정보를 담고 있는 재무상태표 구성항목인 순자산 정보에 투자자들의 주의력이 더욱 크게

25) 국제회계기준(IFRS)은 원칙중심 회계기준의 취지에 따라 재무제표에 의무적으로 표시해야 하는 최소한의 항목만을 제시하고 있다. 이에 2009년부터 K-IFRS를 도입한 일부 기업들은 영업이익을 공시하지 않거나 혹은 영업이익에 포함될 항목을 기업의 판단에 의해 결정하였다. 그러나 국내 자본시장에서 영업이익은 기업가치를 판단하는 중요한 정보의 역할을 수행하였기 때문에 각 기업의 판단에 의해 작성하도록 하는 영업이익 공시정책에 상당한 우려가 나타났다. 이에 회계기준원은 2012년 9월 '영업이익 공시 관련 국제회계기준 개정'을 발표하며 기존의 방식과 동일하게 영업이익을 작성·공시하도록 요구하였다(see Yoo et al., 2013; Baek and Choi, 2014).

〈표 9〉 투자자 심리가 포괄손익계산서의 구성항목에 미치는 영향

패널 A : 투자자 심리변수(*Senti*)를 이용한 분석 결과

$$P_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 BPS_{i,t} + \omega_2 OP_{i,t} + \omega_3 NOP_{i,t} + \omega_4 Senti_{i,t} + \omega_5 BPS_{i,t} \times Senti_{i,t} + \omega_6 OP_{i,t} \times Senti_{i,t} + \omega_7 NOP_{i,t} \times Senti_{i,t} + \sum IND + \phi_{i,t}$$

Variable	Coef.	t-value
<i>Intercept</i>	1.693	0.41
<i>BPS</i>	0.670	24.79***
<i>OP</i>	4.443	8.62***
<i>NOP</i>	1.797	2.56**
<i>Senti</i>	5.857	0.88
<i>BPS×Senti</i>	-0.102	-2.47**
<i>OP×Senti</i>	2.710	3.11***
<i>NOP×Senti</i>	-0.507	-0.47
<i>No. of Obs</i>		2,139
<i>IND_dummy</i>		Included
<i>Adj R²</i>		0.784
<i>F-statistic</i>		1109.79***

패널 B : 투자자 심리기준 더미변수(*Low*, *High*)를 이용한 분석 결과

$$P_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 BPS_{i,t} + \omega_2 OP_{i,t} + \omega_3 NOP_{i,t} + \omega_4 Low_{i,t} + \omega_5 High_{i,t} + \omega_6 BPS_{i,t} \times Low_{i,t} + \omega_7 OP_{i,t} \times Low_{i,t} + \omega_8 NOP_{i,t} \times Low_{i,t} + \omega_9 BPS_{i,t} \times High_{i,t} + \omega_{10} OP_{i,t} \times High_{i,t} + \omega_{11} NOP_{i,t} \times High_{i,t} + \sum IND + \phi_{i,t}$$

Variable	Coef.	t-value
<i>Intercept</i>	3.747	1.09
<i>BPS</i>	0.640	23.52***
<i>OP</i>	5.717	17.33***
<i>NOP</i>	1.902	4.09***
<i>Low</i>	-0.031	-0.01
<i>High</i>	3.398	0.74
<i>BPS×Low</i>	0.011	2.74***
<i>OP×Low</i>	-1.097	-1.74*
<i>NOP×Low</i>	-0.001	-0.01
<i>BPS×High</i>	-0.043	-1.81*
<i>OP×High</i>	0.949	2.88***
<i>NOP×High</i>	-1.056	-1.72*
<i>No. of Obs</i>		2,139
<i>IND_dummy</i>		Included
<i>Adj R²</i>		0.784
<i>F-statistic</i>		709.21***

주1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 나타냄.

주2) 변수의 정의

OP : i기업의 t기 주당영업순익;

NOP : i기업의 t기 주당영업외순익;

i 외의 변수정의는 〈표 3〉과 〈표 6〉의 하단을 참조하기 바람.

집중되고 있음에 따른다. 이처럼 <표 9>의 분석결과 는 투자자 심리에 따른 회계정보 구성요소의 차별적 가치관련성 증감이 상이한 재무제표 간의 정보 차이 에서 뿐만 아니라 동일 재무제표 내의 주요 구성항 목들 간에 경제적 함의가 다를 경우에도 발생할 수 있다는 사실을 확인시켜 준다.

V. 결론

본 연구는 행태재무학 및 인지심리학 분야의 선행 연구에 기초하여 투자자 심리에 따라 투자자가 회계 정보를 해석하는 과정에서 정보 구성항목에 대한 주의력을 달리 배분하여 회계정보 구성항목의 가치관련성이 차별적으로 존재하는가를 검토하고자 한다. 전통적 재무이론의 주장과 달리 금융시장에서는 투자자의 심리에 기초한 비합리적 행위가 자주 관찰되고 있는데 이는 투자자들이 제한된 정보 처리 능력으로 인해 이용 가능한 정보 중 일부의 정보에 의존하여 의사결정을 수행하는 경향에서 기인한다. 이에 비추어 볼 때 투자자의 심리에 따라 회계정보의 구성 항목에 대한 투자자의 주의력 배분이 달라질 수 있으며 이로 인해 기업의 내재가치를 평가하는 과정에서 특정 정보에 대한 의존도가 증감할 수 있다. 더욱이 국내 주식시장의 경우 정보 수집 및 분석 능력이 상대적으로 열악한 개인투자자의 참여 비중이 높아 상술한 투자자 심리 즉, 비합리적인 공통된 신념 및 선호에 따른 회계정보 구성 항목에 대한 차별적 의존 현상이 더욱 크게 관찰될 수 있다. 그럼에도 불구하고 회계학 분야에서 이러한 관점을 다룬 연구는 아직 소수에 불과하며 국내에서는 전무한 실정이다.

이에 본 연구에서는 국내 유가증권 상장기업을 대

상으로 투자자 심리에 따라 순자산 정보와 순이익 정보의 상대적 가치관련성이 차이를 보이는가를 Ohlson (1995)의 가치평가 모형에 기초하여 실증적으로 검증한다. 이 때 다양한 회계정보의 구성 항목 중 순자산 정보와 순이익 정보에 집중하는 것은 선행연구에서 제시된 바와 같이 두 구성요소의 경제적 함의가 서로 달라 투자자들이 지니는 심리적 편의에 따라 정보 분석 과정에서의 차별적 의존 현상이 보다 명확히 나타날 가능성이 있음에 따른다. 특히, 본 연구에서는 동일 시점이라고 하더라도 개별 기업별로 투자자 심리가 상이할 수 있다는 점과 회계정보의 가치관련성이 개별 기업 수준에서 결정되고 있을 가능성을 염두에 두어 회계학 분야의 기존 연구들과 달리 Ryu et al.(2018)의 방법을 원용하여 소비자 심리지수 등과 같은 시장 전반(market-wide)의 지표가 아니라 개별기업 수준에서의 투자자 심리지수를 추정하여 분석에 이용한다. 나아가 연구결과의 강건성을 확인하고 동일 재무제표 내의 주요 구성항목에서도 투자자 심리에 따른 차별적 가치관련성 증감 현상이 나타나는가를 살펴보기 위해 다양한 분석을 추가적으로 실시하였다.

주요한 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 투자자 심리가 낙관적일수록 순이익 정보는 증분적 가치관련성을 지니는데 반해 순자산 정보의 가치관련성은 감소하고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 투자자 심리 수준에 따라 집단을 구분하여 검증한 결과 투자자 심리가 낙관적인 집단에서는 순이익 정보의 가치관련성이 증가하고 순자산 정보의 가치관련성은 하락하는 반면, 투자자 심리가 비관적인 집단에서는 정반대의 결과가 관찰되었다. 이러한 결과는 순자산과 순이익 정보가 내포하고 있는 경제적 함의가 서로 달라 투자자가 지닌 심리에 따라 회계정보 구성 항목에 대한 의존도가 달라지며 그 결과 순자산과

순이익의 상대적 가치관련성이 차별화되고 있음을 보여준다. 즉, 정보 처리 능력에 제한이 있는 다수의 비합리적 투자자들이 투자 심리가 낙관적인 상황에서는 해당 기업에 대한 낙관적 기대에 기초하여 미래 경영성과에 대해 높은 설명력을 지니고 있는 순이익 정보에 보다 높은 수준의 주의력을 배분하는 반면, 이와 반대의 심리 상황에서는 기업의 미래성과 보다는 현재 시점의 기업가치를 보수적인 입장에서 설명하고 있는 순자산 정보에 보다 많은 가중치를 두는 경향이 있어 투자심리의 수준에 따라 순자산과 순이익 정보의 가치관련성이 달라진다는 것이다. 셋째, 순자산과 순이익 정보뿐만 아니라 포괄손익계산서상 영업이익과 영업외손익의 가치관련성 또한 투자자 심리에 따라 달라지고 있는데 이러한 결과는 재무제표 간의 정보 차이뿐만 아니라 동일 재무제표 내에서도 투자자 심리에 따른 정보 선택 편의가 존재할 수 있음을 시사한다.

이처럼 본 연구는 잠음 투자자로 분류되는 개인투자자 비중이 높은 국내 자본시장을 대상으로 하여 투자자 심리에 따라 회계정보 구성 항목에 대한 투자자의 주의력 배분이 달라져 회계정보 구성항목들 간의 가치관련성이 차별화되고 있음을 실증한 최초의 연구로 학계와 실무계에 다음과 같은 기여를 할 수 있을 것으로 판단된다. 첫째, 본 연구는 회계학 분야의 관련 선행연구(Ali and Gurun, 2009; Wang, 2018 등)들과 달리 투자자 심리를 시장전반(market-wide)의 정보에 기초하여 추정하지 않고 동일 시점이라도 개별기업에 따라 투자자 심리가 상이할 것이라는 점을 염두에 두고 개별 기업 수준에서 투자자 심리지수를 측정하여 분석에 이용하고 있다. 또한, 연구결과의 강건성을 제고하기 위해 Ohlson(1995) 모형의 디플레이터 효과나 개별 기업의 투자자 심리지수를 시장전반의 정보에 기초하여 재추정하는 등

다양한 분석을 추가적으로 수행하고 있다. 이처럼 본 연구는 기존 연구의 한계를 극복하고 추가적인 함의를 제공하기 위해 다양한 분석을 보다 정밀히 진행하고 있다는 점에서 기존연구와 차별화 된다. 즉, 투자자 심리지수에 대한 본 연구의 변수정의와 다양한 분석체계는 선행연구를 확장하는 의미를 지니는 동시에 향후 관련연구에도 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 둘째, 케이터링 이론에 근거하여 경영자의 증가적 이익조정 경향과 투자자 심리 간에 양(+)의 관련성을 입증한 기존 연구(Simpson 2013)에 비추어 볼 때, 본 연구의 결과는 투자자가 자신의 심리에 따라 특정 정보에 의존하여 기업의 내재가치를 추정할 경우 투자실패에 따른 막대한 경제적 피해를 입을 수 있음을 보여준다. 즉, 투자심리가 좋을 상황일지라도 잠재적 투자자를 비롯한 자본시장 참여자는 기업이 제공한 순이익 정보에 지나친 의존성을 보이지 않고 다양한 정보를 더욱 신중한 자세를 견지하여 살펴볼 필요가 있다는 것이다. 끝으로, 본 연구는 심리학과 행태재무학 분야에서 주요한 이슈로 다뤄지고 있는 투자자 심리를 회계정보의 가치관련성이라는 회계학 분야의 주요 이슈와 결합함으로써 학문 간 연구 분야를 보다 확장하는 의미도 지닐 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- Akbar, S., and A. W. Stark(2003), "Deflators, Net Shareholder Cash Flows, Dividends, Capital Contributions and Estimated Models of Corporate Valuation," *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(9-10), pp. 1211-1233.

- Ali, A., and U. Gurun(2009), "Investor Sentiment, Accruals Anomaly and Accruals Management," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 24(3), pp.415-431.
- Bae, K. H., T. Yamada, and K. Ito(2006), "How do individual, Institutional, and Foreign Investor Win and Lose in Equity Trades? Evidence from Japan." *International Review of Finance*, 6(3-4), pp.129-155.
- Baek, J. H., and J. S. Choi(2014), "The Effects of the Change of Operating Income Disclosure Policy under K-IFRS," *Management and Information System Review*, 33(3), pp.167-187.
- Baker, M., and J. Stein(2004). "Market Liquidity as a Sentiment Indicator," *Journal of Financial Market*, 7, pp.271 - 299.
- Baker, M., and J. Wurgler(2004), "A Catering Theory of Dividends," *Journal of Finance*, 59 (3), pp.1125 - 1165.
- Baker, M., and J. Wurgler(2006), "Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns," *Journal of Finance*, 61(4), pp.1645 - 1680.
- Bakshi, G., and Z. Chen(2001), "Stock Valuation in Dynamic Economics," *Journal of Financial Markets*, in press.
- Ball, R., and P. Brown(1968), "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, 6, pp.159-178.
- Ball, R., and R. Watts(1972), "Some Time Series Properties of Accounting Income," *The Journal of Finance*, 27(2), pp.663-681.
- Barber, B., and T. Odean(2001), "Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment," *The Quarterly Journal of Economics*, 116(Feb), pp.261-292.
- Barber, B., Y. T. Lee, Y. J. Liu, and T. Odean(2009), "Just How Much do Individual Investors Lose by Trading?" *Review of Financial Studies*, 22(2), pp.609-632.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman(1998), Relative Valuation Roles Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health, *Journal of Accounting and Economics*, 25, pp.1-34.
- Barth, M., and G. Clinch(2009), "Scale Effects in Capital Markets-Based Accounting Research," *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(3-4), pp.253-288.
- Barth, M., and S. Kallapur(1996), "The Effects of Cross-Sectional Scale Differences on Regression Results in Empirical Accounting Research," *Contemporary Accounting Research*, 13(fall), pp.527-267.
- Bergman, N., and S. Roychowdhury(2008), "Investor Sentiment and Corporate Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 46(5), pp.1057-1083.
- Berger, P., E. Ofek, and I. Swary(1996), "Investor Valuation of the Abandonment Option," *Journal of Financial Economics*, 42(2), pp. 259-287.
- Black, F.(1986), "Noise", *Journal of Finance*, 41 (3), pp.528-543.
- Brown, G., and M. Cliff(2005), "Investor Sentiment and Asset Valuation," *Journal of Business*, 78(2), pp.405-440.
- Brown, N., T. Christensen, W. Elliot, and R. Mergenthaler(2012), Investor Sentiment and Pro Forma Earnings Disclosures, *Journal of Accounting Research*, 50(1), pp.1-40.
- Brown, S., K. Lo, and T. Lys(1999), "Use of R^2 in Accounting Research: Measuring Changes

- in Value Relevance over the Last Four Decades," *Journal of Accounting and Economics*, 28(2), pp.83-115.
- Burgstahler, D., and I. Dichev(1997), Earnings, Adaptation and Equity Value, *The Accounting Review*, 72(2), pp.187-215.
- Chen, H., T. T. L. Chong, and X. Duan(2010), "A Principal-Component Approach to Measuring Investor Sentiment," *Quantitative Finance*, 10(4), pp.339-347.
- Cheng, C. S. A., J. K. Cheung, and V. Gopalakrishnan (1993), "On the Usefulness of Operation Income, Net Income and Comprehensive Income in Explaining Security Returns," *Accounting and Business Research*, 23(1), pp.195-203.
- Christiansen, C., J. N. Eriksen, and S. V. Møller (2014), "Forecasting US Recessions: The Role of Sentiment," *Journal of Banking & Finance*, 49(Dec), pp.459-468.
- Collins, D., and S. Kothari(1989), "An Analysis of Intertemporal and Cross-Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, 11 (2-3), pp.143-181.
- Collins, D., M. Pincus, and H. Xie(1999), "Equity Valuation and Negative Earnings: The Role of Book Value of Equity," *The Accounting Review*, 74(1), pp.29-61.
- Conrad, J., B. Cornell, and W. Landsman(2002), "When Is Bad News Really Bad News?" *The Journal of Finance*, 57(6), pp.2507-2532.
- DeLong, J., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann (1990), "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation," *Journal of Finance*, 45(2), pp.379-395.
- Easton, P. D, and Sommers, G. A(2003), "Scale and the Scale Effect in Market-Based Accounting Research," *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(1-2), p.25-56.
- Fama, E. F., and K. R. French(1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bond," *Journal of Financial Economics*, 33 (1), pp.3-56.
- Fisher, K. L., and M. Statman(2003), "Consumer Confidence and Stock Returns," *Journal of Portfolio Management*, 30(1), pp.115-127.
- Fiske, S. T., and S. E. Taylor(1991), "Social Cognition (2nd edition)," New York, McGraw Hill.
- Frazzini, A., and O. A. Lamont(2008), "Dumb Money: Mutual Fund Flows and the Cross-Section of Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 88(2), pp.299-322.
- Gerard, X., R. Guido, and C. Koutsoyannis(2009), "A Tale of Two Strategies: Cash Flows, Accruals and the Role of Investor Sentiment", working paper.
- Hermann, D., T. Inoue, and W. Thomas(2003), "The Sale of Assets to Manage Earnings in Japan," *Journal of Accounting Research*, 41(1), pp. 89-108.
- Hribar, P., and J. McInnis(2012), "Investor Sentiment and Analysts' Earnings Errors," *Management Science*, 58(2), pp.293-307.
- Huang, R., and C. Y. Shiu(2009), "Local Effects of Foreign Ownership in and Emerging Financial Market : Evidence from Qualified Foreign Institutional Investors in Taiwan," *Financial Management*, 38(3), pp.567-602.
- Kahneman, D., and A. Tversky(1973), "On the Psychology of Prediction," *Psychological Review*, 80(4), pp.231-251.
- Kahneman, D., and A. Tversky(1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,"

- Econometrica: Journal of the Economic Society*, pp.263-291.
- Kaplanski, G., and H. Levy(2010), "Sentiment and Stock Prices: The Case of Avitation Disasters," *Journal of Financial Economics*, 95(1), pp. 174-201.
- Kim, J. G., J. S. Seo, and B. C. Kim(2006), "The Value Relevance of Operating Income, Ordinary Income, Net Income and Comprehensive Income: Relative and Incremental Information Contents," *Journal of Accounting, Tax, and Audit Review*, 44, pp.89-117.
- Kim, J. S., D. J. Ryu, and S. W. Seo(2015), "Coporate Vulnerability Index as a Fear Gague? Exploring the Contagion Effect between U.S. and Korean Markets," *Journal of Derivatives*, 23(1), pp.73-88.
- Kim, W. S., and H. J. Bae(2014), "Decision Making for Asset Disposal on the Operating Performance," *Accounting Information Review*, 32(4), pp.229-251.
- Kumar, A., and C. Lee(2006), "Retail Investor Sentiment and Return Comovements," *The Journal of Finance*, 61(5), pp.2451-2486.
- Kwon, S. Y., and S. H. Lee(2000), "Earnings Management and Disposal of Asssets", working paper, pp.201-222.
- Lee, C., A. Shleifer, and R. Thaler(1991), "Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle," *The Journal of Finance*, 46(1), pp.75-109.
- Lemmon, M., and E. Portniaguina(2006), "Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence," *Review of Financial Studies*, 19 (4), pp.1499-1529.
- Lev, B.(1983), "Some Economic Determinants of Time-Series Properties of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 5, pp.31-48.
- Livnat, J., and C. Petrovits(2009), "Investor Sentiment, Post-Earnings Announcement Drift, and Accruals," working paper.
- Lord, C., L. Ross, and M. Lepper(1979), "Biased Assimilation and Attitude Polarization: The Effects of Prior Theories on Subsequently Considered Evidence," *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(11), pp.2098-2109.
- Malkiel, B.(1990), "A Random Walk Down Wall Street," W. W. Norton, 1999.
- Menkhoff, L., and R. Robitzky(2008), "Investor Sentiment in the US Dollar: Longer-Term, Nonlinear Orientation PPP," *Journal of Empirical Finance*, 15, pp.455-467.
- Mian, G. M., and S. Sankaraguruswamy(2012), "Investor Sentiment and Stock Market Response to Earnings News," *The Accounting Review*, 87(4), pp.1357-1384.
- Nisbett, R., and L. Ross(1980), "Human Inference: Strategies and Shortcomings of Social Judgement," Prentice-Hall.
- Odean, T.(1999), "Do Investors Trade Too Much?" *American Economic Review*, 89(5), pp.1279-1298.
- Ohlson, J.(1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Security Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11(2), pp.689-731.
- Park, H. S.(2001), "Earnings Management Using Gains on Real Estate Sales," *Korean Accounting Review*, 26(1), pp.87-104.
- Park, J. H.(2005), "Consumer Confidence, Investor Sentiment and Stock Returns," *Korean Journal of Money and Finance*, 10(2), pp. 199-224.
- Park, S. R.(2016), "Investor Sentiment and the Market Pricing of Corporate Earnings," *Korean Accounting Journal*, 25(1), pp.117-149.

- Ryu, D. J., D. W. Ryu, and H. J. Yang(2018), "Investor Sentiment and Firm Characteristics: Domestic Evidence," *The Korean Journal of Finance Association*, 31(1), pp.1-38.
- Schmeling, M.(2009), "Investor Sentiment and Stock Returns: Some International Evidence," *Journal of Empirical Finance*, 16(3), pp. 394-408.
- Shleifer, A.(2000), "Inefficient Markets: An Introduction to Behavioural Finance," Oxford University Press.
- Siegel, J.(1992), "The Equity Premium: Stock and Bond Returns since 1802," *Financial Analysts Journal*, 48(1), pp.28-38.
- Simpson, A.(2013), "Does Investor Sentiment Affect Earnings Management?" *Journal of Business Finance & Accounting*, 40(7-8), pp.869-900.
- Sloan, R.(1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *The Accounting Review*, 71(3), pp.289-315.
- Wang, G.(2018), "The Differential Impact of Investor Sentiment on the Value Relevance of Book Value versus Earnings," *International Journal of Critical Accounting*, 10(6), pp. 462-490.
- Yang, C., and B. Gao(2014), "The Term Structure of Sentiment Effect in Stock Index Futures Market," *North American Journal of Economics and Finance*, 30, pp.171-182.
- Yang, C., and R. Zhang(2014), "Does Mixed-Frequency Investor Sentiment Impact Stock Returns? Based on the Empirical Study of MIDAS Regression Model," *Applied Economics*, 46 (9), pp.966-972.
- Yang, C., and L. Zhou(2015), "Investor Trading Behavior, Investor Sentiment and Asset Prices," *North American Journal of Economics and Finance*, 34, pp.39-53.
- Yang, C., and L. Zhou(2016), "Individual Stock Crowded Trades, Individual Stock Investor Sentiment and Excess Returns," *North American Journal of Economics and Finance*, 38, pp. 132-147.
- Yoo, Y. K., B. Y. Moon, and E. S. Choi(2013), "Relative Value Relevance of Operating Income under K-IFRS vs K-GAAP," *Korean Accounting Journal*, 22(2), pp.1-21.
- Zweig, M.(1973), "An Investor Expectations Stock Price Predictive Model Using Close-End Fund Premiums," *Journal of Finance*, 28 (1), pp.67-87.

-
- The author Jeong-han Baek is an assistant professor of Business administration at Dongguk University(Gyeongju). He graduated from Pusan National University(PNU) with a degree in business administration and obtained a master's and doctorate degrees from the PNU. The main areas of interest in research include value relevance, earnings management, and goodwill accounting.
 - The author Young-min Kwak is an associate professor of Accounting at Ulsan University. He graduated from Pusan National University(PNU) with a degree in department of Economics and obtained a master's and doctorate degrees from the PNU. The main areas of interest in research include corporate governance, value relevance, earnings management, and corporate social responsibility.