

주식의 복권성향과 개인투자자의 자기과신성향 사이의 관계에 대한 연구*

안희준** · 이형철***

〈요 약〉

본 연구는 개인투자자의 시장참여 비중이 큰 국내 주식시장을 대상으로 개인투자자의 비이성적 투자행태와 주식의 복권성향 사이의 관계에 대해 살펴본다. 발생확률이 매우 작더라도 큰 수익을 가져다 줄 수 있는 주식의 복권성향 정도를 수익률의 왜도, 고유위험, 주가의 크기를 사용하여 정의한 후, 이 복권성향 정도가 평가이익(손실) 상황에서 개인투자자의 매수(매도)비율과 유의한 연관성을 가지는지를 살펴봄으로써 복권성향 주식에 대한 개인투자자의 비이성적 투자행태 존재 여부를 살펴본다. 또한, 복권성향 주식을 중심으로, 자기과신이 개인투자자의 투자성향에 유의한 영향을 미치는지, 나아가 이러한 개인투자자의 투자행태가 주식시장의 정보환경과 어떤 관계를 가지는지도 살펴본다. 2000년부터 2017년까지 18년 기간 중 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 실증분석을 실시한 결과, 복권성향이 큰 종목일수록 투자자의 자기과신 현상이 두드러지며, 이러한 복권성향 주식과 자기과신 간의 관계는 개인투자자의 거래비중이 높아질수록 강해짐을 확인할 수 있었다. 뿐만 아니라, 복권성향 주식에 대한 개인투자자의 거래비중이 높아짐에 따라 정보거래 역시 심해짐을 발견함으로써 개인투자자의 비이성적 투자행태가 주식시장의 정보환경과도 밀접한 연관을 가짐을 확인할 수 있었다.

주제어 : 복권성향 주식, 개인투자자, 자기과신, 정보비대칭, PIN

논문접수일 : 2020년 02월 10일 논문수정일 : 2020년 03월 02일 논문게재확정일 : 2020년 03월 04일

* 2019년 경영관련학회 융합학술대회에서 논문과 관련하여 유익한 조언을 해주신 조정근 교수님과 세션 참석자 여러분께 심심한 감사를 표합니다. 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2017S1A5A8018869).

** 제1저자, 성균관대학교 경영대학 교수, E-mail: heejoon@skku.edu

*** 교신저자, 충북대학교 경영대학 부교수, E-mail: hcllee@cbnu.ac.kr

I. 서 론

개인투자자의 비중이 압도적으로 높은 한국 주식시장에서 개인투자자의 지속적인 투자손실 보고는 학문적으로나 실무적으로 큰 관심을 끄는 현상이라고 할 수 있다.¹⁾ 이러한 관심을 반영하듯, 국내 주식시장에서 개인투자자의 성격과 역할에 대한 학술연구가 활발히 진행되어 왔다(변영훈, 2005; 변진호 외 2인, 2007; 길재욱 외 3인, 2008; 강장구 외 2인, 2013 등).

개인투자자들의 지속적인 투자손실은 우리나라 시장에만 국한된 현상은 아니며 해외 다수의 시장에서도 꾸준히 보고되고 있다. 예컨대, Odean(1999)과 Barber and Odean(2000)은 미국시장에서, Grinblatt and Kehloharju(2001)는 핀란드시장에서, Anderson(2008)은 스웨덴 시장에서, Barber et al.(2009)은 대만시장에서 개인투자자의 주식투자가 저조한 성과를 나타냄을 보고한다. Odean(1999), Barber and Odean(2000), Barber et al.(2009), Daniel and Hirshleifer(2015) 등 행태재무학에 기초한 연구들은 개인투자자들의 저조한 투자성과가 정보열위보다는 자기과신(overconfidence) 등 그들의 비이성적 투자행태에 기인하는 것으로 해석한다. 특히, Kumar(2009a, 2009b)는 ‘복권성향주식’(lottery-like stock)에 초점을 맞추어 개인투자자의 열등한 투자성과가 그들의 비이성적 투자행태와 관련이 있는 것으로 설명한다. 복권성향주식은 상대적으로 저가이면서, 매우 작은 확률로 큰 수익이 가능한 반면 손실을 볼 확률이 큰 고위험의 주식으로, 개인투자자 층이 주요 투자주체인 것을 특징으로 들 수 있다. 단순한 예이기는 하나, 첫 문단에서 언급한 국내 정치테마주의 경우가 복권성향 주식의 범주에 든다고 할 수 있다.

본 논문은 Kumar(2009a, 2009b)의 연구에 기반하여 복권성향주식에 대한 개인투자자들의 위험선호 현상과 비이성적 투자행태에 대하여 연구한다. 좀 더 구체적으로, 투자자 유형의 구분이 가능한 한국 주식시장 자료를 이용하여 복권성향 주식을 거래하는 투자자들이 자기과신의 비이성적 투자행태를 보이는지, 복권성향 주식에 대한 비이성적 성향의 거래가 개인투자자 거래 비중과 관련이 있는지, 또 이것이 궁극적으로 정보거래와 관련성을 지니는지 등을 실증분석을 통해 살펴본다.

1) 주식시장에서 개인투자자들의 지속적 손실을 잘 보여주는 한 예가 테마주 시장이다. 『최근 정치테마주에 대한 분석결과』(한국거래소 보도자료, 2017.1.11.)에 따르면 2016년 9월부터 11월까지 정치테마주 16개 종목을 분석한 결과, 정치테마주의 투자자 유형별 비중은 97%가 개인투자자로, 나머지 3%만이 기관과 외국인이었음을 보고하였다. 또한, 매매손실이 발생한 계좌 중 99.6%가 개인투자자였으며, 정치테마주 투자에 뛰어드는 개인투자자 중 73%가 원금 손실을 입었다고 밝혔다.

지금까지 복권성향 주식과 비이성적 투자행태의 사이의 관계에 대한 연구는 주로 미국시장을 중심으로 진행되어 왔다(Griffin and Tversky, 1992; Gervais and Odean, 2001; Odean, 1998, 1999; Kumar, 2009a, 2009b; Kumar et al., 2016). 그런데 복권성향 주식의 주된 투자 층이 개인이며, 한국시장에서 개인투자자가 차지하는 비중이 압도적임을 감안하면, 복권성향 주식에 대한 개인투자자의 과도한 투자와 비이성적 거래행태는 미국의 경우보다 한국시장에서 훨씬 더 현저하게 나타날 개연성이 높다. 게다가 투자자 유형별 거래현황 자료가 제공되고 있는 우리나라 주식시장은 개인투자자의 거래행태를 살펴보기에 매우 이상적인 연구환경을 제공한다. 이에 본 연구에서는 일별 및 일중 개인투자자 거래 자료와 주가자료 등을 이용하여 개인들의 자기과신에 기인한 비이성적 거래행태를 살펴보고 이것이 주식의 복권성향과 어떠한 관계를 갖는지를 고찰한다.

전통적인 재무이론은 투자자의 위험회피 성향에 기반하고 있다. 그러나 오래전부터 투자자의 위험선호성향에 바탕을 둔 도박성향 투자행태에 대한 연구가 시도되어 왔다(Friedman and Savage, 1948; Markowitz, 1952; Shiller, 1989, 2000). Markowitz(1952)도 “작은 손실을 얻을 확률은 크고, 큰 이익을 얻을 확률은 작은” 투자를 선호하는 투자자가 존재함을 언급하였다. 실제로 주식시장의 참여자 중 일부가 도박선호성향을 보인다는 실증연구결과가 존재한다. 예를 들어, Dorn et al.(2015), Gao and Lin(2015) 등은 각각 미국 및 대만시장에 대한 연구를 통해 주식구매와 복권구매가 서로 대체재 역할을 하며, 그 배경에는 개인투자자들이 있음을 보여준다. 특히 Barber et al.(2009)에 의하면, 2002년 4월 대만에 복권이 공식적으로 도입되면서 주식시장의 거래량이 1/4 가량 급격히 감소하였는데, 이는 곧 주식시장 내에 복권투자성향을 지닌 투자층이 다수 존재함을 방증하는 것으로 해석한다. 개인투자자의 시장참여가 활발하다는 측면에서 대만시장은 우리나라 시장과 상당한 유사성을 지닌다. 이를 고려할 때, 국내시장 역시 복권투자성향을 지닌 투자자층이 상당함을 유추할 수 있다.

Kumar(2009a)는 복권성향주식의 특징으로 (1) 높은 잠재수익에 비해 주가가 현저히 낮으며, (2) 음(-)의 기대수익률과 매우 큰 수익률 분산을 가지며, (3) 극단적으로 낮은 확률의 매우 높은 보상을 가진다고 하였다(Kumar, 2009a, p. 1890). Kumar(2009a)는 이에 근거하여 복권성향주식을 구분하는 세 가지 특성으로 고유위험, 고유왜도, 주가를 언급하였다. 본 연구에서도 이 세 가지 특징을 고려하여 복권성향 지수(LIDX)를 산정한 후 복권성향주식을 구분하는 기준으로 사용한다(Kumar et al., 2016). 복권성향주식은 높은 고유위험과 낮은 가격으로 인하여 가치평가가 쉽지 않으면서도 높은 고유왜도로 수익률 급등을 기대하게 하는 특징을 지닌다고 할 수 있다.

본 연구에서는 복권성향주식에 대한 투자를 개인투자자들의 자기과신과 관련하여 분석한다. 전통적인 재무이론은 주식시장에서 거래하는 투자자들은 합리적이며 이성적인 행동을 한다고 가정한다. 그런데, 최근 많은 연구가 주식시장의 투자자들이 다양한 비이성적 행동을 하고 있음을 보고하고 있다. 행태재무학에서 고려하는 투자자들의 비이성적 행태는 매우 다양한데, 그중에서도 최근 투자자들의 자기과신(overconfidence) 및 과잉낙관(excessive optimism)이 큰 관심을 받고 있다(Daniel and Hirshleifer, 2015).

DeBondt and Thaler(1995)는 심리학 연구에서 가장 일관된 결과로 사람들의 자기과신 현상을 든다. 심리학 문헌에서 자기과신은 지식의 정확도에 대한 과대평가 경향, 타인에 비해 자신의 능력을 과대평가하는 현상, 미래에 대해 지나치게 낙관적인 경우 등을 포함한다. 예를 들면, 사람들은 자신의 능력이 평균보다 우수하고, 타인이 자신에 대해 평가하는 것보다 스스로를 더 높게 평가하는 경향이 있다(Taylor and Brown, 1988). 사람들은 또 미래 사건에 대해 지나치게 낙관적이다(Greenwald, 1980). 또한 그들은 좋은 일이 동료보다는 자신에게 더 많이 발생할 것이라 기대하고(Weinstein, 1980; Kunda, 1987), 우연히 발생하는 사건에 대해서도 지나치게 낙관적으로 본다(Langer and Roth, 1975). 이익을 얻을 가능성은 매우 낮지만 이익의 크기는 굉장히 큰 복권성향에 대한 투자 역시 투자자들의 이러한 자기과신 또는 과잉낙관에 기인했을 가능성이 있다.

그간 주식시장에서 투자자의 자기과신성향에 대한 증거를 찾으려는 시도는 많이 있었다. Griffin and Tversky(1992)는 주식시장처럼 예측가능성이 낮은 경우에 초보자보다 오히려 전문가가 자기과신에 빠지기 쉽다고 하였다. Gervais and Odean(2001)은 투자자가 자신의 성공에 너무 많은 신뢰를 준 결과 자기과신에 빠지게 되는 모델을 소개하였다. 자기과신 현상에 대한 실증분석은 주로 개인투자자들의 거래자료 분석을 통해 이루어진다. Odean(1999)은 개인투자자들이 매수한 주식의 투자성도가 매도한 주식의 투자성도에 미치지 못함을 발견하였는데, 이것은 팔지 말아야 할 주식을 팔고 사지 말아야 할 주식을 샀음을 의미하며, 자기과신으로 인한 거래의 증거로 결론짓는다. Kumar(2009b)는 가치평가가 어려운 주식의 경우 처분효과(disposition effect)와 자기과신(overconfidence)이 나타난다고 보고하였다. 이상 언급한 Odean(1999), Gervais and Odean(2001), Kumar(2009b) 등의 연구를 바탕으로 본 연구는 주식의 복권성향과 투자자의 자기과신 행태가 서로 연관성을 가지는지를 실증분석을 통해 살펴본다.

복권성향주식을 중심으로 한 개인투자자들의 자기과신 현상에 추가하여 본 연구에서 관심을 두고 고찰하는 부분은 유동성(liquidity) 및 정보거래(informed trading)이다. Kumar(2009b)는 개인투자자들의 비이성적 거래행태와 정보거래의 관계에 대해 다음과 같은 예측을

하였다. 만약 정보거래자가 복권성향주식에 대한 개인투자자의 비이성적 거래행태를 이용하여 이익을 얻고자 한다면, 정보거래는 개인투자자들의 비이성적 거래행태에 비례하여 늘어나게 될 것이다. 한편, 정보거래의 증가에 의한 시장 내 정보비대칭의 증가는 해당 주식의 전반적인 유동성 저하를 유발하여 시장의 질(market quality)을 떨어뜨리는 요인으로 작용할 수 있다. 본 연구에서는 Kumar(2009b)의 예측을 토대로 한국시장에서 복권성향 주식을 대상으로 한 개인투자자들의 비이성적 거래행태가 빈번할수록 유동성이 저하되며 정보거래가 많아지는가를 검증한다.

유동성은 다양한 방법에 의해 측정이 가능한데, 본 연구에서는 일별자료를 사용하여 측정한 Amihud 측정치, Roll impact 외에 일중자료를 사용하여 구한 호가스프레드, 유효스프레드 등 다양한 수단을 사용하여 유동성을 측정한다. 한편, 정보거래의 양은 일중자료를 활용한 PIN(정보거래확률, Probability of Informed Trading)을 사용하여 측정한다.

본 연구에서 검증하고자 하는 가설은 다음과 같다. 한국시장에서 (1) 복권성향 정도가 큰 종목일수록 투자자의 자기과신 또는 과잉낙관의 투자행태가 강하게 나타난다. (2) 그 관계는 개인투자자 거래비중이 높은 경우 더 강하게 나타난다. (3) 복권성향이 큰 종목일수록 비이성적 투자행태를 이용하려는 정보거래자의 영향으로 유동성은 떨어지며, 정보거래는 늘어난다. 복권성향 주식 거래를 주도하는 개인투자자가 비이성적 거래행태를 보이고, 결국 이로 인하여 역선택 비용이 증가함을 보이려는 것이다. 한국거래소에 2000년부터 2017년까지 상장된 기업을 대상으로 일별 거래자료와 일중 거래자료를 이용한 실증분석을 수행한 결과, 위 가설 모두에서 예상한 바와 일치하는 결과를 얻을 수 있었다.

본 연구는 몇 가지 측면에서 중요한 의의를 지닌다. 첫 번째로, 투자자들의 위험 선호 현상과 그와 관련된 비이성적 투자특성을 고찰한 선행연구들은 대부분 미국시장을 분석 대상으로 한다. 그러나 행태적 특징이 주로 개인투자자층에서 두드러지게 나타남을 감안하면, 개인투자자의 중요성과 비중이 유난히 큰 우리나라 시장을 대상으로 한 분석은 그 의미가 특별하다고 할 수 있다. 특히, 투자자 유형별 거래자료가 제공되고 있는 우리나라 주식시장은 개인투자자의 거래행태를 살펴보기에 최적의 환경을 제공한다. 실제로 본 연구에서 투자자의 자기과신 패턴과 개인투자자 거래비중 사이의 관계를 살핀 결과, 개인투자자 거래비중이 증가함에 따라 자기과신 패턴이 강하게 나타남을 확인할 수 있었다. 이는 개인투자자들이 비이성적 거래를 주도함을 의미하며, 개인투자자의 특성에 대한 국내의 관련연구에 추가적인 증거를 제공한다고 할 수 있다.

두 번째로, 본 연구는 Kumar(2009b)의 선행연구를 바탕으로 하나 Kumar의 연구와는 차별되는 실증결과를 보고한다. Kumar(2009b)는 고유위험의 크기가 크고 가치평가가 어려운

복권성향주식의 경우 투자자가 성급하게 이익을 실현하는 현상인 처분효과(disposition effect)가 나타남을 보고한다. 이에 반해, 본 연구에서는 투자자들이 평가이익 상황에서도 주식을 처분하지 않고 보유하는, Kumar의 연구와는 상반되는 행태편이가 나타남을 발견하였다. 이는 복권성향의 개인투자자가 과잉낙관 또는 자기과신 행태를 보임을 의미하는 것으로 본 연구의 차별화된 기여라 할 수 있다.

앞서 언급한 바와 같이 본 연구는 국내시장의 일종거래자료를 이용하여 복권성향주식을 거래하는 개인투자자의 비이성적 투자행태가 전반적인 유동성 및 정보거래를 중심으로 한 시장의 질에 어떠한 영향을 미치는지 역시 분석하는데, 저자들이 이해하는 바로는 국내시장을 대상으로 이러한 시도가 지금까지 없었기에, 이 역시 본 연구의 차별점이라 할 수 있다.

학계에서 복권성향 주식이 본격적으로 관심을 끌기 시작한 것은 비교적 최근에 와서이다 (Barberis and Huang, 2008; Kumar, 2009a, 2009b; Boyer et al., 2010; Fong, 2013; Conrad et al., 2014; Dorn et al., 2015; Eraker and Ready, 2015; Bali et al., 2017). 한국 주식시장을 대상으로 복권성향 주식을 분석한 실증연구는 많지 않다. 강장구, 심명화(2014)와 심명화(2016)는 복권성향 주식의 수익률 횡단면에 초점을 맞춘 연구를 발표하였고, 박태영, 정기호(2018)는 복권성향 선호로 인해 ELW 콜의 수익률이 낮아진다는 주장을 하는 등 복권성향의 주식의 횡단면 수익률 특성이 위험요소 이외의 복권성향에 기인할 수 있다는 연구가 있었다. 고봉찬, 김진우(2017)는 복권주식의 버블을 개인투자자들이 야기하고 있으며 수익률 하락반전에도 불구하고 순매수를 지속하여 손실을 키우는 것을 발견하여 개인투자자들이 복권성향 주식의 특성을 야기하고 있음을 시사하였다. 아직 많지는 않지만 우리나라 시장을 대상으로 한 복권성향 주식에 대한 연구들은 행태재무학적 관점에서 복권성향 주식을 살펴보는 본 논문과는 차이가 있다. 개인투자자 비중이 높은 우리나라 시장에서 복권성향 주식의 비이성적 거래 행태를 연구하는 본 연구가 가지는 여러 의의를 고려할 때, 본 연구는 국내 복권성향 관련 연구를 확장하고 촉진하는데 의미 있는 기여를 할 것으로 기대한다.

논문은 이하에서 다음과 같이 진행된다. 제Ⅱ장에서는 가설설정을 다루고, 제Ⅲ장에서는 가설검정을 위한 연구방법과 표본에 대해 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과가 소개되며, 마지막 장에서 결론을 통해 논문을 마무리한다.

Ⅱ. 가설 설정

자기과신은 투자자들이 자신이 실제 알고 있는 것보다 더 많이 알고 있다고 생각하는 것이고, 과잉낙관(excessive optimism)은 긍정적인 결과가 나올 가능성은 비현실적으로

과대평가하는 반면 부정적인 결과가 나올 가능성은 비현실적으로 과소평가하는 경향을 일컫는다. 자기과신에 대한 선행연구에 따르면 투자자들은 스스로의 선택에 대하여 지나치게 과신하며 투자결과에 대해 지나치게 낙관적인 기대를 가진다(Griffin and Tversky, 1992; Gervais and Odean, 2001; Odean, 1999; Kumar, 2009b) 등 많은 연구들은 실증분석을 통해 얻은 증거를 통해 이러한 주장을 뒷받침한다.

한편, Daniel et al.(1998), Hirshleifer(2001) 등은 정보가 많지 않아 평가가 어려운 주식의 경우 투자자의 비합리적인 행태편이가 더 강하게 나타난다고 주장한다. 특히 체계적 위험의 비중이 큰 주식에 비하여 고유위험의 비중이 큰 주식의 경우, 정보비용 측면에서 쉽게 취득할 수 있는 정보의 양이 제한되어 있음을 고려한다면(Chan et al., 2013), 자기과신과 과잉낙관과 같은 편이가 강하게 나타날 가능성을 예상할 수 있다. Kumar(2009a, 2009b)에 따르면 이러한 현상은 특히 고유위험 및 고유왜도가 크며 주가가 낮은 소위 복권성향의 주식에 더 강하게 나타날 가능성이 높다. 이러한 배경에서 본 연구에서는 투자자의 자기과신 또는 과잉낙관 성향이 주식 복권성향이 강한 주식의 경우에 더 크게 나타날 것으로 예상하고 가설을 설정한다. 가설을 검증하기 위한 자기과신 성향 측정치로 주식 보유성향과 매도-매수 후 수익률 차이 두 가지를 사용한다.

Odean(1998)은 투자자가 손실의 실현을 꺼린다는 손실회피(loss aversion)를 근거로 손실 발생 시에는 손실의 실현을 지연하고 이익발생 시에는 성급하게 매도하는 성향을 보인다는 처분효과(disposition Effect)를 지지하는 실증분석 결과를 보고한다. 한편, 자기과신, 과잉낙관 성향을 지니는 투자자는 자신이 매수한 가격보다 주가가 웬만큼 크게 오르지 않는 이상 주식을 매도하여 이익을 실현하지 않고 계속 보유할 가능성이 크다. 특히 이러한 경향은 수익률의 왜도가 큰 복권성향 주식의 경우에 더 강하게 나타날 수 있다. 따라서 복권성향 주식의 경우에는 조기에 이익을 실현하고 손실실현은 지연된다는 처분효과와는 반대의 거래패턴이 나타날 수 있다. 즉, 손실상황에서 보다 이익상황에서 주식을 더 오래 보유하는 경향이 나타날 수 있다. 이상의 논거를 바탕으로 다음과 같이 가설 1을 제시한다.

가설 1: 복권성향이 큰 주식일수록 평가이익시 보유성향은 커진다.

본 연구에서는 복권성향주식에 대한 투자자의 행태적 편이를 측정하기 위해 평가이익 또는 평가손실인 상황에서 투자자가 이익을 실현하지 않고 보유하는 비율을 나타내는 주식 보유성향 측정치를 사용한다. 특히 이익상황에서 계속 보유하는 정도와 손실상황에서 계속 보유하는 정도 가운데 어느 쪽이 더 강한지를 살펴보기 위하여 두 측정치의 차이를 구해서 이 값과 주식 복권성향과의 관계를 살펴본다.

한편, Odean(1999)은 개인투자자들이 매수한 주식보다 매도한 주식의 경우 거래 후 성과가 더 우수하다는 실증분석 증거를 제시하였다. 즉, 개인들은 팔지 말아야할 주식을 팔고 사지 말아야할 주식을 샀다는 의미인데, 이러한 현상은 투자자들의 자기과신, 즉 사실은 그렇지 않은데 내가 더 잘 안다고 믿은 것으로 인한 거래의 증거라고 하였다. 투자자가 매도후 일정기간이 지난 후 수익률과 매수후 일정기간이 지난 후 수익률의 차이를 구하면 투자자가 가진 정보가 유용하였는지 또는 지나치게 신뢰한 것은 아니었는지를 알 수 있을 것이다. Odean(1999), Kumar(2009b) 등 선행연구에서도 이 값이 양수인 경우 자기과신 현상이 나타나는 것으로 판단하고 있어 주식 복권성향이 높은 기업에 투자하는 투자자가 자기과신 성향이 나타난다면 양자는 양(+)의 관계를 가질 것을 예상할 수 있다. 이에 다음과 같이 두 번째 가설을 설정한다.

가설 2: 주식의 복권 성향이 강할수록 매도후 수익률과 매수후 수익률의 차이는 커진다.
(자기과신 성향을 보인다.)

다음으로 앞서 살펴본 주식 복권성향과 자기과신 간의 관계가 투자자 별 거래비중에 따라 달라지는지를 살펴본다. 개인투자자는 소규모의 자본으로 투자하는 불특정 다수를 의미한다. 선행연구에 따르면 개인투자자는 중소형주를 선호하고 있으나 이에 대한 정보제공은 원활하지 않으며(길재욱 외 3인, 2008), 투자자별 순투자 크기에 따라 주가나 변동성의 크기가 달라지며(정영우, 정현철, 2014), 투자성고가 기관투자자나 외국인투자자에 비하여 그리 좋지 않은 것으로 보고되고 있다(고광수, 김근수, 2004; 문준철 외 2인, 2016). 개인투자자들은 자금력, 정보력, 또는 투자기법에서 기관투자자에 비해 부족한 점이 있고, 따라서 시장의 움직임에 적극적으로 대응하지 못하는 투자자 집단으로 인식된다. 또한, 투자 의사결정에 대한 체계가 존재하는 기관투자자보다는 개인투자자는 비이성적 거래 행태를 보일 가능성이 높다. 실제로 변진호 외 2인(2007)은 개인투자자의 비이성적 행동 가능성이 많아 수익률이 투자성고가 저조함을 보고한다.

이상과 같이 개인투자자가 다른 기관투자자나 외국인투자자 등 다른 투자자에 비하여 손실을 기록한다는 선행연구나, 서론 부분에서 소개된 바와 같이 테마주 등에 투자하여 손실을 본 대부분이 개인투자자라는 언론보도 등을 기초로 생각해 보면, 자기과신과 같은 비이성적 투자성향은 개인투자자에게서 더 강하게 나타날 것을 예상할 수 있다. 이에 다음과 같이 가설 3을 설정한다.

가설 3: 주식 복권성향과 자기과신의 관계는 개인투자자 거래비중이 큰 종목의 경우에 더 강하게 나타난다.

마지막으로 본 연구에서 다루는 이슈는 복권성향과 주식시장의 정보환경 사이의 관계이다. Chan et al.(2013) 등 최근 연구에 따르면, 고유위험이 큰 주식의 경우, 체계적 위험의 비중이 큰 주식에 비하여 정보환경이 열악하여 쉽게 취득할 수 있는 정보의 양이 제한되며, 정보투자자와 비정보투자자 사이의 정보비대칭이 심할 가능성이 있다. 정보투자자는, 거시경제와 관련된 정보보다 개별기업의 고유정보를 모으는데 강점이 있을 가능성이 크다. 예를 들어, 내부자가 가지는 정보 우월성은 개별 기업 관련 정보에서 나온다. 따라서 개별기업 고유위험이 크다면 정보거래 확률이 높고, 그에 따라 역선택비용이 커질 가능성이 존재한다. 한편, 시장 내의 정보비대칭이 심할수록 유동성 공급자는 스프레드를 늘리게 된다. 미국시장과 같이 명시적인 유동성 공급자가 존재하지 않고 지정가주문을 통해 유동성이 집합적으로 제공되는 우리나라 주식시장에서도 이러한 현상은 동일하게 발견된다(안희준, 이형철, 2017).

고유위험이 크다는 것을 특징으로 하는 복권성향주식의 경우에도 위와 비슷한 이유로 역선택 비용이 클 것이란 예상이 가능하다. 뿐만 아니라, 앞의 가설에서 예상한 바대로 복권성향주식의 거래에 자기과신이 강한 비이성적 투자자들이 많이 참여한다면 정보 거래자는 정보우위를 이용하여 더 큰 이익을 볼 여지가 있고, 정보우위를 이용할 동기에서 복권성향주식의 거래에 참여할 동기가 더 커질 것을 예상할 수 있다. 이는 정보거래 비율의 증가와 유동성 감소로 이어질 수 있다. 이에 네 번째 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설 4: 주식의 복권성향이 커질수록, 주식 유동성은 낮아지고 역선택 비용은 커진다.

Ⅲ. 연구방법

1. 주요 변수

실증분석은 다음과 같이 진행된다. 먼저 복권성향 주식 지수(*LIDX*), 주식 보유성향, 자기과신 정도, 주식 비유동성(스프레드)의 크기, 역선택 비용에 대한 측정치를 구한 후 이를 기초로 단변량 분석과 회귀분석을 통하여 변수들 간의 관계를 살펴본다. 각 측정치의 산정 방법과 회귀분석 모형은 다음과 같다.

1) 복권성향 지수(*LIDX*)

본 연구에서는 개별 주식의 복권성향 정도를 측정하기 위하여 Kumar et al.(2016)이 소개한 복권성향지수(*LIDX*)를 사용한다. 지수를 산정하는 방법은 다음과 같다. 먼저

표본으로 선정된 모든 주식을 연도별 주가, 고유위험 및 고유왜도의 크기에 따라 각각 20개 그룹으로 구분한다. 각 그룹에 대해 가격이 낮은 순, 고유위험과 고유왜도가 높은 순으로 20점부터 1점까지 점수를 각각 부여한다. 예를 들어, 주가가 가장 낮은(높은) 그룹의 경우 20점(1점)을 부여받는다. 마찬가지로 고유위험이나 고유왜도가 가장 큰(작은) 경우는 20점(1점)을 부여받는다. 다음으로 종목별로 이렇게 구한 점수를 모두 더한다(편의상 더한 점수를 score라 부르기로 하자). 종목에 따라 이 점수(score)는 3점부터 60점까지 분포하게 되는데, 다음 식을 이용하여 0과 1 사이 값으로 변환한다.

$$LIDX = \frac{Score - 3}{60 - 3} \quad (1)$$

$LIDX$ 가 높은 값을 가지는 주식은 도박성향 또는 투기성향의 투자자를 더 유인할 수 있는 특성을 갖는 것으로 해석할 수 있다.

한편, $LIDX$ 를 구하는데 사용된 고유변동성과 고유왜도는 다음과 같이 구한다. 고유변동성 ($IVOL$)은 시장수익률을 포함하는 모형에서 잔차의 표준편차를 계산하여 구한다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

(단, R_m 은 시장수익률), $IVOL = std(\epsilon_{i,t})$

고유왜도($SKEW$)는 조정수익률의 조건부왜도 측정치를 이용한다. 계산식은 아래와 같다. 조정수익률(R)은 일별수익률에서 KOSPI지수 수익률을 차감한 값이며, n 은 해당연도 동안 일별수익률 관측치의 수, i 는 해당기업, t 는 해당연도를 나타낸다.

$$SKEW_{i,t} = (n(n-1)^{3/2} \sum R_{i,t}^3) / ((n-1)(n-2)(\sum R_{i,t}^2)^{3/2}) \quad (3)$$

2) 자기과신 측정치

(1) 손익상황에서 보유성향 측정치(PGP , PLP , HE)

개인투자자가 본인이 보유한 정보를 과도하게 신뢰한다면, 낙관적 전망을 할 가능성이 커 주식 매수후 주가가 상승하여 평가이익이 발생하더라도 이익을 실현하는 것이 아니라 계속 보유할 가능성이 클 것이다. 뿐만 아니라 정보에 대한 낙관적 과신의 정도가 크다면 해당 투자자는 도리어 주식의 추가매수에 들어갈 가능성도 있다. 이는 손실의 경우에도 마찬가지이다. 이러한 현상은 특히 복권성향이 강한 주식에 현저하게 나타날 확률이 높다.

복권주식을 중심으로 한 개인투자자의 자기과신에 의한 낙관적 거래행태의 측정은 Odean(1998)의 방법론을 응용하여 다음과 같이 이루어진다.²⁾ 원래 투자자의 평가이익, 평가손실 상황을 정확하게 파악하기 위해서는 투자자 개개인의 개별 계좌별 거래자료가 있어야 한다. 그러나 투자자 계좌별 거래자료의 입수가 어려운 관계로 본 논문에서는 다음과 같이 일별 주가자료와 일별 개인투자자의 매수 및 매도 거래량을 이용하여 집합적으로 개인투자자의 평가이익, 평가손실 상황을 추정한다.

일별 손익계산을 위한 첫 단계로 먼저 과거 60 거래일의 개인투자자 매수 평균가격을 계산하여 이를 당일의 기준가격으로 삼는다. 개인투자자 매수 평균 가격은 일별 개인투자자 매수거래 금액을 개인투자자 매수거래량으로 나누어 구한다. 다음으로 해당일의 매도 평균가격을 일별 개인투자자 매도거래 금액을 개인투자자 매도거래량으로 나누어 구하고, 이 매도 평균 가격이 앞서 구한 기준가보다 높으면 이익발생일(*gain* 또는 *g*)로 판단하고, 반대로 매도 평균 가격이 기준가보다 낮으면 손실발생일(*loss* 또는 *l*)로 판단한다. 한편, 개인투자자의 매도거래량이 매수거래량보다 큰 순매도일은 손익실현일(*realization* 또는 *r*), 반대로 개인투자자의 매수량이 매도량보다 큰 순매수일은 손익실현을 하지 않을 날(*paper* 또는 *p*)로 판단한다.

위의 기준에 따르면 거래일별로 이익실현일(*rg*), 손실실현일(*rl*), 이익비실현일(*pg*), 손실비실현일(*pl*) 등 네 개의 조합이 발생 가능하다. 다음으로 1년 중 이익실현일의 수를 ND_{rg} , 손실실현일의 수를 ND_{rl} , 이익비실현일의 수를 ND_{pg} , 손실비실현일의 수를 ND_{pl} 로 정의한 후, 아래와 같이 1년 중 투자자가 평가이익이 발생하는 상황에서도 매도를 통해 이익을 실현하지 않는 날짜의 비율(*PGP*)과 평가손실이 발생하는 상황에서 매도를 선택하지 않고 계속 보유하거나 추가매수를 것을 선택하는 날짜의 비율(*PLP*)을 측정한다.

$$PGP = \frac{ND_{pg}}{ND_{pg} + ND_{rg}} \text{ and } PLP = \frac{ND_{pl}}{ND_{pl} + ND_{rl}} \quad (4)$$

한편, *PGP*와 *PLP*의 상대적 크기 차이를 비교하기 위해 상대적 주식보유성향 측정치 (*HE*)를 다음과 같이 정의한다.

$$HE = PGP - PLP \quad (5)$$

2) 이 방법은 김승탁, 김봉수(2014)에 소개된 방법을 수정한 것이다.

선행연구에서 보고하고 있는 투자자의 처분효과성향에 따르면 투자자들이 손실을 실현하는 것에 대해 꺼려하는 경향이 있어 손실 발생시에는 매도를 지연시키고 이익발생 시에는 상대적으로 이익실현이 활발히 일어난다고 보고한다. 즉, 처분효과가 존재한다면 *HE*의 값이 유의한 음의 값을 나타낼 것이라는 예측을 할 수 있다. 그러나, 복권성향 주식의 경우, 확률이 작더라도 큰 이익이 날 수 있는 특성을 가지므로 이에 투자하는 투자자는 오히려 평가이익이 발생하더라도 그 규모가 크지 않으면 이익실현을 미루고 더 기다리는 성향을 보일 가능성이 있다. 만약 이러한 패턴이 복권성향주식에 실제 존재한다면 위에서 정의한 이익발생시 보유비율(*PGP*)은 손실발생시 보유비율(*PLP*)보다 크게 나타나고 *HE*의 값이 유의한 양의 값을 가질 것이라는 예측을 해볼 수 있다.

(2) 거래 후 수익률 차이(*PTSBD*, *PTGSBD*, *PTLSBD*)

Odean(1999)은 개인투자자들이 매수한 주식의 성과가 매도한 주식의 성과에 미치지 못함을 보고하였다. Odean(1999)은 이러한 결과를 개인투자자들이 팔지 말아야할 주식을 팔고 사지 말아야할 주식을 샀음을 의미하며 자기과신으로 인한 거래의 증거로 해석하였다. 투자자가 자신이 가진 사적정보를 지나치게 과신하여 비이성적 투자를 하는 경우, 그들의 매도후 수익률이 매수후 수익률보다 더 크게 나타날 수 있다. 이러한 패턴이 복권성향 주식의 거래에 체계적으로 나타난다면, 투자자들의 매도후 수익률과 매수후 수익률의 차이가 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 가질 수 있다.

이에, 투자자의 매도거래 후 일정 기간 동안 측정한 수익률과 매수거래 후 일정 기간동안 측정한 수익률 간의 차이를 통해 투자자의 자기과신 정도를 측정하는 변수로 사용한다 (Kumar, 2009b). 본 연구에서는 다음과 같이 매매 거래 후 60일과 120일 후의 주가 수익률을 기준으로 ‘매도-매수 거래 후 수익률 차이’(*PTSBD*)를 산정한다.

$$PTSBD_{i,k,t} = PTSR_{i,k,t} - PTBR_{i,k,t} \quad (6)$$

$PTSR_{i,k,t}$ 은 *i*종목 매도후 *k*일 동안 수익률에서 같은 기간 동안의 KOSPI지수 수익률을 차감한 ‘매도후 초과수익률’의 *t*년 평균, $PTBR_{i,k,t}$ 은 *i*종목 매수후 *k*일 동안 수익률에서 같은 기간 동안의 KOSPI지수 수익률을 차감한 ‘매수후 초과수익률’의 *t*년 평균을 의미한다. 앞선 측정치와 마찬가지로 추정을 위한 데이터는 일별로 제공되는 투자자별 매수량, 매도량을 이용하여 개인투자자의 순매수일은 개인투자자가 매수, 순매도일은 개인투자자가 매도한 것으로 가정하고 분석한다.

한편, 앞의 *PTSBD* 측정치에 평가이익 또는 평가손실의 조건을 더하여 추가적인 자기과신 측정치 역시 분석에 포함시킨다, 즉, 단순히 개인투자자 거래량을 기준으로 매수, 매도 방향을 구분하여 거래 후 수익률을 구하는 것이 아니라, 여기에 평가이익(*G*) 상황인지, 평가손실(*L*) 상황인지를 고려하여 *PTSR*과 *PTBR*을 *PTGSR*, *PTGBR*, *PTLSR*, *PTLBR*로 다시 정의한다. 이를 토대로 아래와 같이 ‘평가이익시 매도후-매수후 수익률 차이’(*PTGSBD*)와 ‘평가손실시 매도후-매수후 수익률차이’(*PTLSBD*)를 구하여 자기과신 측정치로 사용한다.

$$PTGSBD_{i,k,t} = PTGSR_{i,k,t} - PTGBR_{i,k,t} \quad (7)$$

$$PTLSBD_{i,k,t} = PTLSR_{i,k,t} - PTLBR_{i,k,t} \quad (8)$$

앞선 측정치와 마찬가지로 추정을 위한 데이터는 일별로 제공되는 투자자별 매수량, 매도량을 이용하여 개인투자자의 순매수 일은 개인투자자가 매수, 순매도일은 개인투자자가 매도한 것으로 가정하고 분석하고, 손익계산을 위한 기준가격으로는 과거 60일 평균가격을 이용하며, 이 기준가가 일별 최고가보다 높으면 손실, 최저가보다 낮으면 이익으로 판단한다.

3) 주식 비유동성 측정치

본 연구에서는 복권성향주식의 유동성을 측정하기 위해 저빈도 자료를 이용하여 측정한 유동성 대용치(liquidity proxy)와 고빈도 자료를 이용한 유동성 측정치를 모두 사용한다.

(1) 저빈도 자료를 이용한 비유동성 측정치

일별주가자료를 이용하여 주식시장의 유동성을 손쉽게 측정할 수 있는 수단으로는 Amihud(2002) 측정치 그리고 Roll impact 측정치를 손꼽을 수 있다. 두 측정치는 모두 그 값이 크면 주식 유동성이 낮음을 뜻하므로 실제로는 비유동성(illiquidity)의 측정치이다. Amihud(2002) 비유동성 측정치는 일별 수익률의 절대값을 구하고 그 값을 거래금액으로 나누어 구한다. 개별 종목의 *Amihud* 측정치는 다음 식 (9)를 이용하여 구한다.

$$Amihud = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|R_t|}{Dollar\ Volume_t} \quad (9)$$

위 식 (9)에서 *T*는 1년 중 거래일수, *t*는 각 거래일, *Dollar Volume_t*은 *t*일의 총거래금액, *|R_t|*은 *t*일 수익률의 절대치의 각 종목에 대한 값이다. 추정값이 너무 작아지는 것을 방지하기

위해 10^{18} 값을 곱하여 사용하고, 분석 시에는 분포가 한쪽으로 쏠리는 것을 방지하기 위해 자연로그를 취한 값을 사용한다. 분석에 사용된 추정치는 일별로 구한 *Amihud* 비유동성 추정치를 연도별로 평균하여 사용하고, 거래금액은 당일 거래량에 그날 종가를 곱하여 구한다. 신뢰할 만한 추정치를 추정하기 위해 일 년 중 거래일수가 최소 30일을 넘는 종목에 한해서만 추정치를 계산한다. 금액기준으로 매 거래량 당 주가 수익률의 변동을 나타내는 *Amihud* 비유동성 추정치는 Kyle(1985)이 소개한 람다(λ)와 같은 위치에 있는 비유동성 추정치로, Ahn et al.(2018)은 한국 주식시장의 경우 일별자료로부터 추정 가능한 여러 스프레드 대응치 중 상관계수 측면에서 보면 *Amihud* 비유동성 추정치가 가장 우수한 비유동성 대응치임을 보고한다.

Roll Impact 비유동성 추정치는 Roll(1984) 스프레드를 구한 후 Amihud(2002)가 사용한 방법을 적용한(Goyenko et al., 2009) 가격충격의 추정치이다. Roll Impact 비유동성 추정치를 구하기 위해서는 Roll Spread를 먼저 구하여야 한다. Roll Spread는 매수-매도 호가가 반복되면서 체결되는 과정에 발생 가능한 일별 주가수익률의 음(-)의 자기상관현상을 이용하여 다음 식과 같이 측정한다.

$$Roll = \sqrt{|cov(R_t, R_{t-1})|} \quad (10)$$

Roll Impact 비유동성 추정치는 다음 식과 같이 Roll 스프레드 값을 구한 후 그 값을 일평균 거래금액으로 나누어서 구한다.

$$Roll\ Impact = \frac{Roll\ Spread}{Average\ Daily\ Dollar\ Volume} \quad (11)$$

Roll(1984)의 측정방법은 원래 수익률의 공분산에 -1을 곱하고 제곱근을 취해 구하는데, 본 연구에서는 Lesmond(2005)에 따라 주가 수익률의 공분산에 절대값을 취하여 공분산이 음의 값을 갖는 경우 그 값이 정의될 수 없는 것을 방지한다. Roll Impact 추정치 역시 분석 시에 수치가 너무 작아지는 것을 방지하기 위해 10^{12} 값을 곱하여 사용하고, 분포가 한쪽으로 쏠리는 것을 방지하기 위해 자연로그를 취한 값을 사용한다.

(2) 고빈도 자료를 이용한 스프레드 측정치

고빈도 자료를 사용한 유동성의 측정치로 호가스프레드(*Quoted Spread*), 유효스프레드(*Effective Spread*)의 두 값을 분석에 사용한다. 스프레드 값은 한국거래소에서 제공하는

일중 호가/체결 자료를 이용하여 구하는데, 거래체결 시점의 스프레드를 구하고 그 값을 일별로 평균하여 일별 스프레드를 구한 후, 이를 토대로 연평균 스프레드 값을 구하여 분석에 사용한다.

$$Quoted\ Spread = \frac{ASK_t - BID_t}{(ASK_t + BID_t)/2} \quad (12)$$

$$Effective\ Spread = 2 \times \frac{|Price_t - (ASK_t + BID_t)/2|}{Price_t} \quad (13)$$

위에서 ASK_t 는 일 중 t 시점의 매도호가, BID_t 는 일 중 t 시점의 매수호가, $Price_t$ 는 t 시점의 체결가격을 의미한다. 앞에서와 유사하게 10^3 값을 곱하고 자연로그를 취한 값을 분석에 사용한다.

4) 역선택 비용 추정치

스프레드에 포함된 역선택비용만을 분리하여 분석에 이용하기 위하여 Glosten and Harris(1988)의 모형을 이용한다. Glosten and Harris(1988)는 거래가격(P_t)은 본질가격에 영향을 미치는 역선택비용(Z)과 일시적으로 영향을 미치는 주문처리비용(C)으로 구성된다고 하고, 호가스프레드가 정보비대칭(역선택)에 의한 영구적인 부분과 주문처리비용 등 일시적인 부분으로 분리됨을 가정하여 거래가격 생성 과정을 다음 식과 같이 유도한다.

$$\Delta P_t = c_0 \Delta Q_t + c_1 \Delta Q_t V_t + z_0 Q_t + z_1 Q_t V_t + \epsilon_t \quad (14)$$

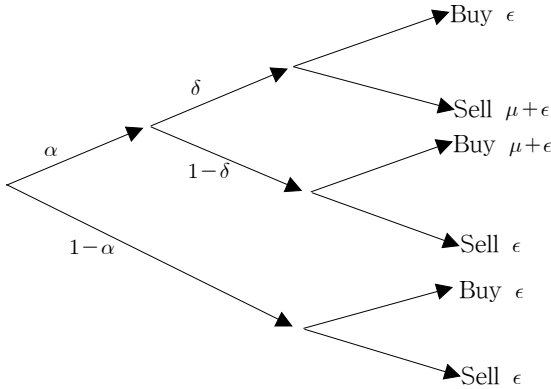
P_t 는 t 시점에 관찰된 체결가격, Q 는 거래지표(1: 매수, -1: 매도), V 는 체결량을 나타낸다. Glosten and Harris(1988)에 따르면 이 중 $Z_0 = 2(z_0 + z_1 V_t)$ 는 역선택비용, $C_0 = 2(c_0 + c_1 V_t)$ 는 주문처리/재고비용이라고 할 수 있다. 본 연구에서는 전체 스프레드 추정치 대비 역선택비용의 비율인 Z_0 를 다음 식과 같이 추정하여 역선택비용 추정치로 사용한다. $\bar{V}$ 는 당일 거래체결량의 평균값이다. 일중 거래 자료를 이용하여 매일의 종목별 각 모수를 추정하여 역선택 비용 추정치를 구하고, 종목별 연도별로 그 값을 평균하여 10^2 을 곱한 값에 자연로그를 취한 값을 분석에 사용한다.

$$Z_0 = \frac{(z_0 + z_1 \bar{V})}{(c_0 + c_1 \bar{V}) + (z_0 + z_1 \bar{V})} \quad (15)$$

5) 정보거래 확률(PIN) 측정치

투자자 간의 정보비대칭 정도를 측정하는 Probability of informed trades(PIN) 값은 한국거래소의 일중 거래 자료를 이용하여 구한다(Easley et al., 1996). Easley et al.(1996)은 [그림 1]과 같은 연속적인 거래과정을 가정한다. 그림에서 α 는 하루 중 새로운 정보사건이 일어날 확률, δ 는 정보가 가격을 하락시키는 정보일 확률, μ 는 정보거래자의 주문이 도달할 확률, ϵ 는 무정보거래자의 주문이 도달할 확률을 나타낸다.

[그림 1] Easley et al.(1996)의 거래과정



모형이 가정하는 거래과정을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 거래일의 시작과 함께 외생적으로 α 의 확률로 정보사건이 발생한다. 여기서 정보는 기업가치에 대한 정보이다. 한편, 이 정보가 나쁜 정보일지 좋은 정보일지가 각각 δ , $1-\delta$ 의 확률로 결정된다. 하루 동안 거래자들의 주문이 포아송 과정에 따라 도달하고, 정보거래자의 주문은 μ 의 확률로, 무정보거래자의 주문은 ϵ 의 확률로 시장에 도달한다. 정보거래자는 정보가 가지는 가치에 대해 정통하며 좋은 뉴스일 때는 매수하고, 나쁜 뉴스일 때는 매도한다.

Easley et al.(1996)은 관련된 모수들을 추정하여 전체 거래 가운데 정보거래자의 거래 확률이 어느 정도 되는지를 추정한다. 그런데, 사적 정보는 시장에서 직접 관찰하기 어렵고, 어느 주문이 정보거래자 또는 무정보거래자의 주문인지도 구분하기 어렵기 때문에 모수 추정을 어떻게 할지가 문제된다. Easley et al.(1996)은 일중 주문 및 체결자료를 통하여 관찰 가능한 매일의 매수 주도 체결 회수와 매도 주도 체결 회수를 기초로 하여 각 모수의 값을 최우추정을 통하여 추정한다. 특정일의 우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 L(\theta|B,S) = & (1-\alpha)e^{-\epsilon}\frac{\epsilon^B}{B!}e^{-\epsilon}\frac{\epsilon^S}{S!} \\
 & + \alpha\delta e^{-\epsilon}\frac{\epsilon^B}{B!}e^{-(\mu+\epsilon)}\frac{(\mu+\epsilon)^S}{S!} \\
 & + \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\epsilon)}\frac{(\mu+\epsilon)^B}{B!}e^{-\epsilon}\frac{\epsilon^S}{S!}
 \end{aligned} \tag{16}$$

위에서 B, S는 각각 해당일의 매수 및 매도 거래 횟수를 나타내며, $\theta = (\alpha, \delta, \epsilon, \mu)$ 는 추정할 모수 벡터이다. 샘플기간 중 각 거래일의 매수 및 매도 거래 횟수 자료를 이용하여 우도함수가 최대화 되는 각 모수의 값을 추정한다. Easley et al.(1996) 모형은 관측 가능한 매도 및 매수 횟수를 이용하여 직접 관측하기 어려운 정보거래와 무정보거래자의 거래비율을 추정한다는 장점이 있다. 본 연구에서는 일중 거래자료를 이용하여 매일의 매도 및 매도 횟수를 구하고, 연도별로 정보거래확률(PIN) 값을 추정하였다. 앞서 소개한 바와 같이 추정된 모수인 ϵ (무정보거래 비율), μ (정보거래 비율), α (정보사건 발생확률), δ (악재 뉴스 발생확률)을 바탕으로 정보거래확률(PIN)은 다음과 같이 계산된다.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\epsilon} \tag{17}$$

2. 실증분석 모형

1) 단변량 분석

본 연구의 분석은 단변량 분석과 회귀분석으로 이루어진다. 우선 분석의 첫 단계로 앞서 살펴본 투자자의 보유성향 측정치(PGP, PLP, HE) 및 자기과신 측정치(PTSBD, PTGSBD, PTLSBD), 주식의 비유동성 측정치(Amihud, Roll impact, Quoted spread, Effective spread), 정보거래 측정치(PIN) 각각의 크기가 주식 복권성향지수(LIDX)의 값이 달라짐에 따라 어떻게 변하는지 살펴보기 위해 단변량 분석을 시행한다. 복권성향지수의 크기에 따라 표본을 10개 그룹으로 나누고 각 그룹별로 표본주식을 나누어 복권성향지수의 크기에 따른 포트폴리오를 구성한다. 이렇게 구한 포트폴리오 별로 보유성향, 자기과신, 주식비유동성 측정치의 평균값을 구하여 비교하는데, 복권성향이 커짐에 따라 관심 변수의 값이 증가하는지 또는 감소하는지를 살펴본다. 그리고, 가장 복권성향이 큰 그룹과 가장 작은 그룹간의 차이를 비교해 보아 그 차이가 통계적으로 유의한지도 살펴본다.

2) 회귀분석 모형

복권성향이 큰 주식일수록 이익발생 상황에서 보유성향이 커질 것이라는 가설 1과 복권성향이 커질수록 매도후 수익률과 매수후 수익률 차이가 커질 것이라는 가설 2의 검정을 위하여 다음에 소개하는 회귀모형을 사용한다. 가설검정을 위한 분석은 패널회귀분석을 사용한다. 회귀식의 종속변수로는 앞서 설명한 주식 보유성향(PGP , PLP , HE)과 60일과 120일 간의 매도후-매수후 수익률 차이($PTSBD$, $PTGSBD$, $PTLSBD$)를 사용하고, 가설 검정을 위한 핵심 독립변수로 주식 복권성향 지수($LIDX$)를 모형에 포함한다. 통제변수로는 보유성향 회귀식은 시가총액($Size$), 거래량 회전율($Turnover$), 평균주가($Price$), 증권 분석가의 수($Anal$)를 포함하고 매도후-매수후 수익률 차이 회귀식은 시가총액($Size$), 시장 가치-장부가치 비율(MTB), 시장 베타($Beta$)를 포함한다. 여기에 추가로 산업별 그리고 연도별로 주식 유동성에 영향을 공통적으로 미치지만 이미 포함된 통제변수로 설명되지 않는 변수들의 영향을 통제하기 위해 산업별($Industry$), 연도별($Year$) 더미 변수를 포함한다. $Size$, $Turnover$, $Price$ 의 경우, 분포가 가지는 특성상 모두 자연로그를 씌운 값을 사용한다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차 방법을 이용하여 연도별, 산업별로 군집 표준오차를 구하여 유의도를 판단한다. 회귀식은 각각 다음과 같이 구성된다.

$$PGP, PLP, HE_{i,t} = \alpha + \beta_1 LIDX_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Turnover_{i,t} + \beta_4 Price_{i,t} \quad (18)$$

$$+ \beta_5 Anal_{i,t} + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$PTSBD_{i,t} = \alpha + \beta_1 LIDX_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 MTB_{i,t} + \beta_4 Beta_{i,t} \quad (19)$$

$$+ \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}$$

만약 가설 1과 가설 2가 성립한다면 위 두 회귀식 모두에서 β_1 이 유의한 양(+)의 값을 보일 것이다.

가설 3의 검증을 위한 회귀식에는 위 식(18)과 식 (19) 각각에 주식 복권성향지수($LIDX$)와 개인투자자 비중이 많음을 나타내는 더미변수($High_Indi$)와의 교차항($LIDX \times High_Indi$)을 추가한다. 개인투자자 거래비중은 종목별로 연도별 개인투자자 거래량을 구하여 연도별 총거래량으로 나누어 구하고, 이 개인투자자 거래비중이 연도별 중간값보다 큰 경우 1의 값을, 작은 경우 0의 값을 갖는 더미변수를 이용한다. 가설 3이 예상하는 것처럼 개인투자자 거래비중이 높은 표본에서 복권성향과 비이성적 거래행태가 더 강하게 나타난다면 이 교차항의 계수가 양(+)의 유의한 값을 가질 것이다.

가설 4 검증을 위한 회귀식의 종속변수로는 비유동성 대용치(ILLIQ)인 Amihud 측정치와 Roll Impact 측정치, 스프레드 측정치, 정보거래 측정치인 PIN 추정치를 사용하고, 가설검정을 위한 핵심 독립변수로 주식 복권성향지수(LIDX)를 모형에 포함한다. 통제변수로는 거래량 회전율(Turnvoer), 시가총액(Size), 주가(Price), 기관투자자 거래 비중(Inst)을 포함시켰다. 여기에 더하여 앞서와 마찬가지로 산업별, 연도별 더미 변수를 포함한다. 회귀식은 다음과 같이 구성된다.

$$ILLIQ_{i,t} \text{ or } PIN_{i,t} = \alpha + \beta_1 LIDX_{i,t} + \beta_2 Turnover_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Price_{i,t} + \beta_5 Inst_{i,t} + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t} \quad (20)$$

위 식의 변수들은 앞 식 (2), 식 (3)에서와 같이 정의되며, 새로 추가된 Inst는 연도별 기관투자자 거래비중을 나타내며 연간 모든 투자자의 총거래량을 분모로 하고 기관투자자가 거래한 연간 총거래량을 분자로 한 값을 종목별로 구하여 추정한다. 앞서와 마찬가지로 유의도 판단을 위한 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차 구하는 방법에 따라 연도별 그리고 산업별로 군집 표준오차를 구하여 유의도를 판단한다. 만약 가설 3이 성립한다면 위 회귀식에서 β_1 은 유의한 양(+)의 값을 보일 것이다.

3. 표본 선정

실증분석에는 한국거래소에 2000년부터 2017년까지 기간 중 상장된 기업 가운데 Fn-DatGuide Pro로부터 회계자료, 거래량 자료, 종가자료 등 자료가 수집 가능한 기업을 표본으로 사용하였다. 그 결과 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 총 2,634사, 28,814개의 기업-연도 표본이 선정되었다. 또한 한국거래소로부터 제공받은 2014년부터 2016년까지 한국거래소 유가증권시장에 상장되었던 기업의 주식거래 일중자료를 이용하여 quoted spread, effective spread, PIN 값을 추정하였다. 거래빈도가 낮은 종목은 제외하기 위해 거래일수가 30일보다 많은 종목을 대상으로 하였다. 결측치, 모서리해 등을 제외하고 quoted spread와 effective spread를 추정한 표본은 총 757사 2,180개의 기업-연도 관측치를 포함하며, PIN값의 추정은 총 752사, 1,886개의 기업-연도 표본을 바탕으로 이루어졌다. 일중 거래자료는 유가증권시장 자료만 입수 가능하였다. 동 표본의 기초통계량은 다음 <표 1>에 제시된 바와 같다.

<표 1> 기초통계량

이 표는 실증분석에 사용된 변수들의 기초 통계량을 표시한다. PGP는 이익상황 시 보유성향, PLP는 손실상황 시 보유성향, HE는 PGP와 PLP의 차이, PTSBD60은 60일간의 매도-매수 수익률 차이, PTSBD120은 120일간 매도-매수 수익률 차이, Amihud는 Amihud(2002) 비유동성 측정치, Rollim은 Roll Impact 비유동성 측정치, Qspread는 Quoted spread, Esppread는 Effective spread, GH는 Glosten and Harris(1988)의 역선택비용 추정치, PIN은 Easley et al.(1996)의 정보거래확률 추정치를 나타낸다. 비유동성 측정치와 스프레드 추정치, GH추정치는 크기가 너무 작은 값이 추정되는 것을 방지하고자 적절한 승수를 곱하고 자연로그를 취한 값을 사용한다. LIDX는 복권성향지수, Size는 시가총액에 자연로그를 취한 값, Price는 종가평균 값에 자연로그를 취한 값, Anal은 (예측치를 제공하는 증권분석가의 수+1)에 자연로그를 취한 값, MTB는 시장가치-장부가치 비율, Beta는 시장모형에서 구한 beta값, Inst는 투자자별 거래량 가운데 기관투자자 거래량 비중에 자연로그를 취한 값을 나타낸다.

변수	관측치 수	회사수	평균	표준편차	제5백분위수	중간값	제95백분위수
PGP	28,814	2,634	0.4806	0.1477	0.2558	0.4785	0.7397
PLP	28,814	2,634	0.5206	0.1500	0.2807	0.5166	0.7682
HE	28,814	2,634	-0.0401	0.1775	-0.3150	-0.0368	0.2329
PTSBD60	28,814	2,634	-0.0054	0.0839	-0.1111	-0.0050	0.1004
PTSBD120	28,814	2,634	-0.0090	0.1267	-0.1523	-0.0073	0.1303
Amihud	28,814	2,634	1.8144	3.1534	-3.3332	1.6842	7.5671
Rollim	28,814	2,634	2.2596	1.8621	-0.9529	2.3181	5.2403
Qspread	2,180	757	1.1039	0.5238	0.3424	1.0973	2.0176
Esppread	2,180	757	1.3197	0.5567	0.4455	1.3194	2.2550
GH	2,179	757	-2.4032	1.0422	-4.5495	-2.0747	-1.3017
PIN	1,886	752	0.2190	0.0815	0.0644	0.2174	0.3524
LIDX	28,814	2,634	0.4943	0.2030	0.1404	0.5088	0.8070
Size	28,814	2,634	25.1041	1.5285	23.1059	24.8400	28.2105
Turnover	28,814	2,634	-4.6695	1.3234	-6.8965	-4.6293	-2.5721
Price	28,814	2,634	8.7417	1.3564	6.7012	8.6163	11.1468
Anal	28,814	2,634	0.4278	0.8422	0	0	2.6391
MTB	28,814	2,634	11.6071	0.8263	10.3621	24.8400	28.2105
Beta	28,814	2,634	0.7363	0.4070	0.1184	0.7174	1.4309
Inst	28,814	2,634	-4.1224	2.7667	-10.1933	-3.3622	-1.1400

IV. 실증분석 결과

1. 주식 복권성향과 개인투자자 평가이익 시 보유성향 간의 관계

첫 번째 실증분석으로 복권성향이 큰 주식에 투자하는 투자자일수록 이익이나 손실을 실현하지 않고 보유하는 성향이 커지는지를 검증하기 위해 개인투자자의 매수, 매도 거래량을 근거로 하여 구한 보유성향 측정치(PGP, PLP, HE)를 이용한 단변량 분석결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 표에서 볼 수 있는 것처럼 세 가지 측정치 모두 주식 복권성향 지수(LIDX)의 크기가 커질수록 각 보유성향 측정치가 증가하는 모습을 볼 수 있다. 또한 복권성향 지수의

크기가 가장 큰 그룹과 가장 작은 그룹의 보유성향 측정치를 비교해 보면 그 차이(HE '10-1', 0.1578)가 통계적으로 높은 수준에서 유의한 것으로 나타난다. 이는 보유성향 측정치에 영향을 줄 수 있는 다른 변수들을 통제하지 않은 상태에서 분석한 것으로 단정적으로 결론을 짓기는 어려우나 가설 1을 지지하는 결과이다.

<표 2> 단변량 분석: 복권성향지수와 보유성향의 관계

이 표는 복권성향지수(LIDX)의 크기를 기준으로 표본을 10개의 그룹으로 구분하고, 각 그룹에 속한 표본의 보유수준(PGP, PLP, HE)변수의 평균값과 평균값이 0이라는 귀무가설에 대한 유의수준을 나타낸다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

LIDX	PGP	PLP	HE
1	0.4109***	0.5334***	-0.1225***
2	0.4306***	0.5346***	-0.1039***
3	0.4506***	0.5276***	-0.0770***
4	0.4667***	0.5206***	-0.0540***
5	0.4828***	0.5223***	-0.0395***
6	0.4940***	0.5150***	-0.0210***
7	0.5108***	0.5186***	-0.0078**
8	0.5191***	0.5205***	-0.0014
9	0.5224***	0.5134***	0.0090***
10	0.5261***	0.5022***	0.0240***
차이(10-1)	0.1152***	-0.0312***	0.1465***

주식 복권성향(LIDX)이 주식 투자자의 보유성향(HE)에 미치는 영향과 개인투자자 비중이 이러한 관계에 미치는 영향에 대한 회귀분석결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 먼저 <표 3> 모형 (1)~모형 (3)에 나타난 계수들을 살펴보면, 개인투자자가 이익상황일 때 복권성향지수의 주식 보유성향(PGP)에 대한 계수는 유의한 양(+)의 값을 가진다는 것을 알 수 있다. 계수가 유의한 양(+)의 값을 가진다는 것은 주식 복권성향의 크기가 큰 종목의 경우 해당 종목의 이익 상황에서 이익을 실현하기보다는 계속 보유하는 성향이 더 강하다는 것으로, 이는 가설 1의 예측을 지지하는 결과이다. 한편, 평가이익시 보유비율(PGP)을 종속변수로 하는 모형 (1)에서 주식 복권성향의 계수가 유의한 양(+)의 값을 갖지만 평가손실시 보유비율(PLP)을 종속변수로 하는 모형 (2)에서 복권성향의 계수가 유의하지 않은 값을 가지는 것은 주식 복권성향이 평가손실시보다는 평가이익시에 보유하는 성향과의 관계가 더 강하다는 것을 나타내고 있다. 또한, 이익시 보유성향(PGP)과 손실시 보유성향(PLP)의 차이(HE)를 종속변수로 하는 모형 (3)에서 복권성향지수의 계수가 유의한 양의 값을 보이고 있는데, 이는 복권성향이 강한 주식일수록 투자자의 이익시 보유성향이 손실시 보유성향보다

더 강하게 나타남을 의미한다. 즉 복권성향이 강한 주식일수록 손실을 인식하는 것을 꺼림으로써 나타나는 처분효과보다는 이익상황에서 자기과신이나 과잉 낙관에 근거한 보유성향이 더 강해진다고 해석할 수 있고 이는 가설 설정시 예상한 바와 일치하는 결과라고 할 수 있다.

복권성향과 개인투자자 거래비중이 높은 표본을 나타내는 더미변수(*High_Indi*)와의 교차항에 대한 분석결과는 <표 3> 모형 (4)~모형 (6)에서 보여주고 있다. 복권성향과 개인투자자 거래비중이 높은 기업을 나타내는 더미변수와 교차항(*LIDX*×*High_Indi*)의 계수가 모형 (4)와 모형 (6)에서 유의한 양(+)의 값을 가져, 개인투자자 거래비중이 높은 경우에 가설 1의 관계가 더 강하게 나타난다는 가설 3을 지지하는 결과로 해석할 수 있다.

<표 3> 회귀분석: 복권성향지수와 보유성향의 관계

이 표는 주가 복권성향지수(*LIDX*), 개인투자자 거래비중이 높은 샘플 더미(*High_Indi*)와 복권성향지수의 교차항, 통제변수, 연도더미, 산업더미 등의 독립변수를 평가이익 시 보유비율(*PGP*), 평가손실 시 보유비율(*PLP*), 주식 보유성향(*HE*)에 대하여 회귀 분석한 결과이다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수와 상수항 값은 표시하지 아니하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

	<i>PGP</i> (1)	<i>PLP</i> (2)	<i>HE</i> (3)	<i>PGP</i> (4)	<i>PLP</i> (5)	<i>HE</i> (6)
<i>LIDX</i>	0.068***	-0.012	0.080***	0.014	-0.018	0.031*
<i>LIDX</i> × <i>High_Indi</i>				0.067***	0.007	0.060***
<i>Size</i>	-0.015***	0.002	-0.017***	-0.013***	0.002	-0.015***
<i>Turnover</i>	0.011***	0.002	0.009**	0.008**	0.002	0.006*
<i>Price</i>	0.002	0.002	0	0.003	0.002	0.001
<i>Anal</i>	-0.018***	0.012**	-0.031***	-0.017***	0.012**	-0.029***
<i>N</i>	28814	28814	28814	28814	28814	28814
<i>Adj. R</i> ²	0.138	0.033	0.142	0.146	0.033	0.147

2. 주식 복권성향과 주식 매도후-매수후 수익률 차이의 관계

복권성향이 큰 주식에 투자하는 투자자일수록 자신의 정보에 대해 과도하게 확신하는 자기과신이 존재한다는 가설 2를 검정하기 위하여 개인투자자 매도후 60일 또는 120일 동안의 수익률과 매수후 수익률을 비교하는 ‘매도후-매수후 수익률의 차이’(*PTSBD*, *PTGSBD*, *PTLSBD*)가 주식 복권성향과 어떤 관계를 가지는지를 살펴보자.

<표 4>는 단변량 분석 결과를 보여준다. 표는 복권성향지수의 크기 별 10개 그룹 각각의 매도후 수익률(*PTS*), 매수후 수익률(*PTB*)과 그 차이인 매도후-매수후 수익률 차이(*PTSBD*)의 평균 값을 나타낸 표이다. 60일, 120일 수익률 모두 공통적으로 복권성향지수의

크기가 커짐에 따라 수익률의 크기가 커지는 모습을 보인다. 특히 *LIDX*가 가장 큰 값을 가지는 열 번째 포트폴리오의 경우, *PTSBD*의 값이 60일 및 120일 구간 모두에서 유의한 양(+)의 값을 보인다. 또 포트폴리오 10과 포트폴리오 1 사이의 차이가 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 높은 유의성을 보인다. 이를 토대로 복권성향이 큰 주식에 투자하는 투자자일수록 자기과신 성향이 커진다는 해석을 할 수 있다.

<표 4>에서는 추가적인 단변량 분석으로 평가이익상황시 매도후-매수후 수익률 차이(*PTGSBD*)와 평가손실시 매도후-매수후 수익률차이(*PTLSBD*)의 크기가 복권성향지수의 크기가 커짐에 따라 어떻게 변하는지도 보여주고 있다. 결과를 살펴보면, 이익상황이든 손실상황이든 공통적으로 복권성향이 커짐에 따라 수익률 차이의 크기가 커짐으로써 자기과신 성향이 강해짐을 알 수 있다.

<표 4> 단변량 분석: 복권성향지수와 매도후, 매수후 수익률의 관계

이 표는 복권성향지수(*LIDX*)의 크기를 기준으로 표본을 10개의 그룹으로 구분하고, 각 그룹에 속한 표본의 매도후, 매수후 수익률변수의 평균값과 평균값이 0이라는 귀무가설에 대한 유의수준을 나타낸다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<i>LIDX</i>	<i>PTSBD</i> 60	<i>PTSBD</i> 120	<i>PTGSBD</i> 60	<i>PTGSBD</i> 120	<i>PTLSBD</i> 60	<i>PTLSBD</i> 120
1	-0.0128***	-0.0198***	-0.0049***	-0.0112***	-0.0077***	-0.0159***
2	-0.0122***	-0.0185***	-0.0056***	-0.0098***	-0.0074***	-0.0126***
3	-0.0081***	-0.0107***	-0.0026***	-0.0079***	-0.0002***	-0.0113
4	-0.0078***	-0.0139***	-0.0046***	-0.0028***	-0.0057***	-0.0074***
5	-0.0051***	-0.0087***	-0.0029***	-0.0021***	-0.0009***	-0.0050***
6	-0.0076***	-0.0106***	-0.0036***	-0.0092***	-0.0051***	-0.0110***
7	-0.0032	-0.0050	-0.0010***	-0.0068***	0.0009***	-0.0125***
8	-0.0003	0.0001	0.0009***	-0.0018***	0.0051***	-0.0038***
9	-0.0015	-0.0041	-0.0004***	-0.0038***	0.0000***	-0.0075
10	0.0048***	0.0027***	0.0045***	0.0022***	0.0042***	-0.0016***
차이(10-1)	0.0176***	0.0255***	0.0095***	0.0135***	0.0119***	0.0142***

<표 4>의 단변량 분석은 다양한 통제변수를 고려하지 않은 분석으로 한계를 지니기에, <표 5>에서는 통제변수를 추가로 고려한 회귀분석을 통해 결과를 살펴본다. <표 5> Panel A는 복권성향(*LIDX*)이 매도후-매수후 수익률 차이(*PTSBD*)에 미치는 영향을 보여줌과 동시에 개인투자자 비중이 둘과의 관계에 어떠한 영향에 미치는가에 대한 분석결과를 제시해준다. 모형 (1)와 (2)에서는 종속변수를 매도후-매수후 수익률 차이(*PTSBD*)로 하는 회귀모형의 계수를 보여주는데, *LIDX* 계수의 크기가 유의한 양(+)의 값을 나타내 자기과신효과가 유의하게 존재함을 시사한다. 즉, 투자자가 매도한 후의 성과가 매수후

성과보다 좋게 나타나는 현상이 복권성향이 큰 주식일수록 강하게 나타나며, 이는 가설 2를 지지하는 결과이다.

복권성향을 가지면서 개인투자자 거래비중이 높은 표본을 나타내는 더미변수 교차항에 대한 분석결과는 <표 5> Panel A 모형 (3)과 (4)에서 보여주고 있다. 모형 (3), (4)에서 복권성향과 개인투자자 거래비중이 높은 주식을 나타내는 더미변수 교차항($LIDX \times High_Indi$)의 계수가 유의한 양(+)의 값을 가져, 개인투자자 거래비중이 높은 경우에 가설 2의 관계가 더 강하게 나타난다는 가설 3을 지지하는 결과가 나타난다.

<표 5> Panel B에서는 이익상황과 손실상황을 구분하여 구한 매도후-매수후 수익률 차이를 종속변수로 하는 회귀분석결과를 보여준다. 이익상황의 경우 매도후-매수후 수익률 차이를 종속변수로 하는 경우 60일, 120일의 경우($PTGSBD60$, $PTGSBD120$) 모두에서

<표 5> 회귀분석: 복권성향지수와 매도-매수 수익률의 관계

이 표는 주가 복권성향지수($LIDX$), 개인투자자 거래비중이 높은 샘플 더미($High_Indi$)와 복권성향지수의 교차항, 통제변수, 연도더미, 산업더미 등의 독립변수를 매도-매수 수익률 차이($PTSBD$, $PTGSBD$, $PTLSBD$)에 대하여 회귀 분석한 결과이다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수와 상수항 값은 표시하지 아니하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

Panel A	$PTSBD60$	$PTSBD120$	$PTSBD60$	$PTSBD120$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$LIDX$	0.016***	0.021**	-0.012***	-0.019*
$LIDX \times High_Indi$			0.028***	0.040***
$Size$	-0.002***	-0.003**	0.000	-0.001
MTB	0.001	0.003*	0.000	0.002
$Beta$	0.002	0.006	0.001	0.005
N	28814	28814	28814	28814
$Adj. R^2$	0.009	0.009	0.014	0.013

Panel B	$PTGSBD60$	$PTGSBD120$	$PTGSBD60$	$PTGSBD120$	$PTLSBD60$	$PTLSBD120$	$PTLSBD60$	$PTLSBD120$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$LIDX$	0.012**	0.014**	-0.007	-0.011	0.006	0.005	-0.015***	-0.014
$LIDX \times High_Indi$			0.018***	0.024***			0.021***	0.019**
$Size$	0.000	-0.001	0.001	0.001	-0.002**	-0.002	-0.001	-0.001
MTB	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	0.003	0.005	0.003	0.004
$Beta$	0.002	0.006	0.002	0.005	0.002	0.010*	0.002	0.009
N	28414	28403	28414	28403	28385	28377	28385	28377
$Adj. R^2$	0.005	0.004	0.007	0.005	0.007	0.006	0.008	0.007

복권성향 지수의 계수가 유의한 값을 보였고, 특히 개인투자자 비중이 높은 경우에 그 영향이 유의한 것으로 나타났다(모형 (3), (4)). 손실상황의 경우에는 복권성향 지수의 계수가 모두 유의하지 않게 나와서 이익상황의 경우에 복권성향 투자자의 자기과신 효과가 더 크게 나타나는 가설 1 검증 시의 결과와 유사한 결과를 보여주고 있으며, 특히 개인투자자 비중이 높은 경우에 그 영향이 유의한 것으로 나타났다.

3. 주식 복권성향과 유동성, 정보거래확률의 관계

복권성향의 크기가 주식의 유동성과 더 나아가 정보거래에 미치는 효과를 검토하기 위해 실시한 단변량 분석결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 표에서 보는 것처럼 복권성향 지수의 크기가 커짐에 따라 각 그룹의 주식 비유동성 및 역선택비용(*GH*)의 평균값이 증가하고 있으며, 복권성향 최대 그룹과 최소 그룹간의 평균차이도 *Amihud*, *Roll Impact*, 호가스프레드, 유효스프레드, *GH*에서 유의하게 나타나고 있다. 그러나 *PIN*의 경우에는 음의 유의하지 않은 값을 보인다.

<표 6> 단변량 분석: 복권성향지수와 주식 비유동성의 관계

이 표는 복권성향지수(*LIDX*)의 크기를 기준으로 표본을 10개의 그룹으로 구분하고, 각 그룹에 속한 표본의 주식 비유동성과 역선택 비용(*Amihud*, *Rollim*, *QSpread*, *Espread*, *GH*, *PIN*)변수의 평균값과 평균값이 0이라는 귀무가설에 대한 유의수준을 나타낸다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<i>LIDX</i>	<i>Amihud</i>	<i>Roll Impact</i>	<i>Qspread</i>	<i>Espread</i>	<i>GH</i>	<i>PIN</i>
1	0.7332***	1.4707***	0.8825***	1.0629***	1.5332***	0.2225***
2	1.0706***	1.8141***	0.9830***	1.1716***	1.8651***	0.2204***
3	1.9301***	2.2572***	1.0999***	1.3064***	2.2896***	0.2167***
4	2.0979***	2.3246***	1.1203***	1.3534***	2.4179***	0.2138***
5	2.2287***	2.3979***	1.1397***	1.3774***	2.4706***	0.2131***
6	2.4018***	2.5152***	1.2166***	1.4672***	2.7013***	0.2250***
7	2.2804***	2.5247***	1.2554***	1.5204***	2.7410***	0.2322***
8	2.2081***	2.5666***	1.4189***	1.6388***	2.7505***	0.2182***
9	2.0406***	2.5602***	1.3004***	1.5523***	2.7055***	0.2093***
10	1.2338***	2.1853***	1.3572***	1.6059***	2.6056***	0.2137***
차이(10-1)	0.5005***	0.7147***	0.4746***	0.5431***	1.0724***	-0.0089

<표 7>은 주식 복권성향과 주식유동성, 정보거래 확률간의 관계를 살피는 회귀식의 계수 추정치를 보여준다. 모형 (1)~(5)는 가설 4의 복권성향이 큰 주식의 주식시장의 정보환경을 악화시키는지를 검증하는데, *Amihud*와 *Roll impact*, 호가스프레드(*Qspread*),

유효스프레드(*Espreadd*), *GH*, *PIN*을 종속변수로 하는 회귀식에서 복권성향의 계수가 유의한 양(+)의 값을 가져, 복권성향이 큰 주식은 유동성이 작을 것이라는 예상과 일치하는 결과를 보여준다. 특히 모형 (5)는 *GH*, 모형 (6)은 *PIN* 추정치를 종속변수로 하는데, 이 경우에도 가설 4의 예상과 일치하는 양(+)의 계수를 보여 복권성향이 큰 주식의 경우 상대적으로 역선택 비용과 정보거래의 확률이 크다는 결론을 내릴 수 있다.

<표 7> 회귀분석: 복권성향지수와 주식 비유동성, 정보거래

이 표는 주가 복권성향지수(*LIDX*)와 통제변수, 연도더미, 산업더미 등의 독립변수를 주식 비유동성(*Amihud*, *Rollim*, *Qspread*, *Espreadd*), *GH*, *PIN* 추정치에 대하여 회귀 분석한 결과이다. 연도 더미변수, 산업 더미변수의 계수와 상수항 값은 표시하지 아니하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

	<i>Amihud</i> (1)	<i>Roll Impact</i> (2)	<i>Qspread</i> (3)	<i>Espreadd</i> (4)	<i>GH</i> (5)	<i>PIN</i> (6)
<i>LIDX</i>	1.419***	0.730***	0.299***	0.754***	1.199***	0.036**
<i>Size</i>	-2.348***	-1.045***	-0.198***	-0.211***	-0.629***	-0.024***
<i>Turnover</i>	-0.929***	-0.858***	-0.137***	-0.200***	-0.275***	-0.018***
<i>Price</i>	1.241***	0.096***	0.080***	0.147***	0.186***	0.008***
<i>Inst</i>	-0.011	-0.016**	-0.071***	-0.089***	0.029	0.005***
<i>N</i>	28814	28814	2180	2180	2179	1886
<i>Adj. R²</i>	0.9	0.877	0.508	0.574	0.826	0.232

추가 분석으로 앞선 가설 4에서 묵시적으로 예상하는 것처럼 투자자의 비이성적 거래행태가 큰 주식일수록 유동성이 떨어지고 정보거래의 확률이 커지는지를 회귀분석을 통해 살펴본다. <표 8>은 비유동성의 크기와 비이성적 거래행태간의 관계에 대한 회귀분석 결과를 보여준다. <표 8>에서 *Roll Impact*, *Espreadd*, *GH*의 경우 *PGP*에 대하여 유의한 양(+)의 관계를 갖고, *Amihud*, *Qspread*, *Espreadd*, *GH*, *PIN*의 경우 *HE* 변수와 유의한 양(+)의 관계가 나타나 비이성적 거래행태가 주식 비유동성에 영향을 주고 있음을 알 수 있다.

<표 8>이 보여준 결과, 즉 비이성적 거래행태가 주식 비유동성 또는 정보거래 확률과 양(+)의 관계를 가진다는 결과가 주식의 복권성향과도 관련이 있다면 복권성향이 큰 주식의 경우에 그 관계가 더 강하게 나타날 수 있다. 만약 이러한 결과가 나온다면 가설 4에서 예상하는 바대로 복권성향이 큰 주식에서 야기된 비이성적 거래행태가 주식시장의 정보 환경을 악화시킬 수 있다는 가능성을 시사한다. 이에 <표 9>에서는 복권성향이 강한 주식의 경우에 비유동성 또는 정보거래 확률과 비이성적 거래행태의 관계가 더 크게 나타나는지를 분석한 결과를 보여준다.

<표 8> 회귀분석: 비이성적 거래행태와 주식 유동성, 정보거래

이 표는 비이성적 거래행태 측정치(*PGP*, *PLP*, *HE*)와 통제변수, 연도더미, 산업더미 등의 독립변수를 주식 비유동성(*Amihud*, *Rollim*, *Qspread*, *Espread*)과 정보거래 확률(*PIN*) 측정치에 대하여 회귀 분석한 결과이다. 연도 더미변수, 산업 더미변수의 계수와 상수항 값은 표시하지 아니하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

Panel A	<i>Amihud</i> (1)	<i>Roll Impact</i> (2)	<i>Qspread</i> (3)	<i>Espread</i> (4)	<i>GH</i> (5)	<i>PIN</i> (6)
<i>PGP</i>	0.229	0.174***	0.248	0.407***	0.260***	0.011
<i>Size</i>	-2.360***	-1.049***	-0.199***	-0.216***	-0.642***	-0.024***
<i>Turnover</i>	-0.856***	-0.821***	-0.119***	-0.152***	-0.198***	-0.016***
<i>Price</i>	1.147***	0.048***	0.067***	0.114***	0.132***	0.007***
<i>Inst</i>	-0.027**	-0.024***	-0.078***	-0.110***	-0.008	0.004**
<i>N</i>	28814	28814	2180	2180	2179	1886
<i>Adj. R²</i>	0.898	0.875	0.506	0.555	0.809	0.229

Panel B	<i>Amihud</i> (1)	<i>Roll Impact</i> (2)	<i>Qspread</i> (3)	<i>Espread</i> (4)	<i>GH</i> (5)	<i>PIN</i> (6)
<i>PLP</i>	-0.202	0.107**	-0.024	-0.07	-0.510***	-0.051***
<i>Size</i>	-2.364***	-1.054***	-0.202***	-0.221***	-0.640***	-0.024***
<i>Turnover</i>	-0.853***	-0.819***	-0.118***	-0.151***	-0.199***	-0.016***
<i>Price</i>	1.147***	0.047***	0.066***	0.112***	0.127***	0.006***
<i>Inst</i>	-0.028**	-0.025***	-0.080***	-0.113***	-0.006	0.004***
<i>N</i>	28814	28814	2180	2180	2179	1886
<i>Adj. R²</i>	0.898	0.875	0.504	0.549	0.811	0.234

Panel C	<i>Amihud</i> (1)	<i>Roll Impact</i> (2)	<i>Qspread</i> (3)	<i>Espread</i> (4)	<i>GH</i> (5)	<i>PIN</i> (6)
<i>HE</i>	0.320**	0.034	0.180***	0.318***	0.525***	0.043**
<i>Size</i>	-2.356***	-1.052***	-0.197***	-0.213***	-0.632***	-0.023***
<i>Turnover</i>	-0.856***	-0.819***	-0.119***	-0.153***	-0.201***	-0.016***
<i>Price</i>	1.148***	0.048***	0.065***	0.111***	0.129***	0.006***
<i>Inst</i>	-0.027**	-0.025***	-0.077***	-0.108***	0	0.004***
<i>N</i>	28814	28814	2180	2180	2179	1886
<i>Adj. R²</i>	0.898	0.875	0.506	0.555	0.812	0.234

<표 9>에서는 주식의 복권성향이 연도별 중간값보다 더 큰 경우 1의 값을 갖는 더미변수 (*HLDIX*)와 비이성적 거래 측정치와의 교차항을 추가하여 회귀분석한 결과를 보여주고 있다. 결과를 보면, *PGP*와 복권성향이 큰 주식을 나타내는 더미변수(*HLDIX*)와의 교차항, *PLP*와 더미변수 *HLDIX*와의 교차항이 모두 양(+)의 유의한 계수가 추정되어 비이성적 거래와 비유동성 간의 양(+)의 관계가 복권성향이 큰 경우에 더 강하게 나타남을 발견하였다.

이는 복권성향이 큰 주식에 비이성적 거래가 많고 곧 이것이 주식시장의 정보환경에 부정적인 방향으로 유의한 영향을 준다는 주장을 뒷받침하는 증거로 해석할 수 있다.

<표 9> 교차항 분석: 비이성적 거래행태와 복권성향, 주식 유동성, 정보거래

이 표는 비이성적 거래행태 측정치(*PGP*, *PLP*), 비이성적 거래와 주식 복권성향지수가 중간값 이상인 경우의 더미변수(*HLIDX*)와 *PGP*, *PLP*의 교차항, 통제변수, 연도더미, 산업더미 등의 독립변수를 주식 비유동성(*Amihud*, *Roll*, *Impact*, *Qspread*, *Espread*)과 역선택 비용(*GH*), 정보거래 확률(*PIN*) 측정치에 대하여 회귀 분석한 결과이다. 연도 더미변수, 산업 더미변수의 계수와 상수항 값은 표시하지 아니하였다. ***, **, *는 각각 1% 5% 10% 수준에서 유의함을 나타낸다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

Panel A	<i>Amihud</i> (1)	<i>Roll Impact</i> (2)	<i>Qspread</i> (3)	<i>Espread</i> (4)	<i>GH</i> (5)	<i>PIN</i> (6)
<i>PGP</i>	-0.046	0.036	0.193	0.303***	0.098	0.004
<i>PGP</i> × <i>HLIDX</i>	0.598***	0.298***	0.183***	0.347***	0.538***	0.025**
<i>Size</i>	-2.360***	-1.049***	-0.197***	-0.213***	-0.637***	-0.024***
<i>Turnover</i>	-0.888***	-0.837***	-0.130***	-0.173***	-0.231***	-0.017***
<i>Price</i>	1.187***	0.067***	0.071***	0.121***	0.143***	0.007***
<i>Inst</i>	-0.018	-0.020***	-0.071***	-0.097***	0.011	0.004***
<i>N</i>	28814	28814	2180	2180	2179	1886
<i>Adj. R²</i>	0.899	0.876	0.509	0.564	0.815	0.232

Panel B	<i>Amihud</i> (1)	<i>Roll Impact</i> (2)	<i>Qspread</i> (3)	<i>Espread</i> (4)	<i>GH</i> (5)	<i>PIN</i> (6)
<i>PLP</i>	-0.465***	-0.028	-0.056	-0.149	-0.650***	-0.056***
<i>PLP</i> × <i>HLIDX</i>	0.563***	0.289***	0.120**	0.297***	0.524***	0.019**
<i>Size</i>	-2.357***	-1.050***	-0.199***	-0.215***	-0.628***	-0.023***
<i>Turnover</i>	-0.882***	-0.835***	-0.125***	-0.169***	-0.232***	-0.017***
<i>Price</i>	1.186***	0.067***	0.069***	0.119***	0.139***	0.006***
<i>Inst</i>	-0.020	-0.021***	-0.076***	-0.103***	0.013	0.005***
<i>N</i>	28814	28814	2180	2180	2179	1886
<i>Adj. R²</i>	0.899	0.876	0.505	0.559	0.819	0.236

마지막으로 <표 10>은 추가 분석으로 *PIN*의 구성요소들을 종속변수로 한 회귀분석을 실행한 결과를 보여준다. 표의 결과를 살펴보면, 주식의 복권성향이 커짐에 따라 정보거래 비율인 μ 와 무정보거래 비율인 ϵ 의 크기가 공통적으로 작아지는 모습을 보이지만 그 상대적인 크기인 μ/ϵ 의 크기는 복권성향이 큰 주식이 더 크게 나타남으로써 가설에서 예상하는 것처럼 복권성향이 큰 주식일수록 정보거래자의 정보이용 동기를 자극하여 정보거래 비중이 커진다는 것을 알 수 있다.

추가 분석으로, 기관투자자의 거래량, 거래금액을 기준으로 *PGP*, *PLP*, *HE*, *PTSBD* 등 비이성적 자기과신 측정치 값을 구해보고 이 값이 복권성향(*LIDX*)과 어떤 관계를 갖는

지 살펴보았다. 기관투자자가 합리적이라면 비이성적 자기과신의 크기를 나타내는 종속변수와는 음(-)의 관계를 갖거나 유의하지 않은 관계를 보일 것을 기대할 수 있다. 회귀분석결과, 예상한 것처럼 복권성향(*LIDX*)과 자기과신 크기를 나타내는 종속변수 간에 음(-)의 유의한 또는 유의하지 않은 계수 값이 추정되어 기관투자자 거래는 비이성적 특성을 나타내지 않는다는 주장과 일치하는 모습을 보였습니다. 지면 관계상 표는 보고하지 않았고 요청 시 제공 가능하다.

<표 10> 회귀분석: 복권성향지수와 역선택 비용의 관계

이 표는 주가 복권성향지수(*LIDX*)와 통제변수, 연도더미, 산업더미 등의 독립변수를 *PIN*과 그 구성요소에 대하여 회귀 분석한 결과이다. 연도 더미변수, 산업 더미변수의 계수와 상수항 값은 표시하지 아니하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

	<i>PIN</i> (1)	μ (2)	ϵ (3)	μ/ϵ (4)	α (5)	δ (6)
<i>LIDX</i>	0.036**	-291.985**	-533.732**	0.973***	-0.105***	-0.069
<i>Size</i>	-0.024***	396.257***	615.596***	-0.407***	0.053***	-0.043***
<i>Turnover</i>	-0.018***	338.450***	384.609***	-0.428***	0.042***	0.004
<i>Price</i>	0.008***	-60.277***	-83.150***	0.218***	-0.019***	0.01
<i>Inst</i>	0.005***	55.909	24.172	-0.071***	0.017***	0.015***
<i>N</i>	1886	1886	1886	1886	1886	1886
<i>Adj. R²</i>	0.232	0.656	0.617	0.572	0.255	0.068

추가로 표본 기업이 상장된 시장에 따라 이상의 결과가 다르게 나타나는 지 살펴보기 위해 유가증권시장과 코스닥시장으로 표본을 구분하여 주료가설인 주식 복권성향의 크기와 이익 상황에서의 보유성향의 크기, 그리고 주식 복권성향의 크기와 주식 비유동성 측정치의 크기 간의 관계를 검증해 보았다. 스프레드, *GH*, *PIN*을 대상으로 한 분석의 경우 입수 가능한 일중거래 자료의 제한으로 유가증권시장 종목에 대해서만 분석할 수 있었고, *PGP*, *PLP*, *HE*, *Amihud*, *Roll Impact*에 대한 분석의 경우 유가증권시장과 코스닥 시장 종목을 분리하여 분석해 보았다. 두 시장 전체 표본을 사용한 분석 결과와 마찬가지로 유가증권시장과 코스닥 시장 모두 주식 복권성향의 크기가 큰 기업일수록 이익 시 보유비율과 주식 보유성향이 유의하게 커지는 결과를 발견할 수 있었고, 비유동성 지표인 *Amihud*와 *Roll Impact* 측정치도 유가증권시장 종목과 코스닥시장 모두에서 주식 복권성향이 클수록 유의하게 커지는 결과를 얻었다. 분석 결과는 지면의 절약을 위해 보고를 생략하였으나 별도 요청 시 제공 가능하다.

V. 결 론

본 연구는 Kumar(2009a, 2009b)를 포함한 선행연구를 바탕으로 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 하여 복권성향의 정도가 투자자의 비이성적 거래행태, 또 유동성 및 정보거래 환경에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 좀 더 구체적으로 복권성향이 큰 주식일수록 평가이익시의 투자자의 보유성향이 커지는지, 투자자의 자기과신 경향이 강해지는지, 이러한 현상이 특히 개인투자자의 거래에서 두드러지게 나타나는지를 살폈고, 복권성향이 비유동성 및 정보거래환경에 미치는 영향 역시 고찰하였다.

실증분석결과는 예상과 일치하는 결과를 보여주었다. 즉, 복권성향이 커질수록 투자자의 자기과신 효과가 커지고, 유동성은 작아지며, 정보거래 확률은 높아진다는 결과를 얻었다. 결국 복권성향 주식 거래를 주도하는 개인투자자가 비이성적 거래행태를 보이고, 이로 인하여 역선택 비용이 증가한다는 예상과 일치하는 결과를 얻은 것이다. 특히, 자기과신 또는 과잉낙관 효과가 평가이익인 상황에서 상대적으로 강하게 나타나는 결과를 보여줌으로써 복권성향 투자자가 평가이익 상황에서 자신의 판단에 대한 믿음이 더 크게 작용하고 있으며, 이익상황에서 급하게 처분하는 처분효과와는 상이한 모습을 보이는 흥미로운 현상이 존재함을 확인할 수 있었다.

최근 들어 미국시장을 중심으로 복권성향주식이 가지는 특성에 대한 연구가 본격적으로 확대되고 있다(Barberis and Huang, 2008; Mitton and Vorkink, 2007; Kumar, 2009a, 2009b; Boyer et al, 2010; Fong, 2013; Conrad et al., 2014; Dorn et al., 2015; Eraker and Ready, 2015; Kumar et al., 2016; Bali et al., 2017). 복권성향주식의 경우 그 특성상 개인투자자층을 중심으로 시장이 형성된다는 점을 많은 연구들이 공통적으로 지적한다. 한국의 주식시장은 시장의 발달정도나 그 규모에 비해 개인투자자의 거래비중이 유난히 높다. 따라서 복권성향 주식의 특성이 미국시장보다 더욱 현저하게 나타날 가능성이 높으며, 복권성향 관련 연구를 하기에 이상적인 환경을 제공한다. 본 논문은 한국 주식시장을 대상으로 복권성향 주식에 투자하는 투자자의 행태를 연구함으로써 복권성향 주식에 대한 연구의 폭을 넓히고, 향후 관련연구를 촉진하는 데 의미 있는 기여를 할 것으로 기대된다. 뿐만 아니라 비이성적 투자행태가 보다 분명하게 나타날 수 있는 복권성향 주식에서 개인투자자들의 투자특성을 고찰함으로써 국내주식시장 시장참여자의 대부분을 형성하고 있는 개인투자자의 특성을 이해하는데 도움이 되는 추가적인 증거를 제공한다. 개인투자자의 이러한 비이성적 거래행태가 결국 개인투자자의 손실로 이어지는 것이라면 앞으로 대학 또는 일반인을 대상으로 한 투자자 교육의 중요성도 높아진다고 하겠다.

참 고 문 헌

- 강장구, 권경윤, 심명화, “개인투자자의 투자심리와 주식수익률”, 재무관리연구, 제30권 제3호, 2013, 35-68.
- 강장구, 심명화, “복권 성향의 주식에 대한 선호와 주식수익률의 횡단면”, 재무연구, 제27권 제2호, 2014, 297-332.
- 고광수, 김근수, “투자 주체별 포트폴리오 특성과 성과 분석: 개인, 기관, 외국인”, 증권학회지, 제33권 제4호, 2004, 35-62.
- 고봉찬, 김진우, “복권주식의 버블과 수익률 반전현상에 관한 연구”, 재무관리연구, 제34권 제3호, 2017, 61-89.
- 길재욱, 박영석, 이재현, 박성호, “개인투자자의 투자행태와 위험에 대한 인식에 관한 연구”, Financial Planning Review, 제1권 제1호, 2008, 19-46.
- 김승탁, 김봉수, “총괄적 일별자료에서 기관투자자 세부유형별 Disposition Effect에 관한 실증분석”, 금융지식연구, 제12권 제3호, 2014, 203-221.
- 문준철, 강성수, 김준호, “투자주체별 투자행태 및 투자성과에 관한 연구”, 국제회계연구, 65, 2016, 158-178.
- 박태영, 정기호, “복권 성향 선호와 ELW 수익률간의 관계”, 한국경영과학지, 제43권 제3호, 2018, 15-35.
- 변영훈, “개인투자자의 주식투자 성과 분석”, 재무관리연구 제22권 제2호, 2005, 135-164.
- 변진호, 김민수, 최인철, “개인투자자의 과도거래와 투자성과”, 경영학연구, 제36권 제7호, 2007, 1707-1730.
- 심명화, “변동성, 왜도, 첨도와 주식수익률의 횡단면”, 재무관리연구, 제33권 제1호, 2016, 71-102.
- 안희준, 이형철, “기업고유 변동성과 체계적 변동성이 유동성에 미치는 효과”, 재무연구, 제30권 제1호, 2017, 1-32.
- 정영우, 정현철, “투자자별 순투자자 주식시장에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제31권 제3호, 2014, 105-143.
- Ahn, H., J. Cai, and C. W. Yang, “Which liquidity proxy measures liquidity best in emerging markets?,” *Economies*, 6(4), (2018), 1-29.
- Amihud, Y., “Illiquidity and stock returns : Cross-section and time series effects,” *Journal of Financial Markets*, 5, (2002), 31-56.

- Anderson, A., "Trading and under-diversification," *Working Paper*, Stockholm: Institute for Financial Research, 2008.
- Bali, T. G., S. Brown, S. Murray, and Y. Tang, "A lottery-demand-based explanation of the anomaly," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(6), (2017), 2369-2397.
- Barber, B. M. and T. Odean, "Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors," *The Journal of Finance*, 55, (2000), 773-806.
- Barber, B. M., Y. Lee, Y. Liu, and T. Odean, "Just how much do individual investors lose by trading?," *Review of Financial Studies*, 22, (2009), 609-632.
- Barberis, N. and M. Huang, "Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices," *American Economic Review*, 98(5), (2008), 2066-2100.
- Boyer, B., T. Mitton, and K. Vorkink, "Expected Idiosyncratic Skewness," *The Review of Financial Studies*, 23(1), (2010), 169-202.
- Chan, K., A. Hameed, and W. Kang, "Stock price synchronicity and liquidity," *Journal of Financial Markets*, 16, (2013), 414-438.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, "Investor Psychology and Security Market Under? and Overreactions," *The Journal of Finance*, 53(6), (1998), 1839-1885.
- Conrad, J., N. Kapadia, and Y. Xing, "Death and jackpot: Why do individual investors hold overpriced stocks?," *Journal of Financial Economics*, 113, (2014), 455-475.
- Daniel, K. and D. Hirshleifer, "Overconfident Investors, Predictable Returns, and Excessive Trading," *Journal of Economic Perspectives*, 29(4), (2015), 61-88.
- DeBondt, W. and R. Thaler, "Financial Decision-Making in Market and Firms: A Behavioral Perspective", in R. Jarrow, V. Maksimovic, and W. Ziemba (eds.), *Finance Handbooks on Operations Research and Management Science*(North Holland, Amsterdam), (1995), 385-410.
- Dorn, A. J., D. Dorn, and P. Sengmueller, "Trading as gambling: Evidence from the U.S.," *Management Science*, 61(10), (2015), 2376-2393.
- Easley, D., N. Kiefer, M. O'Hara, and J. Paperman, "Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks," *The Journal of Finance*, 51, (1996), 1405-1436.
- Eraker, B. and M. Ready, "Do investors overpay for stocks with lottery-like payoffs?"

- An examination of the returns of OTC stocks,” *Journal of Financial Economics*, 115(3), (2015), 486-504.
- Fong, W. M., “Risk preferences, investor sentiment and lottery stocks: A stochastic dominance approach,” *Journal of Behavioral Finance*, 14, (2013), 42-52.
- Friedman, M. and L. J. Savage, “The utility analysis of choices involving risk,” *Journal of Political Economy*, 56, (1948), 279-304.
- Gao, X. and T. Lin, “Do individual investors trade stocks as gambling? Evidence from repeated natural experiments,” *Review of Financial Studies*, 28(7), (2015), 2128-2166.
- Gervais, S. and T. Odean, “Learning to be overconfident,” *The Review of Financial Studies*, 14(1), (2001), 1-27.
- Glosten, L. and L. Harris, “Estimating the components of the bid/ask spread,” *Journal of Financial Economics*, 21, (1988), 123-142.
- Goyenko, R. Y., C. W. Holden, and C. A. Trzcinka, “Do liquidity measures measure liquidity?,” *Journal of Financial Economics*, 92, (2009), 153-181.
- Greenwald, A., “The Totalitarian Ego: Fabrication and Revision of Personal History,” *American Psychologist*, 35, (1980), 603-618.
- Griffin, D. and A. Tversky, “The Weighing of Evidence and the Determinants of Confidence,” *Cognitive Psychology*, 24(3), (1992), 411-435.
- Grinblatt, M. and M. Keloharju, “What makes investors trade?,” *Journal of Finance*, 56, (2001), 589-616.
- Hirshleifer, D., “Investor Psychology and Asset Pricing,” *The Journal of Finance*, 56(4), (2001), 1533-1597.
- Kyle, A. S., “Continuous auction and insider Trading,” *Econometrica*, 53, (1985), 1315-1336.
- Kumar, A., “Who gambles in the stock market?,” *The Journal of Finance*, 64(4), (2009a), 1889-1933.
- Kumar, A., “Hard-to-value stocks, behavioral biases, and informed trading,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(6), (2009b), 1357-1401.
- Kumar, A., J. K. Page, and O. G. Spalt, “Gambling and Comovement,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(1), (2016), 85-111.
- Kunda, Z., “Motivated Inference: Self-serving Generation and Evaluation of Causal Theories,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, (1987), 636-647.

- Langer, E. and J. Roth, "Heads I Win, Tails It's Chance: The Illusion of Control as a Function of the Sequence of Outcomes in a Purely Chance Task," *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, (1975), 951-955.
- Lesmond, D. A., "Liquidity of emerging markets," *Journal of Financial Economics*, 77, (2005), 411-452.
- Markowitz, H., "The utility of wealth," *Journal of Political Economy*, 60, (1952), 151-158.
- Mitton, T. and K. Vorkink, "Equilibrium Underdiversification and the Preference for Skewness," *The Review of Financial Studies*, 20(4), (2007), 1255-1288.
- Odean, T., "Are investors reluctant to realize their losses?," *The Journal of Finance*, 53, (1998), 1775-1798.
- Odean, T., "Do investors trade too much?," *American Economic Review*, 89, (1999), 1279-1298.
- Petersen, M. A., "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies*, 22, (2009), 435-480.
- Roll, R., "A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market," *The Journal of Finance*, 39, (1984), 1127-1139.
- Shiller, R. J., *Market Volatility*, MIT Press, Cambridge, MA, 1989.
- Shiller, R. J., *Irrational Exuberance*, Princeton University Press, Princeton, NJ. (2000)
- Taylor, S. and D. Brown, "Illusion and Wellbeing: A Social Psychological Perspective on Mental Health," *Psychological Bulletin*, 103, (1988), 193-210.
- Weinstein, N., "Unrealistic Optimism About Future Life Events," *Journal of Personality and Social Psychology*, 39 (1980), 806-820.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 37, Number 1, March 2020

Lottery-Like Stocks and Overconfidence by Individual Investors*

Hee-Joon Ahn** · Hyung Chul Lee***

〈Abstract〉

Lottery-like stocks are stocks with very small probabilities of extremely large returns. Kumar(2009b) documents that investors display behavioral biases when they invest in lottery-like stocks. The extant literature reports various aspects of individual investors' irrational behaviors such as overconfidence and excessive optimism. Based on the findings on lottery-like stocks and investors' behavior, this research investigates whether the Lottery-like-stock Index(LIDX) is positively related to individual investors' overconfidence. Further, we hypothesize that the investors' irrational behavior in their investments in lottery-like stocks encourages informed traders to trade the stocks using their information, worsening stock market's information environment. To test this prediction, we examine whether investors' lottery-like trading increases stock market's adverse selection costs. Using the stock market data for firms listed on the Korea Exchange from 2000 to 2017, this research examines several empirical predictions regarding the effects of lottery-like stock trading on individual investors' irrational behavior and stock market's information asymmetry. Our results show that lottery-like stocks are positively related to overconfidence of individual investors and to stock illiquidity and adverse selection costs. Further, the positive relations between lottery-like stocks and investors' irrational behavior as well as stock liquidity have been stronger in the sample stocks with more individual investor trading.

Keywords : Lottery-Like Stock, Individual Investors, Overconfidence, Information Asymmetry, PIN

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2017S1A5A8018869).

** First Author, Professor, SKKU Business School, Sungkyunkwan University, E-mail: heejoon@skku.edu

*** Corresponding Author, Associate Professor, College of Business, Chungbuk National University, E-mail: hclee@cbnu.ac.kr