

분위수회귀분석을 이용한 ESG ETF의 가격괴리에 투자자심리가 미치는 영향 분석

도연우* · 김상배**

<요 약>

본 연구의 목적은 ESG ETF의 가격괴리와 국내 주식시장 투자자심리와의 관계를 패널 회귀분석(panel regression)과 분위수 회귀분석모형(quantile regression)을 이용하여 검토하는 것이다. 본 연구의 표본 기간은 2017년 8월 31일부터 2020년 12월 31일까지이며, 주성분 분석(principal component analysis)을 통하여 투자자심리를 산출하고 주별 자료를 이용하여 분석하였다. 분석결과, ESG ETF의 가격괴리율에 투자자심리는 유의한 영향을 미치고, 시장상황 역시 가격괴리율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 분위수 회귀분석 결과에서는 투자자심리는 ESG ETF의 가격이 NAV보다 높을수록(상대적 가격괴리율이 클수록) 유의적인 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 강세시장에서만 나타났다. 이러한 결과는 ESG ETF의 가격 효율성은 투자자심리에 영향을 받고, 가격괴리율의 정도와 시장상황에 따라 투자자심리의 비대칭적인 영향이 존재한다는 것을 의미한다. 그 동안의 ESG ETF 연구가 주로 성과평가에 집중되었다면 본 연구는 행동재무학적 요소를 포함한 ETF의 가격결정요인을 분석한다는 점에서 선행연구와 차이점을 가진다.

주제어: ESG ETF, 가격괴리율, 투자자심리, 주성분분석, 분위수 회귀분석

논문접수일 : 2021. 12. 28 1차 수정일 : 2022. 04. 05. 2차 수정일 : 2022. 05. 02. 게재확정일 : 2022. 05. 02.

* 제1저자, 경북대학교 경상대학 경영학부 박사과정, 053-950-7413, ysd090@naver.com

** 교신저자, 경북대학교 경상대학 경영학부 교수, 053-950-7413, sbkim@knu.ac.kr

우편물 주소 : (41566) 대구시 북구 대학로 80, 경북대학교 경상대학 경영학부 김상배 교수

I. 서론

지속가능성(Sustainability)을 달성하기 위하여 ESG(environmental, social and governance) 평가를 기준으로 사회적 책임 기업에 투자하는 SRI(socially responsible investing)는 UN과 선진국의 금융기관이 책임투자의 개념을 도입한 이후 전 세계적으로 빠르게 증가하고 있다. 특히 미국은 ESG ETF(exchange traded funds)를 중심으로 SRI가 확대되고 있으며, 코로나바이러스감염증-19(COVID-19) 팬데믹으로 금융시장이 어려운 상황에서도 미국 ESG ETF 시장으로의 자금 유입이 크게 증가한 것으로 나타났다(Park, Lee and Choe, 2021). 또한 국내에서도 ESG ETF로의 자금 유입이 증가하고 2017년 8월 첫 ESG ETF가 상장된 이후 현재까지 7개 종목이 시장에서 상장되어 거래되고 있다.

이러한 상황에서 투자자는 정부 및 연기금에서 요구하는 책임투자에 대한 압력이나 사회적 물의를 빚은 기업에 대하여 손실을 인지하는 등 다양한 이유로 ESG 평가를 포트폴리오에 통합시킬 수 있다(Mohr, Webb and Harris, 2001; Nilsson, 2008; 장승욱·김용현, 2013). 또한 금융위기와 COVID-19와 같은 감염이 확산되면서 장기적인 경제적 충격을 견뎌내는 방안으로 기업의 사회적 책임이 중요해지고 ESG 경영이 경영전략의 새로운 패러다임이 되고 있는 상황에서(이은정·이유경, 2021) 투자자는 ESG 경영 기업이 외생적 충격에 대한 보험이 될 수 있다고 생각할 수 있다.

SRI에 대해 검토할 때 투자자심리를 고려해야 하는 이유에 대하여 Serafeim(2020)은 (1) ESG 성과가 높지만 일시적으로 사회적 논쟁이 있는 기업은 ESG 성과가 약한 기업으로 판단될 수 있고, (2) 시장에서 특정 기업에 대하여 부정적 투자자심리가 존재할 때 투자자는 그 기업에 대한 위험성을 증가시키고 더 높은 할인율을 적용할 수 있으며, (3) 펀드매니저가 고객의 선호에 따라 의사결정을 할 수 있다는 점을 들고 있다. 또한 신성욱·곽영민(2020)의 연구에서는 SRI가 투자심리에 영향을 받을 수 있는 이유로 사회적 책임활동이 단기적으로 비용을 초래함에도 불구하고 경영자는 일시적인 주가부양을 위하여 투자자심리를 이용할 수 있다는 점을 제시하였다. 즉, 로하스(LOHAS: Lifestyle of Health and Sustainability) 소비자가 소비결정에 기업의 사회적 책임을 고려하는 것처럼(Bagnoli and Watts, 2003) 유사한 투자기회가 존재할 때 투자자가 ESG 등급이 높은 기업을 선택한다면(Friedman and Heinle, 2016), 경영자는 투자자 심리에 부합한 의사결정을 통해 단기적으로 주가를 상승시켜 사적 효용을 극대화할 수 있다. 또한 투자자는 과거의 성과나 거래량에 영향을 받거나 투자권유에 의한 가짜정보(pseudo signal)에 영향을 받을 수 있으며(Laffont, 1985; Black, 1986),

과열투기(fads 및 fashion) 및 군집(herding)과 같은 집단적 성향을 나타낼 수 있다(Kumar and Lee, 2006; 강장구·권경윤·심명화, 2013). 즉, 비합리적 투자자인 노이즈 투자자(noise trader)의 집단적 패턴에 따른 이상 수요가 존재한다면(Shleifer and Summers, 1990; Daniel and Titman, 1999) 경영자는 이를 이용하여 본질적 가치와 괴리가 있는 자산 가격을 형성시킬 수 있다. 이는 투자자의 과도한 낙관적(비관적) 심리에 의하여 자산 가격의 변동성이 존재한다는 것을 의미한다(Orlitzky, 2013; Keleş and Cetin, 2018).

본 연구에서는 ESG ETF를 활용하여 가격괴리율(disparate ratio)에 미치는 투자자심리의 영향을 검토하고자 한다. 일반적으로 ETF는 포트폴리오 구성이 매일 공시된다는 투명성을 가지며, 수수료가 낮고 매매편의성을 가지므로 통상 노이즈 투자자로 간주되는 개인투자자의 접근이 편리해 일반 펀드보다 비체계적 위험의 영향이 클 것으로 판단되기 때문에(Shin and Soydemir, 2010) ETF를 이용한 분석을 수행하고자 한다. ETF는 기초지수를 추종하고, 가격의 효율성 여부를 추적오차와 가격괴리율을 통해 평가하기 때문에(이상원, 2020) 투자자심리에 따른 주가 변동이 발생한다면 순자산가치와의 차이인 가격괴리율이 증가하여 자산이 본질적 가치에서 멀어진다고 해석할 수 있다(신성욱·곽영민, 2020).

Chau, Deesomsak and Lau(2011)는 미국 ETF의 피드백 거래가 투자자심리와 연결되어 있다고 하였으며, 한국을 포함한 아시아 시장을 분석한 Tseng and Lee(2016)의 연구에서도 투자자심리가 ETF의 유동성에 중요한 역할을 한다고 하였다. 국내 연구인 김동환·박동규(2017)는 원자재 ETF에 미치는 투자자심리의 영향을 분석하였다.

특히, 김동환·박동규(2017)는 원자재 ETF의 경우 원자재 가격이 명확한 기초자산의 가격에 따라 결정되고 주식시장과 상관관계가 낮음에도 불구하고, 주식시장에 상장되어 있는 ETF는 투자자심리의 영향을 받을 수 있다고 하였다. 또한, 김세완·김영민·김경록(2018)에 의하면, ETF 가격괴리율에 영향을 미치는 요인으로 투자주체 및 순자산총액이다. 구체적으로 개인투자자 거래비중이 높을수록 그리고 유동성 역할을 하는 순자산총액이 높을수록 가격괴리율이 커진다. 국내에 설정된 ESG 펀드는 97% 이상이 연기금과 공제회를 통해 투자되고 있어(류정선, 2020), 개인투자자 비중이 46.7%, 기관투자자 비중이 14.7% 수준인 레버리지 ETF 및 개인투자자 비중이 10.3%, 기관투자자 비중이 36.1% 수준인(김영민, 2018; 김수진, 신영석, 2020) 코스피200 지수를 추적하는 ETF 보다 기관투자자 비율이 매우 높다. 또한 2020년 말 기준 코스피200 추적 ETF, 인버스 ETF, 레버리지 ETF 및 원자재 ETF와 순자산총액을 비교하였을 때, 평균 순자산총액이 비교적 낮은 수준으로 유동성은 상대적으로 낮은 편이다.

이러한 선행연구는 ESG ETF의 가격괴리율이 투자자심리에 영향을 받을 수 있음

을 보여주고 있으나, 그 영향의 방향에 대해서는 실증적으로 분석하여야 한다는 것을 보여주고 있다. 하지만, 국내 연구에서는 일반 펀드 및 포트폴리오 수익률과 원자재 ETF만을 대상으로 투자자심리와 관련된 연구가 수행되었을 뿐 ESG ETF와 관련된 투자자심리의 연구는 현재까지 존재하지 않는다. ESG ETF와 관련된 연구는 ESG 관련 상품의 성장세에 따라 비교적 최근에서야 이루어지고 있으며 해외 연구로는 시장 ETF와 비교 분석하는 연구(Kanuri, 2020; Meziani, 2020), COVID-19 기간 동안 ESG ETF가 손실로부터 투자자를 보호할 수 있었는지에 대한 연구(Folger-Laronde, Pashang, Feor and ElAlfy, 2020) 등이 수행되었다. 반면 한국에서는 사회적 책임 투자지수 ETF 가격과 시장지수 ETF 가격의 관계를 분석한 연구(유한수, 2012) 및 가격괴리율과 추적오차에 의한 ESG ETF의 성과분석(이상원, 2020) 연구가 유일하다.

본 연구는 다소 성과분석에 집중된 기존의 ESG ETF 연구에 투자자심리의 영향력을 분석함으로써 ESG ETF에서도 일반 펀드와 포트폴리오 수익률처럼 비합리적 투자에 의한 가격괴리가 발생하는지 확인하고 ESG ETF의 가격효율성을 검토하고자 한다. 이러한 실증분석을 통해 본 연구는 ESG ETF 문헌에 공헌하고 ESG ETF에 투자하고자 하는 투자자들과 관련 기업에 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

추정 결과, 투자자심리는 ESG ETF의 가격괴리율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 시장상황에 따라 가격괴리율이 다른 것으로 나타났다. 분위수 회귀분석 결과에서는 투자자심리는 ESG ETF의 가격이 NAV보다 높을수록(상대적 가격괴리율이 클수록) 유의적인 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 강세시장에서만 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 ESG ETF의 가격 효율성은 투자자심리에 영향을 받고, 가격괴리율의 정도와 시장상황에 따라 투자자심리의 비대칭적인 영향이 존재한다는 것을 의미한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 가격괴리율 및 투자자심리에 대한 측정 방법과 실증분석모형을 설명하고, 제 III 장에서는 표본자료 및 패널 회귀분석과 분위수 회귀분석에 대한 실증분석결과를 분석한다. 마지막으로 제 IV 장에서는 실증분석 결과에 대한 요약과 결론을 제시한다.

II. 실증분석모형

1. ESG ETF의 가격괴리율 측정

본 연구는 ETF의 가격괴리율을 ETF 가격과 순자산가치(NAV: Net Asset Value)

의 차이값인 상대적차이값과 차이값에 절대값을 사용한 절대적차이값을 사용한다. 식 (1)에 제시된 가격괴리율의 절대적차이값(ABS_DR)은 0과의 동일성 검증을 통해 ESG ETF가 효율적인지 판단할 수 있지만(이상원, 2020) 절대적차이값(ABS_DR)은 ETF와 NAV의 비교를 통한 ETF 가격의 저평가와 고평가를 확인하기 어려움이 있어 식 (2)에 나타난 상대적차이값(DR)을 사용한다(김수정·최형석, 2018). 즉, 가격괴리의 절대적 차이값(ABS_DR)이 존재한다면 ETF 가격과 NAV에 괴리가 있다는 것을 의미하며 상대적차이값(DR)으로 방향성을 확인할 수 있다. 상대적차이값(DR)이 양(+)의 값을 가진다면 ETF 가격이 NAV보다 커서 프리미엄(premium)을 가지는 것이고, 음(-)의 값을 가진다면 ETF 가격이 NAV보다 작아서 디스카운트(discount)되었다는 것을 의미한다.

$$ABS_DR = \left| \frac{ETF_{i,t} - NAV_{i,t}}{NAV_{i,t}} \right| \times 100 \quad (1)$$

$$DR = \frac{ETF_{i,t} - NAV_{i,t}}{NAV_{i,t}} \times 100 \quad (2)$$

<표 1> ESG ETF 상품 현황

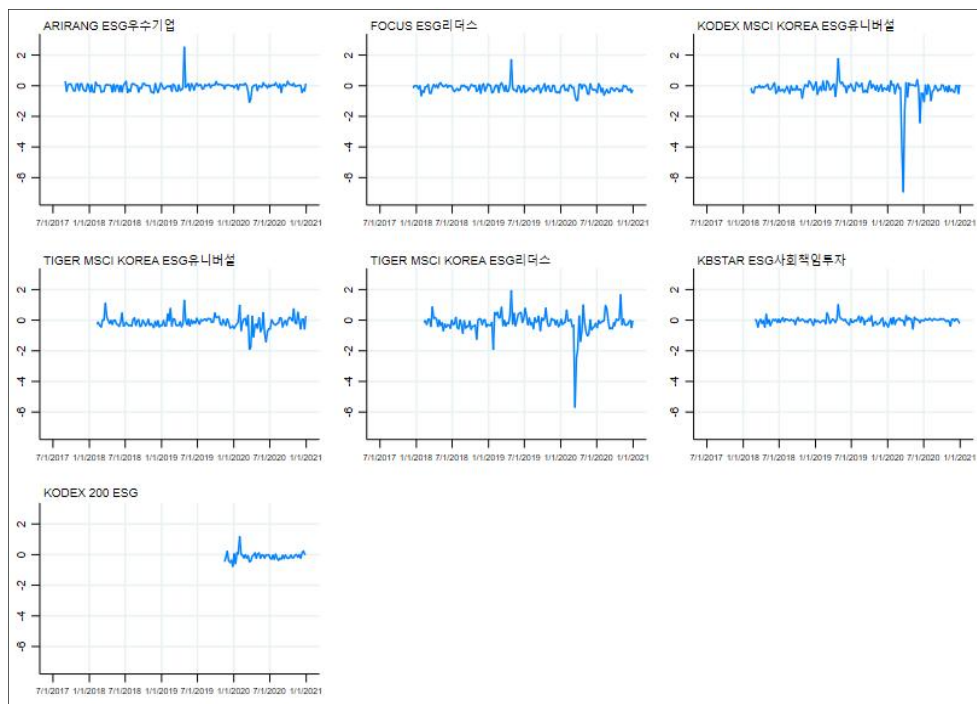
해당 표는 2020년 12월 31일을 기준으로 국내에 상장된 7가지 ESG ETF 상품을 나타내고 있음.

ETF 한글종목	기초지수	상장일	산출기관	운용사
ARIRANG ESG 우수기업	WISE ESG우수기업 지수	2017/08/31	WiseFn	한화
FOCUS ESG 리더스 150	KRX ESG Leaders 150	2017/12/13	KRX	브이아이
KBSTAR ESG 사회책임투자	KRX ESG 사회책임경영지수(S)	2018/02/27	KRX	케이비
KODEX 200 ESG	코스피 200 ESG 지수	2019/11/14	KRX	삼성
KODEX MSCI KOREA ESG 유니버설	MSCI Korea ESG Universal Capped Index	2018/02/07	MSCI	삼성
TIGER MSCI KOREA ESG 리더스	MSCI Korea Country ESG Leaders Capped Index	2018/02/07	MSCI	미래에셋
TIGER MSCI KOREA ESG 유니버설	MSCI Korea ESG Universal Index	2018/02/07	MSCI	미래에셋

<표 1>에는 2020년 12월 31일 기준 국내 ESG ETF의 현황이 나타나 있다. <표 1>에 제시되어 있듯이, ESG ETF는 총 7개 종목이 상장되어 거래되고 있으며, 크게

한국거래소와 WiseFn에서 산출한 기초지수를 추종하는 ETF와 MSCI에서 산출한 기초지수를 추종하는 ETF로 구분할 수 있다. 이때 사용한 ETF와 관련된 가격과 NAV는 한국거래소의 정보데이터시스템에서 수집하였으며, 최초 상장된 'ARIRANG ESG 우수기업' ESG ETF의 상장일인 2017년 8월 31일부터 표본 기간으로 하여 각 ESG ETF의 주별 자료를 이용하였다.

[그림 1]은 상품별 ESG ETF의 가격에서 NAV를 차감한 차이를 나타내고 있다. ESG ETF 가격과 NAV의 차이는 0을 중심으로 변동하고 있으며, 특정 시점마다 그 차이가 크게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 예를 들어, KODEX MSCI KOREA ESG 유니버설과 TIGER MSCI KOREA ESG 리더스는 2020년 3월 코로나19 팬데믹으로 인한 ETF 가격 하락폭이 큰 것으로 나타났다.



[그림 1] ETF 가격과 NAV의 차이

2. 투자자심리(Investor Sentiment) 측정

투자자심리는 Baker and Wurgler(2006, 2007)와 국내 선행연구인 변진호·김근수(2013), 김동환·박동규(2017) 및 이효정(2019) 등의 방법과 유사하게 추정한다. 본 연구

에서는 투자자심리가 월별, 분기별 및 연도별 변화보다 빠르게 변화할 수 있고, 일별 자료를 사용하는 경우 시장 미시구조의 비정상적인 영향이 개입될 수 있으므로(고봉찬·장욱·최영수, 2011) 주별 자료를 사용하고자 한다.

주별 투자자심리를 산출하기 위한 개별 대용변수는 총 6개로, 개인 투자자의 매수-매도 거래 불균형, 펀드 간 자금흐름인 주식형 펀드 플로우, 주식투자예치금, 주식 거래 회전을, 변동성 프리미엄 및 변동성지수이다¹⁾. 각 대용변수에 대한 설명은 아래와 같으며 <표 2>에서는 각 변수의 산출 방식을 나타내고 있다.

a) 개인투자자의 매수-매도거래불균형(BSI, Buy-Sell Imbalance): 통상 노이즈 투자자로 간주 되는 개인투자자는 전문투자자와 비교하여 시장 분위기에 더 많은 영향을 받는다. 국내 주식시장에서도 개인투자자는 집단적 거래행태를 나타내며, 일방으로 거래하는 경향이 존재하고, 차익거래가 어려운 주식일수록 개인투자자 심리의 영향이 유의하다는 연구가 존재하므로(강장구·권경윤·심명화, 2013) 대용변수로 사용한다.

b) 주식형펀드플로우(FFLOW, equity fund flow ratio): 펀드는 적은 금액으로 다양한 자산에 투자할 수 있기 때문에 투자자심리에 민감하게 반응할 것으로 예상되며(임경·윤선중, 2018) 투자자심리가 낙관적일 때 주식형 펀드 플로우가 증가하고 비관적일 때 유입액이 감소한다.

c) 주식투자예치금(CD, Customers' Deposits): 고객의 주식투자예치금은 주식 매수를 위한 일시적인 예치금으로, 예치금이 상승한다면 투자자가 주식시장에 대한 낙관적 견해를 가진다고 할 수 있다.

d) 주식거래회전율(TURN, turnover ratio): 상장주식의 거래회전율은 투자자가 주식시장을 낙관적으로 생각할수록 시장 참여가 높아지므로 유동성(liquidity)을 측정하는 거래회전율이 투자자심리 변수로 사용될 수 있다(Baker and Stein, 2004).

e) 변동성프리미엄(VPRM, volatility premium)²⁾: 변동성이 높을수록 가치평가가 어렵고 투기적 거래의 영향을 많이 받으며 차익거래가 어렵기 때문에(Mitchell, Pulvino

1) 이 밖에도 선행연구에서는 소비자심리지수 및 IPO 관련 변수 등을 사용하고 있다(Fisher and Statman, 2003; Baker and Wurgler, 2006; 2007; Kim and Kang, 2015; 김동환·박동규, 2017). 소비자심리지수는 월 단위로만 조사되어 투자자심리의 변화를 면밀히 분석하기 어려울 수 있고, IPO 관련 변수는 해외시장과 비교하여 국내 건수가 현저히 적어서 많은 결측치(missing value)를 가지므로 사용하지 않는다(변진호·김근수, 2013; 이효정, 2019).

2) Baker, Wurgler and Yuan(2012)은 국가별로 배당 정책 및 제도적 차이를 가지기 때문에 배당 프리미엄 대신 변동성 프리미엄을 사용할 것을 제안하였다. 국내 연구에서 투자자들은 배당지급 기업에 대한 수요를 가지고 있고, 경영자는 투자자 수요에 부합하는 의사결정을 한다는 케이터링 이론에 부합한 결과가 나타나고 있지만(조성순·박경희·변진호, 2017) 고배당 기업의 기업가치 관계성이 단조증가 및 단조감소가 아니고 U자형으로 나타난다는 점(김수정·최희정·서정원, 2012), 한국 기업은 연 1회 혹은 중간배당 정도의 배당 빈도를 가진다는 점에서 대용변수로 사용하지 않는다(변진호·김근수, 2013).

and Stafford, 2002) 투자자심리가 낙관적일 때 변동성이 큰 주식에 대한 위험이 과소 평가되고, 비관적일 때 변동성이 큰 주식의 위험을 과대평가하고 기피하게 되는 경향이 있다. 즉, 투자자심리가 낙관적일 때 변동성 프리미엄이 증가하고 투자자심리가 비관적일 때 감소한다고 할 수 있다.

f) 변동성지수(VKOSPI, volatility index): 한국형 공포지수인 변동성지수 지수는 코스피200 옵션가격을 이용하여 옵션 투자자가 예상하는 미래 변동성을 측정한 지수다. 따라서 투자자심리 변수로 사용될 수 있다.

<표 2> 투자자심리 관련 변수의 산출 방식 및 선행연구 요약

해당 표는 주성분 분석을 통해 투자자심리 변수를 산출하기 위하여 사용한 6가지 단일 투자자심리 변수임. 각 변수는 기존연구에서 사용하는 투자자 심리변수 중에서 주별 자료로 활용할 수 있는 변수를 선택하여 사용하였으며 산출 방식과 관련 선행연구는 아래와 같음.

투자자 심리 변수	산출 방식	국내 선행연구	출처
개인투자자 매수-매도 거래불균형 (BSI)	각 주의 일별 (매수량-매도량)/ 전체거래량의 합(t)	변진호·김근수(2013), 강장구·권경윤·심명화(2013), 김동환·박동규(2017), 김가람·류두진·양희진(2018), 류두진·류두원·양희진(2018) 등	FnGuide
주식형펀드 플로우 (FFLOW)	주식형, 혼합주식형 펀드의 (설정-해지)(t)/설정액(t-1)	김동환·박동규(2017), 임경·윤선중(2018)	금융 투자협회
주식투자 예치금(CD)	(예치금(t)-1년 이동평균)/예치금(t)	변진호·김근수(2013), 김동환·박동규(2017)	FnGuide
주식거래 회전율 (TURN)	코스피, 코스닥 기업 각 주의 일별 누적거래량의 합(t)/주별 상장주식수(t)	변진호·김근수(2013), 김동환·박동규(2017), 이효정(2019)	FnGuide
변동성 프리미엄 (VPRM)	고유변동성을 기준으로 상위 30% 고변동성 주식의 MTB 평균/하위 30% 저변동성 주식의 MTB 평균	이효정(2019)	FnGuide
변동성지수 (VKOSPI)	KOSPI200 옵션 내재변동성 지수	Kim and Kang(2015), 김동환·박동규(2017)	한국 거래소

한편 김가람·류두진·양희진(2018)은 개인투자자 매수매도 불균형 및 거래회전율 등 단일 변수보다 다양한 대용변수를 이용한 다변수 투자자심리지수가 기업 주식수익률에 유의한 영향을 미친다고 하였다. 즉, 단일 대용변수를 활용하여 투자자심리 변수를

사용한다면 개별요인의 영향이 포함될 가능성을 가질 뿐만 아니라 투자자심리가 가격에 미치는 영향을 모두 반영할 수 없다는 한계를 가진다(Baker and Wurgler, 2006; 2007).

따라서 본 연구에서는 단일 대용변수를 주성분분석(principal component analysis, PCA)하여 여러 변수에 공통적으로 존재하는 주성분을 찾아 하나의 복합 투자자심리 지수(composite sentiment index)를 구하고자 한다(변진호·김근수, 2013; 류두진·류두원·양희진, 2018). 즉, 투자자심리 변수는 6가지 단일 변수의 다변량 변동을 선형결합한 정성적인 부분을 나타낸다.

또한 투자자심리지수는 거시경제 변화에 의한 영향이 존재할 수 있다(Baker and Wurgler, 2006; 2007; 변진호·김근수, 2013; 이효정, 2019). Kim and Kang(2015)은 주별 자료를 이용한 투자자심리가 분기 자료인 경기변동의 영향을 거의 받지 않는다고 판단하여 경기변동의 영향을 통제하지 않았지만, 본 연구는 거시경제 변수³⁾인 기간스프레드(term spread)와 신용스프레드(credit spread)로 잠재적인 영향을 통제하고자 한다. 투자자심리 변수 산출과정은 다음과 같다.

첫째, 6가지 각 단일 대용변수를 각각 현행(current)변수와 지연(lagged)변수로 구분함으로써 총 12개 변수를 표준화한 다음, 1차 주성분분석을 수행하고 복합 투자자심리지수를 산출한다. 둘째, 현행변수와 지연변수 중에서 복합 투자자심리지수와 상관관계가 높은 변수를 선택하고 6가지 단일 대용변수를 각각 거시경제변수로 회귀분석하여 잔차를 구한다. 셋째, 각 잔차값을 표준화한 다음, 2차 주성분분석을 실시하고 투자자심리지수를 산출한다.

[그림 2]에서는 표본 기간 동안 6개 단일 대용변수가 가지는 거시경제변수의 잠재적 영향을 통제하기 위해 각각의 대용변수를 기간스프레드(term spread)와 신용스프레드(credit spread)에 대해 회귀분석한 결과 나타난 회귀잔차를 그림으로 제시한 것이다. 6가지 대용변수의 회귀잔차는 서로 다른 패턴을 보이고 있는 것으로 나타났다. 이는 김상배(2015)에서 주장하는 것과 같이 각각의 대용변수들은 개별적 요인(idiosyncratic component)과 공통변화(common variation)을 가질 수 있고, 공통변화를 추정하기 위해서는 주성분분석을 활용할 필요가 있음을 보여주고 있다. 즉, 투자자심리와 무관한 잡음을 상쇄하고 시장 전반의 투자심리를 나타내기 위해 주성분분석을 통해 복합 투자자심리지수를 산출할 필요가 있다는 것을 보여주고 있다.

3) 거시경제자료로는 기간스프레드와 신용스프레드를 사용한다. 기간스프레드는 3년 만기 국채수익률과 CD91일물 수익률의 차이로 구하고, 신용스프레드는 BBB-등급 회사채 수익률과 AA-등급 회사채 수익률의 차이로 구한다.



[그림 2] 6가지 투자자심리의 대응변수의 잔차 추이

주성분분석 결과 개인투자자의 매수-매도거래불균형(BSI), 주식형펀드 플로우(FFLOW), 주식투자예치금(CD), 변동성지수(VKOSPI) 그리고 변동성프리미엄(VPRM)은 지연변수가, 주식거래회전율(TURN)은 현행변수가 복합 투자자심리지수와 높은 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned} Sentiment_t = & 0.1953BSI_{t-1} - 0.1032FFLOW_{t-1} + 0.5231TURN_t \\ & + 0.4348CD_{t-1} + 0.4824VPRM_{t-1} + 0.5057VKOSPI_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

3. 통제변수

통제변수로는 ETF 가격괴리율에 영향을 미칠 수 있는 변수를 사용한다. 본 연구에서 활용하는 통제변수는 전기 가격괴리율(ABS_DR_{t-1} , DR_{t-1}), KOSPI지수 수익률(MKT), 유동성(Liquidity), 변동성(Volatility), 규모(Size), 거래대금(Trading), 기관투자자 거래비중(Institution) 및 COVID-19 더미변수(Covid19_D)이다. 우선 일별 데이터를 사용한 허창수·강형철·엄경식(2012)과 김세완·김영민·김경록(2018) 등에서는 전기 가격괴리율이 후기 가격괴리율에도 영향을 미친다고 나타났기 때문에 본 연구에서도 전기 가격괴리율을 통제변수로 포함하고자 한다. 또한 김가람·류두진·양희진(2018)은 투자자심리가 경기변동 보다 시장요인의 영향을 받을 가능성이 크기 때문에 시장초과수익률을 이용해 시장상황을 통제하고 그 잔차를 투자자심리로 사용한다고 하였다. 따라서 본 연구에서는 경기변동 뿐 아니라 시장의 영향력도 통제하기 위해 KOSPI지수 수익률(MKT)을 통제변수로 사용한다. 또한 유동성(Liquidity)은 ETF의 절대값 수익률을 총거래량으로 나눈 Amihud(2002) 유동성을 사용하고, 변동성(Volatility)은 일중 최고가에서 최저가를 뺀 값을 증가로 나누어 산출하며(허창수·강형철·엄경식, 2012) 규모(Size)는 ETF 순자산총액에 로그값을 취하여 구한다(김수정·최형석, 2018). 또한 거래대금(Trading)은 거래대금에 자연로그를 취하여 사용하고, 국내 기관투자자의 순매수금을 전체 거래대금으로 나눈 기관투자자 거래비중(Institution)을 통제변수로 추가한다(김세완·김영민·김경록, 2018).⁴⁾ COVID-19 더미변수(Covid19_D)는 세계보건기구(WHO)의 코로나 팬데믹 선포일인 2020년 3월 11일을 기준으로 설정한다.⁵⁾

4. 실증분석모형

본 연구의 실증분석모형은 다음의 식 (4) 그리고 (5)와 같다.

$$ABS_DR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sentiment_{i,t} + \beta_2 ABS_DR_{i,t-1} + \beta_3 MKT_{i,t} + \beta_4 Liquidity_{i,t} + \beta_5 Volatility_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Trading_{i,t} + \beta_8 Institution_{i,t} + \beta_9 Covid19_D_{i,t} + v_i + \eta_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$DR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sentiment_{i,t} + \beta_2 DR_{i,t-1} + \beta_3 MKT_{i,t} + \beta_4 Liquidity_{i,t} + \beta_5 Volatility_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Trading_{i,t} + \beta_8 Institution_{i,t} + \beta_9 Covid19_D_{i,t} + v_i + \eta_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

4) 개인투자자 거래비중과 기관투자자 거래비중이 높은 상관성을 가지고 있어 분석 시 편의가 발생할 가능성이 있기 때문에 본 연구에서는 기관투자자 거래비중만을 사용한다.

5) 이상원(2020)의 연구에서는 중국 우한에서의 집단 폐렴 사례가 보고된 2019년 12월을 기준으로 기간을 구분하였으며, 이은정·이유경(2021)은 2020년 1월부터 2020년 5월까지를 COVID-19로 인한 위기기간으로 정의하였다.

한편 투자자심리와 가격괴리율과의 관계는 가격괴리율의 정도에 따른 차이가 존재할 수 있다. 따라서 Koenker and Bassett(1978)이 제안한 분위수 회귀분석을 통하여 투자자심리가 가격괴리율에 미치는 영향을 상세히 살펴보고자 한다. 분위수 회귀분석은 독립변수가 주어진 상태에서 종속변수 전체 확률분포에 따라 효과적으로 추정할 수 있다는 장점을 가지며(Fattouh, Scaramozzino and Harris, 2005; 김상배, 2019), 종속변수의 조건부 τ -분위(conditional τ -quantile)를 중심으로 선형모형을 사용한다. 본 연구에서 사용하는 분위수 회귀모형은 식(6)과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_\tau' X_t + v_{\tau,t} \\ Q_\tau(Y_t | X_t) &= \beta_\tau' X_t \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 Y_{t+1} 는 종속변수인 가격괴리의 절대적차이값(ABS_DR)과 상대적차이값(DR)의 벡터, β_τ 는 $(k \times 1)$ 계수 벡터, X_t 는 독립변수 투자자심리(Sentiment)의 $(k \times 1)$ 벡터, $u_{\tau,t}$ 는 오차항을 나타낸다. $Q_\tau(Y_t | X_t)$ 는 X_t 가 주어진 상태에서 가격괴리의 절대적차이값(ABS_DR) 또는 상대적차이값(DR)의 τ 번째 조건부 분위(conditional quantile)를 나타내고, 모든 t 에 대해 $Q_\tau(Y_t | X_t) = 0$ 의 관계가 성립한다.

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 기초통계량

본 연구의 목적은 투자자심리가 ESG ETF의 가격괴리율에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 2017년 8월 31일부터 2020년 12월 31일까지 한국거래소에 상장된 7가지 ESG ETF의 주별 괴리율과 주별 투자자심리변수 및 관련 통제변수를 사용한다. 이때 투자자심리(Sentiment)를 산출하기 위하여 총 175주의 시계열 자료인 6가지 단일 대응변수 및 거시경제변수를 사용하였으며, 괴리율 및 투자자심리변수와 통제변수를 포함한 패널 자료는 999개 관측치 수를 나타낸다.

이들 표본자료에 대한 기초통계량은 <표 3>에 제시되어 있다. 종속변수인 절대적 차이값(ABS_DR)은 최소값이 0.0002이고 최대값이 6.9220으로 가격괴리가 존재하는 것으로 나타나며, 상대적차이값(DR)의 평균과 중앙값이 음(-)의 값을 가지는 것으로

나타나 디스카운트 현상이 발생하고 있음을 보여주고 있다. 이는 레버리지 ETF를 분석한 이상원(2013)과 ETF, 스타일/테마 ETF, 시장대표 ETF 모두 가격괴리율의 평균값이 음(-)의 값을 가지는 나타난 허창수·강형철·엄경식(2012)의 연구결과와 유사하다.

<표 3> 기초통계량

본 표는 표본기간(2017년 8월 31일~2020년 12월 31일) 동안 주별 ESG ETF의 가격괴리율과 투자자심리 및 통제변수에 대한 기초통계량 및 주별 투자자심리 변수를 산출하기 위하여 사용한 투자자심리의 단일 대응심리와 거시경제 변수에 대하여 기초통계량을 제시하고 있음.

	평균	중앙값	최소값	최대값	표준편차	왜도	첨도	관측수
ABS_DR	0.2526	0.1558	0.0002	6.9220	0.4146	8.4047	109.8034	999
DR	-0.1324	-0.0636	-6.9220	2.5191	0.4672	-5.3854	75.7267	999
Sentiment	0.3660	0.6356	-3.5504	4.2846	1.6897	0.0684	2.3314	999
MKT	-0.0857	-0.0485	-2.4743	0.8950	0.4507	-1.7304	9.3238	999
Liquidity	0.0989	0.0096	0.0000	4.0718	0.2732	6.5968	67.6845	999
Volatility	0.0066	0.0052	0.0000	0.0650	0.0077	2.8559	16.8899	999
Size	10.0166	9.9397	9.3610	11.1072	0.2953	0.2686	2.1580	999
Trading	11.0843	11.9229	0.0000	24.3427	5.0676	-0.9829	3.8781	999
Institution	-0.0932	0.0000	-1.0000	1.0000	0.4745	0.0388	3.3445	999

투자자심리(Sentiment)의 왜도는 0.0292로 비교적 정규분포를 따르는 것으로 보인다. 통제변수인 KOSPI지수 수익률(MKT)은 대체로 음(-)의 수익률을 나타내며 유동성(Liquidity)과 변동성(Volatility)은 왜도가 6.5968, 2.8559로 오른쪽으로 치우친 분포를 보이고, 규모(Size), 거래대금(Trading), 기관투자자 거래비중(Institution)은 평균과 중앙값의 큰 차이가 크지 않은 것으로 나타났다.

2. ETF 가격괴리율에 대한 투자자심리의 추정결과

본 연구는 우선 투자자심리가 ETF 가격괴리율에 미치는 영향을 분석하기 위하여 고정효과 모형을 사용하였으며⁶⁾, 그 추정결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 추정결과를 살펴보면, 통제변수를 포함하지 않은 경우 투자자심리는 가격괴리율의 절대적차이값(ABS_DR)에 유의한 양(+)의 영향을 미치지만, 상대적차이값(DR)에는 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 부호에서의 차이는 상대적차이값(DR)의 음(-)의 값이 절대적차이값(ABS_DR)에서는 양(+)의 값으로 표현되기 때문인 것으로 판단

6) Hausman 검정 결과 고정효과 모형을 사용하는 것이 타당하였다. 또한 강건성 검증을 위해 Random Effect 분석을 수행한 결과, 전반적인 결과에서의 차이는 없는 것으로 나타났다.

된다.

<표 4> ETF 가격괴리율에 대한 투자자심리 추정결과

아래 표는 표본기간(2017년 8월 31일~2020년 12월 31일) 동안의 주별 ESG ETF 가격괴리율(절대적차이값(ABS_DR)과 상대적차이값(DR))에 투자자심리가 미치는 영향을 추정한 결과를 제시하고 있음. 추정모형에서는 과거 추세를 통제하기 위한 ETF 가격괴리율의 전기값과 시장의 영향력을 통제하기 위한 KOSPI지수 수익률(MKT)을 사용하였으며, 다른 통제변수로는 각 ETF의 유동성(Liquidity), 변동성(Volatility), 규모(Size), 거래대금(Trading), 기관투자자 거래비중(Institution), COVID-19 더미변수(Covid19_D)를 이용함. () 안에는 p값이 제시되어 있음. ***와 **는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

	ABS_DR		DR	
Sentiment	0.0372*** (0.000)	0.0207** (0.043)	-0.0263*** (0.003)	-0.0039 (0.736)
ABS_DR_{t-1}		0.3004*** (0.000)		
DR_{t-1}				0.2738*** (0.000)
MKT		-0.1872*** (0.000)		0.2564*** (0.000)
Liquidity		0.0828 (0.064)		0.0144 (0.777)
Volatility		-0.3721 (0.852)		-0.2060 (0.928)
Size		0.0531 (0.481)		-0.0293 (0.732)
Trading		0.0015 (0.604)		0.0030 (0.367)
Institution		-0.0041 (0.871)		-0.0536 (0.063)
Covid19_D		0.0202 (0.575)		-0.0860** (0.037)
Constant	0.2390*** (0.000)	-0.4074 (0.588)	-0.1228*** (0.000)	0.2086 (0.807)
FE	YES	YES	YES	YES

하지만, 통제변수를 포함한 추정결과에서는 투자자심리는 절대적차이값(ABS_DR)에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있지만, 상대적차이값(DR)에 대해서는 유의하지 않은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 절대적차이값은 통제변수 유무에 영향을 받지 않아 강건성을 보이는 반면, 상대적차이값은 그 결과가 강건하지 않다는 것을 의미한다. 절대적차이값(ABS_DR)에 미치는 투자자심리의 영향은 ESG ETF에서 국내 투자자의 과도한 낙관적(비관적) 심리에 따라 이상 수요가 존재하고(Shleifer and Summers, 1990; Daniel and Titman, 1999) 자산 가격에 변동이 발생하며(Orlitzky, 2013; Keleş and Cetin, 2018) 가격이 본질적 가치에서 멀어진다고 할 수 있다.

투자자심리가 ESG ETF의 가격괴리에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 국민 연금을 포함한 국내외 연기금이 ESG와 같은 비재무적 요인을 장기투자 포트폴리오에 적극적으로 고려하고 있는 상황에서(현상균·이정석·이준희, 2021) 만약 투자자가 ESG 성과가 장기적으로 우수할 것(김창수, 2009; 장승욱·김용현, 2013)으로 생각하거나 ESG에 강한 선호를 가진다면 ESG 포트폴리오가 더 낮은 수익률을 가지더라도 기꺼이 받아들이고(Friedman and Heinle, 2016; Pedersen, Fitzgibbons and Pomorski, 2021) 쉽게 매도하지 않을 것이기 때문인 것으로 판단된다.

통제변수 가운데 KOSPI지수 수익률은 절대적차이값(ABS_DR)과 상대적차이값(DR)에는 유의한 영향을 미치고 있다. 구체적으로 절대적차이값(ABS_DR)에는 투자자심리가 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 상대적차이값(DR)에는 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 상대적차이값이 음(-)의 값을 절대적차이값으로 전환할 경우 양(-)의 값을 가지기 때문인 것으로 판단된다. 이러한 추정결과는 투자자심리와 ESG ETF의 가격괴리율은 시장상황에 영향을 받고 있다는 것을 의미한다.

이러한 투자자심리가 가격괴리에 미치는 영향은 ETF의 가격괴리의 정도에 따라 차이가 있을 수 있다. 이러한 점을 고려하기 위해 본 연구에서는 분위수 회귀분석을 활용하여 분석하고자 한다.

3. 분위수 회귀분석을 통한 ETF 가격괴리에 대한 투자자심리 추정 결과

분위수 회귀분석을 사용하면 투자자심리가 미치는 영향을 종속변수인 가격괴리의 전체 확률분포에서 효과적으로 추정할 수 있다. You, Guo, Zhu and Tang(2017)은 7개 분위($\tau=0.05, 0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90, 0.95$) 중에서 0.05~0.25 분위를 하위 분위로, 0.75~0.95 분위를 상위 분위로 구분하였다. 이들 연구와 유사하게 본 연구도 5% 단위로 분위기를 구분하여 분석한다. 만약 가격괴리가 높을 때와 낮을 때 투자자심리의 영향이 달라진다면 그 관계가 비대칭적이라고 할 수 있다. 분위수 회귀분석을 활용한 추정결과는 <표 5>에 제시되어 있다⁷⁾.

먼저 <표 5>의 Panel A에 제시된 추정결과를 살펴보면, 절대적차이값(ABS_DR)에서는 투자자심리(Sentiment)의 유의한 영향이 나타나지 않았으며, 상대적차이값(DR)에 있어서는 ETF 가격괴리가 높은(ETF의 가격이 NAV보다 높은) 분위($\tau=0.85, 0.90, 0.95$)에서는 투자자심리(Sentiment)가 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 <표 4>에서 가격괴리와 투자자심리가 유의한 양(+)의 관계를

7) 통제변수에 대한 분위수 회귀분석 결과는 별도로 표시하지 않지만 저자에게 요청할 수 있으며, 분위수 회귀분석의 40%~60% 분위에 해당하는 결과는 유의성이 존재하지 않아 표에 제시하지 않았다.

가지는 것으로 나타난 것은 상대적괴리율(DR)이 높은 값을 가질 때 투자자심리가 양(+)의 영향을 미치기 때문인 것으로 판단된다. 이러한 현상은 ESG ETF가 주로 IT산업 관련 주식을 많이 보유하고 있고(박혜진, 2020), 이들 종목의 경우 코로나19 팬더믹 이후 주가가 강세를 띠었기 때문인 것으로 판단된다.

<표 5> ETF의 가격괴리율과 투자자심리에 대한 분위수 회귀분석 결과

아래 표는 표본기간(2017년 8월 31일~2020년 12월 31일) 동안의 주별 ETF 가격괴리율 및 투자자심리에 대한 분위수 회귀분석 결과 및 동등성 검정 결과를 나타냄. () 안에는 p값이 제시되어 있음. ***와 **는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

Panel A: 분위수 회귀분석 결과		
분위수	ABS_DR	DR
	추정계수 (p값)	추정계수 (p값)
0.05	0.0014 (0.145)	-0.0403 (0.137)
0.10	0.0016 (0.229)	-0.0146 (0.277)
0.15	0.0018 (0.431)	-0.0029 (0.722)
0.20	0.0033 (0.184)	0.0011 (0.929)
0.25	0.0028 (0.267)	-0.0028 (0.802)
0.30	0.0020 (0.426)	-0.0004 (0.974)
0.35	0.0016 (0.655)	-0.0001 (0.996)
0.65	-0.0011 (0.917)	0.0053 (0.437)
0.70	0.0025 (0.817)	0.0071 (0.197)
0.75	-0.0012 (0.911)	0.0080 (0.175)
0.80	0.0040 (0.719)	0.0105 (0.058)
0.85	0.0092 (0.539)	0.0114 (0.010)***
0.90	0.0284 (0.053)	0.0227 (0.008)***
0.95	0.0326 (0.141)	0.0434 (0.007)***
Panel B: 분위수 회귀분석 추정값에 대한 추정계수의 동등성 검정 결과		
분위수	F통계량 (p값)	F통계량 (p값)
0.05 vs 0.95	1.93 (0.165)	9.22 (0.003)***
0.05 vs 0.90	3.27 (0.071)	6.88 (0.009)***
0.05 vs 0.85	0.26 (0.608)	4.00 (0.046)**
0.05 vs 0.80	0.05 (0.817)	4.19 (0.041)**
0.05 vs 0.75	0.05 (0.818)	3.79 (0.052)
0.05 vs 0.70	0.01 (0.920)	3.84 (0.050)
0.05 vs 0.65	0.05 (0.815)	3.68 (0.056)

<표 5>의 Panel B에서는 가격괴리의 하위분위($\tau=0.05$) 추정계수가 다른 분위($\tau=0.95, 0.90, 0.85, 0.80, 0.75, 0.70, 0.65$)에서의 추정계수와 통계적으로 유의한 차이가 존재하는지 검정하는 동등성 검정(quantile slope equality test) 결과를 보여주고 있다. 추정결과, 절대적차이값(ABS_DR)은 유의한 차이를 나타내지 않으며, 상대적차이값(DR)은 상위분위($\tau=0.95, 0.90, 0.8, 0.80$)와 1% 수준에서 유의한 차이가 존재한다는 것을 보여주고 있다.

이상의 추정결과를 종합하면, 가격괴리와 투자자심리(Sentiment)의 관계는 괴리의 정도에 따라 비대칭적이라고 할 수 있다. 특히, 가격괴리의 프리미엄 현상이 높을수록 투자자심리가 양(+)의 영향을 미치는 것은 ETF 가격이 자산의 본질적 가치보다 높을수록 낙관적인 투자자심리가 가격괴리를 증가시키는 것을 보여준다. 이는 투자자심리가 높을수록 ESG ETF에 대한 매수가 증가하여 가격괴리를 증가시키기 때문인 것으로 판단된다.

4. 시장상황 구분에 따른 분위수 회귀분석 추정 결과

<표 4>에서의 추정결과는 시장 상황이 가격괴리에 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다. 시장 상황은 또한 투자자심리에 영향을 미칠 수도 있을 것이다. 이에 본 연구에서는 김동환·박동규(2017)에서와 같이 시장 상황을 KOSPI지수 수익률(MKT)을 이용하여 구분하여 분석하고자 한다. 구체적으로 본 연구에서는 KOSPI지수 수익률(MKT)이 양(+)이라면 강세시장(Bull Market)으로, 음(-)인 경우는 약세시장(Bear Market)으로 구분하였으며, 강세시장과 약세시장에서의 분위수 회귀분석을 추정한 결과는 <표 6>과 <표 7>에 각각 나타나 있다⁸⁾.

강세시장에서의 추정결과를 나타내는 <표 6>의 Panel A는 강세시장에서 투자자심리가 ESG ETF의 가격괴리에 미치는 영향을 분위수 회귀분석한 결과이다. 추정결과를 살펴보면, 투자자심리는 가격괴리의 상대적차이값(DR)이 상위 분위일수록 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 Panel B의 동등성 검정에서 절대적차이값(ABS_DR)은 유의한 영향이 존재하지 않았지만, 상대적차이값(DR)의 하위분위($\tau=0.05$) 추정계수는 상위분위($\tau=0.90$)와 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 강세시장에서 가격괴리와 투자자심리(Sentiment)의 관계는 분위수에 따라 비대칭적이며, ESG ETF의 가격이 NAV보다 높은 경우에 투자자심리가 유의한 양(+)의

8) 강세시장과 약세장을 KOSPI지수 수익률(MKT)의 중위수 기준으로 분석한 결과에서도 동일한 결과가 나타났다.

영향을 미친다는 것을 의미한다.

<표 6> 강세시장인 경우 ETF의 가격괴리율과 투자자심리에 대한

분위수 회귀분석 결과

아래 표는 표본기간(2017년 8월 31일~2020년 12월 31일) 동안 KOSPI지수 수익률(MKT)이 0보다 큰 강세시장인 경우, ETF 가격괴리율 및 투자자심리에 대한 분위수 회귀분석 결과 및 동등성 검정 결과를 나타냄. () 안에는 p값이 제시되어 있음. ***와 **는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

Panel A: 분위수 회귀분석 결과		
분위수	ABS_DR	DR
	추정계수 (p값)	추정계수 (p값)
0.05	0.0036 (0.114)	-0.0045 (0.870)
0.10	0.0042 (0.147)	-0.0031 (0.865)
0.15	0.0028 (0.412)	0.0127 (0.504)
0.20	0.0013 (0.748)	0.0179 (0.377)
0.25	-0.0037 (0.423)	0.0200 (0.274)
0.30	-0.0055 (0.290)	0.0199 (0.239)
0.35	-0.0051 (0.479)	0.0145 (0.493)
0.65	-0.0111 (0.495)	0.0213 (0.034)**
0.70	-0.0172 (0.283)	0.0201 (0.017)**
0.75	-0.0185 (0.156)	0.0217 (0.016)**
0.80	-0.0198 (0.220)	0.0294 (0.058)
0.85	-0.0020 (0.927)	0.0399 (0.034)**
0.90	0.0098 (0.690)	0.0572 (0.008)***
0.95	0.0530 (0.299)	0.0468 (0.355)
Panel B: 분위수 회귀분석 추정값에 대한 추정계수의 동등성 검정 결과		
분위수	F통계량 (p값)	F통계량 (p값)
0.05 vs 0.95	0.93 (0.335)	0.85 (0.357)
0.05 vs 0.90	0.06 (0.803)	4.20 (0.041)**
0.05 vs 0.85	0.06 (0.801)	1.97 (0.161)
0.05 vs 0.80	2.01 (0.157)	1.56 (0.213)
0.05 vs 0.75	2.95 (0.087)	1.03 (0.311)
0.05 vs 0.70	1.82 (0.178)	0.86 (0.353)
0.05 vs 0.65	0.88 (0.350)	0.87 (0.352)

반면 <표 7>에 제시된 약세시장에서의 추정결과를 살펴보면, 투자자심리가 가격괴리율의 절대적차이값(ABS_DR)과 상대적차이값(DR) 모두에 대해 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한 Panel B에서 분위수별 추정계수의 동등성 검정 결과

에서도 절대적차이값(ABS_DR)에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다.

<표 7> 약세시장인 경우 ETF의 가격괴리율과 투자자심리에 대한

분위수 회귀분석 결과

아래 표는 표본기간(2017년 8월 31일~2020년 12월 31일) 동안 약세시장인 경우, ETF 가격괴리율 및 투자자심리에 대한 분위수 회귀분석 결과 및 동등성 검정 결과를 나타냄. () 안에는 p값이 제시되어 있음. ***와 **는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

Panel A: 분위수 회귀분석 결과		
분위수	ABS_DR	DR
	추정계수 (p값)	추정계수 (p값)
0.05	-0.0002 (0.904)	-0.0420 (0.161)
0.10	-0.0003 (0.900)	-0.0051 (0.811)
0.15	-0.0011 (0.679)	-0.0075 (0.639)
0.20	-0.0007 (0.821)	-0.0063 (0.717)
0.25	0.0015 (0.736)	-0.0110 (0.438)
0.30	0.0032 (0.542)	-0.0108 (0.494)
0.35	0.0019 (0.716)	-0.0193 (0.205)
0.65	0.0061 (0.607)	0.0012 (0.910)
0.70	0.0024 (0.867)	-0.0003 (0.968)
0.75	0.0011 (0.924)	0.0019 (0.771)
0.80	0.0045 (0.714)	0.0012 (0.860)
0.85	0.0042 (0.668)	0.0050 (0.390)
0.90	0.0182 (0.075)	-0.0018 (0.746)
0.95	0.0305 (0.138)	0.0011 (0.945)
Panel B: 분위수 회귀분석 추정값에 대한 추정계수의 동등성 검정 결과		
분위수	F통계량 (p값)	F통계량 (p값)
0.05 vs 0.95	2.42 (0.120)	1.75 (0.187)
0.05 vs 0.90	3.64 (0.057)	1.80 (0.180)
0.05 vs 0.85	0.20 (0.651)	2.63 (0.105)
0.05 vs 0.80	0.15 (0.702)	2.35 (0.126)
0.05 vs 0.75	0.01 (0.910)	2.51 (0.113)
0.05 vs 0.70	0.03 (0.858)	2.30 (0.130)
0.05 vs 0.65	0.26 (0.608)	2.57 (0.110)

이상의 결과를 종합하면 가격괴리율과 투자자심리의 관계는 분위수에 따라 비대칭적이라는 것을 의미한다. 구체적으로 ESG ETF의 가격이 NAV보다 상대적으로 높은 괴리율을 가질 때 투자자심리가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 현

상은 주로 강세시장에서 나타난다는 것이다.

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 2017년 8월 31일부터 2020년 12월 31일까지 국내 주식시장의 투자자 심리와 ESG ETF의 가격괴리율과의 관계를 분석하였다. ESG ETF를 검토한 선행연구와의 차이점은 ESG ETF를 분석하는데 행동재무학적 요소인 투자자심리를 고려한다는 점이다. 분석을 위해 ESG ETF가 국내에 최초로 상장된 2017년 8월 31일부터 7개 ETF의 가격괴리율을 활용하였다. 또한 개인투자자의 매수-매도거래 불균형, 주식형펀드 플로우, 주식거래회전율, 주식투자예치금, 변동성프리미엄, 변동성지수와 같은 투자자심리와 관련된 6가지 단일 대용변수를 활용하여 주성분분석을 실시한 이후 공통요인을 추정하고, 이 공통요인을 투자자심리변수로 활용하였다. 투자자심리와 ESG ETF 가격괴리율의 관계를 심층적으로 분석하기 위해 패널 회귀분석과 분위수 회귀분석을 활용하였으며, 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 패널 회귀분석 결과 투자자심리는 절대적 차이값으로 측정된 ESG ETF의 가격괴리율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, KOSPI지수 수익률이 가격괴리율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 분위수 회귀분석 결과 투자자심리는 ESG ETF의 가격이 NAV보다 높을수록(상대적 가격괴리율이 클수록) 유의한 양(+의) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 가격괴리율의 정도에 따라 투자자심리의 비대칭적인 영향이 존재하는 것을 의미한다.

셋째, 강세시장과 약세시장을 구분하여 추정한 결과, 약세시장보다 강세시장에서 투자자심리가 가격괴리율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 가격괴리율에 미치는 투자자심리의 비대칭적 영향은 강세시장에서 존재한다는 것을 의미한다.

이상의 결과를 종합하면 ESG ETF의 가격 효율성은 투자자심리에 영향을 받고, 가격괴리율의 정도와 시장상황에 따라 투자자심리의 비대칭적인 영향이 존재한다고 할 수 있다.

참고문헌

- 강장구·권경윤·심명화 (2013), “개인투자자의 투자심리와 주식수익률”, 재무관리연구, 30(3), 35-68.
- 고봉찬·장욱·최영수 (2011), “국내 주식형 펀드의 스타일 분석과 활용”, 선물연구, 19(1), 91-120.
- 김가람·류두진·양희진 (2018), “투자심리지수의 대응변수와 유용성: 개별기업 주식 수익률에 미치는 영향을 바탕으로”, 경영학연구, 47(5), 1231-1260.
- 김동환·박동규 (2017), “원자재 ETF를 활용한 주식시장에서의 투자자심리와 비합리적 투자자의 행태에 관한 연구”, 금융공학연구, 16(2), 87-106.
- 김상배 (2015), “거시경제적 위험과 개별 주식형펀드의 현금흐름”, 재무관리연구, 32(4), 149-175.
- 김상배 (2019), “유가와 주가지수 사이의 비선형관계 분석”, 금융공학연구, 18(3), 107-129.
- 김수정·최형석 (2018), “구성자산 특성이 ETF 가격효율성에 미치는 효과”, 한국증권학회지, 47(1), 1-25.
- 김수정·최희정·서정원 (2012), “한국주식시장의 배당규모와 기업가치간 비선형관계에 관한 연구”, 재무관리연구, 29(2), 125-164.
- 김수진·신영석 (2020), “레버리지 상장지수펀드(ETF)가 주식시장 변동성에 미치는 영향”, 한국은행, 조사통계월보 4월호.
- 김세완·김영민·김경록 (2018), “ETF 괴리를 결정요인은 유형별로 상이한가?: 국내 ETF 시장의 실증 분석”, 금융연구, 32(4), 151-178.
- 김영민 (2018), “ETF 시장에서의 순자금유입에 관한 연구”, 시장경제연구, 47(3), 43-63.
- 김영민 (2019), “공모 주식형펀드의 순자금유입 분석: 개인과 기관 투자자 비교”, 금융공학연구, 18(4), 119-137.
- 김창수 (2009), “기업의 사회적 책임 활동과 기업가치”, 한국증권학회지, 38(4), 507-545.
- 류두진·류두원·양희진 (2018), “개별기업의 특성을 반영한 투자자 심리지수와 주식 수익률”, 재무연구, 31(1), 1-38.
- 류정선 (2020), 최근 글로벌 ESG 투자 및 정책동향, 금융투자협회, 조사연구보고서.
- 박혜진 (2020), 국내 ESG 펀드의 현황 및 특징 분석, 자본시장연구원, 이슈보고서

20-28.

변진호·김근수 (2013), “주식시장 투자 심리지수의 유용성”, 재무관리연구, 30(4), 225-248.

신성욱·곽영민 (2020), “투자자 심리와 CSR 활동 간의 관련성에 관한 연구”, 지역산업연구, 43(3), 129-150.

유한수 (2012), “사회책임투자지수 ETF 가격과 시장지수 ETF 가격의 관계”, 글로벌경영학회지, 9(3), 175-191.

이상원 (2013), “레버리지 ETF 의 가격 및 성과 분석”, 금융공학연구, 12(4), 27-48.

이상원 (2020), “가격과 리스크와 추적오차에 의한 ESG ETF의 성과분석”, 경영교육연구, 35(6), 309-329.

이은정·이유경 (2021), “ESG 경영이 주가수익률에 미치는 영향: COVID-19 확산에 따른 위기기간을 중심으로”, 금융연구, 35(3), 63-91.

이효정 (2019), “투자심리지수의 수익률 예측력에 관한 횡단면 분석”, 재무관리연구, 36(4), 139-167.

임경·윤선중 (2018), “펀드 자금흐름을 이용한 투자자심리지수 산출의 유용성에 대한 연구”, 재무연구, 31(1), 83-115.

장승욱·김용현 (2013), “기업의 ESG와 재무성과”, 재무관리연구, 30(1), 131-152.

조성순·박경희·변진호 (2017), “행태재무론 관점에서 살펴본 한국의 배당 캐이더링 이론 검증”, 한국증권학회지, 46(2), 343-379.

허창수·강형철·엄경식 (2012), “한국 상장지수펀드 (ETF)의 가격효율성”, 금융연구, 26(1), 42-76.

현상균·이정석·이준희 (2021), “장기투자자의 포트폴리오선택과 ESG 투자의 최적배분 요인분석”, 대한경영학회지, 34(8), 1491-1504.

Baker, M. and J. Stein (2004), “Market Liquidity as a Sentiment Indicator,” *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.

Baker, M. and J. Wurgler (2006), “Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns,” *Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.

Baker, M. and J. Wurgler (2007), “Investor Sentiment in Stock Market,” *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-152.

Baker, M., J. Wurgler, and Y. Yuan (2012), “Global, Local, and Contagious Investor Sentiment,” *Journal of Financial Economics*, 104(2), 271-287.

Bagnoli, M. and S. G. Watts (2003), “Selling to Socially Responsible Consumers: Competition and the Private Provision of Public Goods,” *Journal of*

- Economics & Management Strategy*, 12(3), 419-445.
- Black, F. (1986), "Noise," *The Journal of Finance*, 41(3), 528-543.
- Chau, F., R. Deesomsak, and M. C. Lau (2011), "Investor Sentiment and Feedback Trading: Evidence from the Exchange-traded Fund Markets," *International Review of Financial Analysis*, 20(5), 292-305.
- Daniel, K., S. Titman (1999), "Market Efficiency in an Irrational World," *Financial Analysts Journal*, 55(6), 28-40.
- Fattouh, B., P. Scaramozzino, and L. Harris (2005), "Capital Structure in South Korea: a Quantile Regression Approach," *Journal of Development Economics*, 76(1), 231-250.
- Fisher, K. L. and M. Statman (2003), "Consumer Confidence and Stock Returns," *The Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115-127.
- Folger-Laronde, Z., S. Pashang, L. Feor, and A. ElAlfy (2020), "ESG Ratings and Financial Performance of Exchange-traded Funds during the COVID-19 Pandemic," *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 1-7.
- Friedman, H. L. and M. S. Heinle (2016), "Taste, Information, and Asset Prices: Implications for the Valuation of CSR," *Review of Accounting Studies*, 21(3), 740-767.
- Huang, J., C. Sialm, and H. Zhang (2011), "Risk Shifting and Mutual Fund Performance," *Review of Financial Studies*, 24(8), 2575-2616.
- Kanuri, S. (2020), "Risk and Return Characteristics of Environmental, Social, and Governance (ESG) Equity ETFs," *The Journal of Index Investing*, 11(2), 66-75.
- Keleş, E. and A. Çetin (2018), "Corporate Social Responsibility, Investor Sentiment, and Stock Returns," *Sustainability and Social Responsibility: Regulation and Reporting*, 443-462.
- Kim, S. H. and H. G. Kang (2015), "Tactical Asset Allocation using Investors' Sentiment," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 56(2), 177-195.
- Koenker, R. and G. Bassett Jr (1978), "Regression Quantiles," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(1), 33-50.
- Kumar, A. and C. M. Lee (2006), "Retail Investor Sentiment and Return Comovements," *The Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486.
- Laffont, J. J. (1985), "On the Welfare Analysis of Rational Expectations Equilibria with Asymmetric Information," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-29.
- Meziani, A. S. (2020), "It is still not Easy being Green for Exchange-Traded

- Funds,” *The Journal of Index Investing*, 10(4), 6-23.
- Mitchell, M., T. Pulvino, and E. Stafford (2002), “Limited Arbitrage in Equity Markets,” *The Journal of Finance*, 57(2), 551-584.
- Mohr, L. A., D. J. Webb, and K. E. Harris (2001), “Do Consumers Expect Companies to be Socially Responsible? The Impact of Corporate Social Responsibility on Buying Behavior,” *Journal of Consumer Affairs*, 35(1), 45-72.
- Nilsson, J. (2008), “Investment with a Conscience: Examining the Impact of Pro-social Attitudes and Perceived Financial Performance on Socially Responsible Investment Behavior,” *Journal of Business Ethics*, 83(2), 307-325.
- Orlitzky, M. (2013), “Corporate Social Responsibility, Noise, and Stock Market Volatility,” *Academy of Management Perspectives*, 27(3), 238-254.
- Park, Y., J. Lee, and Y. Choe (2021), “ESG Investment Trends and Implications considering Shared Growth and Mutual Benefit,” *The Journal of the Convergence on Culture Technology*, 7(1), 37-41.
- Pedersen, L. H., S. Fitzgibbons, and L. Pomorski (2020), “Responsible Investing: The ESG-efficient Frontier,” *Journal of Financial Economics*, 142(2), 572-597.
- Serafeim, G. (2020), “Public Sentiment and the Price of Corporate Sustainability,” *Financial Analysts Journal*, 76(2), 26-46.
- Shin, S. and G. Soydemir (2010), “Exchange-traded Funds, Persistence in Tracking Errors and Information Dissemination,” *Journal of Multinational Financial Management*, 20(4-5), 214-234.
- Shleifer, A. and L. H. Summers (1990), “The Noise Trader Approach to Finance,” *Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 19-33.
- Tseng, Y. C. and W. C. Lee (2016), “Investor Sentiment and ETF Liquidity-evidence from Asia Markets,” *Advances in Management and Applied Economics*, 6(1), 89.
- You, W., Y. Guo, H. Zhu, and Y. Tang (2017), “Oil Price Shocks, Economic Policy Uncertainty and Industry Stock Returns in China: Asymmetric Effects with Quantile Regression,” *Energy Economics*, 68, 1-18.

Abstract

Influence of Investor's Sentiment on the Disparate Ratio of ESG ETF Using a Quantile Regression

Yeonwoo Do^{} and Sangbae Kim^{**}*

This purpose of this study is to examine the relationship between a disparate ratio of ESG ETF and investor's sentiment in Korea. To do this, we adopt a panel regression model and a quantile regression model. In addition, we utilize a principal component analysis to derive the common factor of six different investor's sentiment variables such as the buy-sell imbalance of individual investors, equity fund flow ratio, customers' deposits, turnover ratio, volatility premium and volatility index, while the sample period ranges from August 31, 2017 to December 31, 2020. The empirical result of the panel regression model shows that the relation between the disparate ratio and investor's sentiment is statistically significant, and that investor's sentiment has a statistically positive impact on the disparate ratio of ESG ETF. Among the control variables, the market index return affects the disparate ratio significantly. The results from the quantile regression shows that the relation between disparate ratio and investor's sentiment is significant when the disparate ratio of ESG ETF is high (when the price of ETF is higher than NAV). This result means that there is an asymmetric effect of investor sentiment depending on the degree of the disparate ratio. Moreover, this phenomenon is observed on in the bull market. In summary, our result shows that the price efficiency of ESG ETFs depends on investor sentiment, especially in the bull market.

Key Words: ESG ETF, Disparate Ratio, Investor Sentiment, PCA, Quantile Regression

* First Author, PhD candidate, School of Business Administration, Kyungpook National University, Tel: +82-53-950-7413, E-mail: ysd090@naver.com

** Corresponding Author, Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University, Tel: +82-53-950-7413, E-mail: sbkim@knu.ac.kr