

애널리스트 투자의견 변경이 금융시장과 투자자 심리에 미치는 영향

김 가 림* · 양 희 진** · 류 두 진***

논문초록

본 연구는 행동경제학 분야의 연구로서, 애널리스트 투자의견 변경이 주식수익률, 투자자의 거래반응, 투자자 심리에 유의한 영향을 미치는지 살펴본다. 또한, 애널리스트 투자의견 변경에 따른 금융시장과 투자자의 반응에 심리적 요인으로 인한 영향이 존재하는지 조사한다. 사건연구결과, 애널리스트 투자의견 변경에 주식수익률, 투자자의 순거래불균형, 투자자 심리 모두 유의하게 반응하였다. 특히, 개인투자자의 순거래불균형은 상향변경에서, 주식수익률과 기관투자자의 순거래불균형은 하향변경에서 유의한 반응이 더 크게 나타나면서 애널리스트 투자의견 변경에 대해 투자자별로 상이한 반응을 보였다. 횡단면 회귀분석 결과, 투자자 심리는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 주식시장의 반응에 유의한 영향을 미치며, 애널리스트 투자의견 하향변경에 대한 주식수익률과 상향변경에 대한 개인투자자의 순거래불균형에 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 금융시장이 애널리스트 투자의견 변경에 따른 공시효과 외에도 투자자의 비합리적인 의사결정으로 인한 과잉 반응의 영향을 받는 것으로 해석할 수 있다.

핵심 주제어: 개별기업 투자자 심리, 금융시장, 애널리스트 투자의견 변경, 정보비대칭, 행동경제학
경제학문헌목록 주제분류: G02, G12, G14

투고 일자: 2020. 3. 9. 심사 및 수정 일자: 2020. 6. 26. 게재 확정 일자: 2020. 8. 12.

* 제1저자, 한국자산평가 애널리스트, e-mail: grkim@koreaap.com

** 제2저자, 동국대학교 경주캠퍼스 글로벌경제통상학부 조교수, e-mail: yhj427@dongguk.ac.kr

*** 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: sharpjin@skku.edu

I. 서 론

고전경제학에서는 시장은 효율적이고 투자자는 합리적 기대를 바탕으로 의사결정을 한다고 설명한다. 이에 따라 균형에서의 시장가격은 자산의 내재가치를 반영하고 정보력을 갖게 된다. 반면에 행동경제학 분야에서는 예상치 못한 사건에 대해 투자자가 과잉반응하고, 투자자의 심리편의와 손실회피 정도에 따라 투자의사결정이 달라짐을 보이며, 시장이 비효율적임을 제시한다(De Bondt and Thaler, 1985; Hahn, Kim, Kim, and Lee, 2018; 황재홍, 2019). 행태재무 분야의 연구에서도 시장효율성이론과 달리 금융시장이 거시경제지표나 신용등급과 같은 공개정보의 공시 이후에도 비정상적인 반응이 나타나는 것을 보이며, 금융시장이 비효율적이라고 주장한다(Kim and Na, 2018; Yang, Ahn, Kim, and Ryu, 2017; 주상룡, 2001). Lee and Ryu(2019)는 금리변동과 관련한 금융당국의 통화정책은 공시 이후에도 ‘공포 지수’로 불리는 내재변동성을 높일 만큼 산업경제지수나 실업률과 같은 다른 거시경제지표보다 금융시장에 미치는 영향력이 큼을 발견하였다. Xie, Hwang, and Pantelous(2018)는 대표적인 비합리적 투자행태인 손실회피성향이 자산구축에 왜곡을 가져올 수 있음을 지적한다. 본 연구는 금융시장의 비효율성을 보인 기존의 행태재무 연구에서 나아가, 투자자 심리지수를 활용하여 금융시장의 비효율성이 투자자들의 비합리적인 의사결정으로 인해 나타남을 보이고, 투자자 유형별로 투자심리요인에 어떻게 반응하는지를 조사한다는 데 차별점이 있다.

금융시장의 비효율성은 공시정보와 금융시장 간의 관계를 분석함으로써 확인할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 대표적인 공시정보인 애널리스트 투자의견을 사용하여 공시정보와 금융시장 간의 관계를 분석하고, 금융시장이 비효율적인지 확인한다. 애널리스트 투자의견은 애널리스트가 개별기업에 대한 이익과 적정 주가를 예측하여 매수, 매도 의견을 제시한 정보로 투자자의 의사결정에 직접적인 영향을 미침으로써 금융시장에서 투자자 간 정보비대칭을 완화하는 역할을 한다(Kim, Ryu, and Yang, 2019; 윤나영·모경원, 2016). 물론, 애널리스트마다 시장에 대한 지식이나 경험이 다르므로 금융시장에 미치는 영향이 차이가 있을 수 있고, 증권사와 기업 간의 이해관계 혹은 기업특성에 따라서 애널리스트 투자의견의 영향력이 달라질 수 있지만(Ivković and Jegadeesh, 2004; Sorescu and Subrahmanyam, 2006; 임병권·윤평식·박순홍, 2016), 공통적으로 기존연구에서는 애널리스트 투자의견이

금융시장에 영향을 주는 정보라고 본다(Barber, Lehavy, McNichols, and Trueman, 2001; 이원흠·최수미, 2004). 애널리스트가 제공하는 정보가 투자자의 행동에 영향을 줌으로써 금융시장에 영향을 미친다는 기존연구를 고려할 때, 투자자의 비합리적인 의사결정으로 인해 금융시장의 비효율성이 나타나는지 파악하기 위해서는 애널리스트 투자의견을 활용하는 것이 적합하다(Lang and Lundholm, 1996).

따라서 본 연구에서는 애널리스트 투자의견 변경이 금융시장에 미치는 영향을 조사하되, 애널리스트 투자의견 변경과 금융시장의 관계에 투자자 심리를 함께 고려하여 살펴본다. Zhang(2006)은 정보가 부족한 투자자의 과소반응으로 인해 공개정보에 대한 주식수익률이 장기적으로 반응한다고 주장한다. 최근, 투자자 심리가 높을수록 이익공시, 신용등급 변경공시나 거시경제지표 공시와 같은 공개정보에 대한 금융시장의 반응이 커짐을 보이며, Zhang(2006)의 주장을 뒷받침하는 연구들이 등장한다(Seok, Cho, and Ryu, 2019a; 류두진·김가람·양희진, 2019; 임병진·허지훈, 2018). 이러한 최신 연구의 흐름은 애널리스트 투자의견 공시에 대한 금융시장의 반응에 투자자 심리가 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다. 게다가 국내 금융시장은 전반적으로 잡음거래자로 간주하는 개인투자자의 참여가 활발하므로 투자자 심리를 형성하는 개인투자자의 거래행태에 영향을 많이 받는다(Black, 1986; Ryu and Yang, 2019; 김동순·전영순, 2004). 따라서 애널리스트 투자의견은 국내 투자자 심리에 영향을 미칠 수 있으며, 공시에 따른 반응 또한 투자자 유형별로 다를 수 있다.

본 연구에서는 1) 주식수익률과 투자자별 거래반응을 이용하여 애널리스트 투자의견 변경에 대해 국내 금융시장이 어떻게 반응하는지 살펴보고, 2) 투자자 심리를 이용하여 애널리스트 투자의견 변경과 투자자 심리의 관계를 조사하며, 3) 투자자 심리가 애널리스트 투자의견 변경으로 인한 금융시장의 반응에 영향을 미치는지에 대해 연구한다. 그동안 애널리스트 투자의견 변경이 주식수익률에 미치는 영향을 분석한 연구는 많았지만, 투자자 심리와와의 관계를 분석한 연구는 임병진·허지훈(2018) 외에는 거의 진행되지 않았다. 한편, 임병진·허지훈(2018)의 연구에서 투자자 심리의 정도에 따라 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응을 살펴본 것과는 달리, 본 연구는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 직접적인 반응을 살펴본다는데서 차이가 있으며, 나아가 투자자 심리와 애널리스트 투자의견 변경공시가 금융시장에 함께 영향을 미치는지를 살펴본다는 점에서 기여

가 있다.

애널리스트 투자의견 공시가 투자자 심리와 금융시장에 영향을 미치는지 살펴보기 위하여, 2010년 1월부터 2017년 6월까지 코스피(KOSPI) 시장에 상장된 기업 중 애널리스트 투자의견 변경이 한 번이라도 발생한 기업을 대상으로 투자자 심리 지수를 생성한다.¹⁾ 다음으로는 사건연구 방법론을 이용하여 애널리스트 투자의견 변경일에 주식수익률, 투자자별 순거래불균형, 투자자 심리의 반응을 분석한다. 마지막으로 횡단면 회귀분석을 통해 애널리스트 투자의견 변경공시와 투자자 심리가 함께 금융시장에 영향을 미치는지를 살펴본다.

본 연구에서 제시하는 실증분석 결과는 다음과 같다. 먼저, 사건연구를 통해 금융시장의 반응을 분석한 결과, 이원흠·최수미(2004)의 연구결과와 유사하게 평균 초과수익률(average abnormal return; AAR)은 애널리스트 투자의견의 상향변경에 대해 유의한 양(+)의 반응이, 하향변경에 대해 유의한 음(-)의 반응이 나타났다. 투자자별 거래반응을 분석한 결과, 국내 투자자인 개인투자자와 기관투자자의 순거래불균형은 애널리스트 투자의견의 상향변경에 대해 유의한 양의 반응이, 하향변경에 대해 유의한 음의 반응이 나타났으며, 외국인투자자의 경우 반대로 상향변경에서 유의한 음의 반응이, 하향변경에서 유의한 양의 반응이 나타났다. 다음으로 투자자 심리의 반응을 분석한 결과, 투자자 심리는 국내 투자자와 유사하게 상향변경에서 유의한 양의 반응을, 하향변경에서 유의한 음의 반응을 보였다. 횡단면 회귀분석을 통해 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응에 투자자 심리의 영향을 분석한 결과, 애널리스트 투자의견 변경일 주변에 투자자 심리는 변경일 이후에 주식수익률과 투자자별 거래반응에 유의한 영향을 미쳤으며, 상향변경보다 하향변경에서 투자자 심리의 영향이 크게 나타났다.

본 연구의 실증분석 결과의 함의는 다음과 같다. 애널리스트 투자의견 변경공시에 대하여 주식수익률과 투자자별 순거래불균형에 유의한 반응이 나타나는 것으로 볼 때, 애널리스트가 제시하는 투자의견은 금융시장에 영향을 주는 정보임을 알 수

1) 본 연구에서는 개별기업의 일별 투자자 심리지수를 사용한다. 개별기업의 특성을 고려한 투자자 심리지수는 개별주식의 거래와 가격 정보만을 사용하므로 대응변수들의 생성이 용이하고, 개별기업의 특성을 반영한다는 이점이 있다(김가람·류두진·양희진, 2018). 이러한 투자자 심리지수는 개별기업의 애널리스트 투자의견에 대한 시장반응을 분석하는 본 연구에 가장 적합하다고 할 수 있다.

있다. 또한, 애널리스트 투자의견 변경공시에 투자자 심리 역시 유의한 반응이 나타나는 것으로 보아, 투자자들은 애널리스트 투자의견 정보를 활용하여 시장에 대한 기대를 형성함을 알 수 있다. 특히, 애널리스트 투자의견 변경에 대하여 금융시장과 투자자 심리 모두 비대칭적인 반응이 나타났는데, 이는 투자자들이 시장에 대해 형성한 기대와 애널리스트 투자의견 변경이 일치할 경우, 자신들이 형성한 기대가 확실하다고 인지함으로써 해당 정보에 대해 과잉반응하기 때문이라고 볼 수 있다. 또한, 투자자 심리는 애널리스트 투자의견 변경에 대하여 외국인보다는 국내 투자자들의 반응에 영향을 미쳤으며, 기관투자자가 개인투자자만큼이나 투자자 심리의 영향을 많이 받는 것으로 보아, 기관투자자라 하더라도 정보의 열위 혹은 비합리성에 영향을 받는 투자자가 존재함을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 애널리스트가 제공하는 정보가 금융시장에 미치는 직접적인 영향 외에도, 투자자들이 형성한 비이성적인 기대가 금융시장에 미치는 영향이 존재함을 보인다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 애널리스트 투자의견과 투자자 심리에 관한 선행연구를 정리하고, 제Ⅲ장에서는 표본선정과 연구방법을 설명한다. 제Ⅳ장에서 분석결과를 논의하고 제Ⅴ장에서는 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구

1. 애널리스트 투자의견

Stickel (1995)은 애널리스트 투자의견이 공개정보임에도 불구하고 주가가격에 영향을 주는 유용한 정보임을 밝혔다. 무엇보다 강매수와 같이 투자의견이 강할수록, 애널리스트가 속한 증권사의 규모가 클수록, 애널리스트의 평판이 높을수록 주가가격에 영향을 크게 미침을 발견했다. Womack (1996)은 주식수익률에 대한 매수와 매도 의견의 영향력이 비대칭적인 것에 대해 애널리스트가 매수추천보다 매도추천을 신중하게 발표하기 때문이라고 보았다. 실제로 본 연구의 자료에서도 매수추천은 매도추천보다 훨씬 자주 발견된다. 이후에 많은 연구에서 투자의견에 대한 주식수익률의 반응이 비대칭적으로 나타남을 보이며 Womack (1996)의 주장을 지지하였다(Barber, Lehavy, McNichols, and Trueman, 2001; Green, 2006; 고봉찬·김진우, 2007; 이원흠·최수미, 2003, 2004). 한편, Jegadeesh, Kim, Krusche, and

Lee (2004)는 애널리스트 투자 의견의 정보효과를 평가하기 위해 모멘텀과 역행현상을 이용해 구성된 포트폴리오의 투자성과와 애널리스트 투자 의견에 따라 구성된 포트폴리오의 투자성과를 비교하였다. 투자 의견을 기반으로 구성된 포트폴리오는 모멘텀과 역행변수를 이용해 구성된 포트폴리오보다 높은 투자성과를 보였으며, 이를 통해 애널리스트 투자 의견이 시장에 정보로서 가치가 존재한다고 주장하였다.

Jegadeesh and Kim (2006)은 선진국 금융시장을 대상으로, Moshirian, Ng, and Wu (2009)는 신흥국 금융시장을 대상으로 애널리스트 투자 의견이 시장에 정보로서 가치가 있는지 분석하였다. Jegadeesh and Kim (2006)은 7개의 선진국에서 이탈리아를 제외하고 애널리스트 투자 의견 변경일 근처에 주식 수익률의 반응이 크게 나타났다. 특히, 미국의 애널리스트가 다른 나라의 애널리스트에 비해 우월한 정보력과 숙련된 경험이 있어 주식 수익률에 미치는 영향력이 크게 나타난다고 주장했다. Moshirian, Ng, and Wu (2009)는 신흥시장에서 선진국 시장보다 투자 의견의 상향편의가 강하게 나타남에도 불구하고, 상향변경보다 하향변경에서 주식 수익률이 크게 반응함을 보였다. 한편, Altinkiliç and Hansen (2009)은 애널리스트 투자 의견 변경에 대해 주식 수익률의 반응이 통계적으로는 유의하게 나타나지만, 애널리스트 투자 의견이 기업에 대한 뉴스가 먼저 발표된 직후에 변경되는 피기백 현상이 존재하므로 주식 수익률의 반응이 경제학적으로는 유의미하지 않다고 보았다. 이에 대해 Bradley, Clarke, Lee, and Ornathanalai (2014)는 기간 간 분석을 통해 애널리스트 투자 의견 변경에 대한 주식 수익률의 유의한 반응이 존재함을 보이며 Altinkiliç and Hansen (2009)의 주장을 반박했다.

애널리스트 투자 의견에 대한 금융시장의 반응을 분석한 국내 연구는 다음과 같다. 이원흠·최수미 (2003)는 애널리스트 투자 의견의 상향변경에서 주식 수익률이 변경일 전부터 양의 반응이, 하향변경에서는 변경일부터 음의 반응이 나타남을 발견하며, 상향변경은 시장에 이미 알려진 정보를 확인하는 기능을, 하향변경은 시장에 새로운 정보를 유포하는 기능을 수행함을 제시하였다. 강상구·김중혁·임찬우 (2007)는 Jegadeesh, Kim, Krische, and Lee (2004)의 방법론을 이용하여 애널리스트 투자 의견에 따라 구성된 포트폴리오의 투자성과를 비교한 결과, 기업 가치에 대한 정보비대칭 정도가 클수록 국내 애널리스트 투자 의견 변경에 주식 수익률의 반응이 크게 나타남을 보였다. 이러한 결과는 국내 애널리스트 투자 의견이 사적 정보를 포함하고 있음을 암시한다. 엄윤성 (2012)은 하향변경에서 외국계 증권사에 속한

애널리스트 투자의견이 주식수익률에 미치는 영향력이 더 크게 나타남을 제시하며, 각 애널리스트와 증권사마다 시장에 미치는 영향력이 상이하다는 Stickel (1995)의 주장을 뒷받침했다.

김경순·박진우(2012)는 애널리스트 투자의견이 시장에 유용한 정보일지라도, 분석하는 기업의 특성별로 차이가 존재하거나 증권사와 기업 간의 이해상충 문제, 애널리스트 개인의 평판 문제로 인해 정보 자체에 편향성이 존재한다고 보았다. 특히, 투자자별 비정상거래량의 반응을 통해 정보를 공급하는 동기에 따라서 애널리스트 정보력의 차이가 존재하며, 공시정보가 적은 기업일수록 애널리스트의 투자정보가 사전에 누출되어 오히려 투자자 간 정보비대칭을 심화시킨다고 주장했다. 또한, 애널리스트는 금융시장에 새로운 정보를 제공하는 정보제공자가 아닌 기존의 정보를 확인하는 정보중개자의 역할을 한다고 보았다(임병권·윤평식·박순홍, 2016). 엄윤성(2012)은 코스피 시장과 코스닥 시장에서 애널리스트 투자의견 하향 공표의 정보효과가 존재함을 보였다. 특히, 코스닥 시장에서 애널리스트 투자의견 하향공표에 대한 공매도 거래반응이 코스피 시장보다 크게 나타났는데, 이는 코스닥 시장에 애널리스트 투자의견 하향 정보가 공표일 이전에 사전 유출되었을 가능성이 존재하기 때문이라고 보았다. 왕수봉·엄윤성(2013)의 연구에서는 애널리스트의 하향변경 공표가 투자자별 공매도 거래에 미치는 영향을 분석한 결과, 투자자와 상장시장별로 공매도 거래반응이 다르게 나타났다. 이를 통해 국내 개인투자자는 정보의 열위에 있으며, 코스닥 시장에서는 애널리스트 정보가 미리 유출되었음을 시사하는 결과를 제시하였다.

2. 투자자 심리

행태재무론 분야의 연구는 주식의 가격이 본질가치를 벗어난 이유가 시장에 비합리적인 투자자가 존재하기 때문이라고 주장한다. 따라서, 투자자 심리는 비합리적인 투자자의 판단오류로 인해 주식의 가격이 과잉 혹은 과소반응하는 현상을 의미한다(Barber, Odean, and Zhu, 2009). 특히, Huang(2015)은 주로 개인투자자에 의해서 잡음거래가 발생함을 보이며, 개인투자자가 기관투자자나 외국인에 비해 상대적으로 정보가 부족하므로 합리적인 의사결정을 내리지 못한다고 주장했다. 따라서 기존연구에서는 개인투자자와 관련한 변수인 폐쇄형 펀드 할인율이나 개인투자

자의 매수-매도 거래량 불균형(individual investors' buy-sell imbalance; IBSI)을 투자자 심리지수로 활용하여 금융시장에 투자자 심리가 영향을 미침을 보였다(Lee, Shleifer, and Thaler, 1991). Ho and Hung(2009)은 3가지 소비자심리지수를 투자자 심리지수로 이용할 경우 개별기업의 초과수익률에 대한 기업의 규모요인과 가치요인의 설명력이 사라진다는 것을 보였다. Baker and Wurgler(2006, 2007)는 투자자 심리를 설명하기 위해 제안된 변수들이 투자자 심리 외에 다른 요인에 의해 움직일 수 있다는 한계를 지적하며, 다양한 변수의 공통요인을 추출하는 방법을 제시하였다. 이러한 방법은 이후 투자자 심리와 주식수익률에 관계를 분석한 연구에서 많이 사용되었다(Kim, Ryu, and Seo, 2014; Kurov, 2010).

한편, Kim and Na(2018)는 Baker and Wurgler(2006)의 투자자 심리지수가 거시경제변수의 영향을 적절히 제거하지 않았음을 보이며, 금융시장에 발생한 이상현상에 대한 설명력이 있다는 Stambaugh, Yu, and Yuan(2012)의 주장을 반박했다. 이외에도 Yang, Ryu, and Ryu(2017)는 Baker and Wurgler(2006)가 제안한 투자자 심리지수가 시장 전반의 정보를 이용하기 때문에 개별기업의 특성을 고려하지 못하고, 월별지수이기 때문에 빠르게 반응하는 투자자 심리의 특성을 적절히 반영하지 못한다는 한계를 지적하며, Yang and Zhou(2015, 2016)의 연구를 확장하여 국내시장에 적용될 수 있는 개별기업의 일별 투자자 심리지수를 제안했다. 이후 많은 연구에서 해당 투자자 심리지수를 이용해 투자자 심리와 주식수익률의 관계를 분석하였다(Ryu, Kim, and Yang, 2017; Seok, Cho, and Ryu, 2019b; 류두진·류두원·양희진, 2018).

투자자 심리지수와 주식수익률에 관한 국내연구는 다음과 같다. 박재환(2005)은 소비자심리지수를 이용해 주식수익률에 투자자 심리가 영향을 미침을 밝혔다. 임경·윤선중(2018)은 미국과 달리 국내 금융시장은 펀드의 자금흐름을 투자자 심리로 활용하기에는 기존의 연구에서 제시되어온 투자자 심리변수의 특성을 가지지 못한다고 밝혔다. 이문형·윤선중(2018)은 옵션 투자자 심리지수가 다른 투자자 심리지수보다 개별기업의 초과수익률에 대한 설명력이 높았으며, Carhart(1997)의 위험요인 변수와는 독립적인 영향력을 가진다고 밝혔다.

본 연구에서는 애널리스트 투자의견이 투자자 심리에도 영향을 미치는지 확인하기 위해 애널리스트 투자의견 변경에 따른 금융시장의 반응 외에도 투자자 심리의 반응을 분석한다. 만약 애널리스트 투자의견 변경에 대하여 투자자 심리 역시 유의

한 반응을 보인다면, 애널리스트 투자의견 변경은 투자자들이 시장에 형성하는 기대에 영향을 미칠 것이다. 게다가 만약 이렇게 형성된 기대가 금융시장에 영향을 미친다면, 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응이 투자자들의 기대로 인해 발생했다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 반응을 분석하고, 이러한 투자자 심리의 반응이 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응에 영향을 미치는지 살펴본다.

Ⅲ. 표본선정 및 연구방법

1. 표본선정

표본은 2010년 1월부터 2017년 6월까지 약 40개의 증권사에 속한 애널리스트의 투자의견을 받은 코스피 시장에 상장된 기업 중에서 투자의견 변경이 발생한 기업을 대상으로 하였다. 본 연구에서 활용한 자료는 FnGuide에서 추출하였다. 증권사마다 투자의견 표기법이 다르므로 금융감독원에서 제시한 증권사별 투자의견 표기법을 참고하여 <Table 1>의 Panel A와 같이 각 투자의견에 점수(*Grade*)를 부여한다.

본 연구에서는 애널리스트 투자의견의 정보력을 분석하기 위해 투자의견 변경을 사용한다. 개별 투자의견은 주식가격에 유의한 영향을 주지 않음에도 불구하고, 이전 투자의견과 비교하여 변경이 있을 때 주식가격에 유의한 영향을 줄 수 있기 때문이다(Loh and Stulz, 2010). 예를 들어, i 기업에 대한 현재 투자의견이 매수추천으로 같더라도 이전 투자의견이 매도였는지, 매수였는지에 따라 현재 투자의견에 대한 금융시장의 반응이 달라질 수 있다. 표본선정의 방법은 다음과 같다. 먼저, 애널리스트 투자의견 변경정보를 사용하기 위해 특정 기업에 대한 t 일에 개별 애널리스트 투자의견이 $t-1$ 일에 투자의견보다 상승하거나 하락한 경우만을 사용한다. 만약 거래일 기준 30일 이내에 같은 기업을 대상으로 같은 애널리스트 투자의견이 연속적으로 발생한 경우 같은 사건으로 간주하여 가장 먼저 발표한 날의 투자의견을 사용하였으며, 같은 기업을 대상으로 25일 이내에 서로 다른 애널리스트 투자의견 변경이 발생한 경우, 가장 먼저 발생한 사건을 투자의견 변경일로 보았다. 또한, 애널리스트 투자의견이 매도(*Sell*)→중립(*Hold*), 매도→매수(*Buy*)와 같이

변한 경우를 상향변경 (*Upgrade*), 매수→중립, 매수→매도, 중립→매도와 같이 변한 경우를 하향변경 (*Downgrade*) 으로 정의한다. 마지막으로, 투자 의견 변경일이 주식거래일이 아니거나 금융업 회사이거나 재무정보가 부족한 기업은 표본에서 제외하였다.

〈Table 1〉 Descriptive statistics for analyst recommendations

Panel A. Grades of analyst recommendations			
Grade	Recommendation types		
1	매도, Sell		
2	비중축소, Reduce, Underperform		
3	중립, 보유, 보유, 시장평균, 시장수익률, Neutral, Hold, Market Perform		
4	매수, 장기매수, 비중확대, Buy, Outperform, Trading Buy, Overweight		
5	적극매수, Strong Buy		
Panel B. Distribution of analyst recommendations by year			
Year	Buy	Hold	Sell
2010	11	10	0
2011	47	40	0
2012	124	114	0
2013	129	175	0
2014	181	179	9
2015	199	192	10
2016	188	179	2
2017	109	116	2
Total	988	1,005	23
Panel C. Distribution of analyst recommendation changes by year			
Year	Upgrade	Downgrade	
2010	10	11	
2011	38	49	
2012	109	129	
2013	118	186	
2014	175	194	
2015	188	213	
2016	182	187	
2017	103	124	
Total	923	1,093	
Panel D. Distribution of analyst recommendation changes by grade			
	Upgrade	Downgrade	
2→3 (3→2)	11	15	
3→4 (4→3)	850	991	
4→5 (5→4)	52	77	
Greater than 2 grades	10	10	
Total	923	1,093	

〈Table 1〉의 Panel B는 연도별 투자의견의 분포를, Panel C는 연도별 애널리스트 투자의견 변경의 분포를 나타낸다. Panel B는 Panel A의 *Grade*가 4, 5일 경우 *Buy*로 간주하고, *Grade*가 3일 경우 *Hold*로, *Grade*가 1, 2일 경우 *Sell*로 보았다. Panel C는 $t-1$ 일의 *Grade*가 t 일에 점수보다 높아졌으면 *Upgrade*로, 낮아졌으면 *Downgrade*로 보았다. 최종 표본에 사용된 투자의견은 매수추천이 988건으로 전체 표본에 약 49%를, 중립이 1,005건으로 전체 표본에 50%를 차지하고, 매도추천은 23건으로 약 1%밖에 되지 않아 애널리스트 투자의견에 상향편의가 존재한다고 볼 수 있다(Malmendier and Shantikumar, 2007). 그러나 Panel C에 투자의견 변경분포를 살펴보면 상향변경이 923건, 하향변경이 1,093건으로 상향과 하향의 비중이 비슷하며 오히려 하향변경이 더 많이 발생하였다.²⁾ 이는 애널리스트 투자의견 변경 경로를 고려해야 한다는 Loh and Stulz(2010)와 이원흠·최수미(2003)의 주장을 뒷받침하며, 신흥시장의 경우 상향편의가 있음에도 하향변경의 발생 빈도가 더 높다는 Moshirian, Ng, and Wu(2009)의 연구결과와도 일치한다.

Panel D는 등급별 애널리스트 투자의견 변경분포를 보여준다. 상향변경 923건 중 850건은 *Grade* 3에서 4로 1단계 상향변경된 건이며, 이는 상향변경 전체 표본에서 약 92%의 비중을 차지한다. 이와 달리 *Grade*가 4에서 5로 상향변경된 건은 52건밖에 되지 않았다. 하향변경 1,093건 중 991건은 *Grade*가 4에서 3으로 1단계 하향변경된 건이며, 하향변경의 약 90%의 비중을 차지한다. 다음으로 하향변경 건수의 비중을 많이 차지하는 77건은 *Grade*가 5에서 4로 변경된 경우였다. 이는 애널리스트 투자의견 변경의 대부분이 투자의견 *Grade*가 3이나 4에서 변경된다는 것을 의미한다.

2. 투자자 심리지수

본 연구에서는 개별기업에 대한 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 반응을 살펴보고, 이를 위해서는 개별기업의 특성을 고려한 투자자 심리지수가 필요하다. 게다가 애널리스트 투자의견은 다른 공개정보에 비해 비교적 빈번하게 발생하기 때문에 투자자 심리지수의 분석 빈도 역시 월별이 아닌 일별이 적절하다.

2) 애널리스트 투자의견 변경 외에도 투자의견 자체에 상향편의가 있는지 살펴보는 것이 필요하다고 유익한 조언을 해주신 심사위원님께 감사드립니다.

따라서 본 연구에서는 류두진·류두원·양희진(2018)이 제안한 개별기업의 일별 투자자 심리지수를 활용하여 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 반응을 살펴본다.³⁾ 개별기업의 일별 투자자 심리지수는 거래정보와 주가정보를 활용하기 때문에 금융시장에 존재하는 비합리적인 움직임을 직접적으로 추출했다는 장점이 있다. 투자자 심리를 반영한 5개의 대용변수는 크게 거래정보를 활용한 유동성 변수와 주가정보를 활용한 가격변동 변수로 나눌 수 있다. 유동성 변수와 가격변동 변수를 투자자 심리변수로 활용하는 이유는 시장이 호황기이면 잡음거래자의 참여가 활발해지므로 시장에 거래량이 증가하고, 주식가격은 계속 상승하거나 하락하는 현상이 나타나기 때문이다.

〈Table 2〉는 t 시점에 기업 i 의 투자자 심리지수의 대용변수를 생성하는 방법을 나타낸다. 개인투자자의 매수-매도 거래량 불균형은 투자 경험이 적고, 정보가 상대적으로 부족하여 잡음거래자로 간주하는 개인투자자의 거래행태를 나타내며, 기업별 개인투자자의 매수거래량(buy volume; BV)과 매도거래량(sell volume; SV)을 이용해 구한 개인투자자 매수-매도 거래량 불균형을 이용한다. IBSI가 0보다 크면 개별기업에 대한 긍정적인 투자자 심리를, 0보다 작으면 부정적인 투자자 심리를 의미한다(Yang and Gao, 2014). 수정거래회전율(adjusted turnover ratio; ATR)은 Baker and Stein(2004)이 제안한 거래회전율에 기업 i 의 주식수익률의 부호를 곱하여 해당 기업에 대한 긍정적 또는 부정적인 투자자 심리를 반영한다. ATR이 0보다 크면 긍정적인 투자자 심리를, 0보다 작으면 부정적인 투자자 심리를 나타낸다. 로그거래량(log of trading volume; LTV)은 기업의 일별 거래량을 의미한다. LTV가 커질수록 투자자 심리가 높음을 의미한다(Yang and Zhou, 2015, 2016; 김가

3) 국내시장에 대하여, 김가람·류두진·양희진(2018)의 연구에서는 그동안 국내외 연구에서 개별기업의 투자자 심리를 측정하기 위해 사용되었던 단일변수(매도-매수 거래량 불균형과 거래회전율)를 이용한 투자자 심리지수와 다변수를 이용하여 Baker and Wurgler(2006, 2007)의 방법을 통해 생성한 류두진·류두원·양희진(2018)의 투자자 심리의 유용성을 비교한다. 분석결과, 다변수를 이용하여 생성한 투자자 심리지수가 개별기업의 주가에 대한 설명력이 더 높았다. 합리적인 투자자를 가정하여 투자자의 심리는 자산가격 결정에 영향을 미치지 않는다는 고전적인 재무이론과는 달리, 행태재무학에서는 합리성 이론으로 설명되지 않는 실제 금융시장에서의 자산가격의 움직임을 투자자 심리로 설명할 수 있음을 제시한다(Black, 1986; Lee, Jiang, and Indro, 2002). 따라서, 류두진·류두원·양희진(2018)에서 제시한 투자자 심리지수는 국내 개별기업의 투자자 심리를 반영하는 지수으로써 유용성이 높다는 것을 알 수 있다.

람·류두진·양희진, 2018). 상대강도지수(relative strength index; RSI)는 14일을 기준으로 주가의 하락일 수 대비 상승일 수 정도를 의미하며, 투자심리선(psychological line index; PLI)은 12일 기준으로 주가의 평균 상승일 수를 의미한다. 대용변수 RSI와 PLI는 0부터 100 사이의 값을 가지도록 조정하며(Chen, Chong, and Duan, 2010), 본 연구에서는 설명의 편의성을 위해 50을 빼주어 중간 값이 0을 가지도록 조정하였다. 따라서, RSI와 PLI가 0보다 크면 해당 기업에 대한 긍정적인 투자자 심리를, 0보다 작으면 부정적인 투자자 심리를 의미한다.

(Table 2) Calculations of investor sentiment proxies

Proxy variable	Calculation
Individual investors Buy-Sell Imbalance(IBSI)	$IBSI_{i,t} = \frac{(BV_{i,t} - SV_{i,t})}{(BV_{i,t} + SV_{i,t})}$
Adjusted Turnover Ratio(ATR)	$ATR_{i,t} = \frac{Vol_{i,t}}{Outstanding\ stocks_{i,t}} \times 100 \times \frac{R_{i,t}}{[R_{i,t}]}$
Log of Trading Volume (LTV)	$LTV_{i,t} = \ln(Vol_{i,t})$
Relative Strength Index(RSI)	$RSI_{i,t} = \frac{RS_{i,t}}{(1 + RS_{i,t})} \times 100 - 50,$ $where\ RS_{i,t} = \frac{\sum_{k=0}^{13} \max(P_{i,t-k} - P_{i,t-1-k}, 0)}{\sum_{k=0}^{13} \max(P_{i,t-1-k} - P_{i,t-k}, 0)}$
Psychological Line Index(PLI)	$PLI_{i,t} = \sum_{k=0}^{11} \frac{\max(P_{i,t-k} - P_{i,t-1-k}, 0)}{(P_{i,t-k} - P_{i,t-1-k})} \times \frac{1}{12} \times 100 - 50$

Note: 1) $BV_{i,t}$, $SV_{i,t}$, $Outstanding\ stocks_{i,t}$, $R_{i,t}$, $Vol_{i,t}$, and $P_{i,t}$ denote the buying volume, the selling volume, the number of outstanding stocks, the stock return, the trading volume, and the closing price for firm i on day t .

5개의 대용변수는 비합리적인 투자자의 심리적인 요인이 아닌 개별기업의 본질가치의 변화로 인해 움직일 가능성이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 주성분 분석을 이용해 대용변수들의 공통요인을 추출하여 투자자 심리지수를 생성한다. 주성분 분석은 변수를 선형으로 결합할 수 있도록 주성분을 제공해주는데, 제1주성분이 5개의 변수에 대한 설명력이 가장 높다. 본 연구에서도 제1주성분을 이용해 개별기업

의 투자심리지수를 구축하였다. 식 (1)은 제1주성분(F_i)과 각 변수를 선형결합하여 개별기업 투자자 심리지수($S_{i,t}$)를 생성하는 것을 나타낸다.⁴⁾ Baker and Wurgler (2006)는 월별 변수를 사용했으므로 경기변동의 영향이 존재할 것을 고려해 거시경제지표를 이용해 해당 영향을 통제하였지만, 본 연구에서 사용한 투자자 심리지수는 일별 변수이므로 경기변동의 영향보다는 시장의 영향을 많이 받을 것을 고려하여 시장초과수익률(MKT_t)을 이용해 시장의 영향을 통제한다(Ryu, Kim, and Yang, 2017).⁵⁾ 따라서, 시장요인으로도 설명되지 않는 잔차인 $SENTI_{i,t}$ 를 투자자 심리지수로 사용한다.

$$\begin{aligned} S_{i,t} &= F_{i,IBSI} \times IBSI_{i,t} + F_{i,ATR} \times ATR_{i,t} + F_{i,LTV} \times LTV_{i,t} \\ &\quad + F_{i,RSI} \times RSI_{i,t} + F_{i,PLI} \times PLI_{i,t}, \\ S_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \times MKT_t + SENTI_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

본 연구에서는 상향변경된 기업들과 하향변경된 기업들을 분리하여 투자자 심리 대응변수와 투자자 심리지수를 생성하였다. <Table 3>은 상향변경(*Upgrade*) 기업과 하향변경(*Downgrade*) 기업의 투자자 심리 대응변수들과 투자자 심리지수의 평균(*Mean*)과 표준편차(*Std.*)를 나타낸다. 상향변경과 하향변경에 상관없이 *IBSI*, *RSI*, *PLI*의 평균이 0보다 작은 것으로 보아 전반적으로 투자자 심리가 비관적임을 알 수 있다. 한편, 투자자 심리지수인 *SENTI*는 시장요인을 통제한 잔차를 사용하기 때문에 평균이 0이다. *SENTI*값이 0에서 멀수록 투자자들의 불확실성이 높으며, 투자자들이 시장에 대한 기대가 다르다는 것을 의미한다. 본 연구에서 사용한 투자자 심리지수는 0보다 크면 투자자들의 긍정적인 기대를, 0보다 작으면 부정적인 기대를 의미한다.

4) 주성분 분석을 활용해 투자자 심리를 구축한 기존연구에서는 개별기업을 고려하지 않고, 전체 표본을 대상으로 투자자 심리 대응변수들의 공통요인을 추출하였다(Baker and Wurgler, 2006; Yang and Zhou, 2015, 2016). 그러나, 전체표본을 대상으로 주성분 분석을 시행하여 추출된 공통요인은 개별기업의 심리요인이 아닌 시장 전반의 심리요인을 의미할 수 있다는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 표본 기간에 기업 i 에 대한 투자자 심리 대응변수들의 공통요인을 추출하여 사용한다.

5) 시장초과수익률은 코스피 지수 수익률에서 무위험 이자율인 CD91일물의 수익률을 차감하여 계산한다.

〈Table 3〉 Descriptive statistics for sentiment proxies and index

	Upgrade		Downgrade	
	Mean	Std.	Mean	Std.
IBSI	-0.0144	0.2558	-0.0139	0.2583
ATR	0.0197	1.0376	0.0195	1.0488
LTV	12.1674	1.5970	12.2086	1.5026
RSI	-0.2203	14.1218	-0.2109	14.0347
PLI	-4.0864	14.5173	-4.0373	14.4431
SENTI	0.0000	15.2341	0.0000	15.1116

Note: 1) Mean and Std. denote the mean and standard deviation, respectively.

3. 사건연구

애널리스트 투자의견 변경이 투자자 심리에 영향을 주는지 살펴보기 위해 사건연구의 시장조정모형을 사용한다. 사건연구는 특정 사건을 기준으로 주식수익률이나 거래량의 비정상적인 움직임이 존재하는지 분석하는 방법으로 초과수익률(abnormal return; AR)을 생성하는 방법에 따라 다양한 모형이 존재한다. 이론적으로 초과수익률은 개별기업의 수익률에서 기대수익률을 제외하여 구하지만, 시장조정모형에서는 기대수익률이 시장수익률과 같다고 보고, 코스피(KOSPI) 수익률을 시장수익률로 사용한다.

개별기업의 투자자 심리지수를 생성하였지만, 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 반응을 살펴보기 위해서는 여전히 산업이나 시장의 요인으로 인한 비합리적인 움직임이 있을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 반응이 비이성적으로 더 크게 나타나는지 살펴보기 위해 시장조정모형을 투자자 심리에 적용한다. t 시점에 기업 i 의 초과투자심리(abnormal sentiment; AS)는 식 (2)와 같이 생성한다. 초과투자심리($AS_{i,t}$)는 개별기업 투자자 심리($SENTI_{i,t}$)에서 시장 투자자 심리($SENTI_{market,t}$)를 제거하여 구하며, 시장 투자자 심리는 코스피 지수의 거래정보와 주가 정보를 이용해 개별기업 투자자 심리지수와 같은 방법으로 생성하였다.⁶⁾ 식 (2)에 따라서 생성된

6) 개별기업의 일별 투자자 심리지수 생성 시, 시장초과수익률을 사용하여 심리적인 요인이 아닌 시장요인으로 인한 움직임을 통제하였음에도 불구하고, 여전히 시장초과수익률로는 통제

AS는 0보다 크면, 투자자들이 시장을 지나치게 긍정적으로 평가하고, 0보다 작으면 투자자들이 시장을 지나치게 부정적으로 평가한다고 본다.

$$AS_{i,t} = SENTI_{i,t} - SENTI_{market,t} \quad (2)$$

특정일의 평균초과투자심리(average abnormal sentiment; AAS)를 구하기 위해서 식 (2)에서 구한 초과투자심리의 평균을 식 (3)과 같이 구한다. 식 (3)에서 AAS_t 는 t 일의 $AS_{i,t}$ 의 평균을 의미하며, n 은 투자 의견이 변경된 표본기업의 수를 나타낸다.

$$AAS_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AS_{i,t} \quad (3)$$

사건일($t=0$) 전후에 비정상적인 움직임이 존재하는지 살펴보기 위해 누적초과투자심리(cumulative abnormal sentiment; CAS)를 이용한다. 사건일에 비이성적인 움직임이 없다면 CAS는 0이다. 식 (4)에서 $CAS(t_1, t_2)$ 는 사건구간인 t_1 과 t_2 사이의 AAS_t 를 더한 값을 의미한다.

$$CAS(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AAS_t \quad (4)$$

애널리스트의 투자 의견 변경에 대한 시장 반응을 알아보기 위해 평균초과수익률인 AAR과 누적초과수익률(cumulative abnormal return; CAR)을 생성한다. i 번째 기업의 t 일의 초과수익률($AR_{i,t}$)은 식 (5)와 같이 개별기업의 주식수익률($Return_{i,t}$)에서 시장수익률($Return_{market,t}$)을 제거하여 구하며, 시장수익률은 코스피 지수의 수익률을 사용한다. 주식수익률의 비정상적인 반응을 살펴보기 위해 AAR과 CAR은 AR을 이용해 식 (3)과 (4)의 방법과 동일하게 계산한다.

하기 어려운 공통요인이 존재할 가능성이 있다. 본 연구에서는 이러한 부분을 최대한 제거하고자 코스피지수를 활용하여 일별 시장 심리지수를 생성하고, 개별기업의 투자심리지수에서 시장심리지수를 제거한 초과투자심리를 심리변수로 활용하였다.

$$AR_{i,t} = Return_{i,t} - Return_{market,t} \quad (5)$$

다음으로, 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 유형별 거래반응을 살펴보기 위해 투자자 유형별 순거래불균형(net order imbalance; NOI)을 분석한다. 투자자 유형별 비정상거래량을 살펴본 김경순·박진우(2012)와 달리 NOI를 살펴본 이유는 다음과 같다. NOI는 0을 기준으로 0보다 크면 매수거래량이, 0보다 작으면 매도거래량이 많다는 것을 의미하기 때문에 애널리스트 투자의견 변경에 대한 거래행태를 파악할 수 있다(Yang, Ahn, Kim, and Ryu, 2017). 따라서, NOI는 식 (6)과 같이 투자자 유형별 매수거래량을 총거래량으로 나눈 값에 중앙값인 0.5를 제거하여 구한다. 만약 거래불균형이 없다면, NOI는 0의 값을 가진다. 투자자 유형별 비정상적인 거래반응이 나타나는지 살펴보기 위해, 식 (3)과 (4)의 방법과 동일하게 평균 NOI와 누적 NOI를 구한다.

$$NOI_{i,t} = \frac{BV_{i,t}}{BV_{i,t} + SV_{i,t}} - 0.5 \quad (6)$$

4. 횡단면 회귀분석

투자자 심리가 애널리스트 투자의견 변경에 유의하게 반응한다면, 이러한 투자자 심리가 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응에 유의한 영향을 줄 가능성이 있다. 애널리스트 투자의견 변경으로 인한 금융시장의 반응이 변경일 주변에 형성된 투자자 심리의 영향으로 인해 비정상적일 수 있기 때문이다. 따라서, 식 (7)과 같이 애널리스트 투자의견 변경일 주변에 $CAS(-1,0)$ 가 변경일 이후에 금융시장의 반응에 영향을 미치는지 분석한다. 이를 위해 종속변수($Dep(t_1, t_2)$)로 사건구간인 t_1 부터 t_2 사이에 누적초과수익률(CAR), 개인투자자의 누적순거래불균형(IND), 기관투자자의 누적순거래불균형(INT), 외국인투자자의 누적순거래불균형(FOR)을 사용한다. 또한, 변경일 이후에 금융시장의 반응에 투자자 심리 외에도 애널리스트 투자의견의 구간 간 변경과 투자의견 변경 정도에 영향을 받는 지 확인하기 위해 각각 $Grade$ 와 $Diff$ 를 변수로 이용한다. 투자점수가 4점 이상이면 매수구간, 3점 이하면 매도구간으로 보고, $Grade$ 는 매수-매도구간 간 변경

이 발생하면 1의 값을 갖는 더미(dummy) 변수이다. *Diff* 는 투자의견이 2점 이상 변경될 경우 2의 값을 갖는 투자의견 변경 정도를 나타내는 변수이다. 애널리스트마다, 증권사마다 금융시장에 미치는 영향력이 상이하다는 기존연구에 따라 최우수 애널리스트일 경우 1의 값을 갖는 더미변수 *Best*와 우수증권사일 경우 1의 값을 갖는 더미변수 *Repu*를 활용하였다.⁷⁾

$$\begin{aligned} Dep(t_1, t_2) = & \beta_0 + \beta_1 CAS(-1, 0) + \beta_2 Grade + \beta_3 Diff + \beta_4 Best \\ & + \beta_5 Repu + \beta_6 MKT + \beta_7 SMB + \beta_8 HML + \beta_9 MOM \\ & + \beta_{10} ROA + \beta_{11} LEV + \beta_{12} CF + \beta_{13} Volat + \epsilon \end{aligned} \quad (7)$$

통제변수로는 Carhart(1997)가 제안한 위험요인인 시장요인(*MKT*), 규모요인(*SMB*), 가치요인(*HML*), 모멘텀요인(*MOM*)을 사용하고, 재무변수인 총자산 대비 당기순이익(*ROA*), 총부채(*LEV*), 현금흐름(*CF*) 변수와 52주간 주가의 움직임을 나타내는 변동성(*Volat*) 변수를 사용한다. 규모요인은 시가를 기준으로 하위 50%와 상위 50%로 포트폴리오를 생성하고, 하위 포트폴리오의 평균 수익률에서 상위 포트폴리오의 평균 수익률을 뺀 값을 의미한다. 가치요인은 장부가치 대 시장가치 비율⁸⁾을 기준으로 하위 30%, 중위 40%, 상위 30%로 포트폴리오를 생성하고, 상위 포트폴리오의 평균 수익률에서 하위 포트폴리오의 평균 수익률을 뺀 값을 의미한다. 모멘텀요인은 모멘텀 수익률⁹⁾을 기준으로 하위 30%, 중위 40%, 상위 30%로 포트폴리오를 생성하고, 상위 포트폴리오의 평균 수익률에서 하위 포트폴리오의 평균 수익률을 뺀 값을 의미한다. 만약, 애널리스트 투자의견 변경공시에 투자자 심리가 반응하고, 이러한 투자자 심리가 해당 기업의 주가의 움직임을 설명하는 주요 변수라면 β_1 은 투자의견 변경공시에 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다.

7) 조선일보와 FnGuide가 공동선정하는 우수증권사 및 최우수 애널리스트 선정결과를 기준으로, 최우수 애널리스트 선정여부는 산업/기업분석 부문 애널리스트 평가결과를, 증권사 평판은 우수증권사 결과를 이용하였다(https://www.fnguide.com/Analyst/analyst_main.asp).

8) 장부가치 대 시장가치 비율(Book Equity to Market Equity; BE/ME)은 우선주 자본금을 제외한 총자본금에서 6월 말 시가총액으로 나누어서 구하며, 총자본금은 전년도를 기준으로 한다.

9) 모멘텀 수익률은 개별기업의 $t-12$ 월부터 $t-2$ 월까지 일별 평균수익률로 정의한다.

IV. 실증분석 결과

1. 애널리스트 투자의견 변경의 영향

(1) 주식수익률의 반응

〈Table 4〉는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응을 보기 위해 변경일 전후 ± 5 일 동안에 AAR의 반응과 t -통계량($t-stat.$)을 보여준다. 상향변경과 하향변경 모두 변경일($t = 0$)에 AAR의 절댓값과 t -통계량이 가장 크게 나타났으며, 변경일 이후에도 AAR이 유의하게 나타났다. 이는 국내 금융시장이 공개정보인 애널리스트 투자의견 변경에 영향을 받으며, 비효율적임을 의미한다. 특히, 변경일을 기준으로 상향변경(Upgrade) 보다 하향변경(Downgrade)에서 AAR의 절댓값이 더 크게 나타났다. 변경일을 제외하고는 상향변경에서는 변경일 전에 AAR의 반응이 더 크게 나타났지만, 하향변경에서는 변경일 후가 더 크게 나타났다. 이는 금융시장이 애널리스트 투자의견 변경에 대해 비대칭적으로 반응한다는 기존연구결과와 일치한다(Nofsinger, 2001; 고봉찬·김진우, 2007).

〈Table 4〉 Stock returns' reaction to analyst recommendation revision

Event Window	Upgrade		Downgrade	
	AAR	$t-stat.$	AAR	$t-stat.$
-5	0.2316***	(3.04)	0.0451	(0.62)
-4	0.1736**	(2.56)	-0.0099	(-0.14)
-3	-0.0500	(-0.71)	-0.0728	(-1.13)
-2	0.1598*	(1.95)	-0.1731**	(-2.47)
-1	0.4201***	(4.71)	-0.1538*	(-1.83)
0	0.5221***	(5.37)	-0.9748***	(-9.15)
1	0.1313	(1.58)	-0.2704***	(-3.36)
2	0.1320*	(1.75)	-0.6100**	(-1.96)
3	0.2295***	(3.12)	0.0082	(0.11)
4	-0.0202	(-0.27)	-0.1006	(-1.51)
5	0.0421	(0.57)	-0.1137	(-1.45)

Note: 1) ***, **, and * indicate 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively.

(2) 투자자별 거래반응

〈Table 5〉는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자별 NOI의 반응과 t -통계량($t-stat.$)을 나타낸다. Panel A는 상향변경(*Upgrade*)에 대한 반응을, Panel B는 하향변경(*Downgrade*)에 대한 반응을 보여준다. *AIND*, *AINT*, *AFOR*은 각각 개인, 기관, 외국인투자자의 평균순거래불균형을 나타낸다. 애널리스트 투자의견 변경일에 NOI는 국내 개인, 기관, 외국인투자자 모두 유의한 반응을 보이지만, 상·하향 변경과 변경 전·후를 고려하면 투자자별로 다른 반응을 보이는 것을 알 수 있다. 먼저, *AIND*는 상향변경에서 변경일 전후 ± 5 일 동안 유의한 양의 반응이 지속된다. 회사의 경영자는 기업에 대한 호재에 대해서 악재와 달리 시장에 예정보다 일찍 공표하려는 경향이 있다는 선행연구를 고려하면, 변경일 이전에 개인투자자의 매수 현상이 나타나는 데에는 정보가 부족한 개인투자자에게도 기업에 대한 호재가 이미 전달되었기 때문이라고 볼 수 있다(Chambers and Penman, 1984). 또한, 변경일 이후에도 개인투자자의 순매수 현상이 나타나는데, 이는 일부 개인투자자 중에서 애널리스트 상향변경이 이미 공시되었더라도 인지부조화 현상으로 정보를 늦게 반영할 가능성이 있다. 이와 달리, 하향변경에서는 변경일부터 5일 후까지 유의한 음의 반응이 나타났다. 변경일 이전에 유의하진 않지만, 순매수 현상이 나타나는 것을 함께 고려하면, 변경일 이후에 순매도 현상이 나타나는 것은 애널리스트 투자의견이 하향변경되더라도 개인투자자의 기대와는 다르므로 인지부조화 현상이 나타나고, 이로 인해 하향변경에 대한 정보를 공시된 이후에 늦게 반영하기 때문이라고 볼 수 있다.¹⁰⁾

*AINT*는 상향변경에서 변경일 -2일부터 당일까지 유의한 양의 반응이 나타났으며, 변경일 이후에는 거의 유의하지 않았다. 이러한 결과는 개별기업에 대한 호재 정보를 이미 알고 있고, 이를 사전에 반영한다고 볼 수 있다. 이와 달리, 하향변경에서는 변경일 전후 ± 5 일 동안 유의한 음(-)의 반응이 지속된다. 왕수봉·엄윤성(2013)은 애널리스트가 기관투자자에게 투자의견을 사전에 누출할 가능성이 있으며, 이를 활용하여 공매도 거래를 취한다고 주장한다. 이를 고려하면, 변경일 전에 기관투자자의 매도 현상은 기관투자자 중에서도 해당 기업에 대한 악재나 혹은 애

10) 애널리스트 투자의견 변경에 대한 개인투자자의 순거래불균형 반응이 개인투자자의 인지부조화 현상으로 나타날 수 있음을 조언해주신 심사위원님께 감사드립니다.

(Table 5) Reaction of order imbalances to analyst recommendation revision by investor type

Panel A. Upgrade						
Event Window	AIND	<i>t</i> -stat.	AINT	<i>t</i> -stat.	AFOR	<i>t</i> -stat.
-5	0.0127***	(3.01)	0.0097	(1.48)	-0.0099	(-1.62)
-4	0.0188***	(4.26)	0.0113	(1.64)	-0.0004	(-0.07)
-3	0.0140***	(3.29)	0.0114	(1.63)	0.0066	(1.11)
-2	0.0167***	(3.74)	0.0216***	(3.13)	-0.0019	(-0.32)
-1	0.0278***	(6.49)	0.0306***	(4.43)	-0.0042	(-0.71)
0	0.0280***	(6.76)	0.0259***	(3.75)	-0.0075	(-1.24)
1	0.0229***	(5.33)	0.0064	(0.92)	-0.0226***	(-3.86)
2	0.0256***	(5.96)	0.0042	(0.62)	-0.0272***	(-4.50)
3	0.0267***	(6.33)	0.0076	(1.17)	-0.0231***	(-3.79)
4	0.0187***	(4.39)	0.0123*	(1.86)	-0.0152**	(-2.50)
5	0.0257***	(5.99)	0.0076	(1.15)	-0.0202***	(-3.42)

Panel B. Downgrade						
Event Window	AIND	<i>t</i> -stat.	AINT	<i>t</i> -stat.	AFOR	<i>t</i> -stat.
-5	0.0031	(0.79)	-0.0148**	(-2.22)	-0.0047	(-0.85)
-4	0.0047	(1.23)	-0.0167**	(-2.53)	0.0030	(0.54)
-3	0.0064	(1.58)	-0.0134**	(-2.00)	-0.0058	(-1.04)
-2	-0.0006	(-0.15)	-0.0233***	(-3.48)	-0.0131**	(-2.38)
-1	-0.0034	(-0.90)	-0.0288***	(-4.44)	-0.0005	(-0.09)
0	-0.0152***	(-3.83)	-0.0395***	(-6.12)	0.0110**	(1.99)
1	-0.0060	(-1.52)	-0.0340***	(-5.13)	0.0092*	(1.69)
2	-0.0087***	(-2.28)	-0.0239***	(-3.61)	0.0175***	(3.16)
3	-0.0014	(-0.36)	-0.0145**	(-2.26)	0.0047	(0.84)
4	-0.0088***	(-2.30)	-0.0121*	(-1.88)	0.0174***	(3.12)
5	-0.0036	(-0.92)	-0.0200***	(-3.04)	0.0215***	(3.92)

Note: 1) ***, **, and * indicate 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively.

널리스트 투자의견의 하향변경 정보를 사전에 입수하여 반영할 가능성을 보여준다. 만약 애널리스트 투자의견이 기관투자자에 사전에 누출된다면, 기관투자자에게 상향변경과 하향변경은 모두 알려진 정보임을 의미하며, 기관투자자는 개인투자자보다 상대적으로 정보거래자임을 암시한다(Cho, 2019; Kaniel, Saar, and Titman, 2008; Yang, Ahn, Kim, and Ryu, 2017). 또한, 변경일 이후에도 매도 현상이 지속되는 것은 기관투자자 간에도 애널리스트 투자의견의 하향변경 정보에 대한 사전입

수 시점에 차이가 존재함을 시사한다. 만약 기관투자자 간에 애널리스트 투자의견 보유 시점에 차이가 존재한다면, 사전에 애널리스트 투자의견을 보유한 기관투자자와 달리 이를 보유하지 못한 기관투자자는 애널리스트 투자의견 변경공시 이후에 주변 기관투자자의 움직임에 따라서 투자의사결정을 하는 군집효과가 나타날 가능성이 크다.

*AFOR*은 국내 투자자와 달리 애널리스트 투자의견 상향변경 공시에서는 유의한 음의 반응이, 하향변경 공시에서는 유의한 양의 반응이 나타나고, 전반적으로 변경일 이후에 반응이 더 크게 나타남을 알 수 있다. 이러한 현상을 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응과 함께 고려해보면, 외국인투자자는 상향(하향) 변경으로 인해 주가가 상승(하락)한 주식을 매도(매수)하는 역투자전략을 취하고 있는 셈이다. 외국인투자자가 애널리스트 투자의견 변경에 대해 국내 투자자와 다르게 움직이는 데에는 이익 극대화를 목적으로 투자하는 국내 투자자와 달리 외국인 투자자는 포트폴리오 비중의 재조정을 목적으로 국내 주식에 투자할 가능성이 크기 때문이다(Kang, Lee, and Park, 2010).¹¹⁾

(3) 투자자 심리 반응

애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 반응을 살펴보기 위해 투자의견 변경에 대한 *AAS*를 생성하였다. <Table 6>은 상향변경(*Upgrade*)과 하향변경(*Downgrade*) 별로, 변경일 전후 ± 5 일 동안 간의 *AAS*의 반응과 *t*-통계량(*t-stat.*)을 나타낸다. 먼저, 상향변경에서는 *AAS*가 사건일부터 유의한 양의 반응이 나타났으며, 5일 이후까지도 지속된다. 이는 애널리스트 투자의견이 상향변경되는 경우, 투자자 심리가 개별기업에 대한 낙관적임을 의미하며, 투자자가 개별기업을 긍정적으로 평가하고 있음을 뜻한다. 특히, 사건일 이후에 *AAS* 값이 더욱

11) 본 연구에서 사용한 FnGuide의 데이터가 국내 증권사만을 포함하기 때문에 외국계 증권사의 투자의견을 고려해야 한다는 시장전문가의 의견이 있었다. 물론, 정보거래자인 외국인투자자는 국내 애널리스트 투자의견에 대한 접근성이 낮을 수 있고, 외국계 증권사를 포함하면 결과가 다르게 나타날 수 있다(임병권·윤평식·박순홍, 2016). 그러나, 애널리스트 투자의견 변경일 이후에 뚜렷하게 외국인의 순거래불균형의 유의한 반응이 나타나는 것과 외국인투자자가 정보거래자임을 제시한 기존연구를 함께 고려해보았을 때, 외국인의 경우, 국내 투자자와는 투자목적이 다르다고 해석하는 것이 적합하다.

크게 나타나는데, 이는 비합리적인 투자자로 인한 과잉반응이 존재함을 암시한다. Hong, Lim, and Stein (2000)은 투자자의 인지부조화 현상으로 인해 개별기업에 대한 악재는 호재보다 늦게 시장에 반영된다고 해석하였다. <Table 3>에서 투자자 심리의 대용변수들이 대부분 0보다 작은 것으로 보아 전반적으로 투자자 심리가 비관적임을 알 수 있는 것과 Hong, Lim, and Stein (2000)의 연구결과를 함께 고려해 보면, 시장에 대해 전반적으로 부정적인 평가를 하는 투자자는 인지부조화 현상으로 인해 개별기업에 대한 애널리스트 투자의견의 상향변경 정보를 늦게 반영하여 공시 이후에도 긍정적인 투자자 심리가 나타난다고 해석할 수 있다. 이와 달리 애널리스트 투자의견 하향변경에 대해서는 AAS가 하향변경 공시 전부터 유의한 음의 반응이 나타났으며, 사건일 5일 이후까지도 지속된다. 이는 애널리스트 투자의견이 하향변경 공시 전부터 시장 전반의 투자자 심리가 비관적임을 의미하며, 변경일 이전부터 투자자가 금융시장을 부정적으로 평가하고, 애널리스트 투자의견이 하향변경되면 자신들의 평가에 대해 확신을 얻는 것이라고 볼 수 있다. 애널리스트 투자의견 변경공시에 관해 투자자 심리가 유의한 반응을 보이는 것은 투자자가 애널리스트 투자의견 변경에 따라서 시장에 기대를 형성함을 의미하고, 이러한 투자자의 기대는 주식수익률과 투자자별 거래반응과 밀접한 관계가 있을 수 있다.

<Table 6> Investor sentiment's reaction to analyst recommendation revision

Event Window	Upgrade		Downgrade	
	AAS	t-stat.	AAS	t-stat.
-5	-0.2993	(-0.45)	-1.2555**	(-2.16)
-4	-0.1177	(-0.17)	-1.0613*	(-1.83)
-3	-0.3361	(-0.50)	-1.3975**	(-2.44)
-2	0.2354	(0.35)	-1.6234***	(-2.77)
-1	1.0841	(1.61)	-1.6362***	(-2.74)
0	2.1740***	(3.23)	-2.2337***	(-3.64)
1	2.4844***	(3.71)	-1.8618***	(-2.98)
2	2.3976***	(3.60)	-1.4218**	(-2.29)
3	2.8289***	(4.24)	-1.3655**	(-2.20)
4	3.0298***	(4.55)	-1.2554**	(-2.04)
5	3.1424***	(4.73)	-1.1417*	(-1.87)

Note: 1) ***, **, and * indicate 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively.

2. 애널리스트 투자 의견 변경에 대한 투자자 심리의 영향

본 절에서는 식 (7)을 활용하여 횡단면 회귀분석을 실시한다. 만약 애널리스트 투자 의견 변경이 발생했을 때, 투자자 심리가 금융시장의 반응에 영향을 미친다면, 금융시장에 대한 투자자 심리의 영향력을 나타내는 β_1 은 유의미한 양의 값을 가지게 된다. 이는 투자자 심리로 인해 금융시장이 과민 반응함을 의미하며, 상향변경에서는 주식수익률의 양의 반응을 더 크게, 하향변경에서는 주식수익률의 음의 반응을 더 크게 만드는 것을 의미한다. 본 절에서는 CAR과 투자자별 누적 NOI를 변경일로부터 2일 후의 사건구간에 대해 결과를 살펴봄으로써, CAS의 영향력이 단기적으로 나타나는지, 장기적으로 나타나는지 살펴본다.¹²⁾

(1) 주식수익률의 반응

〈Table 7〉은 상향변경 (*Upgrade*)과 하향변경 (*Downgrade*) 별로, 변경일 전 누적 초과심리인 $CAS(-1,0)$ 가 변경일로부터 2일 후까지의 CAR인 $CAR(0,2)$ 와 변경일로부터 4일 후까지의 CAR인 $CAR(0,4)$ 에 영향을 미치는지 분석한 결과를 보여준다. 다른 요인에 의한 영향을 제거하기 위해 시장요인 (MKT , SMB , HML , MOM)과 재무변수 ($Volat$, ROA , CF , LEV)를 통제변수로 사용하였다. 또한, 애널리스트 투자 의견 특성으로 인한 영향을 통제하기 위해 매수-매도구간 간 변경을 나타내는 더미변수인 $Grade$, 투자 의견 변경 정도를 나타내는 $Diff$, 최우수 애널리스트 여부를 나타내는 더미변수인 $Best$, 우수증권사 여부를 나타내는 더미변수인 $Repu$ 를 추가 통제변수로 사용하였다.

$CAR(0,2)$ 은 상향변경 공시에서는 $CAS(-1,0)$ 에 영향을 받지 않았으나, 하향

12) 애널리스트 투자 의견 변경으로 인한 금융시장의 반응에 투자자 심리의 영향이 존재하는지 살펴보기에 앞서, 본 연구는 애널리스트 투자 의견 변경으로 인해 금융시장의 과잉반응이 나타나는지를 분석하였다. 상향변경과 하향변경을 합친 전체 표본을 대상으로 하향변경인 경우 1의 값을 갖는 더미변수 *Down*을 사용하여, 애널리스트 투자 의견 변경의 영향이 존재하는지, 또, 투자자 심리를 함께 고려할 경우 애널리스트 투자 의견 변경의 영향이 사라지는지를 살펴 보았다. 그 결과, 투자자 심리를 함께 고려할 경우 *Down*의 절대 계수 값이 하락하였다. 이는 금융시장에 애널리스트 투자 의견 변경으로 인한 공시효과 외에도 투자자 심리로 인한 과잉 반응이 함께 존재한다고 볼 수 있다. 이를 바탕으로, 본 연구는 금융시장에서 애널리스트 투자 의견 변경에 대한 비대칭적인 반응이 투자자 심리로 인한 것인지를 분석하고자 한다.

변경 공시에서는 유의한 양의 영향을 받았다. <Table 4>의 결과를 함께 고려해보면, 투자의견 상향변경 공시에는 주식수익률이 변경공시 이후에 양의 *AAR* 값과 통계적 유의성이 모두 감소하는 반면에, 하향 공시에는 변경공시 이후에도 통계적으로 매우 유의한 음의 누적초과수익률 값이 유지되고 있다. 이러한 금융시장의 반응을 고려해보았을 때, 상향변경보다 하향변경에서 *CAR*이 더 크게 반응하는 원인으로 *CAS*의 영향이 존재하기 때문이라고 볼 수 있다. 즉, 애널리스트 투자의견이 상향변경되었을 때에는 투자자들의 비합리적인 의사결정으로 인해 나타나는 가격오차가 주식수익률에 미치는 영향력이 미미하지만, 하향변경되었을 때에는 주식수익률에 미치는 영향력이 커짐을 의미한다. 이는 투자의견 변경일 전부터 시장에 대해 비관적인 심리가 애널리스트 투자의견 변경으로 인해 강화되고, 결국 주식수익률에도 영향을 미침을 의미한다. 투자의견 변경일 이후에 금융시장의 반응을 좀 더 장기적으로 살펴보기 위해 *CAR*(0,4)를 종속변수로 분석한 결과를 보면, 상향변경에서는 변경일 주변의 *CAS*가 변경일 이후의 *CAR*에 음(-)의 영향을 미치고, 하향변경에서는 양(+)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 단기에는 금융시장을 과열시키고, 장기에는 균형으로 회복시킨다는 투자자 심리의 특성을 고려해볼 때(임경·윤선중, 2018), 상향변경에서는 투자자 심리로 인한 비정상적인 금융시장의 반응이 균형으로 회복하는 반면에 하향변경에서는 투자자 심리로 인한 비정상적인 금융시장의 반응이 오래 지속됨을 의미한다. 또한, 애널리스트 투자의견 특성을 나타내는 *Grade*와 *Diff*는 상향변경과 하향변경에서 모두 유의하지 않았다.¹³⁾ 이러한 결과는 애널리스트 투자의견의 2단계 이상 변경이 금융시장에 더 크게 영향을 미치는 않는다는 김동순·엄승섭(2006)의 연구결과와 일치한다.

13) 본 연구에서도 애널리스트 투자의견 변경정도와 구간변경에 따른 금융시장의 반응과 투자자 심리의 반응을 살펴보았으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 애널리스트의 투자의견 변경이 대부분 1단계 변경이며, 투자의견이 2단계 이상 변경될 호재나 악재는 이미 시장에 반영되어 애널리스트 투자의견 변경 공표에 금융시장이 반응하지 않는 것으로 해석할 수 있다.

〈Table 7〉 Cross-sectional regression for stock returns

	Upgrade				Downgrade			
	CAR (0, 2)		CAR (0, 4)		CAR (0, 2)		CAR (0, 4)	
Intercept	0.1579 (0.16)	0.3375 (0.35)	-1.1118 (-0.96)	-0.9735 (-0.85)	0.0066 (0.01)	0.3288 (0.32)	-0.4473 (-0.40)	-0.1568 (-0.14)
CAS(-1, 0)	0.0004 (1.19)	0.0005 (1.41)	-0.0011*** (-2.75)	-0.0010*** (-2.55)	0.0024*** (5.72)	0.0021*** (4.98)	0.0017*** (3.67)	0.0014*** (3.03)
Grade	0.2214 (0.52)	0.0757 (0.18)	0.7008 (1.39)	0.432 (0.88)	-0.1445 (-0.36)	-0.002 (-0.00)	-0.2339 (-0.54)	-0.0933 (-0.22)
Diff	-0.2116 (-0.29)	-0.2121 (-0.29)	0.1353 (0.15)	0.2002 (0.23)	-0.1943 (-0.25)	-0.0339 (-0.04)	-0.2976 (-0.35)	-0.1482 (-0.18)
Best		-1.7393*** (-3.41)		-0.6875 (-1.15)		0.4198 (0.82)		0.6104 (1.09)
Repu		1.5524*** (4.87)		2.6189*** (6.99)		-2.3528*** (-6.77)		-2.2745*** (-6.02)
MKT	-0.2119 (-0.02)	1.7105 (0.13)	-4.0970 (-0.27)	-2.0816 (-0.14)	21.9810 (1.52)	24.2115* (1.70)	24.8393 (1.58)	27.0647* (1.75)
SMB	-8.8485 (-0.43)	-7.6043 (-0.38)	-2.4459 (-0.10)	-3.8935 (-0.16)	19.0409 (0.89)	16.6576 (0.79)	22.6129 (0.97)	20.2559 (0.88)
HML	-22.7663 (-1.22)	-20.5058 (-1.11)	-33.5603 (-1.51)	-32.1579 (-1.49)	10.5874 (0.55)	20.4848 (1.08)	3.7674 (0.18)	13.5230 (0.65)
MOM	40.7282* (1.83)	36.6720* (1.67)	38.9841 (1.48)	36.6439 (1.42)	-11.9181 (-0.49)	-13.7532 (-0.58)	-9.7934 (-0.37)	-11.3696 (-0.44)
ROA	0.0021 (0.93)	0.0019 (0.88)	0.0038 (1.43)	0.0039 (1.50)	-0.0023 (-1.05)	-0.0028 (-1.25)	-0.0024 (-1.01)	-0.0028 (-1.17)
LEV	-0.0008 (-1.43)	-0.0006 (-1.18)	-0.0011* (-1.65)	-0.0010 (-1.53)	0.0000 (-0.01)	0.0000 (0.06)	0.0005 (0.70)	0.0005 (0.76)
CF	0.0038 (1.01)	0.0033 (0.89)	0.0048 (1.07)	0.0034 (0.77)	0.0063 (1.24)	0.0062 (1.24)	0.0061 (1.10)	0.0059 (1.10)
Volat	-1.2163 (-0.08)	-8.3135 (-0.53)	20.9234 (1.11)	9.6255 (0.52)	-16.0176 (-0.94)	-16.1100 (-0.96)	-0.6766 (-0.04)	-0.7462 (-0.04)
<i>Adj. R²</i>	0.0015	0.0322	0.0117	0.0609	0.0252	0.0638	0.0072	0.0383

Note: 1) *** and * indicate 1% and 10% significance levels, respectively.

2) The figures in parentheses are *t*-statistics.

3) *Adj. R²* indicates the adjusted *R*-squared value.

(2) 투자자별 거래반응

투자자별 거래반응을 분석하기에 앞서, 애널리스트 투자의견 변경으로 인해 투자자별 과잉반응이 나타나는지 살펴보았다. 상향변경과 하향변경을 합친 전체 표본을 대상으로 하향변경인 경우 1의 값을 갖는 더미변수 *Down*을 사용하여, 애널리스트 투자의견 변경의 영향이 존재하는지, 투자자 심리를 함께 고려할 경우 애널리스트 투자의견 변경의 영향이 사라지는지를 살펴보았다.¹⁴⁾ 〈Table 8〉에서 *IND*(0,2), *INT*(0,2), *FOR*(0,2)는 각각 변경일로부터 2일 후까지의 개인, 기관, 외국인투자자의 누적순거래불균형을 의미한다. 〈Table 8〉의 결과를 살펴보면, 투자자 유형과 상관없이 애널리스트 투자의견 변경효과를 나타내는 *Down*은 투자자별 누적 NOI에 *CAS*(-1,0)을 통제하고도 유의한 영향을 미쳤다. 이는 애널리스트 투자의견 변경정보 자체가 투자자의 거래반응에 영향을 준다고 볼 수 있다. 다만, 국내 투자자의 경우 *CAS*(-1,0)을 고려하면 애널리스트 투자의견 변경의 영향력이 줄어들었다. 구체적으로, 개인투자자의 경우, *Down*의 계수 값이 -0.3876에서 -0.3468로 절댓값을 기준으로 약 11% 정도가 줄어들고, 기관투자자는 -0.5367에서 -0.4630으로 절댓값을 기준으로 약 14% 정도가 줄어든다. 이는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자들의 과잉반응이 함께 존재함을 의미한다. 이와 달리 외국인투자자의 경우 *Down*의 계수 값이 0.2572에서 0.2678로 절댓값을 기준으로 약 4% 정도 증가하였다. 이는 외국인투자자는 애널리스트 투자의견 변경에 대하여 국내 투자자와 달리 과소반응함을 의미한다. 또한, *Down*의 계수 값의 변화가 국내 투자자에 비해 상대적으로 작게 이뤄진 것으로 보아 외국인투자자가 국내 투자자보다 정보거래자일 가능성이 높음을 시사한다.

14) 통제변수로 사용된 위험요인 변수(*MKT*, *SMB*, *HML*, *MOM*, *Volat*, *ROA*, *CF*, *LEV*)는 〈Table 8〉부터는 표의 가독성을 위해 생략하였다.

〈Table 8〉 Traders' overreaction to analyst recommendation revisions by investor type

	IND (0, 2)		INT (0, 2)		FOR (0, 2)	
Intercept	0.4457*	0.3472	0.9944**	0.8166**	-0.2336	-0.2593
	(1.93)	(1.63)	(2.16)	(1.90)	(-0.69)	(-0.77)
CAS(-1, 0)	0.0024*** (18.81)		0.0044*** (16.82)		0.0006*** (3.09)	
Down	-0.3876*** (-4.89)	-0.3468*** (-4.75)	-0.5367*** (-3.41)	-0.463*** (-3.14)	0.2572** (2.21)	0.2678** (2.31)
Grade	0.022 (0.15)	0.0668 (0.49)	-0.196 (-0.66)	-0.1152 (-0.42)	-0.0342 (-0.16)	-0.0225 (-0.10)
Diff	-0.3262 (-0.83)	-0.3135 (-0.86)	-0.5443 (-0.69)	-0.5215 (-0.71)	-0.2901 (-0.50)	-0.2868 (-0.50)
Best	0.076 (0.41)	0.2224 (1.29)	-1.0055*** (-2.70)	-0.7413** (-2.13)	-0.2016 (-0.73)	-0.1634 (-0.60)
Repu	0.1936 (1.59)	0.3611*** (3.21)	-0.7406*** (-3.06)	-0.4384* (-1.93)	-0.7604*** (-4.25)	-0.7167*** (-4.00)
Adj. R^2	0.0115	0.1618	0.0145	0.138	0.0084	0.0127

Note: 1) ***, **, and * indicate 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively.

2) The figures in parentheses are t -statistics.

3) Adj. R^2 indicates adjusted R -squared value.

〈Table 9〉는 상향변경 (*Upgrade*) 과 하향변경 (*Downgrade*) 별로, 변경일로부터 2일 후까지의 개인, 기관, 외국인의 누적순거래불균형인 $IND(0,2)$, $INT(0,2)$, $FOR(0,2)$ 가 변경일 주변에 누적초과심리인 $CAS(-1,0)$ 의 영향을 받는지 분석한 결과를 보여준다. 투자자별 거래반응에서는 주식수익률과 달리 투자자 간에 상호 영향력이 존재할 가능성을 고려하여 변경일 -1일부터 0일까지의 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자의 누적 NOI인 $IND(-1,0)$, $INT(-1,0)$, $FOR(-1,0)$ 을 통제변수로 사용하였다. 그 결과, $IND(0,2)$ 는 상향변경과 하향변경 모두에서 CAS 의 영향을 받는 것으로 나타났으며, $CAS(-1,0)$ 의 계수 값과 t -통계량은 상향변경에서 더 크게 나타났지만, 상향변경과 하향변경 간에 계수 값 차이가 $IND(0,2)$ 에서는 0.0008로 크지 않았다. 물론, 애널리스트 투자의견 변경을 활용하여 투자하는 것은 정보거래라고 볼 수 있으나, 〈Table 8〉의 결과를 함께 고려해 보면, 개인투자자는 애널리스트 투자의견 변경에 대하여 과잉반응함을 의미한다.

$INT(0,2)$ 는 상향변경과 하향변경 모두 $CAS(-1,0)$ 의 영향을 받았으며, 하향변경에서 변경일 주변의 CAS 에 영향을 더 크게 받았다. 이러한 결과는 〈Table 6〉

에서 기관투자자가 상향변경보다 하향변경에서 더 크게 반응하는 이유가 CAS의 영향이라고 볼 수 있으며, 기관투자자 간에 애널리스트 투자의견 정보를 보유하는 시점에 차이가 존재한다는 주장과도 일치한다. 기관투자자 역시 금융시장에서 비합리적인 움직임을 보인다는 Kim and Ryu (forthcoming)의 연구를 고려하면, 정보거래자로 간주되는 기관투자자일지라도 충분히 비합리적인 투자자일 수 있다.

$FOR(0,2)$ 는 상향변경과 하향변경 모두에서 변경일 주변에 $CAS(-1,0)$ 의 영향을 받았으나, 앞서 살펴본 국내 투자자(개인투자자, 기관투자자)와는 다르게 나타났다. 이러한 결과는 국내 투자자와 달리 외국인투자자는 투자자 심리가 높을수록 상향변경(하향변경)에서 국내 주식을 순매도(순매수)하는 현상이 나타나는 것을 의미한다. <Table 8>에서 애널리스트 투자의견 변경효과로 인한 과잉반응이 나타날 가능성이 국내 투자자보다 적게 나타난 것을 고려하면, 외국인투자자의 거래는 애널리스트 투자의견 변경정보와 함께 투자자 심리를 고려한 정보거래라고 볼 수 있다.

<Table 9> Cross-sectional regression for trading behavior by investor type

	Upgrade			Downgrade		
	IND (0, 2)	INT (0, 2)	FOR (0, 2)	IND (0, 2)	INT (0, 2)	FOR (0, 2)
Intercept	0.4626 (0.95)	0.8715 (1.03)	0.5219 (0.79)	-0.0149 (-0.04)	0.099 (0.12)	-0.8566 (-1.27)
CAS(-1, 0)	0.0022*** (12.01)	0.0008** (2.26)	-0.001*** (-3.77)	0.0013*** (8.63)	0.0034*** (9.52)	0.0008*** (2.78)
Grade	0.128 (0.61)	-0.1562 (-0.43)	-0.2761 (-0.97)	0.0763 (0.57)	0.0094 (0.03)	0.2442 (0.94)
Diff	-0.2134 (-0.58)	-0.1498 (-0.23)	-0.2763 (-0.55)	-0.0222 (-0.09)	0.0213 (0.03)	-0.1826 (-0.36)
Best	-0.0988 (-0.38)	-0.5737 (-1.28)	-0.5473 (-1.57)	0.2276 (1.31)	-0.4112 (-1.00)	0.3935 (1.16)
Repu	1.1659*** (7.14)	0.2585 (0.91)	-1.773*** (-7.97)	-0.4834*** (-4.08)	-0.9867*** (-3.47)	-0.3328 (-1.42)
IND(-1, 0)		1.2417*** (15.80)	-0.3012*** (-4.51)		1.2405*** (14.49)	-0.9247*** (-11.98)
INT(-1, 0)	0.3045*** (11.13)		0.6482*** (19.86)	0.3236*** (18.99)		0.2558*** (6.91)
FOR(-1, 0)	-0.4024*** (-10.83)	0.7200*** (13.79)		-0.3272*** (-15.36)	0.4282*** (8.35)	
$Adj. R^2$	0.3385	0.3893	0.3394	0.4045	0.3235	0.1188

Notes: 1) *** indicates 1% significance level.

2) The figures in parentheses are t -statistics.

3) $Adj. R^2$ indicates the adjusted R -squared value.

V. 결 론

본 연구는 애널리스트 투자의견 변경이 투자자 심리와 금융시장에 영향을 미치는지 살펴보고, 애널리스트 투자의견 변경으로 인한 투자자 심리의 반응이 금융시장의 반응에도 영향을 미치는지를 국내시장을 대상으로 조사한다. 특히, 본 연구는 기존연구와 달리 애널리스트 투자의견 변경에 대한 투자자 심리의 역할에 주목하여, 투자자 심리가 투자의견 변경에 대한 금융시장의 비대칭적인 반응의 원인일 수 있음을 새롭게 제시했다는 점에서 차별점이 있다.

실증분석 결과를 토대로 본 연구가 제시하는 함의는 다음과 같다. 먼저, 주식수익률이 애널리스트 투자의견 변경에 대해 유의하게 반응하는 것을 통해, 금융시장이 비효율적임을 확인하였다. 두 번째로는 애널리스트 투자의견 변경에 대하여 개인투자자는 상향변경에서, 기관투자자는 하향변경에서 더 크게 반응하였으며, 외국인투자자는 국내 투자자와 반대로 반응하는 것을 발견하며, 애널리스트 투자의견 변경이 투자자 유형에 따라 투자의사결정에 미치는 영향력이 다르다는 것을 알 수 있었다. 세 번째로는 애널리스트 투자의견 변경에 대해 투자자 심리가 유의하게 반응하는 것을 발견하며, 투자자들이 금융시장에 대한 기대를 형성하는 데 애널리스트 투자의견 변경이 일조함을 확인하였다. 네 번째로는 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응에 투자자 심리가 유의한 영향을 미침을 확인함으로써, 애널리스트 투자의견 변경은 투자자들이 시장에 대한 비이성적인 기대를 형성하도록 일조하며, 이렇게 형성된 기대가 주식수익률의 반응과 투자자별 거래반응에 영향을 준다는 것을 확인할 수 있었다. 특히, 애널리스트 투자의견 변경에 대한 금융시장의 반응에 상향변경보다 하향변경의 영향이 더 오래 지속되는 이유는 전반적으로 금융시장에 대하여 부정적인 투자자의 기대와 애널리스트 투자의견의 하향변경 공시가 맞물리면서, 하향변경에서 금융시장의 과잉반응이 크게 나타나기 때문이라고 볼 수 있다. 마지막으로, 투자자 심리가 정보거래자로 불리는 기관투자자의 거래반응에도 영향을 미침을 확인함으로써, 기관투자자 중에서도 비합리적인 투자자가 존재할 수 있음을 제시한다. 이와 달리, 투자자 심리가 정보거래자로 불리는 외국인 투자자의 거래반응에도 영향을 미치는데, 애널리스트 투자의견 변경에 국내 투자자와 다르게 반응하는 것을 고려하면 외국인투자자는 애널리스트 투자의견 변경정보 외에도 투자자 심리를 함께 반영하여 거래하는 정보거래자임을 제시한다.

■ 참 고 문 헌

1. 강상구 · 김중혁 · 임찬우, “애널리스트 투자정보의 유용성과 정보비대칭,” 『재무연구』, 제20권 제3호, 2007, pp.1-34.
(Translated in English) Kang, S. K., J. Kim, and C.-W. Lim, “Information Asymmetry and Added Value of Analyst Recommendations,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 20, No. 3, 2007, pp.1-34.
2. 고봉찬 · 김진우, “애널리스트 이익예측의 정확성과 추천종목의 수익성,” 『한국증권학회지』, 제36권 제6호, 2007, pp.1009-1047.
(Translated in English) Kho, B. C. and J. W. Kim, “Earnings Forecast Accuracy and Recommendation Profitability of the Analysts in Korea,” *Journal of Korean Securities Association*, Vol. 36, No. 6, 2007, pp.1009-1047.
3. 김가람 · 류두진 · 양희진, “투자심리지수의 대응변수와 유용성,” 『경영학연구』, 제47권 제5호, 2018, pp.1231-1260.
(Translated in English) Kim, K., D. Ryu, and H. Yang, “Investor Sentiment Indices and the Cross-section of Stock Returns of Individual Firms,” *Korean Management Review*, Vol. 47, No. 5, 2018, pp.1231-1260.
4. 김경순 · 박진우, “애널리스트 활동수준에 따른 애널리스트보고서의 정보력과 투자주체별 정보 비대칭,” 『한국증권학회지』, 제41권 제4호, 2012, pp.547-588.
(Translated in English) Kim, K. S. and J. W. Park, “Informativeness of Analyst Report and Information Asymmetry among Investor Types,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 41, No. 4, 2012, pp.547-588.
5. 김동순 · 엄승섭, “국내외 애널리스트들의 투자의견 및 목표주가 변경이 주가에 미치는 영향력 분석,” 『한국증권학회지』, 제35권 제2호, 2006, pp.75-108.
(Translated in English) Kim, D.-S. and S.-S. Eum, “The Impact of Analysts’ Revisions in their Stock Recommendation and Target Prices on Stock Prices,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 35, No. 2, 2006, pp.75-108.
6. 김동순 · 전영순, “외국인투자자 대 국내투자자의 정보우위,” 『한국증권학회지』, 제33권 제2호, 2004, pp.1-44.
(Translated in English) Kim, D. S. and Y. S. Cheon, “Foreign Investors vs. Domestic Investors, Who Are Better Informed Investors?” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 33, No. 2, 2004, pp.1-44.
7. 류두진 · 김가람 · 양희진, “신용등급 변경공시가 투자자 심리에 미치는 영향,” 『선물연구』, 제27권 제1호, 2019, pp.85-111.
(Translated in English) Ryu, D., K. Kim, and H. Yang, “The Impact of Credit Rating Change on Investor Sentiment,” *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 27, No. 1, 2019, pp.85-111.
8. 류두진 · 류두원 · 양희진, “개별기업의 특성을 반영한 투자자 심리지수와 주식수익률,” 『재무연구』, 제31권 제1호, 2018, pp.1-38.
(Translated in English) Ryu, D., D. Ryu, and H. Yang, “Investor Sentiment and Firm

- Characteristics: Domestic Evidence,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 31, No. 1, 2018, pp. 1-38.
9. 박재환, “소비심리지수, 투자자 심리지수와 주식수익율,” 『금융학회지』, 제10권 제2호, 2005, pp. 199-224.
(Translated in English) Park, J., “Consumer Confidence, Investor Sentiment and Stock Returns,” *Korean Journal of Money and Finance*, Vol. 10, No. 2, 2005, pp. 199-224.
 10. 엄윤성, “애널리스트 투자 의견 하향에 대한 공매도거래 분석,” 『한국증권학회지』, 제41권 제2호, 2012, pp. 309-340.
(Translated in English) Eom, Y. “The Investment Value of Analysts’ Revisions in their Stock Recommendation: Domestic vs Foreign Analyst,” *Journal of Knowledge Studies*, Vol. 11, No. 3, 2012, pp. 137-159.
 11. 왕수봉 · 엄윤성, “국내의 증권사 애널리스트의 투자 의견 하향이 투자자별 공매도거래에 미치는 영향,” 『대한경영학회지』, 제26권 제12호, 2013, pp. 3211-3234.
(Translated in English) Wang, S.-F. and Y.-S. Eom, “Domestic and Foreign Analyst Downgrades and Short Selling,” *Korean Journal of Business Administration*, Vol. 26, No. 12, 2013, pp. 3211-3234.
 12. 윤나영 · 모경원, “IFRS 도입이 애널리스트 투자 의견 낙관주의에 미치는 영향에 관한 연구,” 『회계학연구』, 제41권 제4호, 2016, pp. 83-112.
(Translated in English) Yoon, N. and K. Mo, “The Effect of IFRS Adoption on the Optimism in Analysts’ Stock Recommendations: Evidence from Korea,” *Korean Accounting Review*, Vol. 41, No. 4, 2016, pp. 83-112.
 13. 이문형 · 윤선중, “옵션시장 투자자 심리지수의 독립성에 관한 연구,” 『금융연구』, 제32권 제1호, 2018, pp. 1-44.
(Translated in English) Lee, M.-H. and S.-J. Yoon, “An Informative Independence of Investor Sentiment Indices in the KOSPI 200 Options Market,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 32, No. 1, pp. 1-44.
 14. 이원흠 · 최수미, “증권사 애널리스트의 투자등급 변경이 주가수익률 및 거래량에 미치는 영향에 관한 연구,” 『한국증권학회지』, 제32권 제3호, 2003, pp. 1-44.
(Translated in English) Lee, W. H. and S. M. Choe, “The Effect of Changes in Analysts’ Investment Recommendation Ranking on Stock Returns and Trading Volumes,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 32, No. 3, 2003, pp. 1-44.
 15. _____, “공정공시제도 시행 이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자등급 정보효과 변화에 관한 연구,” 『한국증권학회지』, 제33권 제1호, 2004, pp. 1-31.
(Translated in English) Lee W. H. and S. M. Choe, “Post-regulation Fair Disclosure Changes of Firms’ Disclosure Behavior and Analysts’ Investment Recommendations,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 33, No. 1, 2004, pp. 1-31.
 16. 임 경 · 윤선중, “펀드 자금흐름을 이용한 투자자 심리지수 산출의 유용성에 대한 연구,” 『재무연구』, 제31권 제1호, 2018, pp. 83-115.
(Translated in English) Lim, K. and S.-J. Yoon, “Validity of Fund Flows as a Measure of Investor Sentiment,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 31, No. 1, 2018, pp. 83-115.

17. 임병권 · 윤평식 · 박순홍, “애널리스트의 정보력과 투자자별 거래행태,” 『한국증권학회지』, 제 45권 제5호, 2016, pp. 971-999.
(Translated in English) Lim, B., P. S. Yoon, and S. Park, “Analyst Informativeness and Investors’ Trading Behavior: Focus on IPOs,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 45, No. 5, 2016, pp. 971-999.
18. 임병진 · 허지훈, “투자자심리와 애널리스트 투자의견 변경에 대한 시장반응,” 『산업경제연구』, 제31권 제1호, 2018, pp. 181-206.
(Translated in English) Yim, B.-J., and J.-H. Heo, “Effect of Investor Sentiment on Market Response to Analyst’s Consensus Revision,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 31, No. 1, 2018, pp. 181-206.
19. 주상룡, “회사채신용 등급 변경이 주가에 미치는 영향에 관한 연구: IMF 이전과 이후를 중심으로,” 『한국증권학회지』, 제29권 제1호, 2001, pp. 407-441.
(Translated in English) Joo, S. L. “An Empirical Study on the Effect of Corporate Bond Rating Changes on Stock - Prices - Before IMF and After IMF,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 29, No. 1, 2001, pp. 407-441.
20. 황재홍, “불확실성에서의 의사결정과 확률: 케인즈와 행동경제학,” 『경제학연구』, 제67집 제3호, 2019, pp. 165-187.
(Translated in English) Hwang, J. “Decision Making under Uncertainty and Probability: Keynes and Behavioral Economics,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 67, No. 3, 2019, pp. 165-187.
21. Altinkiliç, O. and R. S. Hansen, “On the Information Role of Stock Recommendation Revisions,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 48, No. 1, 2009, pp. 17-36.
22. Baker, M. and J. C. Stein, “Market Liquidity as a Sentiment Indicator,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 7, No. 3, 2004, pp. 271-299.
23. Baker, M. and J. Wurgler, “Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 4, 2006, pp. 1645-1680.
24. Baker, M. and J. Wurgler, “Investor Sentiment in the Stock Market,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21, No. 2, 2007, pp. 129-152.
25. Black, F., “Noise,” *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, 1986, pp. 528-543.
26. Barber, B. M., T. Odean, and N. Zhu, “Systematic Noise,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 12, No. 4, 2009, pp. 547-569.
27. Barber, B. M., R. Lehavy, M. McNichols, and B. Trueman, “Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 2, 2001, pp. 531-563.
28. Bradley, D., J. Clarke, S. Lee, and C. Ornthanalai, “Are Analysts’ Recommendations Informative? Intraday Evidence on the Impact of Time Stamp Delays,” *Journal of Finance*, Vol. 69, No. 2, 2014, pp. 645-673.
29. Carhart, M. M., “On Persistence in Mutual Fund Performance,” *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, pp. 57-82.
30. Chambers, A. E. and S. H. Penman, “Timeliness of Reporting and the Stock Price Reaction to Earnings Announcements,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, No. 1,

- 1984, pp. 21-47.
31. Cho, M., "Investor's Information Sharing with Firms in Oligopoly," *Korean Economic Review*, Vol. 35, No. 2, 2019, pp. 439-469.
32. Chen, H., T. T. -L. Chong, and X. Duan, "A Principal-component Approach to Measuring Investor Sentiment," *Quantitative Finance*, Vol. 10, No. 4, 2010, pp. 339-347.
33. De Bondt, W. F. and R. Thaler, "Does the Stock Market Overreact?" *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3, 1985, pp. 793-805.
34. Green, T. C., "The Value of Client Access to Analyst Recommendations," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 1, 2006, pp. 1-24.
35. Hahn, J. H., J. Kim, S. H. Kim, and J. Lee, "Price Discrimination with Loss Averse and Horizontally Differentiated Consumers," *Korean Economic Review*, Vol. 34, 2018, pp. 117-129.
36. Ho, C. and C. -H. Hung, "Investor Sentiment as Conditioning Information in Asset Pricing," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, No. 5, 2009, pp. 892-903.
37. Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein, "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 1, 2000, pp. 265-295.
38. Huang, E. J., "The Role of Institutional Investors and Individual Investors in Financial Markets: Evidence from Closed-end Funds," *Review of Financial Economics*, Vol. 26, 2015, pp. 1-11.
39. Ivković, Z. and N. Jegadeesh, "The Timing and Value of Forecast and Recommendation Revisions," *Journal of Financial Economics*, Vol. 73, No. 3, 2004, pp. 433-463.
40. Jegadeesh, N., J. Kim, S. D. Krische, and C. M. C. Lee, "Analyzing the Analysts: When do Recommendations Add Value?" *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 3, 2004, pp. 1083-1124.
41. Jegadeesh, N. and W. Kim, "Value of Analyst Recommendations: International Evidence," *Journal of Financial Markets*, Vol. 9, No. 3, 2006, pp. 274-309.
42. Kang, H. C., D. W. Lee, and K. S. Park, "Does the Difference in Valuation between Domestic and Foreign Investors Help Explain their Distinct Holdings of Domestic Stocks?" *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 12, 2010, pp. 2886-2896.
43. Kaniel, R., G. Saar, and S. Titman, "Individual Investor Trading and Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 63, No. 1, 2008, pp. 273-310.
44. Kim, D., and H. Na, "Investor Sentiment, Anomalies, and Macroeconomic Conditions," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 47, No. 6, 2018, pp. 751-804.
45. Kim, K. and D. Ryu, "Does Sentiment Determine Investor Trading Behaviour?" *Applied Economics Letters*, Forthcoming.
46. Kim, K., D. Ryu, and H. Yang, "Investor Sentiment, Stock Returns, and Analyst Recommendation Changes: The KOSPI Stock Market," *Investment Analysts Journal*, Vol. 48, No. 2, 2019, pp. 89-101.
47. Kim, J. S., D. Ryu, and S. W. Seo, "Investor Sentiment and Return Predictability of

- Disagreement,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 42, 2014, pp.166-178.
48. Kurov, A., “Investor Sentiment and the Stock Market’s Reaction to Monetary Policy,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 1, 2010, pp.139-149.
 49. Lang, M. and R. Lundholm, “The Relation between Security Returns, Firm Earnings, and Industry Earnings,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 13, No. 2, 1996, pp.607-629.
 50. Lee, C. M. C., A. Shleifer, and R. H. Thaler, “Investor Sentiment and the Closed End Fund Puzzle,” *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1, 1991, pp.75-109.
 51. Lee, J. and D. Ryu, “The Impacts of Public News Announcements on Intraday Implied Volatility Dynamics,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 39, No. 6, 2019, pp.656-685.
 52. Lee, W. Y., C. X. Jiang, and D. C. Indro, “Stock Market Volatility, Excess Returns, and the Role of Investor Sentiment,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, No. 12, 2002, pp.2277-2299.
 53. Loh, R. K. and R. M. Stulz, “When are Analyst Recommendation Changes Influential?” *Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 2, 2010, pp.593-627.
 54. Malmendier, U. and D. Shanthikumar, “Are Small Investors Naive about Incentives?” *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, No. 2, 2007, pp.457-489.
 55. Moshirian, F., D. Ng, and E. Wu, “The Value of Stock Analysts’ Recommendations: Evidence from Emerging Markets,” *International Review of Financial Analysis*, Vol. 18, No. 1-2, 2009, pp.74-83.
 56. Nofsinger, J. R., “The Impact of Public Information on Investors,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, No. 7, 2001, pp.1339-1366.
 57. Ryu, D., H. Kim, and H. Yang, “Investor Sentiment, Trading Behavior and Stock Returns,” *Applied Economics Letters*, Vol. 24, No. 12, 2017, pp.826-830.
 58. Ryu, D., and H. Yang, “Who has Volatility Information in the Index Options Market?” *Finance Research Letters*, Vol. 30, 2019, pp.266-270.
 59. Seok, S. I., H. Cho, and D. Ryu, “Firm-specific Investor Sentiment and the Stock Market Response to Earnings News,” *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 48, 2019a, pp.221-240.
 60. Seok, S. I., H. Cho, and D. Ryu, “Firm-specific Investor Sentiment and Daily Stock Returns,” *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 50, 2019b, 100857.
 61. Sorescu, S. and A. Subrahmanyam, “The Cross Section of Analyst Recommendations,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 1, 2006, pp.139-168.
 62. Stambaugh, R. F., J. Yu, and Y. Yuan, “The Short of it: Investor Sentiment and Anomalies,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 104, No. 2, 2012, pp.288-302.
 63. Stickel, S. E., “The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 5, 1995, pp.25-39.
 64. Womack, K. L., “Do Brokerage Analysts’ Recommendations Have Investment Value?” *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, 1996, pp.137-167.
 65. Xie, Y., S. Hwang, and A. A. Pantelous, “Loss Aversion Around the World: Empirical Evidence from Pension Funds,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 88, 2018,

pp. 52-62.

66. Yang, C. and B. Gao, "The Term Structure of Sentiment Effect in Stock Index Futures Market," *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 30, 2014, pp. 171-182.
67. Yang, C. and L. Zhou, "Investor Trading Behavior, Investor Sentiment and Asset Prices," *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 34, 2015, pp. 42-62.
68. Yang, C. and L. Zhou, "Individual Stock Crowded Trades, Individual Stock Investor Sentiment and Excess Returns," *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 38, 2016, pp. 39-53.
69. Yang, H., H.-J. Ahn, M. H. Kim, and D. Ryu, "Information Asymmetry and Investor Trading Behavior Around Bond Rating Change Announcements," *Emerging Markets Review*, Vol. 32, 2017, pp. 38-51.
70. Yang, H., D. Ryu, and D. Ryu, "Investor Sentiment, Asset Returns and Firm Characteristics: Evidence from the Korean Stock Market," *Investment Analysts Journal*, Vol. 46, No. 2, 2017, pp. 132-147.
71. Zhang, X. F., "Information Uncertainty and Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 1, 2006, pp. 105-137.

The Impact of Analyst Recommendation Changes on the Korean Financial Market and Sentiment

Karam Kim* · Heejin Yang** · Doojin Ryu***

Abstract

This study examines the effect of analyst recommendation changes on investor sentiment, stock returns, and trading behaviors of investors, and further investigates the sentimental effect regarding the reactions of the stock market and investors to analyst recommendation changes. Event study approach discovers that investor sentiment, stock returns, and net order imbalance all significantly react to analyst recommendation changes. Moreover, we find that the reaction varies by investor type, as the net order imbalance of domestic individual investors more significantly reacts to upgrades of analyst recommendations, while that of domestic institutional investors and stock returns more significantly react to downgrades. The cross-sectional regression, employed to examine whether investor sentiment contributes to such asymmetric responses, shows that investor sentiment significantly affects the reaction of the stock market to analyst recommendation changes, when analyst reports downgrade, the reactions of stock returns and individual investors' net order imbalance to recommendation. These results imply that investor sentiment has a role in determining the reaction of the stock market to analyst recommendation changes.

Key Words: analyst recommendation change, behavioral economics, financial market, firm-level investor sentiment, information asymmetry

JEL Classification: G02, G12, G14

Received: March 9, 2020. Revised: June 26, 2020. Accepted: Aug. 12, 2020.

* First Author, Analyst, Korea Asset Pricing, 88, Yulgok-ro, Jongno-gu, Seoul 03131, Korea, Phone: +82-2-2251-1328, e-mail: grkim@koreaap.com

** Second Author, Assistant Professor, Department of Global Economics and Commerce, Dongguk University Gyeongju Campus, 123, Dongdae-ro, Gyeongju-si, Gyeongsangbuk-do 38066, Korea, Phone: +82-54-770-2316, e-mail: yhj427@dongguk.ac.kr

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, 25-1, Seonggyunwan-ro, Jongno-gu, Seoul 03063, Korea, Phone: +82-2-760-0429, e-mail: sharpjin@skku.edu