

# ETF 시장 확대가 개별 구성 주식의 행태에 미치는 효과 \*

이 창 일 †송 준 혁 ‡

## Abstract

본 연구에서는 ETF의 시장 확대가 개별 구성 주식에 미치는 영향에 초점을 맞추어 ETF 규모의 증가가 구성 주식의 호가 스프레드, 정보 효율성, 그리고 주식의 가치 평가에 미치는 효과를 분석하였다.

2004년 이후 199개의 ETF를 대상으로 수행한 실증 분석 결과 ETF 시장의 확대에 의한 구성 주식의 보유수량 증가는 개별 주식의 호가 스프레드 확대에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 정보 효율성 측면에서는 내생성과 자기상관성을 보정한 모형에서 개별 주식의 수익률과 시장 및 산업 수익률의 상관성이 통계적으로 유의하게 나타나 ETF 시장의 확대가 오히려 시장의 체계적 위험을 증가시키는 요인이 될수 있음이 관측되었다. 한편 ETF 시장 확대가 기업 가치에 미치는 영향과 관련해서 PER을 이용한 분석에서는 통계적으로 유의미한 결과를 확인할 수 없었으나, PBR을 이용한 분석에서는 ETF 시장으로의 자금 유입 및 주식 보유량의 증가가 개별 주식의 가치를 고평가시키는 요인으로 작용하는 것으로 분석되었다.

이러한 결과는 ETF 시장의 급격한 확대에 의도치 않은 부작용이 발생할 수 있음을 지적하고 있으며 향후 ETF 시장 확대에 파생되는 부차적인 효과에 대해서 보다 면밀한 관심과 정책적 고려가 필요함을 시사한다.

*Key words:* 호가 스프레드, 정보 효율성, 가치 평가

*JEL Classification:* G10, G12

---

\*이 논문은 2019년도 한국파생상품학회의 학술연구지원사업(Fn가이드 후원)의 지원을 받아 연구되었음

†이스트스프링자산운용코리아 상무(명지대 경제학과 겸임교수), 07325 서울특별시 영등포구 여의대로 70, Tel: +82-2-2126-3617, E-mail: chris.ci.lee@eastspring.com

‡한국외대 경제학과 교수, 02450 서울특별시 동대문구 이문로 107, Tel: +82-2-2173-3107, E-mail: jhsong@hufs.ac.kr

# 1 서론

ETF(Exchange Traded Fund)는 거래소에 상장돼 주식처럼 거래되는 펀드로, 그 수익률이 코스피 등 특정 지수나 금·원유 같은 특정 자산 가격에 연동되도록 설계되어 있다. 한국의 ETF 시장은 2002년에 KOSPI200을 추종하는 ETF가 상장된 이래로 2018년말 국내외 다양한 지수를 추종하는 413개의 ETF가 상장되어 거래되고 있어 양적으로 크게 성장하여 왔다. 다만, 거래소에 상장으로 인한 펀드의 매매 용이성, 거래를 더욱 용이하게 하는 유동성 공급자(liquidity provider)의 존재, 매매시의 거래세 면제 등 ETF의 장점은 많이 알려져 오고 있으나, ETF를 구성하는 보유 주식 수의 증가, 빈번한 매매로 인한 시장에 대한 의도치 않았던 영향 및 효과와 관련하여 아직 체계적인 분석이 많지 않은 상황이다.

최근 수년간 ETF를 포함한 인덱스(index)를 추종하는 패시브(passive) 펀드의 성과가 주식의 편입비율 조정(active bet), 종목 선택(stock selection) 등을 통하여 인덱스 대비 초과 수익을 추구하는 액티브(active) 펀드의 성과 대비 양호한 것으로 나타나면서 ETF 및 패시브 펀드의 시장은 급격히 확대되고 있으며, 이에 따른 자금 유입 역시 한국을 포함한 전세계적으로 급증하고 있다<sup>1</sup>.

기존의 국내 시장의 ETF에 대한 연구는 주로 펀드인 ETF 자체에 대한 분석이 주를 이루어 왔으나, ETF를 구성하는 개별 주식의 변동 및 보유량의 증가가 기초자산인 주식의 행태와 주식시장에 미치는 효과에 대한 연구는 주로 다루어지지 않았다. 특히 2016년 이후 급격한 ETF의 수 및 규모의 증가로 의도하지 않았던 시장의 충격 및 체계적 위험(systematic risk) 등에 대한 우려가 점증되고 있고 무역전쟁, 지정학적인 이슈 등으로 인한 시장 불확실성 또한 증가하고 있는 현실이다. 본고에서는 ETF의 시장 규모 확대가 개별 주식의 행태에 어떤 영향을 미치고 있는지를 확인하고 외부 이벤트로 인하여 시장 위험 또는 불확실성이 급증하는 경우 ETF가 시장 및 개별 주식에 미칠 수 있는 영향에 대해 살펴 보았다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, ETF 시장의 확대에 의한 구성 주식의 보유수량 증가는 개별 주식의 호가 스프레드 확대에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 분석되었다. 둘째, 정보 효율성 측면에서는 내생성과 자기상관성을 보정한 모형에서 개별 주식의 수익률과 시장 및 산업 수익률의 상관성이 통계적으로 유의하게 나타나 ETF 시장의 확대가 오히려 시장의 체계적 위험을 증가시키는 요인이 될수 있음이 관측되었다. 셋째, ETF 시장 확대가 기업 가치에 미치는 영향과 관련해서 PER을 이용한 분석에서는 통계적으로 유의미한 결과를 확인할 수 없었으나, PBR을 이용한 분석에서는 ETF 시장으로의 자금 유입 및 주식 보유량의 증가가 개별 주식의 가치를 고평가시키는

<sup>1</sup>2019년 3월 기준, 국내 주식에 투자하는 ETF는 208개로 전체 ETF 수의 약 50%를 차지하고 2018년말 기준, 국내 주식에 투자하는 ETF의 순자산 총액은 약 31조 6천억원으로 전체 ETF 순자산 총액의 77%를 차지하고 있으며 급격히 증가하고 있다.

요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 넷째, 강건성 분석에서 대부분의 실증분석 결과가 교차항(cross term)을 이용한 모형에서도 통계적으로 유의하게 나타났고, ETF 시장확대로 인한 구성 보유 주식의 증가가 다음 분기(t+1)에도 호가 스프레드에 영향을 주는 것으로 분석되었다.

아래에서의 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 ETF 관련 해외 및 국내의 선행 연구를 요약하고 제3장에서는 한국 및 해외 ETF 시장의 구조 및 현황에 대하여 설명한다. 제4장에서는 분석 데이터에 대한 설명과 기초 통계량을 정리하고 제5장에서는 연구 가설 및 이에 대한 실증 분석 방법을 설명한다. 제6장에서는 가설에 대한 실증 분석 결과를 제시하고 제7장에서는 기본 모형에 대한 강건성 분석을 수행한다. 마지막으로 제8장에서는 이상의 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## 2 선행 연구

### 2.1 해외의 ETF에 대한 연구

주로 ETF가 편입하고 있는 개별 주식에 대해 기업 가치 또는 기업 고유 정보와 관련이 없는(non-fundamental) 수요로 인한 충격이 ETF의 기초 자산인 주식으로 전이되는 효과에 대한 연구가 다수 있다.

Subrahmanyam(1991), Gorton and Pennacchi(1993), Mahavan and Sobczyk(2014)는, 기업 고유 정보에 대한 분석보다는 매매 자체에 관심이 많은 거래자(uninformed traders, noisy traders)가 ETF의 구성 주식인 개별 주식의 매매보다는 ETF의 매매를 선호하면서 ETF를 구성하는 개별 주식의 거래 비용이 증가한다고 하였고, Grossman and Stiglitz(1980)과 Admati(1985)는 거래 비용의 증가는 시장 구성원이 기업 고유의 정보를 취득하려는 행위를 감소시키고 따라서 주가는 기업 고유의 정보를 충분히 반영하지 않게 된다고 하였다. Ramaswamy(2011)는 ETF가 기초지수의 수익률을 파생상품을 이용하여 복제하는 ETF의 거래량이 증가하는 경우 체계적 위험(systematic risk)을 증가시키는 요인이 될 수 있고 금융 안정성을 저해할 수도 있음을 밝혔다.

Hamm(2014)은 ETF와 개별 주식의 유동성에 대해 연구하였는데 ETF가 보유하는 주식 비율이 증가할수록 ETF를 구성하는 개별 주식을 거래하는데 더 많은 비용이 발생함을 밝혔고, Ben et al.(2015)은 ETF와 기초자산 간의 차익거래의 증가가 ETF로부터 이를 구성하는 기초자산인 주식으로 유동성 충격을 전이시킴으로써 장중 및 일간 주식의 변동성이 증가함을, Da and Shive(2016)는 ETF의 차익거래 행위가 펀드 및 개별 주식 각각에서 수익률의 동행성(comovement)를 증가시킨다고 하였다. Bhattacharya(2016)는 지정 참가회사(AP)의 적극적인 차익거래와 매매 등으로 인하여 시장 전반적인

수준에서의 정보는 증가하지만 개별 자산의 수준에서는 적절한 가치로부터 지속적인 괴리가 발생함을 밝혔다.

Israeli et al.(2017)은 NRE(Noisy Rational Expectation) 모델<sup>2</sup>에 기반하여 ETF를 구성하는 주식 보유량의 증가가 ETF를 구성하는 주식의 정보 효율성(pricing efficiency)을 저하시키고 개별 주식의 거래 비용을 증가시키며 주식 수익률과 시장 또는 산업 수익률과의 동조화를 증가시키며 ETF 구성하는 개별 주식을 분석하는 애널리스트의 수를 감소시킨다고 주장하였다.

Eric et al.(2012)은 ROIC(Return On Invested Capital), FCF(Free Cash Flow) 성장률, 배당 성장률 등을 통제하였을 때, 시장 지수를 추종하는 패시브(passive) 펀드에 대한 자금 유입이 시장 지수에 포함되지 않은 주식에 대비하여 시장 지수에 포함된 주식의 가격을 상승(고평가)시키고 이러한 효과는 이후 1개월 이상 지속됨을 밝혔다.

Hasbrouck(2003), Yu(2005), Chen and Strother(2008) 등은 ETF의 차익거래와 관련된 트레이딩은 기초자산의 장중 가격 발견 기능을 향상시킨다고 하였으며, Boehmer(2003)는 ETF가 호가 스프레드와 트레이딩 관련 비용을 줄이고 시장 유동성을 증가시킴을 밝혔다. Fang and Sanger(2012)는 ETF 트레이딩이 가격 발견에 보다 큰 기여를 한다고 하였고, Glosten et al.(2016)은 ETF의 구성 주식에 대한 보유 수량 증가는 ETF 거래 행위의 대응치로서 주식의 고유 정보(fundamentals)와 주식 가격 간의 연관성을 높이고 ETF를 구성하는 개별 주식의 정보 효율성을 증가시킨다고 하였다.

## 2.2 한국시장의 ETF에 대한 연구

기존 한국의 ETF관련 연구는 크게 추적 오차, 시장 효율성, 다른 자산과의 선도 또는 지연 관계 등에 대한 연구가 주류를 이루었으며 그 외에 ETF의 헷지 성과, 변동성, 수익률 분포, 수익성 등에 관련된 연구들이 있다.

정재만(2012)의 연구에서는 추적 오차를 세분화하여 ETF 시장 가격과 이론 가격인 NAV(Net Asset Value)를 비교한 추적 오차, NAV와 KOSPI200 지수를 비교한 추적 오차로 구분하여 ETF의 시장 가격은 NAV와 비교했을 때 저평가되는 경향이 있다고 분석하였다. 김도완(2018)의 연구에서는 ETF의 시장 가격은 이론 가격인 NAV대비 저평가가 되어 있으나 매도시의 관련 세금(0.3%)을 반영하였을 때

---

<sup>2</sup>Grossman and Stiglitz(1980) 등이 주장한 모형으로 주로 기업 고유의 정보를 얻기 위하여 값 비싼 비용을 지불하는 시장 참가자, 대리인 등과 관련이 높다. 기업 고유의 정보를 취득한 브로커 등의 대리인(agents)은 동 정보를 갖지 못한 시장 참가자들과의 거래를 통하여 수익을 획득 하게 되는 데, 그렇게 함으로써 그 기업 고유의 정보는 개별 주식의 가격에 반영 된다는 것이다. 기업 고유 정보를 취득하고 있는 거래자들의 정보를 취득하기 위한 비용의 제약과 기업 고유의 정보를 가지지 못한 시장 참가자들과의 거래를 통한 수익 간에 균형(equilibrium)을 맞추는 수준에서 개별 주식 가격의 정보의 효율성(informational efficiency) 수준이 결정되게 된다는 것이다.

반대로 고평가되고 있다고 주장하였다.

강석규 외(2015)는 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물, 그리고 KOSPI200 현물을 추종하도록 설계된 ETF를 대상으로, KOSPI200 선물시장과 ETF 시장이 현물시장보다 가격발견에서 우월한 역할을 하나 ETF 시장과 KOSPI200 선물시장 간에서는 어떤 시장이 가격 발견에 대해 우위에 있는지 명확한 결과를 알 수 없다고 하였다. 염명훈, 백제승(2015)은 미국 NYSE(New York Stock Exchange)의 한국 주식 시장을 기초 자산으로 하는 ETF의 가격 발견 효과를 실증 분석하였는데 ‘iShares MSCI Korea ETF’ 수익률의 익일 한국 주식시장 시가 수익률에 대한 가격발견 효과는 동 시간에 거래되고 있는 KOSPI200 야간 선물 수익률의 익일 한국 주식시장 시가 수익률에 대한 가격발견 효과보다 낮았다고 설명하였다.

우민철, 최혁(2013)의 연구는 ETF 시장의 데이트레이더(day trader)는 평균적으로 거래비용을 초과하는 이익을 얻고 있으며, 데이트레이더의 이익 규모는 평균 체결가격이 낮고 장중 변동성이 큰 종목에서 더 크고, 시장평균 가격보다 상대적으로 높은 가격에 매도하는 투자전략이 수익의 원천임을 밝혔다. 엄경식, 박종호(2014)는 한국 주식시장에서 KOSPI200 지수와 이를 추적하는 5개 ETF의 수익률 분포는 평균은 동일하나 분산은 서로 유의미한 차이를 보임을 밝혔고, 김영민(2018)은 KOSPI200을 추종하는 국내 ETF의 순자산 유입은 전일의 순자금 유입, 수익률, 순자산, 괴리율, 유동성 등의 영향을 받는 반면 변동성, 호가 스프레드, 브랜드 등의 영향은 받지 않는다고 주장하였다.

김수정, 최형석(2018)은 ETF의 가격 괴리가 기존 선행 연구에서 밝혀진 ETF 자체의 특성 뿐만 아니라 구성 종목의 특성에 의해서도 결정됨을 밝혔고, 김범현 외(2017)는 한국 시장과 미국 시장의 체계적 위험을 측정하고 미국시장에 상장된 ETF 중에서 어떠한 종류의 ETF를 국내 시장에 우선적으로 도입하는 것이 국내 ETF 시장의 성장을 효과적으로 이끌 수 있을 지를 분석하였다.

### 3 한국의 ETF 시장 개요

#### 3.1 ETF의 구조 및 현황

ETF는 개방형(open ended) 펀드의 구조로 설정(creation) 및 해지(redemption)가 용이하며 다른 개방형 펀드와 달리 거래소에서 거래가 되고 매도 시에 주식과 달리 세금(매도대금의 0.3%)이 징구되지 않아 개별 주식의 매매에 비해 거래 비용이 낮은 장점이 있다. 또한, ETF는 다른 개방형 펀드의 설정 및 해지에 소요되는 기간에 대비, 거래소에서 설정 및 해지 기간 없이 일반 주식과 유사하게 쉽게 매수 및 매도를 할 수 있는 장점이 있다.

펀드의 운용관련 보수(비용) 역시 일반 주식형 펀드에 비해 크게 낮으며 펀드의 설정 및 해지에 이용되는 공정 가격(또는 이론 가격)인 NAV(Net Asset Value) 외에도 거래소에서 수요과 공급에 따른 매매로 인해 형성되는 시장 가격이 별도로 존재하며 그 결과로서 공정 가격(이론 가격)과 시장 가격이 일정 정도 괴리되는 현상이 자주 발생하고 있다.

[그림 1]와 같이 ETF의 독특한 펀드 설정 및 해지의 구조로 인해 시장에는 자산운용사, 지정 참가회사(AP) 및 유동성 공급자(LP)가 존재하고 있는 데, 자산운용사는 ETF의 법적 주체(투자신탁형인 경우)로서 지수 추적을 위한 펀드자산(주식 바스켓)을 설계하고 ETF 발행 및 상장, 구성 종목의 편입 및 교체, PDF(Portfolio Deposit File)의 검토 및 조정, 공시, 펀드의 회계 등의 업무를 수행한다.

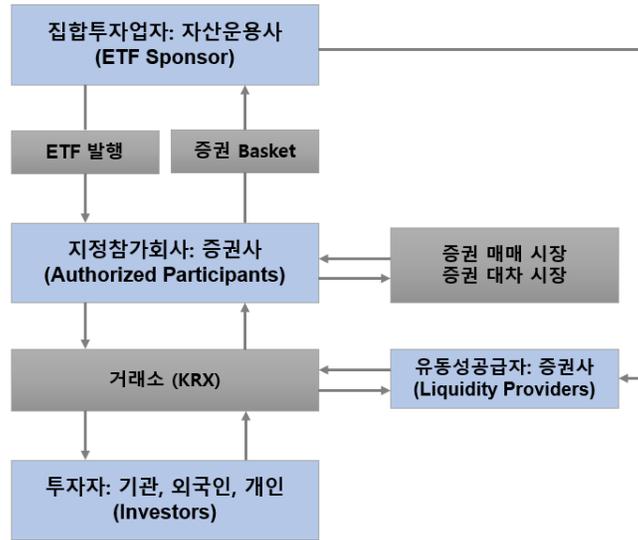
발행시장의 지정 참가회사(AP, Authorized Participants)는 일종의 ETF 판매사로서 특정 ETF의 구성 종목을 매입 또는 차입을 통해 바스켓(basket)으로 구성하여 자산운용사에 납입하고, 주로 대규모 ETF의 설정 및 해지를 수행하며 시장의 ETF 수요 및 공급 상황을 반영한 차익 거래, 수수료 수입 등을 수익의 원천으로 한다. 지정 참가회사는 시장의 ETF에 대한 초과수요로 인해 ETF 시장 가격이 이론 가격인 NAV대비 상승시, ETF 신규 바스켓(basket)을 구성하여 ETF로 설정 후 그 ETF를 시장에 이론 가격(NAV) 대비 높은 시장 가격에 매도 하고, 시장의 ETF에 대한 초과 공급시에는 이론 가격인 NAV대비 저평가된 시장 가격에 ETF를 매수하고 ETF 구성주식 바스켓(basket), 선물(futures) 등을 매도함으로써 초과 수요 및 공급에 따른 이론 가격 및 시장 가격의 괴리를 이용한 차익 거래 수익 등을 추구하며 이론 가격과 시장 가격의 과다한 괴리를 방지하는 역할을 하고 있다.

유통시장의 유동성 공급자(LP, Liquidity Providers)는 시장에서 ETF의 거래를 원활하게 하기 위하여 이론가격(NAV) 상하 가격으로 일정수량의 ETF를 매도 및 매수 호가에 지속적으로 제공함으로써 거래소의 ETF에 유동성을 공급하여 매매를 원활하게 하고, 매매 발생 시에 이론 가격 대비 낮은 매수 호가 및 높은 매도 호가에 거래를 체결시킴으로써 이론 가격과 거래 가격의 차이 또는 매수 호가와 매도 호가의 차이로 인한 스프레드 수익 등을 추구함으로써 ETF가 원활하게 거래될 수 있도록 하는 보조적인 역할을 수행하고 있다.

### 3.2 ETF 시장 통계

한국의 ETF 시장은 2018년 4월 기준 상장종목수 기준 세계 6위(아시아 1위), 순자산 금액 기준 10위, 일평균 거래금액 기준 세계 3위의 시장으로 성장하였다. ETF는 1989년 미국에서 처음 도입되었고, [표 1]과 같이 한국 시장은 2002년 10월에 4개 종목의 상장으로 시작으로 상장 종목 및 순자산 규모는 지속적으로 증가하여 2018년 12월말 기준, 총 413개의 ETF가 거래되고 있고 순자산 규모는

Figure 1: ETF 발행 및 유통 구조



41조원으로 사상 최대치를 기록 하였다. 코스피에서의 ETF 일평균 거래대금 비중도 2015년 13%에서 2017년 18.4%, 2018년 22.3%로 매년 증가하고 있다.

Table 1: ETF 시장 규모 추이

구분	순자산	일평균 거래대금	상장종목수	신규상장	상장폐지	자산운용사
2002	344	33	4	4	0	4
2003	703	21	6	2	0	4
2004	490	11	4	0	2	2
2005	805	11	6	2	0	2
2006	1,561	20	12	8	2	3
2007	2,427	53	21	10	1	4
2008	3,399	98	37	16	0	7
2009	3,789	124	50	18	5	11
2010	6,058	110	64	16	2	12
2011	9,907	490	106	44	2	13
2012	14,718	544	135	29	0	16
2013	19,422	793	146	16	5	16
2014	19,656	688	172	26	0	16
2015	21,630	696	198	45	19	16
2016	25,102	790	256	66	8	13
2017	35,611	979	325	74	5	14
2018	41,007	1,462	413	95	7	15

Source: 한국거래소 2018년 ETP(Exchange Traded Products) 시장 결산

상품 유형별로는 국내 주식에 투자하고 있는 ETF가 절반 가량을 차지하여 2019년 3월말 기준, 전체 ETF의 수(420개)에서 국내 주식에 투자하고 있는 ETF는 208개로 그 비중은 49.5%에 이르고 있다. 국내 레버리지 ETF 및 인버스 ETF와 국내 채권 ETF의 비중은 각각 14.3%, 6.2%를 차지하였고, 해외

레버리지 및 인버스 ETF는 5.7%로 집계되고 있다. 2018년말 기준, ETF 시장의 순자산 총액은 주식시장(코스피, 코스닥) 시가 총액의 2.6% 수준으로 전년 대비 0.7%p 증가하였으며 순자산 총액이 1위인 종목은 'KODEX 200'(7.2조원)으로 ETF 시장 전체의 17.5% 비중을 차지 하고 있다. 기관이 선호하는 순자산 총액 1천억원 이상 ETF는 총 53개 종목으로 2017년(38개 종목) 대비 15종목이 증가하였다.

ETF의 2018년 일평균 거래대금은 1.5조원으로 사상 최고치를 기록하였고 ETF시장의 누적 거래대금은 주식 시장(코스피, 코스닥)의 12.7% 수준으로 2017년 대비 1.9%p 증가 하였다. 일평균 거래대금 1위 종목은 'KODEX 코스닥150 레버리지'(2,895억원)이며 ETF시장 전체의 18.7%의 비중을 차지 하였고 일평균 거래대금 백억원 이상의 고유동성 ETF는 16개 종목으로 2017년(15종목) 대비 1개 종목이 증가하였다.

2018년말 기준, 상품 유형별 규모로는 시장 대표 지수 ETF([표 2])가 시장 순자산총액의 53.1%, 일평균 거래대금의 36.2%를 차지하고 있고, 기초 시장별로는 국내지수 ETF가 전체 시장 순자산 총액의 93%, 일평균 거래대금의 97%로 시장의 대부분을 차지하고 있다.([표 3])

국내 파생형(레버리지, 인버스) ETF는 순자산총액 비중이 15.8%, 일평균 거래대금 비중이 49.5%로 상품 유형 중 가장 거래가 활발하며([표 4]), 국내에 상장된 해외지수 ETF는 순자산 총액은 6.9%, 일평균 거래대금은 3.0%로 아직 미미하지만 매년 증가 추세에 있다.

Table 2: 시가총액 상위 5개 KOSPI200 ETF 개요

	(백만주, 십억원)				
	KODEX200	TIGER200	KBSTAR200	ARIRANG200	KINDEX200
운용사	삼성자산	미래에셋자산	KB자산	한화자산	한국투자신탁
설정일	20021014	20080403	20111020	20120109	20080910
구성종목수(개)	202	202	202	202	202
시가총액	7,135	3,586	1,269	877	754
순자산총액	7,161	3,599	1,269	877	754
과리율(%)	-0.36	-0.37	0.04	-0.01	0.00
일 거래대금	224	54	15	5	11
외국인보유비중(%)	23.51	22.43	0.05	0.00	4.61
외국인보유총액	1,678	804	0.6	0.04	34
CU구성금액	1.3	1.3	1.3	1.3	1.3
최소설정단위(CU)	50,000	50,000	50,000	50,000	50,000
총보수(%)	0.16	0.05	0.04	0.04	0.09

Source: DataGuide

2018년 12월말 기준 글로벌 ETF 시장의 순자산 총액 규모는 4조 6,850억 USD를 기록하고 있으며 2000년 순자산 총액인 79억 USD에 비해 586배에 이르는 등 빠르게 성장하고 있다. [표 5]와 같이 2018년말 기준 전 세계 ETF의 수는 6,483개로 조사되고 있고 순자산 기준으로 미국 시장의 규모가 전세계 시장의 70.7%를 점유하고 있고 상장된 ETF의 수를 기준으로 30.8%를 차지하고 있다. 글로벌 시장에서 한국의 ETF가 차지하는 비중은 순자산 기준으로는 0.8%이고, 일본을 포함한 아시아 시장에서는 7.5%

Table 3: 순자산 총액 상위 10개 ETF

순위	단축코드	종목명	기초지수명	(십억원)
				순자산총액
1	A069500	KODEX 200	코스피 200	7,161
2	A102110	TIGER 200	코스피 200	3,599
3	A122630	KODEX 레버리지	코스피 200	2,493
4	A278540	KODEX MSCI Korea TR	MSCI Korea TR Index	1,610
5	A233740	KODEX 코스닥150 레버리지	코스닥 150	1,407
6	A148020	KBSTAR 200	코스피 200	1,269
7	A153130	KODEX 단기채권	KRW Cash 지수(총수익)	1,035
8	A102780	KODEX 삼성그룹	삼성그룹	1,004
9	A152100	ARIRANG 200	코스피 200	877
10	A214980	KODEX 단기채권PLUS	KRW Cash PLUS 지수(총수익)	855

Source: 한국거래소 2018년 ETP(Exchange Traded Products) 시장 결산

Table 4: 일 평균 거래대금 상위 10개 ETF

순위	단축코드	종목명	기초지수명	(십억원)
				일평균 거래대금
1	A233740	KODEX 코스닥150 레버리지	코스닥 150	290
2	A069500	KODEX 200	코스피 200	224
3	A251340	KODEX 레버리지	코스피 200	204
4	A122630	KODEX 코스닥150선물인버스	F-코스닥150 지수	149
5	A252670	KODEX 200선물인버스2X	코스피 200 선물지수	86
6	A229200	KODEX 코스닥 150	코스닥 150	69
7	A102110	TIGER 200	코스피 200	55
8	A114800	KODEX 인버스	코스피 200 선물지수	39
9	A310970	TIGER MSCI Korea TR	MSCI Korea TR Index	38
10	A232080	TIGER 코스닥150	코스닥 150	22

Source: 한국거래소 2018년 ETP(Exchange Traded Products) 시장 결산

를 점유하고 있으며 상장된 ETF 수를 기준으로 하는 경우, 글로벌 시장 대비 6.4%, 아시아 시장에서는 30.6%를 차지하고 있어 순자산 규모 대비 상장된 ETF의 수가 타 지역 및 국가 대비 많은 편이다.

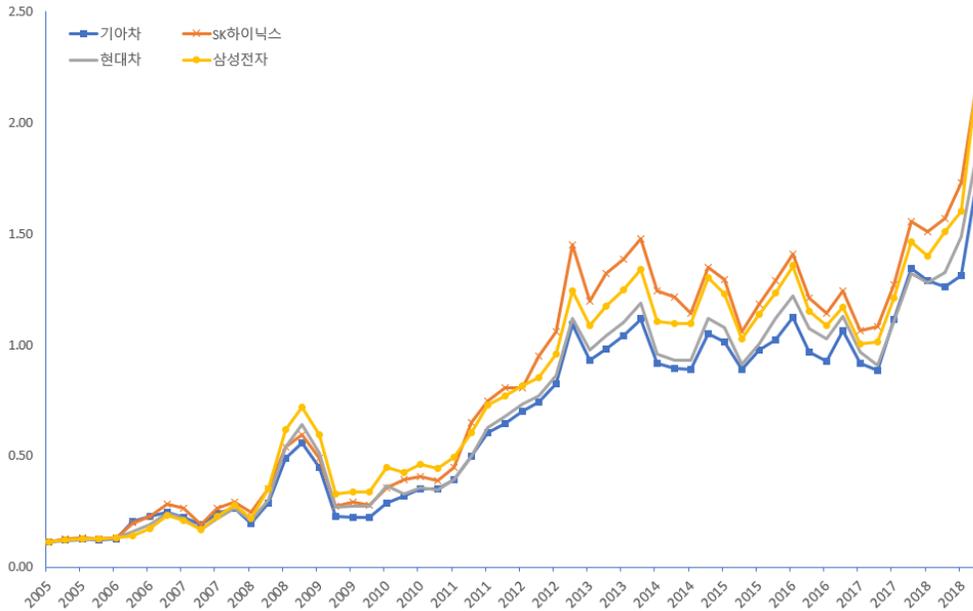
Table 5: 지역별 ETF 규모 및 수

지역	(Billion USD, 개)			
	ETF 순자산	비율(%)	ETF 수	비율(%)
Korea	37	0.8	413	6.4
US	3,311	70.7	1,996	30.8
Europe	726	15.5	1,704	26.3
Canada	115	2.5	662	10.2
Asia Pacific	190	4.1	1,169	18.0
Japan	306	6.5	180	2.8
Latin America	8	0.2	48	0.7
Middle East,Africa	28	0.6	724	11.2
Global	4,685	100.0	6,483	100.0

Source: ETFGI

2019년 7월 기준, 글로벌 자산 운용사별 현황을 살펴 보면 ETF 순자산총액 기준으로 3개의 글로벌 자산운용사가 ETF 시장을 과점하고 있는데, BlackRock이 40%를 차지하고 있으며 Vanguard는 25%, SSGA가 18%를 점유 하고 있다.

Figure 2: ETF의 주요 상장주식 보유비율 추이(%)



Source: 저자 계산

[그림 2]은 한국의 ETF가 보유하고 있는 주요 상장 주식인 삼성전자, 현대차 등의 대형 종목에 대한 상장주식수 대비 보유비율(ETF 보유 주식수/상장 주식수)추이로 2010년에서 2013년 전후까지 급증한 이후, 최근 2016년말부터 보유율의 증가폭은 더욱 확대되고 있는 상황이다.

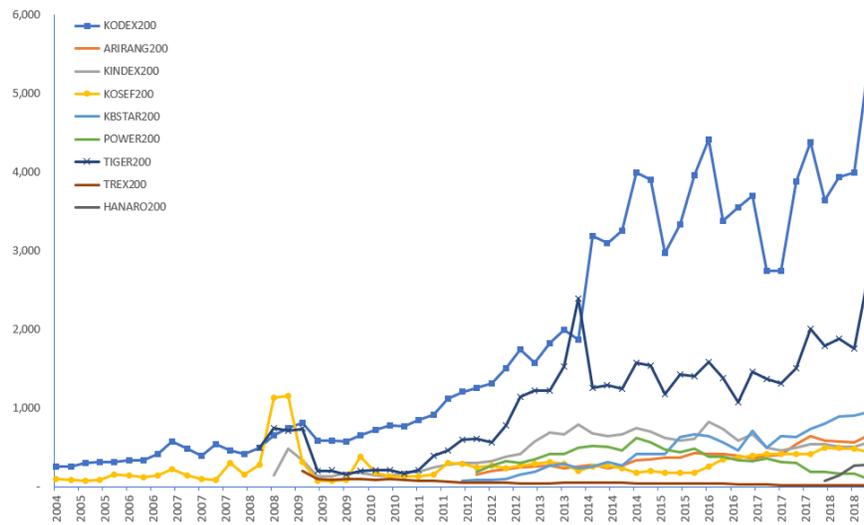
ETF가 괄목할 만한 성장을 보인 것은 투자자들에게 소액의 자금 및 낮은 거래비용으로 주가지수 등을 추종하는 펀드에 투자할 수 있는 기회를 제공할 뿐만 아니라 주식시장에서 매매가 자유롭고 장내 거래로 결제 리스크를 해소할 수 있는 등 ETF 상품이 가진 다양한 장점들에 기인한다. 그러나, ETF의 상장 규모, 보유 주식 수량의 증가 및 거래량 신장에 비례하여 잠재적인 리스크 및 의도하지 않았던 부수 효과(side effect)에 대한 우려도 점차 높아지고 있는 상황이다. 특히 2010년 5월 6일, 미국의 뉴욕 주식시장에서 거래 종료 10여분 전에 다우지수가 600포인트 가량 폭락했었던 Flash Crash가 발생한 이후에 ETF와 관련된 보유 주식의 매매는 주식시장의 변동성을 확대시키는 여러 요인 중의 하나로 지목되고 있고 금융 시장의 불안 시 펀드의 대량 환매 발생에 따른 유동성 리스크 및 거래 상대방 리스크 등도 또 하나의 잠재적인 리스크로 논의되고 있다.

## 4 분석 데이터

실증 분석에서는 재무제표를 공시하는 기본 단위인 분기별 데이터를 기준으로 2004년 12월 31일부터 2018년 12월 31일까지 국내 주식에 투자하는 ETF의 개별 주식 보유 데이터를 대상으로 하였다. KODEX200 ETF를 포함한 9개의 KOSPI200 추종 ETF와, 기타 시장 지수 또는 섹터 및 산업 지수를 추종하는 기타 190개의 ETF를 연구 대상에 포함하여 총 199개의 ETF가 한 분기 이상이라도 보유하였던 개별 주식(1,406개 종목)을 대상으로 분석하였다.

재무관련 데이터는 DataGuide의 기본 재무제표 자료 및 PBR, PER, 변동성, 거래량, 외국인 및 기관 보유 수량 변동 등의 자료를 이용하였고, ETF관련 데이터는 한국거래소의 ETF 관련 자료를 이용하여 가공하였다. 현금성 자산을 제외하고, ETF를 구성(보유)하고 있는 개별 주식의 분기별 주식 수량을 정확히 추정하기 위해 각 ETF의 상장 단위 ETF 수와 ETF 시점별 전체 상장 ETF 수량을 이용하여 각 ETF가 보유하고 있는 총 CU(Creation Unit)의 수량을 추정하고 PDF(Portfolio Deposit File)의 각 ETF의 1 CU별 구성 개별 주식의 종목별 수량을 곱하여 각 ETF가 보유하고 있는 각 개별 주식의 종목별 총 보유 수량을 기간별로 계산하였다.<sup>3</sup> [그림 3]은 시장의 주요 KOSPI200 ETF의 CU 보유 추이인 데, 삼성자산운용의 KODEX200과 미래에셋자산운용의 TIGER200의 증가 추세가 두드러짐을 알 수 있다.

Figure 3: KOSPI200 ETF의 CU 보유 추이(개)



Source: 저자 계산

<sup>3</sup> 예를 들어, 2018년 말 기준, KOSPI200을 추종하는 ETF인 KODEX200이 보유하고 있는 삼성전자 종목의 주식 보유 수량은 다음과 같이 계산할 수 있다. 동 시점의 KODEX200의 상장된 ETF 수량은 268,450,000주이고, 1 CU의 상장 ETF 단위 수량은 50,000주로서 KODEX200이 보유하고 있는 총 CU의 수는 5,369 CU (268,450,000 / 50,000) 임을 알 수 있고 1 CU를 구성하고 있는 삼성전자(005930)의 주식 수는 8,220주로 KODEX200의 총 삼성전자 주식 보유 수량은 44,133,180 주(5,369 × 8,220)로 추정할 수 있다.

분석에 사용된 변수들은 구체적으로 다음과 같다. 매수 및 매도 호가 스프레드(bid-ask spread)의 계산은 Roll(1984)과 Corwin and Schultz(2012)의 일별 호가스프레드(%) 계산 방식을 이용하여 분기별로 일별 호가스프레드(Spread, %)를 평균하여 사용하였다.

ETF의 개별 주식별 보유 수량은, 주식 분할, 주식 병합, 유상 증자 등으로 인한 주식 수량의 증감 효과를 제거하기 위해 각 개별 주식별 보유 수량을 각 시점별 개별 주식의 상장주식수로 나누어 그 효과를 보정하였고 보유 수량 증감으로 인한 충격을 추정하기 위해 차분( $\Delta$ ETF)하여 사용하였다.

분기별 기관(금융투자+보험+투신+사모펀드+은행+기타금융+기금+국가지방자치단체)의 개별 주식 순매수 수량(매수수량-매도수량)을 계산하여 설명 변수로 사용( $\Delta$ INST)하였는데, 주식 분할, 주식 병합, 유상 증자 등으로 인한 증감 효과를 제거하고 충격을 추정하기 위해 평균 상장 주식수로 나누어 사용하였다<sup>4</sup>.

외국인은 기관과 더불어 한국 주식 시장의 주식 수급의 주요 당사자이고 그 보유 수량 역시 지속적으로 증가 또는 높은 수준을 유지하고 있음을 감안하여 설명 변수로 추가(FORN)하였는데, 분기별 외국인 보유율(외국인 보유 주식수/상장주식수)을 계산하여 이용하였다.

Table 6: 주요 변수 요약

Variable	개요
Spread (%)	분기별 개별 주식 일평균 매수 매도 호가 스프레드
ETF (%)	분기별 ETF 보유 개별 주식 수량 / 분기별 개별 주식 상장 주식수
$\Delta$ INST (%)	분기별 기관 개별 주식 순매수 수량 / 분기별 평균 개별 주식 상장 주식수
FORN (%)	분기별 외국인 보유 개별 주식 수량 / 분기별 개별 주식 상장 주식수
MVE	Log(분기별 개별 주식 시가 총액)
STD (%)	분기별 개별 주식 일평균 변동성 (연율화 표준편차)
TURN (%)	분기별 개별 주식 일평균 거래량
SYNCH	분기별 개별 주식 및 시장, 산업간 회귀분석 $\text{Log}[R^2/(1-R^2)]$
PER (배)	분기별 개별 주식 평균 수정 주가 / EPS
PBR (배)	분기별 개별 주식 평균 수정 주가 / BPS
ROA (%)	분기별 개별 주식 영업이익의 연율화 / 평균 총자산
ROE (%)	분기별 개별 주식 영업이익의 연율화 / 평균 총자본
EBITDA	Log(이자, 세금, 감가상각, 감모상각 차감 전 분기별 개별 주식 순이익)
DPS (원)	분기별 개별 주식 주당 보통주 현금 배당

대형 주식과 중소형 주식 등 시가 총액 규모에 따라 호가 스프레드는 달라질 수 있으며 이를 반영하기 위해 개별 주식의 시장가치(MVE)를 사용 하였고, 개별 주식의 변동성(STD)은 또한 호가 스프레드에 영향을 주므로 통제 변수로 추가하였는데 분기별 일별 평균 변동성을 이용하였다. 개별 주식의 분기별 일평균 거래수량(TURN) 또한 통제 변수로 활용하였다.

<sup>4</sup>매수 및 매도 호가 스프레드와 기관의 주식 보유량의 관계에 대하여 Glisten and Harris(1999)는 기관의 주식 보유 수준 높고 집중되는 경우 호가 스프레드는 확대되고, 기관의 주식 보유 수준이 낮고 분산되는 경우 호가 스프레드는 경쟁으로 인해 오히려 감소한다고 주장하였다.

Table 7: 주요 변수 기초 통계량

Variable	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
Roll Spread (%)	24,915	0.90	0.71	1.55	0.00	82.24
Corwin Spread (%)	62,453	1.22	1.12	0.54	0.00	30.00
ETF (%)	27,343	0.38	0.12	0.55	0.00	12.26
$\Delta$ INST (%)	59,216	-0.07	0.00	2.52	-61.06	39.38
FORN (%)	59,919	10.24	4.00	14.52	0.00	99.27
MVE	61,477	12.10	11.86	1.54	5.52	19.62
STD (%)	61,909	46.01	40.64	23.33	2.69	888.13
TURN (%)	62,383	11.51	11.67	1.97	2.08	18.57
SYNCH	59,859	-0.58	-0.58	0.52	-3.40	3.85
PER (배)	46,488	64.11	12.96	2,269	0.06	279,970
PBR (배)	61,246	1.90	1.03	20.77	0.01	2,697
ROA (%)	25,991	3.81	3.44	9.62	-176.86	117.42
ROE (%)	25,851	6.95	7.90	47.11	-3,579	3,038
EBITDA	26,389	16.19	16.03	1.87	6.21	23.92
DPS (원)	78,736	5.29	0.00	41.68	0.00	2,300

재무 지표를 이용한 변수로는 분기별 PER(Price to Earnings Ratio, 수정 주가 평균/EPS), 분기별 PBR(Price to Book Ratio, 수정 주가 평균/BPS), 분기별 ROA(Return On Asset, 영업이익/총자산), 분기별 ROE(Return On Equity, 영업이익/총자본), 분기별 DPS(Dividend Per Share, 배당금/발행주식수) 등이 사용 되었고 분기별 EBITDA(Earnings Before Interest, Tax, Depreciation, Armotization)는 자연 로그값을 이용하여 분석 하였다. 연도별 더미(dummy) 변수( $YDUM_t$ )를 추가하여 관찰되지 않는 연도별 고정 효과를 통제하였다<sup>5</sup>.

각 변수들의 설명은 [표 6]에, 기초 통계량은 [표 7]에 각각 제시되어 있다.

## 5 연구 가설 및 실증 분석 방법

### 5.1 연구 가설

#### (가설 1)

ETF 시장의 확대는 ETF를 구성하는 개별 구성 주식의 거래비용(trading cost)을 증가시키는 요인이 된다.

ETF 시장의 확대로 인하여 ETF가 보유하는 개별 주식의 보유 수량 역시 증가하게 되는데, 이는

<sup>5</sup>매년마다 발생하는 특정한 사건이 종속 변수에 영향을 미치는 지 여부를 확인하기 위해서는 그 사건을 제외한 나머지 사건이 종속 변수에 영향을 미치지 않았다는 가정이 필요하고 이를 위해서 추가하는 통제 변수가 더미 변수인데, 연도별 더미 변수를 통제하지 않았을 때 설명변수와 종속변수간의 통계적 관계가 중요하게 나타나더라도 연도 더미를 추가할 때 그 관계가 중요치 않은 것으로 종종 나타나는 데 이는 설명 변수가 아닌 종속 변수에 영향을 미치는 어떤 사건이 특정 연도에 발생했음을 의미한다.

시장의 해당 개별 주식의 유통 주식수를 감소시키고 이로 인하여 개별 주식의 매수 및 매도 호가 스프레드(bid-ask spread)는 확대되고 거래비용은 증가할 것으로 예상하였다. 또한 지정 참가회사(AP)의 ETF와 주식 바스켓(basket) 간의 차익거래 등 대량 주식 매매는 개별 주식의 스프레드에 영향을 주고 개별 주식의 거래비용을 증가시키는 요인이 될 것으로 보았다.

### (가설 2)

ETF 시장의 확대는 개별 구성 주식의 정보 효율성(information efficiency)을 감소시키는 요인이 된다

ETF는 시장 지수를 추종하는 패시브(passive) 펀드이고 ETF 시장의 확대는 개별 주식에 대한 분석보다는 바스켓을 통해 ETF를 구성하는 개별 주식을 기계적으로 거래하는 매매를 늘릴 것으로 예상하였고, 이는 개별 주식의 가격에 포함되어 있는 고유 기업 정보의 양을 감소시킬 것으로 보았다.

### (가설 3)

ETF 시장의 확대는 개별 구성 주식의 가치(corporate valuation)를 고평가시키는 요인이 된다.

ETF 시장의 확대는 ETF를 구성하는 개별 주식의 매수 금액을 증가시키고, 이로 인해 개별 주식의 가격은 기업 고유의 가치 대비 고평가될 것으로 예상하였다.

## 5.2 실증 분석 방법

패널 분석(Panel analysis)<sup>6</sup>은 패널 데이터를 이용한 계량 경제 분석으로 시계열 분석과 횡단면 분석을 동시에 수행하는 회귀분석의 분석 방법 중의 하나이고 패널 데이터는 일반 횡단면 자료에 시계열 형태 자료가 함께 추가 되었다는 점에서 자료 구조가 매우 복잡하다는 특성을 지니며 합동(pooled) 횡단면 자료와도 구별된다.

패널 분석에서는 설명 변수 외에도 시간에 따라 변하지 않는 패널의 개체특성을 나타내는  $\mu_i$ 와 시간과 패널 개체에 따라 변하는 순수한 오차항인  $\epsilon_{it}$ 로 구성되는데, 고정 효과 모형은  $\mu_i$ 를 확률 변수(random variable)가 아니라 추정해야 할 모수(parameter)로 보는 모형이다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

<sup>6</sup>민인식, 최필선, "STATA 패널데이터 분석", 2019. 한치록, "패널데이터강의", 2017.

고정 효과 모형은 상수항이 패널 개체별로 서로 다르면서 고정되어 있다고 가정한다. 즉, 기울기 모수인  $\beta$ 는 모든 채널 개체에 대해 서로 동일하지만 상수항( $\alpha + \mu_i$ )는 패널 개체별로 달라진다.

확률 효과 모형은 패널 개체의 특성(heterogeneity)를 고려한 모형인데 고정 효과 모형에서는  $\mu_i$ 를 추정해야 할 모수로 간주하나 확률 효과 모형에서는  $\mu_i$ 를 확률 변수로 본다. 고정 효과 모형에서는 ( $\alpha + \mu_i$ )를 패널 개체별 상수항으로서 고정된 모수로 간주하지만, 확률 효과 모형에서는 ( $\alpha + \mu_i$ )를 확률 변수로 간주한다.

고정 효과 모형인지 확률 효과 모형인지 판단할 때 일차적으로 중요한 기준은 데이터에서 패널 개체의 특성을 의미하는  $\mu_i$ 에 대한 추론이다. 패널 개체들이 모집단에서 무작위로 추출된 표본이라면 오차항  $\mu_i$ 는 확률 분포를 따른다고 가정할 수 있지만 주어진 패널 개체들이 특정 모집단 그 자체라면 오차항  $\mu_i$ 는 확률 분포를 따른다고 말할 수 없다. 하우스만 검정에서  $\text{Cov}(X_{it}, \mu_i) = 0$  이라면 고정 효과 추정량과 확률 효과 추정량이 모두 일치 추정량이기 때문에 서로 유사한 결과를 얻게 될 것이나 상관관계가 있다면 확률 효과 추정량은 일치 추정량이 되지 못하기 때문에 추정 결과에 체계적 차이(systematic difference)가 존재하게 되고 이때는 고정 효과 모형을 사용해야 한다.

또한, 패널 데이터의 설명 변수( $X_{it}$ )와 오차항( $\mu_i, \epsilon_{it}$ ) 간 상관관계(내생성, endogeneity)가 있을 수 있는데 설명 변수가 오차항  $\epsilon_{it}$ 와 상관관계를 보이는 경우 일치 추정량을 얻기 위해서는 도구 변수(instrumental variables)를 이용한 2SLS(Two-Stage Least Squares) 추정을 사용하여 문제를 해결할 수 있다.<sup>7</sup>

이 경우 내생적 설명변수의 도구 변수가 적절해야 하는데 적합성 검증의 필요조건은 다음과 같다. 첫째, “외생성 검증(exogeneity test)”은 도구 변수를 사용할 도구화된 변수(내생변수)가 내생 변수인지 외생 변수인지를 확인하는 것으로 귀무가설은 “도구화된 변수는 외생변수이다”이며 이는 기각되지 말아야 한다. 둘째, “과소식별 검증(underidentification test, Anderson Canon statistic)”은 내생 변수와 도구 변수의 수를 비교하는 것으로 귀무가설은 “내생 변수보다 도구변수의 수가 적다”이며 도구변수를 사용하여 해를 구하기 위해서는 귀무가설이 기각되어야 한다. 셋째, “과대식별 검증(overidentification test, Sargan statistic)”은 분석에 사용된 전체 도구 변수의 수에서 내생 변수의 수를 뺀 나머지 도구 변수들이 구조 방정식에서 오차항 $\epsilon_{it}$ 과의 상관관계가 0이어야 한다는 것으로 귀무가설인 “도구변수와 오차항 간의 상관관계는 0이다”가 기각되어서는 안된다. 마지막으로, “약한 도구변수 검증(weak identification test, Cragg-Donald Wald F statistic)”은 도구 변수와 내생 변수 간에 얼마나 강한 상관관계가 있는지에 대한 검증으로 F 통계량이 10 이상이 되어야 한다.

<sup>7</sup>Hausman and Taylor(1981)과 Amemiya and Macurdy(1986)는 일치 추정량을 얻기 위한 도구 변수 추정법을 제시하였다.

고정 효과 모형과 확률 효과 모형에서 산출된 추정량이 바람직한 일치 추정량이 되기 위해서는 패널 분석의 오차항  $\epsilon_{it}$ 에 자기상관성(autocorrelation)이 존재하지 않아야 하는데, 본 연구에서는 패널 분석 결과의 각 오차항  $\epsilon_{it}$ 에 대해 울드리지 검증(Wooldridge test)을 이용하여 1계 자기상관성(first-order autocorrelation)이 있는지를 각각 검증하였고 자기상관성이 있는 경우 Cochrane-Orcutt 변환<sup>8</sup>을 이용하여 일치 추정량을 산출하였다.

## 6 실증 분석 결과

### 6.1 가설 1의 실증 분석 결과 : 호가 스프레드를 이용한 거래비용의 추정 및 분석

ETF 시장의 확대에 따른 각 ETF에 편입된 개별 주식의 보유 수량 변동이 개별 주식의 일별 매수 및 매도 호가 스프레드(Spread, %)에 어떤 영향을 주는지 분석하였다. 기존에 연구되어 이용되고 있는 전통적인 Roll(1984)의 스프레드 계산법<sup>9</sup>과 최신 방법인 Corwin and Schultz(2012)의 일별 스프레드 계산법<sup>10</sup>을 이용하여 평균한 일별 스프레드를 종속 변수로 사용하였다. 호가 스프레드는 거래 비용에 대한 추정치로서 호가 스프레드가 확대되면 해당 주식을 거래하기 위한 비용이 증가함을 의미한다.(보다 높은 가격에 매수하고 보다 낮은 가격에 매도함을 의미) 그리고 개별 주식의 호가 스프레드에 영향을 주는 변수들을 통제하기 위하여 기관의 개별 주식 보유 수량 변동( $\Delta INST_{it}$ )과, 외국인의 개별 주식 보유 수량 변동( $\Delta FORN_{it}$ )을 포함한 통제 변수들을 설명 변수에 포함하였고 연도별 더미 변수를 추가

<sup>8</sup>Cochrane-Orcutt 추정은 오차항  $\epsilon_{it}$ 가 자기상관성을 가진 선형 모형에 주로 사용되는 기법으로, Durbin-Watson 통계량 등을 이용하여 오차항이 시계열적으로 자기상관성을 가지는 경우로 판명되는 경우 표준 오차(standard errors)가 편이를 가지고 측정되어 회귀 분석의 추정치가 유의미하지 않은 경우에 사용되는 기법이다. 이 경우에는 Cochrane-Orcutt 변환을 이용하여 패널 분석 모형을 아래와 같이 변환하여 추정하게 된다.

$$Y_{it} - \rho Y_{it-1} = \alpha(1 - \rho) + \beta(X_{it} - \rho X_{it-1}) + \gamma_{it}$$

<sup>9</sup>증가를 이용한 스프레드의 추정법을 소개하였는 데, 1) 자산은 정보 효율적인 시장에서 거래가 되고, 2) 자산 가격 변화의 확률 분포는 안정적(stationary)이라는 가정을 이용하여 효율적 시장에서 실효 스프레드(effective bid-ask spread)는 자기상관 공분산(serial covariance)으로 다음과 같이 계산됨을 보였다.

$$\text{Spread} = 2\sqrt{-Cov}$$

<sup>10</sup>일별 고가 및 저가를 이용한 호가 스프레드 계산법을 소개하였는데 1) 일별 고가는 주로 매수 주문에 의하고 일별 저가는 대부분 매도 주문이며 고가와 저가의 비율(high to low price ratio)은 주식의 일별 분산 및 호가 스프레드를 반영한다 2) 고가와 저가 비율(high to low price ratio)에서 분산(variance)은 트레이딩 기간(length of the trading interval)과 비례하여 증가하고, 호가 스프레드는 트레이딩 기간과 무관하게 일정하다라는 가정을 사용하여 일별 스프레드를 아래의 식으로 추정하였다.  $H_t^A(L_t^A)$ 는 호가를 반영하지 않은  $t$ 일의 진정한 고가(저가)이고,  $H_t^O(L_t^O)$ 는  $t$ 일의 시장에서 체결된 고가(저가)이며,  $S(\%)$ 는 호가 스프레드이다.

$$\left[ \ln \left( \frac{H_t^O}{L_t^O} \right) \right]^2 = \left[ \ln \left( \frac{H_t^A(1+S/2)}{L_t^A(1-S/2)} \right) \right]^2 \quad (1)$$

( $YDUM_t$ )하였다.

Table 8: Roll의 스프레드를 이용한 실증분석 결과

$$Spread_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{itk} + \sum_l \beta_l YDUM_{it} + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	$FE_1$	$RE_1$	$FE_2$	$RE_2$
	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta ETF_t$	0.070** (0.030)	0.072** (0.028)	0.072** (0.031)	0.080*** (0.029)
$\Delta INST_t$	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
$\Delta FORN_t$	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	-0.000 (0.004)	0.000 (0.004)
$\Delta MVE_t$	-0.142*** (0.036)	-0.140*** (0.034)	-0.142*** (0.037)	-0.145*** (0.035)
$\Delta STD_t$	0.008*** (0.000)	0.008*** (0.000)	0.008*** (0.000)	0.008*** (0.000)
$\Delta TURN_t$	0.006 (0.004)	0.003 (0.004)	0.007* (0.004)	0.004 (0.004)
$\Delta PBR_t$	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
Year Dummy	O	O	X	X
Observations	5,035	5,035	5,035	5,035
No. company	957	957	957	957
Adj $R^2$	0.053		0.100	
$R^2$	0.151		0.110	
Hausman test		70.53 (0.00)		10.61 (0.16)
Exogeneity test	4.73 (0.19)			
Autocorrelation test (Wooldridge test)	0.09 (0.77)			

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

패널 데이터의 설명 변수( $X_{it}$ )와 패널 분석의 두 오차항( $\mu_i, \epsilon_{it}$ ) 간에 상관관계(내생성, endogeneity)가 없어야만 일치 추정량을 얻을 수 있고 설명 변수  $\Delta ETF_{it}$ 와  $\mu_i$  또는  $\epsilon_{it}$ 가 상관관계가 있는 경우 설명 변수의 내생성 문제가 발견될 수 있다. [표 8]은 종속 변수로 Roll의 스프레드 방식을 이용하여 실증 분석한 결과인데 내생성을 검증하고 고정 효과 모형((1) $FE_1$ )과 확률 효과 모형((2) $RE_1$ ) 중 어느 모형이 보다 적합한지 분석하기 위해 하우스만 검증(Hausman test)를 수행하였다. 설명변수와 오차항  $\mu_i$  간의 상관관계가 없다”는 귀무가설을 기각하여 고정 효과 모형이 보다 적합( $FE_1$ )하고, “내생적 설명변수  $\Delta ETF_{it}$ 와 오차항  $\epsilon_{it}$ 간의 상관관계가 없다”는 귀무가설을 기각하지 못하여 내생성은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 오차항  $\epsilon_{it}$ 은 자기상관성(autocorrelation)이 없어야 추정량이 유의하다고 말할 수 있는데 울드리지 검증(Wooldridge test)을 이용하여 1계 자기상관(first-order autocorrelation)이 있는지 검증하였고 오차항  $\epsilon_{it}$ 은 1계 자기상관성이 없는 것으로 나타났다.

[표 8]의 실증 분석 결과((1) $FE_1$ )에서 종속 변수인 Roll의 스프레드와  $\Delta ETF_{it}$ 의 관계는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+의 상관관계)을 나타내고 있는 것으로 분석되었다. ETF 시장의 확대로 인하여 ETF가 보유하고 있는 개별 주식의 보유 수량이 증가하였고 ETF를 구성하는 개별 주식의 호가

스프레드를 확대시키는 하나의 요인이 되었음을 의미하며 개별 주식 거래 비용 증가의 한 요인으로 작용하였을 가능성이 높은 것으로 해석할 수 있다.

Table 9: Corwin and Schultz의 스프레드를 이용한 분석 결과

$$Spread_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{itk} + \sum_l \beta_l YDUM_{it} + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	$FE_1$	$RE_1$	$FE_2$	$RE_2$	$FE_{IV,1}$	$FE_{IV,AR}$
	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta ETF_t$	0.094*** (0.010)	0.097*** (0.010)	0.108*** (0.010)	0.112*** (0.010)		
$\widehat{\Delta ETF}_t$					0.135*** (0.013)	0.156*** (0.012)
$\Delta INST_t$	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)		
$\Delta FORN_t$	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		
$\Delta MVE_t$	0.237*** (0.012)	0.236*** (0.012)	0.220*** (0.012)	0.217*** (0.012)	0.228*** (0.011)	0.120*** (0.011)
$\Delta STD_t$	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
$\Delta TURN_t$	0.008*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.001)
$\Delta PBR_t$	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
Year Dummy	O	O	X	X	O	O
Observations	16,081	16,081	16,081	16,081	16,091	15,001
No. Company	1,090	1,090	1,090	1,090	1,090	1,045
Adj R <sup>2</sup>	0.149	-	0.060	-	-	0.104
R <sup>2</sup>	0.207	-	0.124	-	0.206	-
Hausman test		289.01 (0.00)		71.81 (0.00)		
Exogeneity test	50.94 (0.00)					
Underidentification test					112.85 (0.00)	
Overidentification test					0.00 (0.99)	
Weakidentification test					56.83	
Autocorrelation test (Wooldridge test)					241.21 (0.00)	

Note: Standard errors in parentheses  
\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

[표 9]는 Corwin and Schultz의 스프레드를 이용한 실증 분석 결과인데 하우스만 검증 결과, 고정 효과 모형((1) $FE_1$ )이 보다 적합한 것으로 나타났고, 설명변수  $\Delta ETF_{it}$ 와 오차항  $\epsilon_{it}$ 은 상관 관계가 있어 내생성을 나타내는 것으로 분석되었다.

패널 데이터의 설명변수가 내생성을 가지는 경우 일치 추정량을 얻기 위해서는 도구 변수를 이용한 2SLS 추정을 사용해야 하고, 도구 변수로는 ETF를 구성하는 개별 주식의 보유량이 증감( $\Delta ETF$ )의 실제 수요 공급의 주체인 기관과 외국인의 개별 주식 보유량 증감( $\Delta INST$ ,  $\Delta FORN$ )을 사용 하여 2SLS 분석((5) $FE_{IV,1}$ )을 하였다.

도구 변수를 이용한 2SLS 추정 후 사용한 도구 변수  $\Delta INST$ ,  $\Delta FORN$ 에 대한 적합성 검증을

수행하였는데, “외생성 검증”, “과소식별 검증”, “과대식별 검증”, “약한 도구변수 검증”을 통과하여 도구 변수로서 적합하고 이를 이용하여 추정된 2SLS의 결과는 일치 추정량인 것으로 판단할 수 있었다.

또한, 오차항  $\epsilon_{it}$ 에 대한 자기상관성 검증(Wooldridge test)에서 오차항  $\epsilon_{it}$ 는 1계 자기상관성이 있는 것으로 나타나, 이를 보정하기 위하여 Cochrane-Orcutt 변환이 적용된 설명 변수와 종속 변수에 대해 다시 모형을 추정하고  $\hat{\alpha}_{FE}$ 와  $\hat{\beta}_{FE}$ 를 재추정하였다.((6) $FE_{IV,AR}$ )

[표 9]에서, 도구변수의 적합성 검증을 통과하고 오차항의 자기상관성을 보정한 2SLS 분석의 결과 ( $FE_{IV,AR}$ )는 종속 변수인 Corwin and Schultz의 스프레드와 도구 변수를 이용하여 추정된  $\Delta\widehat{ETF}_{it}$ 가 1%의 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 보이는 것으로 분석되었는데 이는 ETF 시장의 확대에 의하여 ETF가 보유하고 있는 개별 주식의 보유 수량이 증가하였고, 이는 ETF를 구성하는 개별 주식의 호가 스프레드를 확대시키는 요인이 됨에 따라 개별 주식 거래 비용 증가의 한 요인으로 작용하였을 가능성이 높은 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 앞서 Roll의 스프레드를 이용한 분석 결과와 대체로 일치한다.

스프레드 확대되는 원인으로 (1) 최근 급격한 ETF의 시장 확대에 의하여 ETF가 보유하는 개별 주식의 수량이 증가하였고 이는 역으로 시장의 유통 주식수의 일정 부분 감소를 초래하여 호가 스프레드의 확대에 이어졌다는 점과 (2) 지정 참가회사(AP) 등이 ETF 및 주식 바스켓으로 개별 주식을 대량 매도하는 경우 개별 주식의 매수 호가가 낮아지게 되고, 지정 참가회사 등이 매수하는 경우 매도 호가가 높아지게 되는 효과가 발생하여 호가 스프레드가 확대될 수 있다는 점 등을 추론해 볼 수 있다.

## 6.2 가설 2의 실증분석 결과 : 수익률 동조화(Synchronicity) 분석

가설 2는 ETF 시장의 확대는 개별 주식에 대한 정보 효율성(information efficiency)을 감소시키는 요인이 된다는 것이다. 종속 변수로 시장 수익률 및 각 개별 주식이 속한 산업의 수익률로 설명되는 개별 주식의 수익률 정도(SYNCH)를 사용하였는데 Roll(1988)에 기반하여 해당 값이 작으면 개별 주식 관련 정보(firm-specific information)가 주식의 가격에 많이 반영되었음을 의미한다.

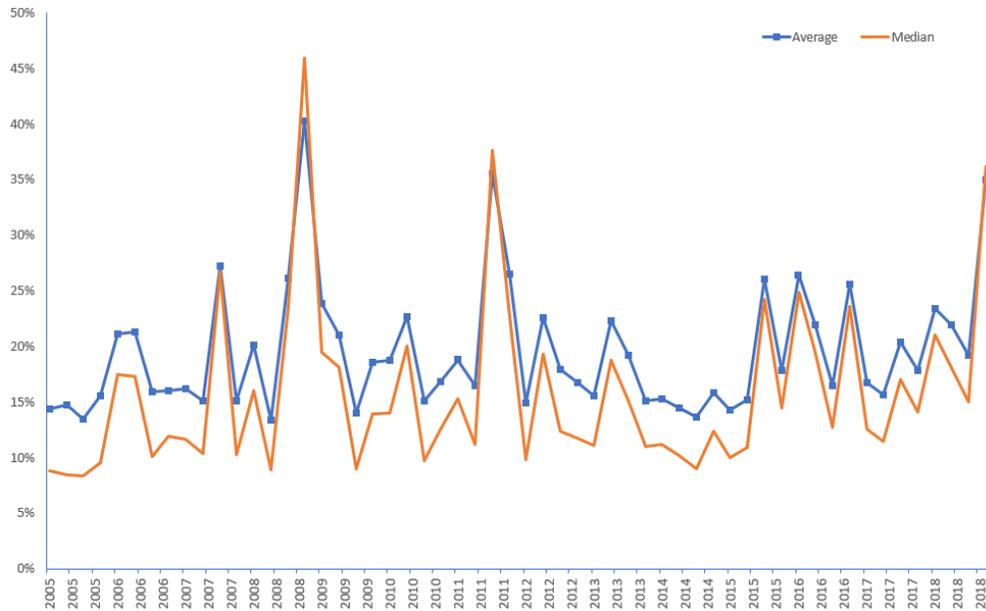
개별 주식의 일별 수익률( $RET_{id}$ ), 각 개별 주식이 속한 시장의 일별 주가지수 수익률(MKTRET, KOSPI, KOSDAQ)과 71개의 산업지수 수익률(INDRET, KOSPI 30개 산업, KOSDAQ 41개 산업)의 분기별 회귀 분석을 수행하였다.<sup>11</sup>

분기별로 각 개별 주식의 수익률과 시장 및 산업지수 수익률의 회귀 분석을 통해 산출한 결정계수

<sup>11</sup>  $RET_{id} = \alpha + \beta_1 MKTRET_d + \beta_2 MKTRET_{d-1} + \beta_3 INDRET_d + \beta_4 INDRET_{d-1} + \epsilon_{id}$ 으로 78,736회(주식수 1,406개 × 분기 56개)의 회귀분석을 수행하였다.

$R_{it}^2$ 를 이용하여 종속 변수인 SYNCH를 추정하였다.<sup>12</sup>  $R_{it}^2$ 가 크다는 것은 개별 기업의 수익률에 대한 시장 또는 산업지수 수익률의 설명력이 높다고 말할 수 있고 이를 이용하여 계산한 SYNCH가 클수록 개별 기업 주식의 수익률에서 시장 또는 산업 이외의 요인으로 설명할 수 있는 부분 대비, 시장 또는 산업의 수익률로 설명할 수 있는 정도가 크다고 말할 수 있으며 개별 기업과 시장 또는 산업 수익률과의 동조화의 정도가 크다고 말할 수 있다.

Figure 4: ETF 구성 주식, 산업지수, 시장지수의  $R^2$  평균 및 중위수



Source: 저자 계산

[그림 4]은 각 회귀분석의  $R^2$  값의 평균 및 중위값인데 리만 사태가 발생하였던, 2008~2009년 중 시장 및 산업 지수가 급락하면서 ETF를 구성하였던 개별 주식과 시장 및 산업 지수간 회귀 분석 설명력인  $R^2$ 는 급등하였고(개별 기업의 수익률에 미치는 시장 및 산업 지수 수익률의 설명력이 높았음을 의미), 유럽 재정 위기 사태가 발발하였던 2011년 중 역시 유사한 이유로 급등하였다. ETF가 급증하기 시작한 2016년 이후는 앞선 두 사건과는 달리 시장, 산업 지수의 급락 또는 국가적 위기 등이 없었음에도 불구하고  $R^2$ 가 급등하는 현상이 관찰되었다. 최근 ETF의 시장의 확대가 시장 또는 산업 지수와 ETF를 구성하는 개별 주식의 상관성도 높이고 있는 것으로 보인다.

[표 10]에서 하우스만 검증 결과, 고정 효과 모형( $(1)FE_1$ )이 보다 적합한 것으로 나타났고  $\epsilon_{it}$ 에 대한 내생성 검증에서는 설명변수  $\Delta ETF_{it}$ 는 내생성이 있는 것으로 나타나 기관과 외국인의 개별 주식 보유량 증감( $\Delta INST$ ,  $\Delta FORN$ )을 도구 변수로 하여 2SLS 추정을 수행하고 사용한 도구 변수에

<sup>12</sup>  $SYNCH_{it} = \log\left(\frac{R_{it}^2}{1-R_{it}^2}\right)$

Table 10: SYNCH를 이용한 수익률 동조화 분석 결과

$$SYNCH_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{itk} + \sum_l \beta_l YDUM_{itl} + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	$FE_1$	$RE_1$	$FE_2$	$RE_2$	$FE_{IV,1}$	$FE_{IV,AR}$
	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta ETF_t$	0.053*** (0.014)	0.066*** (0.014)	0.076*** (0.014)	0.088*** (0.014)		
$\widehat{\Delta ETF}_t$					0.086*** (0.021)	0.075*** (0.021)
$\Delta INST_t$	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)		
$\Delta FORN_t$	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)		
$\Delta MVE_t$	-0.287*** (0.017)	-0.287*** (0.017)	-0.322*** (0.017)	-0.323*** (0.017)	-0.243*** (0.016)	-0.240*** (0.017)
$\Delta TURN_t$	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.008*** (0.002)
$\Delta PBR_t$	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Year Dummy	O	O	X	X	O	O
Observations	15,791	15,791	15,791	15,791	15,801	14,737
No. Company	1,064	1,064	1,064	1,064	1,064	1,018
Adj R <sup>2</sup>	0.021	-	-0.037	-	-	0.021
R <sup>2</sup>	0.0878	-	0.0333	-	0.0868	-
Hausman test		237.75 (0.00)		72.93 (0.00)		
Exogeneity test	23.99 (0.00)					
Underidentification test					105.31 (0.00)	
Overidentification test					0.23 (0.64)	
Weakidentification test					52.98	
Autocorrelation test (Wooldridge test)					26.51 (0.00)	

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1

대한 적합성 검증을 수행하였다. “외생성 검증”, “과소식별 검증”, “과대식별 검증”, “약한 도구 변수 검증”의 적합성 검증을 통과하여 해당 도구 변수가 분석에 유용한 것으로 판명되었다. 오차항  $\epsilon_{it}$ 은 자기상관성 검증을 수행 하였는데, 1계 자기상관성이 있는 것으로 확인되어 이를 보정하기 위하여 Cochrane-Orcutt 변환이 적용된 설명 변수와 종속 변수에 대해 분석 후 재추정하였다. ((6)  $FE_{IV,AR}$ )

[표 10]의  $FE_{IV,AR}$  결과는 종속 변수인 SYNCH와 도구 변수를 이용하여 추정된  $\widehat{\Delta ETF}_{it}$ 은 1%의 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있는 것으로 분석되었다. 이는 ETF 시장의 확대로 인하여 ETF가 보유하고 있는 개별 주식의 보유 수량이 증가함에 따라 ETF를 구성하는 개별 주식의 수익률과 각 개별 기업이 속하는 산업지수 또는 시장지수의 수익률과의 동조화 정도를 상승시키는 하나의 요인이 되었음을 의미한다. 개별 기업과 시장 또는 산업 수익률과의 동조화 정도가 상승한다는 것은 시장의 체계적 위험을 상승시키는 요인 중의 하나가 될 수 있다는 의미에서 중요하게 다루어져야 할 부분이고 대외 이벤트 등에 대한 시장의 취약성 또는 잠재적인 리스크를 상승시키는

하나의 요인이 될 수 있다.

### 6.3 가설 3의 분석 결과 : 기업 가치 평가(PER 및 PBR)에 대한 효과 분석 결과

가설 3은 ETF 시장의 확대는 개별 주식의 가치(corporate valuation)를 고평가시키는 요인이 된다는 것인데, Eric et al.(2012)는 인덱스 펀드(passive fund)로의 자금 유입이 인덱스를 구성하는 개별 주식의 가격을 상승시키는 요인이 됨을 제시하였고 인덱스 펀드의 개별 주식에 대한 투자로 인해 발생하는 가격 상승으로 인하여 개별 주식의 가치 평가가 왜곡(mispricing)될 수 있다고 주장하였다.

종속 변수는 기업 가치 평가에 주로 이용되는 PER(수정주가 평균/EPS)과 PBR(수정주가 평균/BPS)으로 구성하였는데  $\beta_1$ 이 양(+)의 값인 경우, 그 의미는 ETF로의 자금 유입으로 인한 ETF를 구성하는 보유 주식의 증가( $\Delta ETF_{it}$ )가 개별 주식의 PER 또는 PBR의 상승과 양(+)의 상관관계가 있다는 것으로 ETF로의 자금 유입으로 인하여 개별 주식의 가격이 기업의 주당 순이익(EPS) 또는 주당 장부가치(BPS) 대비 고평가되었을 가능성이 있음을 의미한다. 통제 변수로 ROA는 연율화된 영업이익/평균 총자산, ROE는 연율화된 영업이익/평균 총자본, DPS는 현금 배당금/발행주식수를 사용하였고, EBITDA는 자연 로그값을 이용하였다. 연도별 더미(Dummy) 변수 역시 연도별로 상이한 여건을 반영하기 위한 통제 변수로 추가하였다.

[표 11]의 PER에 대한 분석 결과에서는 설명 변수  $\Delta ETF_{it}$ 을 비롯한 모든 설명 변수에서 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다.

[표 12]의 PBR에 대한 효과 검증에서 하우스만 검증 결과 고정 효과 모형((1) $FE_1$ )이 보다 적합한 것으로 나타났고 내생성 검증에서는 설명변수  $\Delta ETF_{it}$ 는 내생성이 낮은 것으로 나타났다. 오차항  $\epsilon_{it}$ 에 대한 자기상관성 검증 결과 오차항  $\epsilon_{it}$ 은 1계 자기상관성이 있는 것으로 나타났고 Cochrane-Orcutt 변환이 적용된 설명 변수와 종속 변수에 대해 다시 분석을 수행하고 재추정하였다. ( $FE_{AR}$ )

[표 12]에서 고정 효과 모형((1) $FE_1$ , (3) $FE_3$ )의  $\Delta ETF_{it}$ 의 베타는 PBR과 1% 수준의 유의한 양(+)의 상관성을 보였는데 자기상관성을 보정한 고정 효과 모형((5) $FE_{AR}$ )에서는 10%의 유의 수준에서 양(+)의 상관성을 보여 자기상관성을 보정하는 경우의 설명력은 다소 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 ETF로의 자금 유입으로 ETF를 구성하는 보유 주식의 증가( $\Delta ETF_{it}$ )가 개별 주식 PBR의 상승과 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있다는 것으로 ETF의 보유 주식 증가가 주당 장부가치(BPS) 대비 개별 주식의 가격(시장가치)이 고평가되는 하나의 요인으로 작용했을 가능성을 높다는 것을 의미한다.

Table 11: ETF 자금 유입의 PER에 대한 효과 검증 결과

$$PER_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 EBITDA_{it} + \beta_7 DPS_{it} + \sum_t \beta_i YDUM_t + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	$FE_1$	$RE_1$	$FE_2$	$RE_2$	$FE_{AR}$
	$PER_t$	$PER_t$	$PER_t$	$PER_t$	$PER_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta ETF_t$	-136.211 (124.947)	-126.525 (124.631)	-155.139 (124.351)	-147.849 (123.982)	-11.960 (30.224)
$\Delta INST_t$	-12.007 (13.106)	-10.271 (13.059)	-9.599 (13.079)	-7.700 (13.027)	0.935 (3.142)
$\Delta FORN_t$	-2.586 (14.751)	-0.188 (14.700)	-1.978 (14.727)	0.644 (14.672)	4.846 (3.629)
$ROA_t$	8.408 (13.322)	10.458 (12.402)	10.479 (13.304)	11.124 (12.401)	3.254 (3.932)
$ROE_t$	-8.009 (6.656)	-7.757 (6.325)	-6.630 (6.623)	-6.823 (6.300)	-0.542 (1.901)
$EBITDA_t$	87.695 (57.929)	43.462 (47.055)	40.967 (56.039)	19.369 (46.506)	-15.848 (14.833)
$DPS_t$	-0.166 (0.348)	-0.161 (0.347)	-0.204 (0.348)	-0.199 (0.347)	-0.032 (0.076)
Year Dummy	O	O	X	X	O
Observations	12,379	12,379	12,379	12,379	11,414
No. Company	965	965	965	965	915
Adj R <sup>2</sup>	-0.083	-	-0.085	-	-0.088
R <sup>2</sup>	0.00264	-	0.000352	-	-
Hausman test		26.31 (0.05)		6.96 (0.43)	
Exogeneity test		2.34 (0.99)			
Autocorrelation test (Wooldridge test)		9.73 (0.00)			

Note: Standard errors in parentheses.

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

한국 시장의 패시브 펀드(passive fund)는 주로 공모 인덱스형 펀드, 사모 인덱스형 펀드, ETF 등으로 구분할 수 있는데 ETF로의 급격한 자금 유입이 한국 주식 시장의 펀드간 배분 효율성을 감소 시키고 주식 액티브 펀드(active fund)의 성과 평가를 왜곡시킬 수 있는 가능성이 있음을 PBR을 이용한 연구 결과에서 유추할 수 있으나, ETF를 제외한 공모 및 사모 인덱스 펀드의 자금 흐름이 본 연구에는 고려되지 않아 연구 결과를 패시브 펀드 전체의 결과로 해석하는 데에는 무리가 있다. 최근 한국을 포함하여 전 세계적으로 패시브 펀드의 성과가 액티브 펀드의 성과를 초과하는 현상이 나타나고 있는데, 패시브 펀드로의 급격한 자금 유입이 액티브 펀드의 상대적인 성과를 왜곡시키고 있는 지에 대해서 보다 자세한 분석이 필요하나 이는 본 연구의 범위를 넘어서는 주제이고 추후의 과제로 남겨두고자 한다.

Table 12: ETF 자금 유입의 PBR에 대한 효과 검증 결과

$$PBR_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 EBITDA_{it} + \beta_7 DPS_{it} + \sum_i \beta_i YDUM_i + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	$FE_1$	$RE_1$	$FE_2$	$RE_2$	$FE_{AR}$
	$PBR_t$	$PBR_t$	$PBR_t$	$PBR_t$	$PBR_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta ETF_t$	0.179*** (0.030)	0.192*** (0.030)	0.177*** (0.030)	0.191*** (0.031)	0.027* (0.016)
$\Delta INST_t$	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.004** (0.002)
$\Delta FORN_t$	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.010*** (0.004)	0.010*** (0.004)	0.014*** (0.002)
$ROA_t$	0.018*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.027*** (0.003)	-0.003 (0.002)
$ROE_t$	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	-0.001 (0.001)
$EBITDA_t$	-0.041*** (0.012)	-0.085*** (0.012)	-0.067*** (0.012)	-0.103*** (0.012)	0.031*** (0.005)
$DPS_t$	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Year Dummy	O	O	X	X	O
Observations	14,450	14,450	14,450	14,450	13,406
No. Company	1,044	1,044	1,044	1,044	988
Adj R <sup>2</sup>	0.012	-	0.044	-	0.055
R <sup>2</sup>	0.0624	-	0.0321	-	-
Hausman test	242.26 (0.00)		191.03 (0.00)		
Exogeneity test	0.10 (1.00)				
Autocorrelation test (Wooldridge test)	518.87 (0.00)				

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

## 7 모형의 강건성(Robustness) 검증

### 7.1 교차항을 추가한 분석

#### 7.1.1 거래 비용 모형의 강건성 분석

[표 13]는 Corwin and Schultz(2012)의 호가 스프레드를 이용한 강건성 분석 결과로 [표 9]에서 2SLS 추정으로 내생성을 보정하고 Cochrane-Orcutt 변환으로 자기상관성을 보정한 (6) $FE_{IV,AR}$ 을 이용하였다.

추가적인 설명 변수로는  $\widehat{\Delta ETF}$ 을 이용하여 각 통제 변수와의 교차항을 구성하였고, 모든 모형에 대하여 자기상관성 검증을 수행하여 귀무가설을 기각하는 경우 Cochrane-Orcutt 변환을 이용하여 결과를 재분석하였다.

Table 13: 호가 스프레드에 대한 강건성 분석 결과

$$\begin{aligned}
Spread_{it} = & \beta_1 \widehat{\Delta ETF}_{it} + \beta_2 \widehat{\Delta ETF}_{it} \times \Delta MVE_{it} + \beta_3 \widehat{\Delta ETF}_{it} \times \Delta STD_{it} \\
& + \beta_4 \widehat{\Delta ETF}_{it} \times \Delta TURN_{it} + \beta_5 \widehat{\Delta ETF}_{it} \times \Delta PBR_{it} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{itk} \\
& + \sum_l \beta_l YDUM_l + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}
\end{aligned}$$

VARIABLES	$FEAR_{,1}$	$FEAR_{,2}$	$FEAR_{,3}$	$FEAR_{,4}$	$FEAR_{,5}$
	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$	$Spread_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\widehat{\Delta ETF}_t$	0.167*** (0.013)	0.138*** (0.012)	0.152*** (0.012)	0.156*** (0.012)	0.146*** (0.013)
$\Delta MVE_t$	-0.193*** (0.037)	0.102*** (0.011)	0.108*** (0.011)	0.121*** (0.011)	-0.026 (0.038)
$\Delta STD_t$	0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.001)
$\Delta TURN_t$	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	-0.042*** (0.004)	0.007*** (0.001)	-0.010** (0.005)
$\Delta PBR_t$	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)
$\widehat{\Delta ETF}_t \times \Delta MVE_t$	0.281*** (0.031)				0.118*** (0.034)
$\widehat{\Delta ETF}_t \times \Delta STD_t$		0.006*** (0.000)			0.005*** (0.001)
$\widehat{\Delta ETF}_t \times \Delta TURN_t$			0.044*** (0.003)		0.013*** (0.004)
$\widehat{\Delta ETF}_t \times \Delta PBR_t$				-0.001 (0.002)	-0.003* (0.002)
Year Dummy	O	O	O	O	O
Observations	15,001	15,001	15,001	15,001	15,001
No. company	1,045	1,045	1,045	1,045	1,045
Adj R <sup>2</sup>	0.110	0.122	0.117	0.104	0.124
R <sup>2</sup>	-	-	-	-	-
Autocorrelation test (Wooldridge test)	232.76 (0.00)	199.20 (0.00)	217.32 (0.00)	241.23 (0.00)	199.35 (0.00)

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 

모든 분석 모형에서 각각 또는 모든 교차항을 이용하더라도  $\widehat{\Delta ETF}$ 의 베타는 호가 스프레드와 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내었다. 즉, ETF의 보유 수량 증가는 개별 주식의 호가 스프레드를 확대시켜 거래비용 증가를 유발하는 한 요인이 되었으며 이러한 결과는 변수간 교차항을 추가하더라도 여전히 유의한 것으로 나타났다.

### 7.1.2 정보 효율성 모형의 강건성 분석

[표 14]는 SYNCH(개별 주식 수익률에 대한 산업 및 시장 수익률의 설명, 동조화 정도)에 대한 강건성 분석 결과로, [표 10]에서 2SLS 추정으로 내생성을 보정하고 Cochrane-Orcutt 변환으로 자기 상관을 보정한 (6)  $FE_{IV,AR}$  모형을 이용하였다. 설명 변수로는  $\widehat{\Delta ETF}$ 을 이용하여 각 통제 변수와의 교차항을 구성하였다.

Table 14: 수익률 동조화에 대한 강건성 분석 결과

$$SYNCH_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \widehat{\Delta ETF}_{it} \times \Delta MVE_{it} + \beta_3 \widehat{\Delta ETF}_{it} \times \Delta TURN_{it} + \beta_4 \widehat{\Delta ETF}_{it} \times \Delta PBR_{it} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{itk} + \sum_l \beta_l YDUM_{itl} + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	$FE_{AR1}$	$FE_{AR2}$	$FE_{AR3}$	$FE_{AR4}$
	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$	$SYNCH_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\widehat{\Delta ETF}_t$	0.081*** (0.022)	0.074*** (0.021)	0.075*** (0.021)	0.080*** (0.022)
$\Delta MVE_t$	-0.184*** (0.029)	-0.238*** (0.017)	-0.240*** (0.017)	-0.188*** (0.029)
$\Delta TURN_t$	-0.008*** (0.002)	-0.002 (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.002 (0.005)
$\Delta PBR_t$	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
$\widehat{\Delta ETF}_t \times \Delta MVE_t$	0.112** (0.047)			0.102** (0.048)
$\widehat{\Delta ETF}_t \times \Delta TURN_t$		0.012 (0.008)		0.009 (0.008)
$\widehat{\Delta ETF}_t \times \Delta PBR_t$			0.002 (0.004)	0.001 (0.004)
Year Dummy	O	O	O	O
Observations	14,737	14,737	14,737	14,737
No. company	1,018	1,018	1,018	1,018
Adj R <sup>2</sup>	0.021	0.021	0.021	0.021
R <sup>2</sup>	-	-	-	-
Autocorrelation test (Wooldridge test)	26.43 (0.00)	26.54 (0.00)	26.49 (0.00)	26.47 (0.00)

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

모든 분석 모형에서 각각 또는 모든 교차항을 이용하더라도  $\widehat{\Delta ETF}$ 의 베타는 SYNCH와 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내었다. 즉, ETF의 보유 수량 증가는 개별 주식과 산업 및 시장수익률의 동조화 정도를 확대시켜 체계적 위험을 증가시키는 하나의 요인이 되었는데 그 결과는 변수간 교차항을 추가하더라도 여전히 유의한 것으로 나타났다.

### 7.1.3 기업 가치 모형의 강건성 분석

[표 15]는 PBR에 대한 강건성 분석 결과로, [표 12]에서 Cochrane-Orcutt 변환으로 자기상관성을 보정한 (5) $FE_{AR}$  모형을 이용하였고 설명 변수로는  $\Delta ETF$ 을 이용하여 각 통제 변수와의 교차항을 구성하였다. (3) $FE_{AR3}$ , (4) $FE_{AR4}$ 를 제외한 대부분의 분석 결과에서 각각 또는 모든 교차항을 이용하더라도  $\Delta ETF$ 의 베타는 전반적으로 종속 변수 PBR과 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내었다. (3) $FE_{AR3}$ , (4) $FE_{AR4}$ 의 분석 결과에서는 추가적인 설명 변수로 각각  $\Delta ETF_t \times ROA_t$ ,  $\Delta ETF_t \times ROE_t$ 가 사용되었는데, 이 경우  $\Delta ETF$ 의 PBR에 대한 설명력은 통계적으로 유의하지

Table 15: 기업가치에 대한 강건성 분석 결과

$$PBR_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 EBITDA_{it} + \beta_7 DPS_{it} \\ + \beta_8 \Delta ETF_{it} \times \Delta INST_{it} + \beta_9 \Delta ETF_{it} \times \Delta FORN_{it} + \beta_{10} \Delta ETF_{it} \times ROA_{it} \\ + \beta_{11} \Delta ETF_{it} \times ROE_{it} + \beta_{12} \Delta ETF_{it} \times EBITDA_{it} + \beta_{13} \Delta ETF_{it} \times DR_{it} \\ + \sum_l \beta_l YDUM_l + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	$FE_{AR1}$	$FE_{AR2}$	$FE_{AR3}$	$FE_{AR4}$	$FE_{AR5}$	$FE_{AR6}$	$FE_{AR7}$
	$PBR_t$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\Delta ETF_t$	0.032** (0.016)	0.026* (0.016)	0.007 (0.022)	-0.010 (0.023)	0.323** (0.155)	0.032** (0.016)	0.398** (0.166)
$\Delta INST_t$	0.004** (0.002)						
$\Delta FORN_t$	0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.002)
$ROA_t$	-0.003 (0.002)						
$ROE_t$	-0.001 (0.001)						
$EBITDA_t$	0.031*** (0.005)						
$DPS_t$	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)
$\Delta ETF_t \times \Delta INST_t$	0.010** (0.005)						0.010** (0.005)
$\Delta ETF_t \times \Delta FORN_t$		-0.003 (0.005)					-0.002 (0.005)
$\Delta ETF_t \times ROA_t$			0.003 (0.002)				-0.003 (0.004)
$\Delta ETF_t \times ROE_t$				0.003** (0.001)			0.005** (0.002)
$\Delta ETF_t \times EBITDA_t$					-0.018* (0.009)		-0.024** (0.010)
$\Delta ETF_t \times DPS_t$						-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Year Dummy	0	0	0	0	0	0	0
Observations	13,406	13,406	13,406	13,406	13,406	13,406	13,406
No Company	988	988	988	988	988	988	988
Adj R <sup>2</sup>	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.054
R <sup>2</sup>	-	-	-	-	-	-	-
Autocorrelation test (Wooldridge test)	519.14 (0.00)	518.90 (0.00)	519.33 (0.00)	521.61 (0.00)	519.73 (0.00)	518.93 (0.00)	525.65 (0.00)

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

않았다.

ETF의 보유 수량 증가는 개별 주식의 PBR을 기업가치 대비 고평가시키는 하나의 요인이 되는 것으로 추정되었는데, ROA와 ROE의 교차항을 추가한 경우에는 통계적으로 유의적이지 않게 나타났다. 특히 교차항  $\Delta ETF_t \times ROE_t$ 는 PBR과 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내었는데, 이는 ROE가 높은 주식에서 ETF의 보유수량 확대가 PBR에 미치는 영향이 보다 큰 것으로 볼 수 있다.

## 7.2 ETF 효과의 지속성 분석

### 7.2.1 거래 비용에 대한 효과의 지속성

$\Delta ETF_{it}$ 의  $Spread_{it}$ 와  $Spread_{it+1}$  및  $Spread_{it+2}$ 에 대한  $\beta$ 가 동일한 방향의 상관관계를 보인다면, ETF로의 자금 유입으로 ETF를 구성하는 보유 주식의 증가( $\Delta ETF_{it}$ )가 주식의 스프레드에 미치는 영향이 t+1 분기 및 t+2 분기에도 지속되는 것으로 해석할 수 있다. Corwin and Schultz(2012)의 호가 스프레드를 이용하여, t+1기 및 t+2기의 스프레드에 미치는 효과를 분석하였는데 [표 16]의 (1) $FE_{IV,AR}$ 은 기존의  $Spread_{it}$ 에 대한 고정 효과 모형의 실증 분석 결과이고, (2) $FE_2$ 와 (4) $FE_3$ 는 각  $Spread_{it+1}$ 과  $Spread_{it+2}$ 에 대한 고정 효과 모형을 이용한 실증 결과이다.

Table 16: 호가 스프레드와 ETF 관계의 지속성

$$Spread_{it+1} \text{ or } Spread_{it+2} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{itk} + \sum_l \beta_l YDUM_l + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it+1} \text{ or } \epsilon_{it+2}$$

VARIABLES	$FE_{IV,AR}$	$FE_2$	$FE_2$	$FE_3$
	$Spread_t$	$Spread_{t+1}$	$Spread_{t+1}$	$Spread_{t+2}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta ETF_t$		0.042*** (0.011)	0.045*** (0.011)	0.012 (0.011)
$\widehat{\Delta ETF}_t$	0.156*** (0.012)			
$\Delta INST_t$		0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.004*** (0.001)
$\Delta FORN_t$		-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
$\Delta MVE_t$	0.120*** (0.011)	0.277*** (0.013)	0.286*** (0.013)	0.097*** (0.013)
$\Delta STD_t$	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
$\Delta TURN_t$	0.007*** (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
$\Delta PBR_t$	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001** (0.001)
Year Dummy	O	O	O	O
Observations	15,001	15,111	15,111	14,150
No Company	1,045	1,059	1,059	1,003
Adj R <sup>2</sup>	0.104	0.084	-	0.037
R <sup>2</sup>	-	0.149	-	0.107
Hausman test		224.67 (0.00)		
Exogeneity test		5.41 (0.37)		

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

$Spread_{it+1}$ 인 모형( $FE_2$ )에 대해 내생성을 검증하였는데 설명변수  $\Delta ETF_{it}$ 는 내생성이 없는 것으

로 나타났고 분석 결과는 ETF 시장의 확대에 의하여 ETF가 보유하고 있는 개별 주식의 보유 수량이 증가하였고, 이는 ETF를 구성하는 개별 주식의 호가 스프레드를 확대시키고 개별 주식 거래 비용 증가를 증가시키는 하나의 요인으로 작용하였는데 그 효과는 그 다음 분기(t+1기)까지 지속되는 것으로 해석할 수 있었다.

### 7.2.2 정보 효율성에 대한 효과의 지속성

Table 17: ETF와 수익률 동조화의 지속성

$$SYNCH_{it+1} \text{ or } SYNCH_{it+2} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{itk} + \sum_l \beta_l YDUM_{itl} + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it+1} \text{ or } \epsilon_{it+2}$$

VARIABLES	$FE_{IV,AR}$	$FE_2$	$RE_2$	$FE_3$	$FE_{IV}$
	$SYNCH_t$	$SYNCH_{t+1}$	$SYNCH_{t+1}$	$SYNCH_{t+2}$	$SYNCH_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta ETF_t$		0.093*** (0.015)	0.108*** (0.015)	0.028* (0.015)	
$\widehat{\Delta ETF}_t$	0.075*** (0.021)				-0.180*** (0.031)
$\Delta INST_t$		-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.003 (0.002)	
$\Delta FORN_t$		-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	
$\Delta MVE_t$	-0.240*** (0.017)	0.092*** (0.018)	0.095*** (0.018)	0.013 (0.018)	0.082*** (0.017)
$\Delta TURN_t$	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	0.004* (0.002)	-0.009*** (0.002)
$\Delta PBR_t$	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
Year Dummy	O	O	O	O	O
Observations	14,737	14,852	14,852	13,927	14,862
No. Company	1,018	1,031	1,031	977	1,031
Adj R <sup>2</sup>	-	-0.015	-	0.001	-
R <sup>2</sup>	-	0.0564	-	0.0724	0.0557
Hausman test		240.52 (0.00)			
Exogeneity test		14.48 (0.01)			
Underidentification test					96.68 (0.00)
Overidentification test					1.49 (0.22)
Weakidentification test					48.63

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1

[표 17]의 (1) $FE_{IV,AR}$ 은 기존  $SYNCH_{it}$ 에 대한 고정 효과 모형의 분석 결과이고 (2) $FE_2$ 와 (4) $FE_3$ 은 각각 t+1 분기 및 t+2 분기의 고정 효과 모형을 이용한 실증 분석 결과인데, 내생성이 나타나 도구 변수를 이용한 2SLS 추정((5) $FE_{IV}$ )을 하였다. 사용된 도구변수는 적합성 검증을 통과하였으나 도구 변수를 사용하여 추정한  $SYNCH_{it+1}$ 에 대한 분석((5) $FE_{IV}$ ) 결과와 도구 변수를 사용하지 않은 고정 효과 모형((2) $FE_2$ )의  $\Delta ETF_{it}$ 의 계수  $\beta_1$ 은 상반되는 결과를 나타냈다. 실증 분석 결과((5) $FE_{IV}$ )는 ETF 시장의 확대에 의하여 증가한 산업 및 시장지수의 개별 주식 수익률과의 동조화는 다음 분기에는

지속되지 않았음을 의미한다.

### 7.2.3 기업 가치에 대한 효과의 지속성

Table 18: ETF의 기업가치 평가에 미치는 효과의 지속성

$$PER_{it+1} \text{ or } PBR_{it+1} = \beta_1 \Delta ETF_{it} + \beta_2 \Delta INST_{it} + \beta_3 \Delta FORN_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 EBITDA_{it} + \beta_7 DPS_{it} + \sum_l \beta_l YDUM_l + \alpha + \mu_i + \epsilon_{it+1}$$

VARIABLES	$FE_{AR}$	$FE_2$	$RE_2$	$FE_{AR}$	$FE_3$	$RE_3$	$FE_{IV}$
	$PER_t$	$PER_{t+1}$	$PER_{t+1}$	$PBR_t$	$PBR_{t+1}$	$PBR_{t+1}$	$PBR_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\Delta ETF_t$	-11.960 (30.224)	-71.868 (136.914)	-67.374 (136.552)	0.027* (0.016)	0.172*** (0.033)	0.187*** (0.033)	
$\widehat{\Delta ETF}_t$							0.067*** (0.012)
$\Delta INST_t$	0.935 (3.142)	-7.180 (13.609)	-5.273 (13.545)	0.004** (0.002)	0.024*** (0.003)	0.024*** (0.003)	
$\Delta FORN_t$	4.846 (3.629)	3.733 (15.497)	6.106 (15.429)	0.014*** (0.002)	0.024*** (0.004)	0.024*** (0.004)	
$ROA_t$	3.254 (3.932)	11.453 (13.463)	14.056 (12.460)	-0.003 (0.002)	0.029*** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.028*** (0.003)
$ROE_t$	-0.542 (1.901)	-10.810* (6.522)	-9.475 (6.155)	-0.001 (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
$EBITDA_t$	-15.848 (14.833)	167.621*** (62.700)	84.404* (49.561)	0.031*** (0.005)	-0.049*** (0.013)	-0.089*** (0.012)	-0.043*** (0.013)
$DPS_t$	-0.032 (0.076)	-0.266 (0.409)	-0.257 (0.408)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)
Year Dummy	O	O	O	O	O	O	O
Observations	11,414	11,618	11,618	13,406	13,658	13,658	13,671
No Company	915	939	939	988	1,020	1,020	1,020
Adj R <sup>2</sup>	-0.088	-0.086	-	0.055	0.002	-	0.008
R <sup>2</sup>	-	0.00289	-	-	0.0735	-	0.0678
Hausman test			25.93 (0.05)			156.39 (0.00)	
Exogeneity test		0.71 (1.00)			104.88 (0.00)		
Underidentification test							73.44 (0.00)
Overidentification test							25.56 (0.00)
Weakidentification test							36.89

Note: Standard errors in parentheses

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

[표 18]에서 PER을 종속 변수로 하는 패널 분석에서는  $PER_{it}((1)FE_{AR})$ 와  $PER_{it+1}((2)FE_2)$ 과  $\Delta ETF_{it}$ 의 상관성은 유의미한 결과는 나오지 않았고, PBR을 종속 변수로 하는 패널 분석((5) $FE_3$ , (6) $FE_4$ )에서는  $PBR_{it}$ 와  $PBR_{it+1}$ 과  $\Delta ETF_{it}$ 의 계수는 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 한편  $\Delta ETF_{it}$ 가 외생성 검증을 통과하지 못해 도구 변수( $\Delta INST$ ,  $\Delta FORN$ )를 이용한 2SLS 추정 후 도구 변수에 대한 적합성 검증을 수행하였는데 도구 변수의 4가지 적합성 검증 중 “과대식별 검증”을 통과하지 못하여 그 유의성은 다소 떨어지는 것으로 나타났다.

## 8 결론

본 연구에서는 한국 시장에서 ETF 규모의 급격한 증가에 따라 본래 의도하지 않았던 ETF로 인한 부차적인 효과에 집중하여 거래 비용, 정보 효율성(수익률 동조화), 기업 가치 평가라는 관점에서 ETF 시장의 확대가 개별 주식의 행태에 미치는 효과에 대해 실증 분석을 수행하였다.

ETF 시장 확대에 따른 개별 주식의 거래비용 증가와 관련 하여서는 주식 가격의 호가 스프레드를 대용치로 사용하였는데 ETF를 구성하는 개별 주식 보유수량이 증가함에 따라 가격의 호가 스프레드가 확대되어 개별 주식의 거래 비용이 증가하는 것으로 나타났다. 정보 효율성 측면에서는 ETF의 개별 주식 보유수량의 증가가 개별 주식의 수익률과 산업 및 시장 수익률의 상관성과 수익률 동조화를 높여 시장의 체계적 위험을 높이는 요인 중의 하나로 작용할 가능성이 높은 것으로 나타났고, 기업 가치를 고평가시키는지에 대한 분석에서는 PER을 이용한 분석에서는 유의한 결과가 나타나지 않았으나, PBR에 대한 분석에서 PBR은 ETF 시장의 확대에 따른 구성 주식 증가에 유의한 통계적인 영향을 받고 있는 것으로 나타났고 PBR 고평가의 한 요인이 되는 것으로 분석되었다.

한편 모형의 강건성을 살펴보기 위해 교차항을 추가하여 분석한 결과, ETF의 개별 주식 보유수량의 증가가 호가 스프레드, 정보 효율성, PBR에 대해 통계적으로 유의한 영향을 미치고 이는 통제 변수들 간의 교차항을 고려하더라도 그 결과가 크게 다르지 않았으나, PBR에 교차항으로 ROA와 ROE를 추가한 경우에 ETF 구성 주식의 증가와 PBR의 관계는 기본 모형과는 달리 통계적으로 유의적이지 않게 나타났다. 또한 ETF 시장 규모 확대에 따른 효과의 지속성 검증에서는, 주식 호가 스프레드는 당해 분기 이후 다음 분기에도 ETF의 구성 보유 주식 증가의 영향을 유의하게 받고 있는 것으로 나타났으나 다른 변수들에서는 유의한 영향을 찾을 수 없었다.

ETF 시장 확대에 따른 실증 결과는 다음과 같은 시사점을 주고 있다. ETF 시장의 급격한 확대는 이를 구성하고 있는 개별 주식의 거래 비용을 증가시키고 시장의 체계적 위험을 확대시키는 요인이 되는 등 ETF 구성 주식에 부정적인 영향을 미치고 있다. 이는 ETF 시장의 급격한 확대가 진행될수록 부작용이 심화될 수 있다는 것으로 ETF 시장 확대에 파생되는 부차적인 효과에 보다 면밀한 관심과 정책적 고려가 필요함을 시사한다.

## References

- [1] 강석규, 변영태, 박종해, 2015, “KOSPI200 ETF 시장, KOSPI200 선물시장 및 KOSPI200 현물 시장 간의 정보효과: KODEX200, KOSEF200, KINDEX200, TIGER200 ETFs 를 대상으로”, 금융공학연구, vol. 14, pp. 179-205.
- [2] 김도완, 2018, “유동성 공급자와 ETF 가격오차 현상”, 고려대학교 기업지배구조연구소.
- [3] 김범현, 이용재, 권도균, 이우창, 2017, “한국 ETF 시장의 시스템적 리스크 분석 및 최적의 ETF 도입순서에 대한 연구”, Journal of the Korean Institute of Industrial Engineers, vol. Published Online. pp. 482-491.
- [4] 김수정, 최형석, 2018, “구성자산 특성이 ETF 가격효율성에 미치는 효과”, 한국증권학회지, vol. 47, pp. 1-25.
- [5] 김영민, 2018, “ETF 시장에서의 순자금유입에 관한 연구”, 시장경제연구, vol. 47(3), pp. 43-63.
- [6] 엄경식, 박종호, 2014, “KOSPI200 지수 관련 ETF의 수익률 분포와 투자자의 주의력 부족 현상”, 한국증권학회지, vol. 43, pp. 633-656.
- [7] 염명훈, 백재승, 2015, “NYSE 한국물 ETF에 관한 연구”, 선물연구, vol. 23, pp. 571-595.
- [8] 우민철, 최혁, 2012, “데이트레이딩 전략의 수익성 분석”, 한국증권학회지, vol. 41, pp. 677-704.
- [9] 정재만, 2012, “KOSPI200 추적 ETF 의 추적오차”, 재무관리연구, vol. 29, pp. 91-124.
- [10] Admati, A. R, 1985, “A noisy rational expectations equilibrium for multi-asset securities markets”, *Econometrica*, vol. 53, pp. 629-657.
- [11] Ben David, F. Franzoni, and R. Moussawi, 2015, “Do ETFs Increase Volatility?”, Working Paper, Ohio State University.
- [12] Bhattacharya, A., and M. O’Hara, 2016, “Can ETFs increase market fragility? Effect of information linkages on ETF markets”, Working paper, Cornell University.
- [13] Boehmer, B., and Boehmer, E, 2003, “Trading your neighbor’s ETFs: Competition or fragmentation?”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 27.
- [14] Chen, G., and T. S. Strother, 2008, “On the contribution of index exchange traded funds to price discovery in the presence of price limits without short selling”, Working paper, University of Otago.

- [15] Choi, J., L. A. Myers, Y. Zang, and D. A. Ziebart, 2011, “Do management EPS forecasts allow returns to reflect future earnings? Implications for the continuation of management’s quarterly earnings guidance”, *Review of Accounting Studies*, vol. 16, pp. 143-182,
- [16] Corwin, S. and P. Schultz, 2012, “A Simple Way to Estimate Bid-Ask Spreads from Daily High and Low Prices”, *The Journal of Finance*, vol. 67, pp. 719-759.
- [17] Daniel W. Collins, S.P. Kothari, Jay Shankenb, Richard G. Sloane, 1994, “Lack of timeliness and noise as explanations for the low contemporaneous return-earnings association ”, *Journal of Accounting and Economics*, vol. 18, pp. 289-324.
- [18] Da, Z., and Shive, S, 2013, “Exchange-Traded Funds and Equity Return Correlations”, Working paper, University of Notre Dame.
- [19] Doron Israeli, Charles M. C. Lee, Suhas A. Sridharan, 2017, “Is there a Dark Side to Exchange Traded Funds? An Information Perspective ”, *Review of Accounting Studies*.
- [20] Eric Belasco, Michael Finke, David Nanigian, 2012, “The impact of passive investing on corporate valuations”, *Managerial Finance*, vol. 38(11), pp. 1067-1084.
- [21] Fang, Y., and G. C. Sanger, 2012, “Index price discovery in the cash market”, Working paper, Louisiana State University.
- [22] Glosten, L., and L. Harris, 1999, “Estimating the components of the bid/ask spread”, *Journal of Financial Economics*, pp. 123-142.
- [23] Gorton, G . B. and G. G. Pennacchi, 1993, “Security Baskets and Index-Linked Securities” *The Journal of Business* vol. 66, pp. 1-27.
- [24] Grossman, S., and J. E. Stiglitz, 1980, “On the impossibility of informationally efficient markets”, *American Economic Review*, vol. 70, pp. 393-408.
- [25] Hamm, S. J. W, 2014, “The Effects of ETFs on Stock Liquidity”, Working paper, Ohio State University.
- [26] Hasbrouck, J, 2003, “Intraday price formation in U.S. equity index markets”, *The Journal of Finance*, vol. 58, pp. 2375-2399.
- [27] Jerry A. Hausman and William E. Taylor, 1981, “Panel data and Unobservable Individual Effects”, *Econometrica*, vol. 49, pp. 1377-1398.

- [28] Lawrence Glosten, Suresh Nallareddy, Yuan Zou, 2016, “ETF Trading and Informational Efficiency of Underlying Securities”, Columbia University.
- [29] Lei Yu, 2005, “Basket Securities, Price Formation, and Informational Efficiency”, University of Notre Dame.
- [30] Madhavan, A., and A. Sobczyk, 2014, “Price dynamics and liquidity of exchange-traded funds”, Working paper, BlackRock Inc.
- [31] Ramaswamy, S, 2011, “Market structures and systemic risks of exchange-traded funds”, Working paper, Bank of International Settlements.
- [32] Richard Roll, 1984, “A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market”, *The Journal of Finance*, vol. 39(4), pp. 1127-1139.
- [33] Richard Roll, 1988, “R2”, *Journal of Finance*, vol. 43, pp. 541-566.
- [34] Rodney N. Sullivan, James X. Xiong, 2012, “How Index Trading Increases Market Vulnerability”, *Financial Analysts Journal*.
- [35] Sophia JW Hamm, 2010. “The Effect of ETFs on Stock Liquidity ”, Publicly Accessible Penn Dissertations, University of Pennsylvania , vol. 268, pp. 1-83.
- [36] Steven D. Bleiberg, William W. Priest, David N. Pearl, 2017, “The Impact of Passive Investing on Market Efficiency”, Epoch Investment Partners, Inc., pp. 1-10.
- [37] Subrahmanyam, A, 1991, “A Theory of Trading in Stock Index Futures”, *The Review of Financial Studies*, vol. 4, pp. 17-51.
- [38] Takeshi Amemiya and Thomas E. MaCurdy, 1986, “Instrumental-Variable Estimation of an Error-Components Model”, *Econometrica*, vol. 54, pp. 869-880.
- [39] Vladyslav Sushko, Grant Turner, 2018, “The implications of passive investing for securities markets”, *BIS Quarterly Review*, vol. 14, pp. 113-131.
- [40] Yakov Amihud, 2002, “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets* , vol. 5, pp. 31-56.
- [41] Zhi Da, Sophie Shive, 2017, “Exchange traded funds and asset return correlations”, *European Financial Management*, pp. 1-33.