

공적기금 증권거래세 면제 정책이 차익거래행태에 미치는 효과 분석

이 우 백(한국방송통신대학교)
박 종 원(서울시립대학교)

< 요약 >

본 연구는 2017년 4월에 우정사업본부에 대해 증권거래세가 면제된 후에 현·선물간 차익거래 시장의 중심축을 형성하는 기관투자자와 외국인의 차익거래 행태의 구조적 변동이 KOSPI200 ETF, 현물, 선물시장의 가격발견과 연계성에 미친 효과를 일중 고빈도 자료를 활용하여 실증적으로 분석했다. 실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 우분에 대한 증권거래세 면제가 적용된 기간에는 차익거래와 ETF, 현물, 선물시장간 정보이전관계가 과세기간에 비해 유의적으로 활성화되었으며 면세기간에 차익거래는 현물보다 선물과 ETF의 가격변동을 추종하여 후행하는 경향이 강한 것으로 나타났다. 둘째, 우분에 대한 증권거래세 면제 기간에 차익거래와 ETF, 현물, 선물시장 연계 괴리율은 유의적으로 감소했으며, 정보이전관계도 구조적으로 변동했다. 면세기간에 차익거래는 ETF와 현물 괴리율을 추종하는 경향이 강해졌으며, 이는 현·선물 괴리율을 추종하는 차익거래 행태와 유사하다. 면세기간에 차익거래가 활발해진 배경으로는 현물 바스켓의 대용치로 사용된 ETF가 현물가치에 수렴하는 과정이 활성화된 것으로 추론할 수 있다. 셋째, 증권거래세 면제 기간에는 우분이 속한 투자주체인 기관투자자가 차익거래를 통해 가격 괴리율을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 반면 우분에 대한 증권거래세가 부과되었던 기간에는 차익거래를 통해 가격괴리율을 감소시켰던 외국인이 면세기간에 괴리율에 미치는 영향력의 유의성은 소멸되었다. 이는 직접적으로 면세 혜택을 받은 투자주체가 차익거래와 연관된 시장의 질적 수준을 향상시킨 증거로 해석된다. 본 연구의 실증분석 결과는 조세특례법 개정에 따라 2021년까지 연장된 우분에 대한 면세 정책이 차익거래시장의 활성화 측면에서는 긍정적인 효과가 발생했다는 결과를 제시한다.

핵심 단어 : ETF, 차익거래, 괴리율, 가격발견, 증권거래세
JEL 분류기호: G11, G12

* 이 논문은 2018년 한국증권학회·FnGuide 연구지원사업의 지원을 받아 작성된 것임.

1. 서 론

본 연구는 2017년 4월 28일부터 우정사업본부(이하 우본)의 주식거래에 대해 증권거래세가 면제되어 나타난 차익거래행태 변화가 지수차익거래시장의 미치는 효과를 실증적으로 분석한다. 2016년 기준으로 우정사업본부의 운용자금은 국민연금에 이어 한국주식시장에서 두번째로 큰 비중을 차지하는 연기금이다.¹⁾ 우정사업본부는 2012년 말까지 주식매도시 부과되는 0.3%의 증권거래세가 면제되었으나, 2013년부터 다른 투자주체와 동일하게 증권거래세가 부과되어 왔다.²⁾

공적기금의 안정적 기금운용 목적에 따라 우정사업본부는 주식 매매보다 현물과 선물을 연계한 차익거래(arbitrage)를 선호하여, 증권거래세가 면제되었던 기간동안 KOSPI200현물·선물 차익거래시장을 주도했다. 차익거래는 선물가격과 현물가격간의 균형관계가 일시적인 수급상황에 따라 이탈될 경우 이를 다시 균형 상태로 회복시키므로 현물시장은 물론 선물시장의 효율성을 증대시키는 역할을 수행한다. 현물과 선물이 연계된 차익거래는 우리나라는 물론 해외에서도 기관투자자가 주도적으로 참여하는 시장으로 형성되어 있으며, 국내 자본시장에서도 거래세 부과 면제되었던 기관투자자 중심으로 성장했다. 정부가 연기금과 공모펀드, 우정사업본부에 대해 증권거래세를 한시적으로 면제한 직접적인 취지는 주식시장의 안정적 수요기반 확충을 위한 주식투자 확대를 지원하기 위한 것이었지만 그 과정에서 지수차익거래시장을 주도적으로 활성화시킨 것이다. 2010년 증권거래세법과 조세특례제한법이 개정됨에 따라, 2009년까지 비과세 대상이었던 공모펀드와 국민연금을 비롯한 모든 연기금에 대하여 2010년부터 증권거래세가 부과되었으며 우정사업본부도 2012년까지 적용되었던 유예기간이 종료되어 2013년에 증권거래세가 부과되었다.

그러나 2012년까지 유일하게 비과세 대상이었던 우정사업본부에도 2013년부터 거래세가 과세되면서 거래비용이 이익 규모를 잠식함에 따라 현·선물 간 차익거래에 대한 유인이 없어지면서, 차익거래시장에서 이탈하여 차익거래시장이 대폭적으로 위축되었다. 그 후 침체된 차익거래시장에 대한 활성화 대책이 재논의되어, 우정사업본부에 대해 2017년 4월 28일부터 2021년 말까지 한시적으로 증권거래세 면제 혜택을 다시 받게 되었다.³⁾

파생상품시장의 건전한 성장과 현물시장의 질적 수준을 제고하기 위해서는 일정 수준 이상의 차익거래시장 기반 조성이 필요하다. 만일 차익거래 시장에서 유동성이 감소하고 투자자들의 거

1) 국민연금의 2016년 평잔기준 운용자금은 516조원이며, 우정사업본부의 2016년 3분기말 기준 운용자금은 총 110조6천982억원이다.

2) 2010년 증권거래세법과 조세특례제한법이 개정됨에 따라, 2009년까지 비과세 대상이었던 공모펀드와 국민연금을 비롯한 모든 연기금에 대하여 2010년부터 증권거래세가 부과되었으며, 우정사업본부도 2012년까지 적용되었던 유예기간이 종료되었다.

3) 증권거래세 면제 적용기한은 2018년 12월말까지였지만 파생상품 및 주식시장 효율화 및 안정화의 목적으로 세법개정을 통해 3년 연장되었다. 우정사업본부에 대한 거래세 재면제를 통한 차익거래시장 활성화에 대한 또다른 논거로는 차익거래시장의 주요 투자 주체였던 국내 기관 투자자들이 이탈한 상황에서 외국인 투자자들이 일방으로 차익거래 시장을 지배하게 되면서 현·선물시장의 괴리가 더욱 확대되는 등 시장의 질을 악화시켰다는 것이다.

래 활동이 위축될수록 현·선물시장간 연계성을 촉진시키는 차익거래의 본연의 기능이 저하되며, 현물시장의 가격발견과 같은 시장의 질을 저하시키는 역기능이 수반될 수 있다. 따라서 자본시장에 적용되는 과세 정책의 실효성은 단순히 세금의 축소나 과세 형평성의 문제에 국한하여 평가할 수는 없으며, 제도 변경으로 인한 거래 행태의 변화가 시장의 질적 수준에 어떤 영향을 미쳤는가에 대한 분석이 있어야 한다. 기관투자자 중심으로 형성된 차익거래시장을 활성화하기 위해서는 기관투자자의 참여를 유도해야 하므로, 우선적으로 증권거래세법이나 조세특례제한법 개정을 통해 연기금 및 국가 및 지자체가 프로그램 매매 주문 제출시 차익거래로 구분되는 주식매매에 대해서는 과세를 면제하는 현행 정책의 타당성에 대한 분석은 필요하다. 즉, 장기 기관투자자로서 연기금의 자본시장의 참여를 확대하고 역할을 제고하기 위한 통로로 차익거래의 활용 여부를 검토할 필요가 있다. 본 연구는 2017년 4월말부터 재개된 우정사업본부에 대한 증권거래세 재면제 시행 후 차익거래행태의 변화를 분석하여, 공적 연기금의 기금운용전략에서 과세 정책이 차익거래에 미치는 영향과 이로부터 차익거래시장 활성화에서 연기금이 기여할 수 있는 발전적인 역할에 대한 시사점을 도출한다.

본 논문은 자본시장 관련 과세 정책에 대한 선행 연구는 물론, 프로그램 매매와 관련한 선행 연구와도 차별성을 가진다. 증권거래세 과세제도 정책 변경과 직접 관련된 국내 선행연구로는 양용, 장연식 (2015)과 박종원 외 2인(2017)이 있다. 양용, 장연식 (2015)은 2010년 이후 시행된 공모펀드 비과세 정책 변경에 따라 차익거래와 비차익거래가 변동성에 미치는 영향력이 감소하고 국가/지자체는 차익거래에 주력하여 기존 투자자보다 외국인 선물거래에 대한 의존도가 심화했다고 보고한다. 박종원 외 2인(2017)은 공모펀드와 연기금, 우정사업본부에 2010년과 2013년 두 차례에 걸친 증권거래세 면제 종료 사례를 대상으로, 과세 이후 차익거래를 포함한 프로그램 매매의 구조 변화가 현·선물시장간 연계성과 가격발견에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증으로 검증했다. 실증분석 결과, 증권거래세 면제가 종료되면서 현·선물 간 차익거래를 통한 현물시장의 가격발견 기능은 비과세기간에 대비하여 유의적으로 둔화되었으며, 차익거래는 현·선물 간의 관계를 주도적으로 연계하기보다 현·선물 간의 가격 괴리에 의존하여 후행하는 경향이 강해졌다. 이 연구는 두 차례의 증권거래세 과세 이후 현·선물시장을 주도적으로 연계시키는 차익거래 본연의 기능이 약화된 것으로 해석한다. 국외 연구인 Chou and Wang(2006)은 명시적인 거래세 대신 거래세의 대용치로 시장에서 관찰 가능한 스프레드와 같은 거래비용 요인을 선정하여, 스프레드의 변화가 유동성에 미치는 영향을 측정하여 주식거래에 대한 세금의 효과를 분석했다.

본 연구의 주제와 관련되어 프로그램 매매가 주식시장에 미치는 영향에 대한 논의는 1987년 10월 미국의 블랙먼데이 사태 이후 본격화되었으며, 주로 프로그램 매매의 규제 여부에 관한 논쟁 위주로 연구들이 진행되어 왔다.⁴⁾ 선행 연구들은 국내·외 주식시장을 대상으로 주가지수선

4) 1987년 10월 블랙먼데이를 전후해서 이러한 프로그램매매가 주식시장에 미치는 영향에 대해서는 상반된 의견이 제시되었다. 포트폴리오보험, 차익거래와 같은 프로그램매매가 폭포이론(cascade theory)에서 주장하는 것처럼 주가폭락의 가속화 원인이 된다는 부정적인 견해와 현·선 연계된 거래는 최종거래일 등 일시적인 경우를 제외하고는 정보전달효과에 따른 가격발견기능 및 주식시장의 유동성 제고에 크게

물 등과 연계된 차익거래 또는 비차익거래의 정보효과를 분석하고 있다(Hogan et al., 1997; Harris et al., 1994; Hasbrouck, 1996). 국내의 선행 연구의 결과를 종합하면, 프로그램 매매에서 비차익거래는 차익거래에 비해 시장 변동성에 미치는 영향이 크고 정보 효과에서도 다소 우위에 있는 것으로 파악되지만, 연구자마다 분석 방법이 다르고 비차익거래 대상 종목 확대 이전의 표본기간의 결과이므로 뚜렷한 결론으로 보기에는 어려운 실정이다(민재훈, 2000; 옥기율, 2001; 권택호·박종원·장욱, 2002; 강병호·옥기율, 2006; 한상범·오승현, 2007; 최 혁·윤선희, 2007). 그러나 차익거래가 선물가격과 현물가격간의 차이를 이익으로 추구하는 거래인 반면, 비차익거래는 주로 기관투자자가 KOSPI와 유사한 움직임을 보이는 인덱스 펀드를 구성하여 바스켓거래(basket trading), 포트폴리오 보험(portfolio insurance), 헤지거래(hedge trading), 자산배분전략(asset allocation strategy)에 활용하므로 세금 부과에 따른 거래 비용의 증가는 차익거래의 수익성과 유동성에 직접적인 영향을 미치게 된다. 특히 최근에는 프로그램 매매가 기관투자자의 바스켓 위주 매매로부터 개인투자자의 시스템 트레이딩이나 알고리즘 트레이딩(algorithm trading)으로 확산되면서 주식시장에 미치는 영향력도 질적으로 변화했을 가능성도 제기된다. 특히 주식시장에서의 가격변동성을 촉발하는 원인으로 주가지수선물 등과 연계된 프로그램매매의 불공정 거래도 거론된다. 따라서 본 연구의 주제는 거래세가 개입될 경우 나타나는 차익거래와 비차익거래의 행태 변화를 비교하여 검증할 수 있다는 점에서 선행연구를 보완하는 역할을 하며, 아울러 프로그램 매매의 투자주체별 영향력을 검증한다는 점에서 차별성을 가진다.

본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 표본기간동안 현물 바스켓의 대용치인 ETF는 현물의 일중 수준에서 가격발전을 주도하는 경향이 강하며 선물과 상호피드백하는 현상이 관찰되었다. 이같은 결과는 지수를 추종하는 ETF가격에는 현물의 정보내용이 선반영되며, 현물·선물차익거래에서 ETF가 현물의 대용치로 중요한 역할을 하는 것으로 해석된다.

둘째, 우본에 대한 증권거래세 면제가 적용된 기간에는 차익거래와 ETF, 현물, 선물시장간 정보이전관계가 과세기간에 비해 유의적으로 활성화되었다. 면세기간에 차익거래는 현물보다 선물과 ETF의 가격변동을 추종하여 후행하는 경향이 강한 것으로 나타났다. 이는 차익거래과정에서 선물과 ETF가격변동에 내포된 정보가 차익거래에 전달됨을 의미한다. 비차익거래도 우본에 대한 과세기간에는 가격변동을 추종하여 발생하는 경향이 지배적이지만 면세기간에는 오히려 감소했다. 즉, 이러한 결과는 거래세 면제가 프로그램 매매에서도 차익거래 활성화에 유효한 정책이었음을 의미한다.

셋째, 우본에 대한 증권거래세 면세 기간에 차익거래와 ETF, 현물, 선물시장 연계 피리얼간의 정보이전관계도 구조적으로 변동했다. 면세기간에 차익거래는 ETF와 현물 피리얼을 추종하는 경향이 강해졌으며, 이는 현·선물 피리얼을 추종하는 차익거래 행태와 유사하다. 따라서 면세기간에 차익거래가 활발해진 배경으로는 현물 바스켓의 대용치로 매매과정에서 ETF가 현물가치에 수렴하는 과정이 활성화된 것으로 추론할 수 있다.

기여한다는 긍정적인 견해가 그것이다.

넷째, 증권거래세 면제 기간에는 우본이 속한 투자주체인 기관투자자가 차익거래를 통해 가격 괴리율을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 반면 우본에 대한 증권거래세가 부과되었던 기간에는 차익거래를 통해 가격괴리율을 감소시켰던 외국인이 면제기간에 괴리율에 미치는 영향력의 유의성은 소멸되었다. 이는 직접적으로 면제 혜택을 받은 투자주체가 차익거래와 연관된 시장의 질적 수준을 향상시킨 증거로 해석된다.

본 연구에서 제시된 분석 내용은 한시적으로 증권거래세 면제 혜택을 받은 우정사업본부의 차익거래시장 활성화 성과에 따라 면제의 재연장 여부를 판단할 수 있는 정책 근거 자료로 활용될 것으로 기대한다. 아울러 KOSPI200현물바스켓매매를 이용하여 차익을 추구하는 차익거래자에게 차익거래시 ETF의 역할과 관련된 실증의미를 제공함으로써 실무적인 시사점을 확인할 수 있다.

이하에서 전개될 보고서의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 2017년에 시행된 우정사업본부의 증권거래세 면제 정책을 중심으로 본 연구의 분석 대상인 차익거래시장 구조의 변동을 검토하고 연구설계의 토대가 되는 표본기간과 자료를 소개한다. 제3장부터 제5장까지는 증권거래세 면제가 일중 수준에서 KOSPI200선물, 현물, ETF간 연계성과 차익거래행태에 미친 영향을 분석한다. 제6장은 증권거래세 면제에 따라 투자주체별로 차익거래를 통해 시장의 질적 수준에 미친 영향력을 비교하고 분석한다. 마지막으로 제7장에서는 연구의 주요 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

2. 증권거래세 면제에 따른 차익거래 행태

제2장에서는 향후 전개될 실증분석의 표본기간과 자료를 설명하고, 2017년 증권거래세의 면제 이벤트를 중심으로 면제 전·후 기간별로 차익거래를 중심으로 프로그램 매매 행태를 분석한다.

2.1. 우본의 자금운용구조와 ETF를 이용한 현·선 차익거래

<표 1>에서 2016년말 기준 우정사업본부 자금운용 규모와 투자배분 내역을 보면 예금과 보험을 합한 운용기금의 규모는 111조원이며 채권은 57조원(51%)이며 주식은 8조원(8%)이다. 대체투자 배분액은 13조로 11%를 차지한다. 예금부문에서 채권 투자비중은 47%인 반면, 보험부문에서 채권 투자비중은 73%로 예금부문보다 높다. 예금부문과 보험부문의 주식투자비중은 각각 7%와 8%로 유사한 수준이지만, 금융상품에 대한 투자비중은 예금부문이 35%로 보험부문보다 높다.

<표 1> 우정사업본부 자금운용 규모와 투자배분

투자대상		전 체(예금 + 보험)		예금	보험
		금액(조원)	비중(%)	비중(%)	비중(%)
채 권		57	51	47	73
주식	국 내	6	6	7	8
	해 외	2	2		
금융상품		25	23	35	7
대체투자		13	11	4	4
기 타		8	7	7	8
합 계		111	100	100	100

출처 : 우정사업본부, 『자본시장에서의 우체국 금융역할 및 차익거래 참여방향』, 우정사업본부 차익거래제 개에 따른 자본시장 영향 및 정책방향 세미나, 2017

2017년에 시행된 증권거래세 전면제 후에 우정사업본부는 차익거래과정에서 KOSPI200현물 바스켓이 아닌, 현물의 대용치로 상장지수펀드(ETF)를 이용한 변형된 차익거래를 하여 금융당국과 실무계에서 쟁점이 되고 있다. 국내 자본시장에서는 주식과 달리 ETF거래에는 증권거래세가 면제되므로, ETF가격은 이론적으로 ETF가 추종하는 현물바스켓보다 증권거래세만큼 저평가되어야 한다.⁵⁾ 따라서 우정사업본부 입장에서는 증권거래세가 면제되는 현물바스켓을 이용할 수 있지만, 현물바스켓 가격보다 저렴하며 유동성이 높은 KOSPI200연계 ETF를 현물의 대용치로 차익거래에 활용하여 차익의 규모를 증가시킬 유인을 가진다. 그러나 우정사업본부의 KOSPI200연계 ETF에 대한 수요가 증가함에 따라, ETF 가격도 KOSPI200 현물바스켓과 유사한 수준으로 상승하여 저평가의 이점은 소멸된다. 한편 KOSPI200 연계 ETF이 현물바스켓 가격과 유사해지면서, 외국인 투자자들은 차익거래과정에서 현물바스켓을 KOSPI200연계 ETF와 교환한 다음 ETF를 매도하는 전략을 취하는 행태를 보였다. 예를 들어, 매수차익거래에서 현물바스켓을 자산운용사 등을 통해 ETF로 교체한 다음, ETF를 만기에 매도하면 증권거래세가 면제되기 때문에 증권거래세인 0.3%포인트만큼 차익을 더 얻게 된다. ETF가 현물바스켓보다 저평가된 상태라면 외국인 투자자들은 ETF를 매도하는 전략을 사용할 유인이 없지만, 현물바스켓 가격과 같은 상태라면 거래세의 부담을 회피하기 위해 ETF를 차익거래에 활용할 유인을 가진다.

이와 같이 우정사업본부에게 부여된 거래세 면제 정책은 오히려 ETF시장의 가격을 왜곡시켜 외국인 투자자가 차익거래 과정에서 과세 대상인 현물 대신 비과세가 적용되는 ETF를 사용함으로써 실질적으로 거래세 부과를 회피하는 효과가 발생하고 있다. 일차적으로 이러한 효과에 대해서는 외국인 투자자의 거래세 부과 회피에 따른 세수 감소가 지적되고 있지만, 차익거래시장

5) ETF에 대해 거래세가 면제되는 이유는 펀드의 설정이나 환매에 수반되는 주식매매에 거래세를 부담하므로 ETF 매매에도 거래세를 부과하면 이중과세가 되기 때문이다. 세금 부과와는 별도로 차익거래의 실행 과정에서 ETF가 현물바스켓보다 선호되어 활용될 수 있는 차별적인 장점으로 ETF의 시장가격이 현물지수와 연동하므로 그 추적오차가 거의 존재하지 않기 때문에 프로그램 매매의 대용물로서 차익거래의 수익성을 안정화시킨다는 것이다. 또한 ETF는 차익거래시 실행 시차를 감소시켜 현물바스켓 매매보다 신속하게 거래를 할 수 있으며 공매 제약이 없기 때문에 상장지수펀드를 활용한 매도차익거래는 가격효율성을 개선시킨다는 점도 차익거래에서 ETF가 가진 장점이다.

에서 현물 바스켓을 포함하여 ETF가 활용된다면 전체적인 현·선물시장간 연계성(market linkage)의 질적 수준이 제고되는 장점도 기대할 수 있다.

2.2 표본기간과 자료

본 연구에서 설정한 표본기간은 2016년 1월 4일부터 2018년 8월 31일까지로 총 654거래일이다. 우정사업본부에 증권거래세 면제가 시행된 2017년 4월 28일을 이벤트로 정하여 그 전 327일을 ‘증권거래세 과세기간’으로, 4월 28일 이후 327일을 ‘증권거래세 면세기간’의 하위기간(subperiod)으로 설정하여 정책 시행에 따른 하위기간별 비교를 한다.

본 연구에 이용된 자료는 한국거래소로부터 제공받았으며, 가격 관련 자료와 매매 자료로 분류된다. 가격 자료는 과세기간과 면세기간의 KOSPI200현물, KOSPI200현물 바스켓 대응인 KOSPI200추종 ETF, KOSPI200선물의 최근월물의 접속매매시간의 30초간격 체결가격이다.⁶⁾ KOSPI200추종 ETF로는 거래량이 가장 높고 차익거래주체가 주로 활용한다고 알려진 KODEX200과 TIGER200을 선정했으며, 체결가격에 추가하여 순자산가치는 일별 증가로 측정했다.

매매 자료는 접속 매매시간동안 유가증권시장에 차익거래와 비차익거래로 신고되어 집계된 30초 간격별 거래량과 거래대금이다. 또한 일별 매매자료는 우정사업본부가 포함된 기관투자자, 외국인, 개인, 기타법인의 차익거래, 비차익거래, 그리고 프로그램매매를 제외한 일반거래로 분류했다.⁷⁾

2.3 프로그램매매 행태의 변화

<표 2>와 <그림 1>은 우정사업본부에 대한 증권거래세가 면제되기 전 기간(과세 기간)과 면제 후 기간(면세 기간) 동안의 투자주체의 일별 매수와 매도를 합산한 차익거래 활동의 변화를 비교한 결과이다. <표 2>의 패널 A에서 과세기간의 차익거래의 일평균 전체 거래량은 약 70만 3000주이다. 외국인 투자주체의 일평균 거래량은 45만 8000주로 72%의 비중을 차지하며, 기관투자자의 일평균 거래량은 24만 4000주로 약 28%의 비중을 차지한다. 또한 과세기간의 차익거래의 전체 거래대금은 일평균 약 379억원이며, 외국인의 일평균 거래대금이 차지하는 비중은 약 68%으로 기관투자자 거래대금 비중(32%)의 두배를 초과한다. 과세기간동안 차익거래 일평균 거

6) 2016년 8월 1일부터 주식시장과 파생상품시장의 매매시간이 30분 연장됨에 따라 주식시장의 접속 매매시간 마감시간은 14:50분에서 15:20분으로 변경되었으며, 파생상품시장의 접속매매시간 마감시간은 15:35분으로 변경되었다.

7) 한국거래소의 투자주체 분류 기준에 따르면 기관투자자에 분류되는 세부 투자주체는 금융투자, 보험, 투신, 사모펀드, 은행, 연기금, 국가·지자체이며, 우정사업본부는 국가·지자체에 속한다. 그러나 우정사업본부는 10개 위탁운용사를 선정하여 차익거래를 수행시키므로, 차익거래의 실질적 운용은 기관투자자로 간주할 수 있다.

래량 대비 거래대금으로 계산한 주당 체결가격을 보면 기관투자자의 주당 평균 체결가격은 약 63,316원으로 외국인의 주당 평균 체결가격인 42,000원에 비해 높은 것으로 나타났다.

이제 패널 A에서 면세기간의 차익거래 활동을 과세기간과 비교하자. 면세기간의 차익거래의 일평균 전체 거래량은 약 401만주로 과세기간의 일평균 거래량 대비 330만 7000주 증가했으며, 증가율로는 470%에 해당한다. 외국인 투자주체의 일평균 거래량은 48만 3000주로 면세기간에서 14%의 비중으로 축소되었다. 이는 과세기간의 거래량 비중 대비 57.72%포인트가 감소한 수치이다. 반면 기관 투자자의 일평균 거래량은 352만 7000주로 과세기간 대비 1,343%가 증가했으며 전체 차익거래에서 차지하는 비중도 57.72%포인트가 증가했다. 면세기간동안의 기관 투자자의 일평균 거래량은 전체 차익거래시장의 약 86%의 비중을 점유하며 과세기간 대비 차익거래량 증가분의 99%를 기여했다.

한편 면세기간의 차익거래의 전체 거래대금은 일평균 약 2,622억 7000만원으로 과세기간 대비 591%증가했다. 외국인 투자주체의 일평균 거래대금은 246억 7000만원으로 과세기간 대비 10% 증가했지만 전체 차익거래에서 차지하는 비중은 약 11%로 축소되었다. 이는 과세기간의 거래량 비중 대비 56.43%포인트가 감소한 수치이다. 반면 기관 투자자의 일평균 거래대금은 2,375억 9700만원으로 과세기간 대비 1,438%가 증가했으며, 전체 일별 차익거래대금의 88.72%를 점유한다. 면세기간에서 기관 투자자가 기여한 차익거래대금의 증가분은 전체 차익거래대금 증가분의 99%이다.

증권거래세 면제로 인한 비차익거래행태는 <표 2>의 패널 B에 요약되어 있다. 과세기간의 비차익거래의 일평균 전체 거래량은 약 5,762만 8000주이다. 외국인 투자주체의 일평균 거래량은 5,024만 9000주로 87%의 비중을 차지하며, 기관 투자자의 일평균 거래량은 721만 4000주로 약 13%의 비중을 차지한다. 개인과 기타투자주체의 일평균 거래량 비중은 0.3%에 불과하다. 또한 과세기간의 비차익거래의 전체 거래대금은 일평균 약 1조8,842억 3900만원이며, 외국인의 일평균 거래대금이 차지하는 비중은 약 83%로 기관투자자 거래대금 비중(16%)의 다섯배를 초과한다. 개인과 기타투자주체의 일평균 거래대금 비중도 1%미만으로 나타났다. 과세기간동안 일평균 거래량 대비 거래대금으로 계산한 비차익거래의 주당 체결가격을 보면 외국인의 주당 평균 체결가격은 약 31,309원으로 기관 투자자의 주당 평균 체결가격인 42,135원은 물론 차익거래 평균 체결가격보다도 낮다.

면세기간의 비차익거래 활동을 과세기관과 비교한 결과에서는 면세기간의 비차익거래의 일평균 전체 거래량은 약 7,719만 6000만주로 과세기간의 일평균 거래량 대비 34%증가했다. 외국인 투자주체의 일평균 거래량은 6,970만 3000주로 과세기간 대비 약 39%증가했으며, 전체 거래량에서 차지하는 비중도 약 90%로 증가했다. 면세기간동안의 외국인의 일평균 거래량 증가분은 비차익거래량 증가분의 99%를 기여하여 차익거래보다 비차익거래에 집중한 것으로 나타났다. 반면 기관투자자의 일평균 거래량은 731만 9000주로 과세기간 대비 증가율은 1.46%에 불과하며 면세기간의 비중도 오히려 -2.79%포인트 감소했는데, 이는 우분이 차익거래시장에 직접적으로

<표 2> 증권거래세 면세 기간의 프로그램 매매 변동

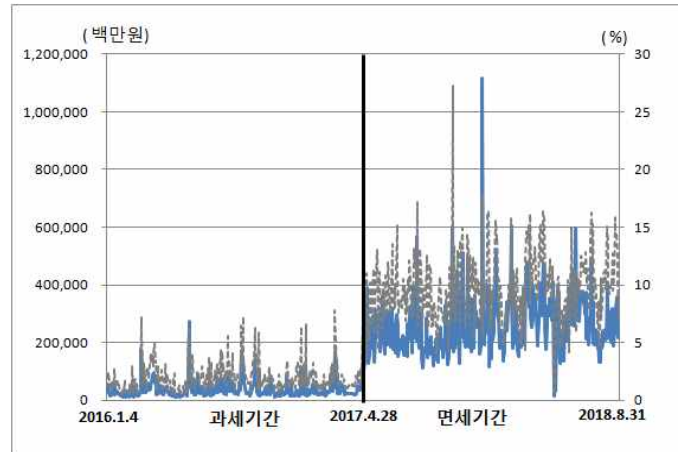
우정사업본부에 증권거래세를 면제하기 전 기간인 2016.1.1~2017.4.27일까지 기간(과세기간)과 증권거래세 면제 기간인 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면세기간)의 투자주체별 차익거래(패널 A)와 비차익거래(패널 B)의 일평균 증분($A-B$), 기여도, 증가율($\frac{A-B}{B}$)과 통계적 유의성을 제시한다. 괄호안의 값은 기간별로 전체 거래에서 투자주체 거래 비중이다. 기여도는 과세기간 대비 면세기간의 전체 거래활동 일평균의 증분에 서 투자주체별 거래활동 일평균의 증분이 차지하는 비율이다. 증가율은 과세기간 일평균 차익거래 대비 증가분 비율(%)이다. t-검정은 차익거래 일평균 차이에 대한 t-통계치이며 비모수 검정은 차익거래 일평균 차이에 대한 Wilcoxon 검정의 p-value이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의하다.

투자주체		과세기간 (B)	면세기간 (A)	차 이				
				$A-B$	기여도(%)	$\frac{A-B}{B}$ (%)	t-검정	비모수
패널 A. 차익거래								
거래량 (1,000주)	기관	244 (28.07)	3,527 (85.79)	3,282 (57.72)	99.26	1,343	34.57***	0.000
	외국인	458 (71.93)	483 (14.21)	25 (-57.72)	0.74	5.35	1.14	0.355
	개인	0 (0.00)	0 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00	0	1.00	0.317
	기타	0.03 (0.01)	0.04 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00	30.56	-0.21	0.180
	전체	703 (100.00)	4,010 (100.00)	3,307 (0.00)	100.00	470	34.07***	0.000
거래대금 (백만원)	기관	15,449 (32.29)	237,597 (88.72)	222,147 (56.43)	99.04	1,438	37.12***	0.000
	외국인	22,517 (67.71)	24,670 (11.28)	2,153 (-56.43)	0.96	9.56	1.74*	0.042
	개인	0 (0.00)	0 (0.00)	-0.05 (0.00)	0.00	0	1.00	0.317
	기타	0.83 (0.00)	3.36 (0.00)	2.53 (0.00)	0.00	305.48	0.74	0.180
	전체	37,967 (100.00)	262,270 (100.00)	224,303 (0.00)	100.00	591	37.32***	0.000
패널 B. 비차익거래								
거래량 (1,000주)	기관	7,214 (12.57)	7,319 (9.78)	105 (-2.79)	0.54	1.46	0.37	0.226
	외국인	50,249 (87.14)	69,703 (89.99)	19,453 (2.84)	99.41	38.71	12.74***	0.000
	개인	133 (0.24)	159 (0.22)	26.04 (-0.02)	0.13	19.61	3.57***	0.000
	기타	32 (0.06)	16 (0.02)	-17 (-0.04)	-0.08	-51.05	-6.07***	0.000
	전체	57,628 (100.00)	77,196 (100.00)	19,568 (0.00)	100.00	33.96	-12.14***	0.000
거래대금 (백만원)	기관	303,963 (16.32)	343,315 (13.57)	39,352 (-2.75)	6.22	12.95	2.88***	0.021
	외국인	1,573,264 (83.29)	2,166,586 (86.13)	593,322 (2.83)	93.73	37.71	13.15***	0.000
	개인	5,768 (0.31)	6,709 (0.28)	941.01 (-0.04)	0.15	16.31	3.21***	0.000
	기타	1,243 (0.07)	620 (0.03)	-623 (-0.04)	-0.10	-50.12	-5.59***	0.000
	전체	1,884,239 (100.00)	2,517,230 (100.00)	632,991 (0.00)	100.00	33.59	12.64***	0.000

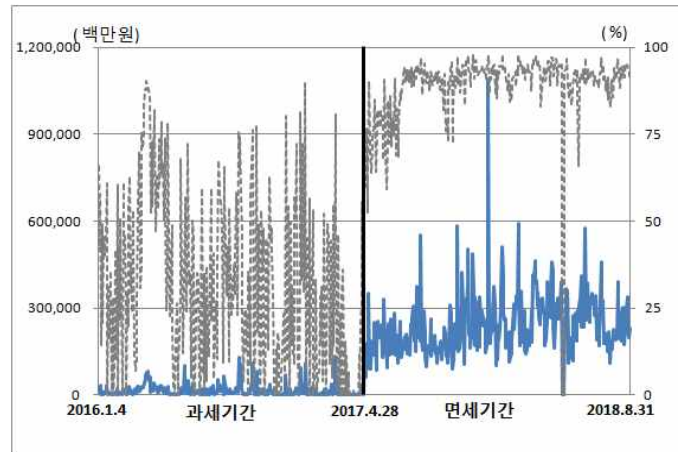
<그림 1> 증권거래세 면제 전·후 차익거래 매매 추이

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 기간인 2016.1.4.~2017.4.27일까지 327거래일의 기간(과세기간)과 증권거래세가 면제된 기간인 2017.4.28.~2018.8.31일까지 327거래일의 기간(면제기간)의 일별 차익거래 매매대금(실선)과 비중(점선)의 추이이다.

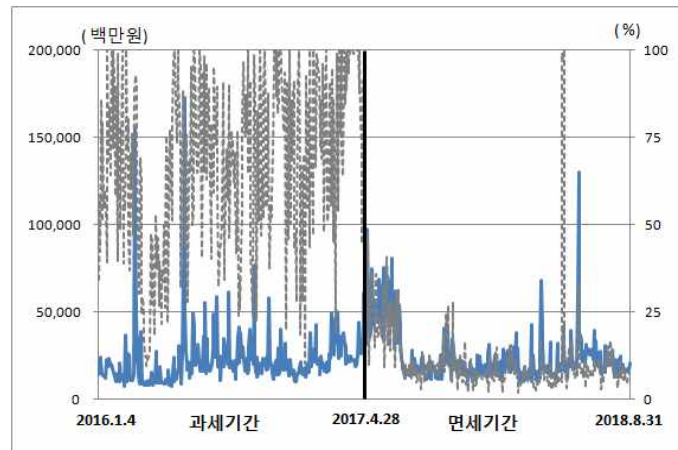
패널 A. 차익거래 거래대금과 프로그램 매매 대비 비중



패널 B. 기관투자자의 차익거래대금과 차익거래 비중



패널 C. 외국인의 차익거래대금과 차익거래 비중



개입한데 비해 비차익거래에는 영향을 미치지 않은 것으로 판단된다. 또한 개인투자자와 기타투자주체의 거래량 비중은 0.26%로 과세기간 대비 감소했다.

면세기간의 비차익거래의 전체 거래대금은 일평균 약 2조5172억 3000만원으로 과세기간 대비 약 34%증가했다. 외국인 투자주체의 일평균 거래대금은 과세기간 대비 약 38%증가했으며, 전체 차익거래대금에서 차지하는 비중도 86%를 차지한다. 기관투자자의 일평균 비차익거래대금도 과세기간 대비 12.95%증가한 393억 5200만원이 증가했으며 이는 전체 비차익거래대금 증가분의 6.22%에 해당한다. 그러나 면세기간에는 외국인이 비차익거래시장에서 차지하는 비중의 증가에 따라, 상대적으로 기관투자자의 비중은 13.57%로 감소했다.

요약하면 본 연구의 표본기간동안 국내 프로그램매매시장은 비차익거래시장 위주로 형성되어 있다. 거래대금 기준으로 차익거래시장의 규모는 우본에 대한 증권거래세 면제 전 기간에는 프로그램매매시장에서 2%에 그쳤으나 우본에 대한 거래세 면제 후 기간에는 9%까지 성장했다. 비록 비차익거래시장에 비해 규모는 작지만, 증권거래세 면제 혜택을 받은 우본의 주도로 차익거래시장의 일평균 거래대금 규모는 과세기간에 대비하여 591%증가했다. 동일 기간동안 비차익거래시장은 36%성장했으며, 이러한 성장을 주도한 투자주체는 외국인이다. 따라서 우본에 대한 증권거래세 면제 정책으로 인해 우본이 포함된 국내 기관투자자와 외국인이 차별적으로 차익거래시장과 비차익거래시장을 주도한 결과로 볼 수 있다.

2.4 ETF, 현물, 선물 괴리율의 변동

강석규(2009)는 시장 전체에 영향을 미치는 정보가 발생하면 KODEX200 ETF가 가장 먼저 반응함을 보였다. 이어서 KODEX200 ETF 시장가격을 균형가격으로 차익거래가 진행되면서 KOSPI200선물가격이 그 다음으로 반응하고 KOSPI200현물가격이 마지막으로 반응한다고 보고한다.⁸⁾ KOSPI200을 추종하는 ETF는 KOSPI200지수를 일반주식처럼 매매할 수 있으며 리밸런싱에 따른 거래비용이 상대적으로 많이 발생하는 현물 바스켓 보유에 따른 단점을 보완할 수 있어 KOSPI200현물시장의 가격괴리를 이용한 바스켓으로 널리 이용되고 있다. 따라서 KOSPI200 선물, 현물, ETF간의 가격발견 관계와 현·선물 차익거래의 실제 과정을 고려한다면 현물·선물·ETF간 동적인 연계성을 측정하는 괴리율(disparity)을 측정한다.

괴리율은 KOSPI200 ETF의 기준지수인 현물가격 대비 ETF가격의 로그 오차율의 절대값 $\left| \ln\left(\frac{E^i}{S}\right) \right|$), 그리고 현·선물 차익거래를 판단하는 기본 지표이자 현·선물시장 연계성을 나타내는 베이스(basis)율을 현물가격 대비 선물가격의 로그 괴리율의 절대값 $\left| \ln\left(\frac{F}{S}\right) \right|$)으로 계산

8) 현물, 선물, ETF간 가격발견 관계에서 차이가 발생할 수 있는 원인으로는 비동시거래가설, 직전가 이하 공매도금지가설, 레버리지가설, 시장정보가설 등이 있다.

했다. 실무에서는 현물 바스켓의 대응치로 ETF가 활용되므로 선물가격 대비 ETF가격의 로그 오차율의 절대값 $\left|\ln\left(\frac{E^i}{F}\right)\right|$ 을 선정했으며, ETF의 순자산가치 대비 시장가격의 로그 괴리율 $\left|\ln\left(\frac{E^i}{N^i}\right)\right|$ 과 순자산가치 대비 현물가격의 로그 괴리율의 절대값 $\left|\ln\left(\frac{S}{N^i}\right)\right|$ 을 구했다. ETF는 KODEX200(K)과 TIGER200(T)에 대해 개별적으로 구했으며, 순자산가치 자료는 일별 종가에 한정되어 순자산가치와 관련된 괴리율은 종가 가격으로 계산했다.

<표 3>은 차익거래 연계 대상 자산간 가격괴리율에 대한 과세기간과 면세기간의 평균 차이에 대한 검정 결과를 제시한다. 가격 괴리율에 대해 일중 30초 간격으로 절대값을 구하고, 일별 30초 간격당 평균치를 산출한 다음 이에 대해 과세기간과 면세기간의 평균과 표준편차를 산출했다. 또한 30초 간격별 괴리율에 대해 절대값을 취하지 않은 값의 부호 빈도가 하루중 총 관측빈도 중에서 차지하는 비율을 조사하여 괴리의 방향성을 파악했다.

패널 A에서 면세기간의 KODEX200과 TIGER200의 현물 오차율의 일평균은 각각 0.477%과 0.506%으로 0.7%를 초과했던 과세기간의 수치보다 통계적으로 유의적인 수준에서 감소했으며, 표준편차 또한 감소했다. 또한 하루 중 괴리율의 방향을 보면 과세기간에는 전체 관측빈도에서 KODEX200의 경우 50.66%, TIGER200의 경우 46.31%가 음이었지만, 면세기간에는 3%미만으로 현저히 감소했다. 즉, 면세기간에 괴리율 규모가 축소되는 과정에서 기준지수보다 ETF의 시장가격이 초과하는 현상이 지속되었다. 패널 B의 선물과 ETF간 괴리율의 면세기간의 수치도 과세기간 대비 약 50% 정도 하락하여 0.4%미만이며, ETF가격이 선물가격보다 저평가되어 음의 오차율로 측정된 빈도는 KODEX200의 경우 25.64%와 TIGER200의 경우 15.07%로 과세기간보다 유의적으로 감소했다.

패널 C의 현·선물 괴리율의 절대값은 과세기간에 0.219%에서 면세기간에는 0.172%로 t-통계치로 보면 유의적인 수준에서 감소했다. 음의 부호로 측정된 현·선물 괴리율은 선물가격이 현물가격보다 저평가된 백워드레이션(backwardation) 상태를 의미하며, 과세기간과 면세기간에서 12%미만으로 측정되었다. 이 수치에 대한 기간간 유의적인 변동은 없었으며, 콘탱코 상태가 지배적으로 지속된 것으로 해석된다.

패널 D에서 ETF의 순자산가치 대비 시장가격의 괴리율은 과세기간에 0.2%이상이었지만 면세기간에는 0.15%미만으로 하락했으며, t-검정과 비모수 검정 모두 유의적이었다. 또한 과세기간의 순자산가치 대비 현물가격의 괴리율은 0.8%를 초과했지만 면세기간에는 0.6%미만으로 감소했다.

이상에서 분석한 <표 3>의 결과를 요약하면 면세기간의 괴리율 지표의 수치는 모두 과세기간보다 유의적인 수준에서 축소되었다. 이같은 괴리율의 감소는 우분에 대한 거래세 면세 정책 시행으로 차익거래시장이 활성화되면서, 차익거래와 연계된 자산들간에 정보흐름이 원활해지고 가격결정의 연계성이 향상된 것으로 해석할 수 있다.

<표 3> 증권거래세 면제 전·후기간의 선물, 현물, ETF간 가격차이 지표의 비교

우정사업본부에 증권거래세를 면제하기 전 기간인 2016.1.1~2017.4.27일까지 기간(과세기간)과 증권거래세 면제 기간인 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면제기간)의 선물가격(F), 현물가격(S), KODEX200가격(E^K), TIGER200가격(E^T), KODEX200순자산가치(N^K), TIGER200순자산가치(N^T)의 괴리율 지표의 비교 결과이다. 패널 A부터 패널 C의 수치는 30초 간격 측정 지표 절대값의 일별 평균치의 하위기간별 평균값이며 괄호안의 값은 일평균값에 대한 표준편차, 각괄호안의 값은 접속매매시간의 30초 간격으로 측정 한 부호화(signed) 지표의 음의 빈도가 하루중 측정빈도에서 차지하는 비중의 일평균이다. 차이검정의 수치는 과세기간과 면제기간의 절대값 지표 평균치의 차이와 음의 부호값 빈도 비중에 대한 t-value와 비모수 Wilcoxon 검정의 p-value이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의하다.

지 표	과세기간	면제기간	t-value	비모수
패널 A. ETF · 기준지수 괴리율				
$\left \ln \left(\frac{E^K}{S} \right) \right $	0.870 (0.671) [50.66]	0.477 (0.473) [2.92]	-8.66*** [-16.69]***	0.000 [0.000]
$\left \ln \left(\frac{E^T}{S} \right) \right $	0.768 (0.718) [46.31]	0.506 (0.501) [1.83]	-5.85*** [-16.53]***	0.189 [0.000]
패널 B. ETF · 선물 괴리율				
$\left \ln \left(\frac{E^K}{F} \right) \right $	0.868 (0.495) [47.03]	0.378 (0.434) [25.64]	-13.45*** [-5.97]***	0.000 [0.000]
$\left \ln \left(\frac{E^T}{F} \right) \right $	0.769 (0.504) [47.01]	0.385 (0.444) [15.07]	-10.33*** [-9.70]***	0.000 [0.000]
패널 C. 현물 · 선물 베이스스				
$\left \ln \left(\frac{F}{S} \right) \right $	0.219 (0.229) [11.44]	0.172 (0.114) [11.49]	-3.32*** [0.03]	0.143 [0.009]
패널 D. NAV 괴리율				
$\left \ln \left(\frac{E^K}{N^K} \right) \right $	0.275 (0.165)	0.133 (0.126)	-12.37***	0.000
$\left \ln \left(\frac{E^T}{N^T} \right) \right $	0.231 (0.150)	0.122 (0.122)	-10.13***	0.000
$\left \ln \left(\frac{S}{N^K} \right) \right $	0.871 (0.886)	0.552 (0.546)	-5.54***	0.473
$\left \ln \left(\frac{S}{N^T} \right) \right $	0.817 (0.793)	0.582 (0.534)	-4.44***	0.147

3. 차익거래 연계 자산간 가격발견 변화 분석

3.1 분석방법론

제3장에서는 우정사업본부에 증권거래세가 면제된 기간과 그 전 기간의 일중 KOSPI200현물(S)과 선물시장(F), 그리고 KOSPI200을 추종하는 ETF(E)간 가격발견(price discovery)의 행태를 분석한다. 즉, 현물·선물 패리티로부터 도출되는 차익거래 기회가 소멸되는 과정과 단기적 시차적 선도·후행 관계가 증권거래세 면제 정책에 따른 차익거래시장 유동성의 외생적 변화에 의해 구조적으로 변동했는지를 식 (1)의 3개의 2변수 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)을 이용하여 선도·후행 관계로 검증한다. 3개의 VECM(X, Y)은 각각 ETF가격과 현물가격, ETF가격과 선물가격, 선물가격과 현물가격으로 구성된 VECM이다. VECM에서 변수간 단기적 가격발견과정이 작동하는 원천은 바로 오차수정항과 시차변수이다. 식 (1)의 오차수정항($\delta_k dev_{t-1, k=1,2}^{X,Y}$)에서 Y 가격에 대한 X 가격의 로그변화율로 측정한 괴리율(dev_{t-1})은 제2장 4절에서 설명한 차익거래와 관련된 변수간 연계성의 지표들이다. 오차조정계수인 δ_k 의 크기는 이러한 괴리율이 차익거래과정에서 균형가격에 수렴하는 속도를 반영한다. 시차변수의 회귀계수인 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K$ 와 $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K$ 의 크기와 부호는 종속변수에 대한 단기적 예측력과 방향성을 판단하는 지표이다.

$$\Delta X_t = \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1}^{X,Y} + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} \Delta X_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} \Delta Y_{t-k} + \epsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1}^{X,Y} + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} \Delta X_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} \Delta Y_{t-k} + \epsilon_{2,t}$$

$$\text{여기에서 } dev_t^{X,Y} = \ln\left(\frac{X_t}{Y_t}\right), \Delta X_t = \ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right), \Delta Y_t = \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)$$

$$(X, Y) \in \{(E, S), (E, F), (F, S)\}$$

선도·후행관계는 시차 변수의 회귀계수에 대한 결합가설검정(joint hypothesis)에 따라 다음과 같은 4개의 사례로 판단한다. $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 는 기각되지만, $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 가 기각되지 않았다면 이는 Y 로부터 X 로 정보가 이전되며, Y 가 X 의 가격발견을 주도하는 사례($Y \rightarrow X$)이다. 반면, $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 는 기각되지만 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 는 기각되지 않았다면 역으로 X 가 정보우위에 있으며 Y 의 가격발견을 주도하는 사례($X \rightarrow Y$)이다. 만일 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 가 기각되고 $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 도 기각되었다면 이는 양자간에 정보흐름이 상호교류하는 피드백 관계($X \leftrightarrow Y$)의 사례이다. 마지막으로 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 와 $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 가 모두 기각되지 않았다면, 양자간에 정보전달관계가 성립하지 않아 가격발견의 영향력과 무관한 사례이다. 식 (1)의 변수들은 유

가증권시장과 선물시장의 접속매매시간동안 30초 간격 로그값의 차분인 로그수익률로 추정했으며 전체 표본기간동안 654거래일별로 추정했다. VECM의 시차는 10시차 이내에서 AIC(Akaike information criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)에 의한 최적시차가 개별 종목과 일별로 상이한 분포를 보이고 있어 보수적인 방법에 따라 일률적으로 10시차를 최적시차로 정했다. 귀무가설의 기각 여부에 대한 통계적 유의수준은 F검정 결과의 5%(p-value = 0.05)로 정하여 가격발견의 주도성(leadership)을 판단한다.

식 (1)의 2변수 VECM으로는 두 자산간 가격발견 관계의 경제적 의미를 명확하게 평가할 수는 있지만 3변수간에 정보이전관계가 성립한다면 식 (2)와 같이 ETF, 현물, 선물로 구성된 3변수 VECM을 추정해야 한다. VECM을 구성하는 개별 오차수정모형에서 추정된 특정 회귀계수의 통계적 유의성은 다른 변수가 종속변수에 미치는 영향력이 반영된 후에도 추가적인 정보내용이 종속변수에 유의적으로 전달되는 메커니즘을 설명한다. 예를 들어, 식 (2)에서 ETF수익률이 종속변수로 도입된 첫째 ECM에서 귀무가설 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 에 대한 검증은 ETF에 대한 현물수익률의 효과를 통제한 후에도 선물이 ETF에 미치는 예측력의 유의성을 의미하며, $\{\lambda_{1,k}\}_{k=1}^K = \theta_1 = 0$ 이 기각될 경우에는 ETF에 대한 선물수익률의 영향이 반영된 후에 현물의 추가적인 정보내용을 의미한다.

$$\begin{aligned}\Delta E_t &= \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1}^{E,F} + \theta_1 dev_{t-1}^{E,S} + \sum_{k=1}^K (\beta_{1,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{1,k} \Delta F_{t-k} + \lambda_{1,k} \Delta S_{t-k}) \\ \Delta S_t &= \alpha_3 + \delta_3 dev_{t-1}^{E,S} + \theta_3 dev_{t-1}^{F,S} + \sum_{k=1}^K (\beta_{3,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{3,k} \Delta F_{t-k} + \lambda_{3,k} \Delta S_{t-k}) \\ \Delta F_t &= \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1}^{F,E} + \theta_2 dev_{t-1}^{F,S} + \sum_{k=1}^K (\beta_{2,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{2,k} \Delta F_{t-k} + \lambda_{2,k} \Delta S_{t-k})\end{aligned}\quad (2)$$

3.2 분석결과

3.2.1 2변수 VECM 분석 결과

<표 4>는 식 (1)과 식 (2)의 VECM을 추정한 결과로부터 우본의 증권거래세 면제 전·후 기간의 선물가격, 현물가격, ETF가격간 선·후행관계를 요약한 결과이며, <표 5>는 지면의 분량을 고려하여 <표 4>의 근거인 2변수 VECM 추정 결과에서 종속변수의 과거 시차변수를 제외한 결과를 제시한다. ETF는 KODEX200과 TIGER200에 대해 검증했지만, 두 ETF에 대한 분석 결과의 해석에서 질적인 차이가 없으므로 KODEX200의 결과만으로 설명한다.

<표 4>의 패널 A는 2변수로 구성된 3종류의 오차수정모형을 수행한 결과의 선도·후행결

과이다. 먼저 과세기간 현물(ΔS)과 선물(ΔF)간 가격발견의 관계를 보면 선물가격변동이 현물가격변동에 선행한다($\Delta S \leftarrow \Delta F$)는 거래일의 비율은 327거래일 중 64.22%이며, 선물과 현물간 상호피드백 관계가 성립($\Delta S \leftrightarrow \Delta F$)한 비율은 35.78%로 두 사례를 종합할 경우 선물시장이 현물가격변동을 주도한다. 현물과 ETF(ΔE)간 VECM으로 추정된 결과에서는 현물이 ETF를 주도한 거래일은 전혀 없었으며, ETF가 현물을 독립적으로 주도했던 거래일 비율은 과세기간 327거래일 중에서 52.60%였다. ETF와 현물시장간 상호피드백 관계가 발견된 거래일 비율은 47.40%로 나타나, 두 사례를 종합한 ETF가 현물의 가격발견을 주도한다는 결과는 ETF의 정보내용이 선물과 유사한 수준으로 평가할 수 있다.

선물과 ETF시장간 가격발견의 관계를 보면 선물이 ETF가격변동을 주도하는 거래일은 15.60%인데 비해, 선물과 ETF간 상호피드백 관계가 발견된 거래일 비율이 84.40%로 지배적이다. 따라서 선물과 ETF간 상호피드백 관계가 강하다는 의미는 실질적으로 현·선물 차익거래에서 ETF가 현물을 대체하는 대응치로 활용되고 있음을 의미한다.

이상의 과세기간의 가격발견 관계를 면세기간의 가격발견 결과와 비교하자. 먼저 현물(ΔS)과 선물(ΔF)간 가격발견의 관계를 보면 선물가격변동이 현물가격변동에 선행한다는 비율은 면세기간의 327거래일 중 67.89%이며, 선물과 현물간 상호피드백 관계가 성립한 비율은 32.11%로 과세기간의 결과와 일관성있게 선물시장이 현물의 가격변동을 주도하는 것으로 확인되었다. 우측열의 과세기간과 면세기간의 거래일 비율의 변동의 차이는 3.67%포인트로, Z검정 결과 차이에 대한 유의성은 없었다. 이는 ETF가 현물이나 선물에 미치는 영향을 고려하지 않는다면, 현물과 선물의 가격발견에서 과세기간과 면세기간의 행태는 변동하지 않았음을 제시한다. 다음으로 면세기간의 현물과 ETF간 VECM을 추정된 결과에서도 과세기간과 동일한 가격발견의 행태가 관찰되었다. ETF가 현물시장을 독립적으로 주도했던 거래일 비율은 52.60%에서 1.83%포인트가 증가한 대신, 이 비율 증가분이 ETF와 현물시장간 상호피드백 관계가 발견된 거래일 비율에 흡수되었다. 이 거래일 비율 차이는 통계적으로 비유의적이므로 선물이 현물이나 ETF에 미치는 영향을 배제할 경우 현물과 ETF간 가격발견관계는 과세기관과 면세기간의 행태가 변동하지 않았음을 제시한다.

선물과 ETF시장간 가격발견의 관계를 보면 선물이 ETF가격변동을 주도하는 거래일은 27.22%로 과세기간 대비 11.62%포인트 증가했으며 이 차이는 1%수준에서 유의적이다. 또한 선물과 ETF간 상호피드백 관계가 발견된 거래일 비율은 72.48%로 감소했으며 비율의 감소폭 또한 1%수준에서 통계적으로 유의적이었다. 즉, 면세기간에서 선물과 ETF가격간 가격발견에서 상호피드백하는 행태는 여전히 지속되었지만, 선물이 ETF에 배타적으로 주도하는 성향도 증가했음을 알 수 있다. 이는 면세기간의 차익거래의 활성화는 현물보다 선물시장의 정보 내용이 ETF에 전달되는 구조로 영향을 미침을 시사한다.

<표 5>는 과세기간과 면세기간 동안 일중 30초 간격으로 측정된 가격변수의 가격발견의 2변량 VECM을 일별로 추정하여 요약한 결과이다. 먼저 좌측열 패널 A의 상반부에서 ETF와 선

물로 구성된 VECM에서 종속변수가 ETF수익률(ΔE)일 경우에 선물의 과거시차 변수의 회귀계수($\gamma_{1,k}$)의 평균치는 10시차까지 과세기간과 면세기간에서 모두 양의 값을 가진다. 반면 오차수정항인 δ_1 은 과세기간에는 -0.08과 면세기간에는 -0.12로 추정되었으며 이는 괴리율이 증가할 때 차익거래과정에서 ETF가격이 하락하여 균형에 수렴함을 의미한다. 선물의 오차수정항과 과거시차 변수의 회귀계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각된 거래일은 과세기간과 면세기간에서 각각 100%와 99.70%이다. 그러나 패널 A의 하반부에서 종속변수가 선물수익률일 경우 오차수정항(δ_2)과 ETF의 과거시차변수의 회귀계수($\beta_{2,k}$)의 평균치의 부호는 과세기간과 면세기간에서 모두 양이지만, 회귀계수의 규모와 t-통계치는 상반부의 수치에 비해 작다. 과세기간과 면세기간의 오차수정항의 회귀계수는 각각 0.14와 0.16이므로 이는 괴리율이 증가할 때 차익거래과정에서 선물 가격이 상승하여 균형에 수렴함을 의미한다. 오차수정항과 ETF의 과거시차 변수의 회귀계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각된 거래일은 과세기간에는 전무했으며, 면세기간에서도 0.30%(1거래일)에 불과하다. 따라서 <표 5>의 패널 A의 추정결과는 선물이 ETF의 가격발견을 주도한다는 <표 4>의 결과를 뒷받침한다.

중간열 패널 B의 상반부에는 ETF와 현물로 구성된 VECM에서 종속변수가 ETF일 경우 패널 A의 결과와 같이 현물의 과거시차 변수의 회귀계수의 평균치는 10시차까지 과세기간과 면세기간에서 모두 양의 값을 가진다. 그러나 오차수정항인 δ_1 은 과세기간과 면세기간에는 모두 음으로 추정되어 괴리율이 증가할 때 균형가격으로 수렴하는 과정에서 ETF가격은 하락한다. 현물 과거시차 변수의 회귀계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각된 거래일은 과세기간과 면세기간에서 각각 약 47%와 46%로 비율에서는 큰 차이가 없었다. 패널 B의 하반부에서 종속변수가 현물 수익률일 경우 오차수정항과 ETF의 과거시차 변수의 회귀계수의 평균치의 부호는 과세기간과 면세기간에서 모두 양이다. 회귀계수의 규모와 t-통계치는 상반부의 결과와 비교할 때 크며, 오차수정항과 ETF의 과거시차 변수의 회귀계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각된 거래일은 과세기간과 면세기간에서 모두 100%이다. 따라서 <표 5>의 패널 B의 추정결과는 ETF가 현물의 가격발견을 주도한다는 <표 4>의 결과를 뒷받침한다.

마지막으로 패널 C는 선물과 현물로 구성된 VECM의 추정 결과이다. 상반부에서 종속변수가 선물인 ECM에서 과세기간의 현물의 과거시차 변수의 회귀계수의 평균치는 2시차까지 통계적으로 유의적인 양의 부호였으며, 면세기간에서도 2시차까지 유의적인 양의 부호로 추정되었다. 현물의 과거시차 변수의 회귀계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각된 거래일은 과세기간과 면세기간에서 각각 36%와 32%로 유의적인 변동은 없다. 하반부에서 종속변수가 현물수익률인 ECM에서 선물의 과거시차변수의 추정치는 10시차까지 양의 값으로 추정되었으며, 회귀계수의 크기에서는 상반부의 회귀계수보다 크다. 상반부와 하반부의 오차수정항의 회귀계수는 각각 음과 양의 부호로 추정되어 괴리율의 상승 직후 분자의 선물가격은 하락하고 현물가격은 상승하는 과정을 통해 균형가격에 수렴함을 제시한다. 오차수정항과 과거시차 변수의 회귀계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각된 거래일은 과세기간과 면세기간에서 모두 100%로 나타나, 선물이 현물의

가격발견을 주도한다는 <표 4>와 기존 연구에서 확인된 정보이전관계를 재입증한다.

<표 4> ETF, KOSPI200선물, KOSPI200현물간의 가격발견 관계

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간)과 증권거래세가 면제된 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면세기간)의 ETF(KODEX200), KOSPI200선물, KOSPI200현물 간의 선·후행관계 검정의 차이이다. 선·후행관계 검정은 패널 A에서 30초 간격 관측치의 2변수 VECM과 패널 B에서 3변수 VECM을 일별로 추정했다. 표에 제시된 수치는 과세기간과 면세기간별 327거래일에서 선·후행 유형에 해당하는 거래일의 비율(%)이며, 기간 차이는 면세기간 비율에서 과세기간 비율을 차감한 수치이다. ΔF 는 선물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔS 는 현물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔE 는 기준지수(현물) 단위로 환산한 KODEX200 시장가격의 30초 간격로그수익률이다. ‘→’는 종축의 변수가 횡축의 변수에 대해 일방적으로 선행하는 사례이며, ‘←’는 횡축의 변수가 종축의 변수에 대해 일방적으로 선행하는 사례이다. ‘↔’는 횡축의 변수와 종축의 변수간 양방향적 피드백 관계의 경우이며, ‘↔x→’는 횡축의 변수가 종축의 변수간 정보전달관계가 성립하지 않는 경우이다. 선·후행관계의 F-통계치의 p-value의 임계치는 0.05이다. ***, **, *는 차이에 대한 Z검정 결과 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의적임을 표시한다.

선도·후행 관계		과세 (B)		면세 (A)		기간 차이(A-B)	
		ΔF	ΔE	ΔF	ΔE	ΔF	ΔE
패널 A. 2변수 VECM							
ΔS	→	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	←	64.22	52.60	67.89	54.43	3.67	1.83
	↔	35.78	47.40	32.11	45.57	-3.67	-1.83
	↔x→	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	전체	0.00	100.00		100.00	0.00	0.00
ΔF	→		15.60		27.22		11.62***
	←		0.00		0.30		0.30
	↔		84.40		72.48		-11.92***
	↔x→		0.00		0.00		0.00
	전체		100.00		100.00		0.00
패널 B. 3변수 VECM							
ΔS	→	0.00	14.37	0.00	14.07	0.00	-0.30**
	←	75.54	20.49	77.37	27.22	1.83	6.73**
	↔	24.46	5.50	22.32	7.34	-2.14	1.84
	↔x→	0.00	59.63	0.31	51.38	0.31	-8.25**
	전체	0.00	100.00		100.00	0.00	0.00
ΔF	→		17.74		32.11		14.37***
	←		0.00		0.31		0.31
	↔		82.26		67.58		-14.68***
	↔x→		0.00		0.00		0.00
	전체		100.00		100.00		0.00

<표 5> ETF, KOSPI200선물, KOSPI200현물의 2변수 VECM추정 결과

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간)과 증권거래세가 면제된 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면세기간)의 ETF와 KOSPI200선물(패널 A), ETF와 KOSPI200현물(패널 B), KOSPI200선물과 현물(패널 C)의 30초 간격 관측치의 2변수 VECM의 일별 추정결과이다. ΔF 는 선물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔS 는 현물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔE 는 기준지수 단위로 환산한 KODEX200 시장가격의 30초 간격로그수익률이다. 회귀계수 추정치는 일별로 추정된 회귀계수의 시계열 평균치이며, t-통계치는 회귀계수 평균치에 대한 t-통계치이다. 기각율(%)은 기간별 거래일에서 해당 귀무가설이 5%수준에서 기각된 거래일이 차지하는 비율이다.

VECM 모형	패널 A				패널 B				패널 C			
	$\Delta E_t = \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1}$ $+ \sum_{k=1}^K (\beta_{1,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{1,k} \Delta F_{t-k})$ $\Delta F_t = \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1}$ $+ \sum_{k=1}^K (\beta_{2,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{2,k} \Delta F_{t-k})$				$\Delta E_t = \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1}$ $+ \sum_{k=1}^K (\beta_{1,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{1,k} \Delta S_{t-k})$ $\Delta S_t = \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1}$ $+ \sum_{k=1}^K (\beta_{2,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{2,k} \Delta S_{t-k})$				$\Delta F_t = \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1}$ $+ \sum_{k=1}^K (\beta_{1,k} \Delta F_{t-k} + \gamma_{1,k} \Delta S_{t-k})$ $\Delta S_t = \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1}$ $+ \sum_{k=1}^K (\beta_{2,k} \Delta F_{t-k} + \gamma_{2,k} \Delta S_{t-k})$			
	과세		면세		과세		면세		과세		면세	
기간	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치
종속변수 회귀계수	ΔE				ΔE				ΔF			
δ_1	-0.08	-14.49***	-0.12	-15.66***	-0.01	-8.37***	-0.03	-10.01***	-0.02	-5.61***	-0.03	-4.29
$\gamma_{1,1}$	0.38	55.95***	0.45	51.87***	0.07	27.69***	0.06	18.15***	0.04	9.73***	0.03	4.38
$\gamma_{1,2}$	0.34	59.41***	0.40	49.95***	0.05	20.13***	0.04	11.51***	0.02	5.35***	0.01	2.28
$\gamma_{1,3}$	0.29	53.41***	0.33	41.33***	0.03	11.50***	0.02	6.81***	0.00	1.10	0.01	1.21
$\gamma_{1,4}$	0.24	43.37***	0.29	37.46***	0.02	6.74***	0.02	5.45***	-0.01	-1.66*	0.01	1.82
$\gamma_{1,5}$	0.20	37.40***	0.24	32.35***	0.01	2.98***	0.01	4.72***	-0.01	-2.47**	0.00	0.85
$\gamma_{1,6}$	0.16	31.60***	0.21	28.38***	0.00	1.32	0.01	3.08***	-0.01	-3.21***	0.00	-0.19
$\gamma_{1,7}$	0.13	26.41***	0.16	23.55***	0.00	1.00	0.01	1.87*	-0.01	-2.70***	0.00	-0.30
$\gamma_{1,8}$	0.10	22.43***	0.12	20.73***	0.00	-0.29	0.01	2.69***	-0.01	-2.73***	0.00	0.47
$\gamma_{1,9}$	0.07	17.41***	0.07	14.04***	0.00	-0.44	0.00	0.82	-0.01	-2.30**	0.00	0.89
$\gamma_{1,10}$	0.04	13.18***	0.04	9.94***	0.00	-0.69	0.00	-1.15	0.00	-2.16**	-0.01	-2.62
$\overline{adj R^2}$	0.16		0.13		0.06		0.04		0.04		0.04	
$\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^{10} = 0$ 기각율(%)	100		99.70		47.40		45.57		35.78		32.11	
종속변수 회귀계수	ΔF				ΔS				ΔS			
δ_2	0.14	10.94	0.16	7.96	0.09	30.28	0.18	33.92***	0.11	29.45	0.21	30.92
$\beta_{2,1}$	0.10	8.02	0.10	5.42	0.22	46.90	0.29	43.41***	0.37	33.17	0.40	38.10
$\beta_{2,2}$	0.08	6.75	0.09	5.78	0.22	49.87	0.29	49.55***	0.29	41.44	0.33	42.15
$\beta_{2,3}$	0.06	5.57	0.08	5.63	0.19	43.77	0.23	38.61***	0.21	38.34	0.25	35.06
$\beta_{2,4}$	0.03	3.05	0.07	4.76	0.15	33.13	0.19	35.27***	0.16	31.84	0.20	31.49
$\beta_{2,5}$	0.03	3.01	0.06	4.33	0.12	29.55	0.16	29.55***	0.12	27.49	0.16	27.45
$\beta_{2,6}$	0.01	1.36	0.04	3.60	0.10	27.62	0.13	25.19***	0.10	23.47	0.13	23.23
$\beta_{2,7}$	0.00	0.29	0.03	3.64	0.08	20.54	0.10	22.90***	0.07	18.05	0.10	20.10
$\beta_{2,8}$	-0.02	-2.05	0.01	1.16	0.06	15.32	0.07	17.64***	0.06	15.70	0.08	17.56
$\beta_{2,9}$	-0.01	-1.39	0.01	1.70	0.05	13.86	0.05	13.51***	0.04	12.34	0.05	13.42
$\beta_{2,10}$	0.00	-0.71	0.00	0.62	0.03	10.02	0.03	8.57***	0.03	9.42	0.03	9.19
$\overline{adj R^2}$	0.06		0.04		0.23		0.25		0.32		0.36	
$\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^{10} = 0$ 기각율(%)	0		0.30		100		100		100		100	

3.2.2 3변량 VECM 분석 결과

이제 <표 4>의 패널 B에서 식 (2)의 3변수 VECM 추정 결과를 분석한다. 먼저 과세기간의 ETF의 효과가 개입된 현물(ΔS)과 선물(ΔF)간 가격발견의 관계를 보면 선물가격변동이 현물가격변동에 선행한다는 비율은 75.54%이며, 선물과 현물간 상호피드백 관계가 성립한 비율은 24.46%로 패널 A와 같이 선물시장이 현물가격변동을 주도하는 결과에는 변동이 없다. 면세기간의 현물과 선물간 가격발견의 관계를 보면 선물가격변동이 현물가격변동에 선행한다는 비율은 77.37%이며, 선물과 현물간 상호피드백 관계가 성립한 비율은 22.32%로 과세 기간의 결과와 유사하게 ETF의 효과를 고려하고도 선물시장이 현물가격변동을 주도하는 것으로 파악되었다. 우측열의 과세기간과 면세기간의 거래일 비율의 변동 차이에 대한 통계적 유의성도 확인되지 않아 선물과 현물간의 행태는 패널 A와 동일한 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 선물의 영향을 고려한 ETF(ΔE)와 현물(ΔS)간의 관계를 패널 A와 비교하기로 한다. 과세기간의 결과를 패널 A와 비교하면, 양 시장간의 가격발견 관계가 성립하는 사례의 거래일 비율은 40.37%로 패널 A보다 현저히 감소했다.⁹⁾ 이같은 결과는 선물이 ETF와 현물에 모두 유의적인 관계의 변수임을 감안할 때, ETF와 현물이 가진 가격발견 기능이 선물에 흡수되어 선물의 가격발견효과를 초과하는 추가적 정보 내용은 낮은 것으로 해석될 수 있다. 선물의 개입 효과를 배제할 경우 ETF는 모든 거래일에서 현물과 가격발견 프로세스를 공유했지만, 선물의 영향력을 고려한다면 ETF가 현물에 선도하거나 상호피드백하는 관계가 확인된 거래일은 전체 거래일 중 25.99%에 그친다.¹⁰⁾ 또한 현물도 선물의 영향력을 고려하지 않을 경우 전체 거래일 중 47.40%에서 ETF와 상호작용하는 행태를 가졌지만, 선물의 영향력이 포함되면 ETF와 상호작용하는 거래일은 5.50%으로 대폭 하락하는 반면 ETF의 가격발견을 일방적으로 주도하는 거래일은 14.37%로 증가한다. 우측의 면세기간의 가격발견의 관계를 보면 ETF가격변동이 현물가격변동에 선행한다는 비율은 27.22%로 5%유의수준에서 증가했지만 ETF와 현물간 상호피드백 관계가 성립한 비율의 증가폭은 소폭에 그쳐 통계적 유의성은 확인되지 않았다. 또한 현물이 ETF에 선행한다고 보고된 거래일 비율도 과세기간의 거래일 비율과 유의적인 차이가 없었다. 따라서 선물의 영향력을 고려한 현물과 ETF간 가격발견의 결과는 면세기간의 차익거래 활성화로 인해 ETF가 현물의 가격변동을 주도한 거래일이 증가했음을 시사한다.

마지막으로 ETF(ΔE)와 선물(ΔF)간의 가격발견 관계를 현물의 영향력을 고려하여 분석한다. 과세기간에 현물의 효과가 개입된 선물과 ETF간 가격발견의 관계를 보면 선물가격변동이 ETF가격과 양방향으로 상호작용하는 거래일 비중은 82.26%로 지배적인 수치이며, 선물시장이 ETF에 단방향으로 가격변동을 주도했던 거래일($\Delta F \rightarrow \Delta E$)은 17.74%였다. 이같은 분석결과는 패널 A와 질적으로 유사하다. 즉, 과세기간동안 선물과 ETF간의 가격발견에서 현물의 영향으로

9) 100%(전체) - 59.63%($\leftarrow \times \rightarrow$) = 40.37%

10) 20.49%(\leftarrow) + 5.50%(\longleftrightarrow) = 25.99%

인한 유의적인 변동은 측정되지 않았다. 면세기간에 선물과 ETF시장간 가격발견 관계에서는 선물이 ETF가격변동을 주도하는 거래일이 32.11%로 과세기간 대비 14.37%포인트 증가했으며 1% 수준에서 유의적이다. 반면 선물과 ETF간 상호피드백 관계가 발견된 거래일 비율은 67.58%로 감소했으며 비율의 감소폭 또한 1%수준에서 통계적으로 유의적이었다. 즉, 이를 패널 A의 결과와 비교하면 면세기간에 선물과 ETF간 상호피드백 관계가 지배적인 결과는 공통적으로 유효하지만 선물이 ETF의 가격발견을 주도하는 거래일이 증가한 결과는 선물의 정보효과가 강해졌음을 의미한다.

4. ETF, 현물, 선물시장과 일중 차익거래의 관계

4.1 방법론

제4장에서는 ETF, 현물, 선물시장에 대해 일중 수준에서 프로그램 매매가 미치는 영향력이 거래세 면제로 인해 구조적으로 변동했는지를 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model : VAR)을 이용하여 검증한다. 식 (3)의 2변수 벡터자기회귀모형은 가격 변수의 로그수익률과 프로그램 순매수액비율(net buying ratio)로 구성되며, 프로그램매매 순매수액비율(prg^{B-S})은 차익거래 순매수액비율(arb^{B-S})과 비차익거래 순매수비율($narb^{B-S}$)로 구분한다.

순매수비율은 접속매매시간의 30초 동안 체결된 매수금액(B)에서 매도금액(S)을 차감한 거래불균형(trading imbalance)을 해당 구간의 거래대금($B+S$)으로 나누어 표준화한 측정치이다. 검정방법은 제3장 1절의 내용과 같다. 만일 $\gamma_{1,k}$ 이 유의적이고 $\beta_{2,k}$ 가 비유의적이라면 이는 정보가 반영된 프로그램매매에 가격 변동에 대한 예측력이 내포되는 사례이다($prg^{B-S} \rightarrow \Delta X$). 반면, $\gamma_{1,k}$ 이 비유의적이고 $\beta_{2,k}$ 가 유의하다면 이는 프로그램 매매자들이 가격변동을 추종하여 후행하는 사례이다($\Delta X \rightarrow prg^{B-S}$). 만일 $\gamma_{1,k}$ 과 $\beta_{2,k}$ 가 동시에 유의하다면, 두 변수간 양방향 정보이전 관계($\Delta X \leftrightarrow prg^{B-S}$)가 성립하므로 프로그램 매매와 가격변동이 동시에 진행되는 상호피드백 관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} \Delta X_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} prg_{t-k}^{B-S} + \epsilon_{1,t} \\ prg_t^{B-S} &= \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} \Delta X_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} prg_{t-k}^{B-S} + \epsilon_{2,t} \\ X &\in \{E, F, S\}, prg^{B-S} \in \{arb^{B-S}, narb^{B-S}\}\end{aligned}\tag{3}$$

여기에서 prg^{B-S} : 프로그램 매매 순매수액비율
 arb^{B-S} : 차익거래 순매수액비율

$narb^{B-S}$: 비차익거래 순매수액비율

식 (3) VAR은 제3장의 식 (2)와 같이 유가증권시장과 선물시장의 접속매매시간동안 30초 간격 자료로 일별로 추정했으며, 귀무가설의 기각 여부에 대한 통계적 유의수준도 F검정 결과의 5%로 정했다.

4.2 분석결과

<표 6>은 식 (3)으로 추정한 결과인 <표 7>로부터 증권거래세 면제 전·후 기간의 프로그램매매 순매수비율과 ETF, 현물, 선물수익률간 선·후행관계를 요약한 결과이다.¹¹⁾

4.2.1 ETF에 대한 일중 차익거래의 영향력

<표 6>의 패널 A에서 ETF 수익률(ΔE)과 프로그램 순매수액비율간의 선·후행 관계를 분석한 결과를 보자. 차익거래 순매수액비율(arb^{B-S})과 ETF 수익률간 관계에서 과세기간에 차익거래와 ETF간 정보이전관계가 성립한 거래일 비율은 13.46%에 불과하며, 나머지 거래일에서는 ETF가 차익거래와는 무관하다.¹²⁾ 차익거래와 ETF간 정보이전 관계가 성립한 거래일에서는 ETF 변동이 차익거래에 선행하는 거래일($\Delta E \rightarrow arb^{B-S}$)이 8.56%로 차익거래가 ETF 변동을 유발하는 거래일 비율(4.59%)보다 높았다. 우측의 면세기간의 차익거래와 ETF간 정보이전관계는 과세기간과 대비하여 급격한 변동이 확인된다. 차익거래와 ETF간 정보이전 관계가 성립한 거래일 비율은 77.37%로 과세기간보다 대폭적으로 증가했다.¹³⁾ 차익거래가 ETF 변동에 후행한 거래일 비율은 66.97%로 차익거래가 ETF변동을 유발하는 거래일 비율(3.67%)이나 차익거래와 ETF간 상호환류하는 거래일 비율(6.73%)보다 지배적으로 높았다. 따라서 차익거래와 ETF의 선·후행 관계를 종합적으로 요약하자면, 면세기간에 차익거래는 ETF가격변동을 추종하여 후행하는 행태를 보인다.

ETF변동과 차익거래순매수액비율간 VAR을 추정한 결과인 <표 7>의 패널 A에서 회귀계수와 통계적 유의성을 확인하면 다음과 같다. 상반부에서 종속변수가 ETF변동일 경우, 과세기간에 차익거래 변수의 회귀계수인 $\gamma_{k,1}$ 의 부호는 9시차까지 음이며, 5%유의수준에 해당하는 t-통계치로 볼 때 2시차까지 회귀계수의 평균치는 유의적이다. 반면 면세기간의 회귀계수 추정치는 양으로 전환되었으며, 1~3시차와 6시차에서 5%수준에서 유의적이다. 하반부에서 종속변수가 차익거

11) 차익거래 순매수액과 비차익거래 순매수액으로 구성된 VAR로 선도·후행 관계를 추정한 결과에서 양 변수간 정보이전관계가 유의적인 수준에서 확인된 거래일의 비율은 과세기간에는 15.90%이며, 면세기간에는 29.05%였다.

12) $100\%(\text{전체}) - 86.54\%(\leftarrow x \rightarrow) = 13.46\%$

13) $100\%(\text{전체}) - 22.63\%(\leftarrow x \rightarrow) = 77.37\%$

래순매수비율인 VAR을 추정한 결과에서는 과세기간내 회귀계수가 10시차 이내에서 모두 양의 부호로 추정되었지만 면세기간내에는 양의 부호로 추정된 회귀계수는 4시차까지였으며, 5시차 이후에는 음의 부호로 반전되었다. 즉, 설명변수인 ETF가격 상승에 따라 차익거래순매수는 후행하여 증가하는 경향을 가진다. 특히 면세기간의 차익거래 회귀계수는 과세기간에 비해 그 규모가 크며, t-통계치 또한 증가하여 ETF가격변동에 대한 차익거래순매수비율의 반응이 강해졌음이 확인된다. 이같은 결과에 따라, 과세기간에 8.87%였던 $\beta_{2,k} = 0$ 의 기각율은 면세기간에 73.70%로 증가했다.

다시 <표 6>의 패널 A에서 차익거래와 거래 유형 측면에서 비교 역할을 하는 비차익거래순매수비율($narb^{B-S}$)과 ETF간의 선행·후행 관계를 분석한다. 비차익거래순매수비율과 ETF수익률간 관계에서 과세기간에 정보이전 관계가 성립한 거래일 비율은 69.42%였다. 비차익거래와 ETF간 정보이전 관계가 성립한 거래일에서는 ETF 변동에 따라 비차익거래가 후행적으로 유발되는 거래일이 59.63%로 비차익거래가 ETF변동에 선행하는 거래일이나 양변수간 상호환류관계가 성립한 거래일 비율(4.89%)보다 월등히 높다. 면세기간의 비차익거래와 ETF간 정보흐름에 따른 선행·후행 관계를 과세기간과 대비하여 볼 때 ETF 변동이 비차익거래에 선행하는 거래일비율은 6.72%포인트 감소했으며 이 비율차이는 10%에서 유의적이다. 반면, 비차익거래가 ETF변동에 선행하는 거래일이나 양 변수간 상호환류관계가 성립한 거래일비율은 2%포인트 이내에서 제한적으로 감소한 반면, 양 변수간 정보전달관계가 확인되지 않은 거래일의 비율은 유의적으로 증가했다. 따라서 면세 전·후 기간의 비차익거래와 ETF변동간 관계를 종합하면 차익거래와 달리 양 하위기간동안 지속적으로 ETF변동이 비차익거래에 선행한다는 결과이다. 따라서 표의 최우측 열에서 하위기간별 차익거래와 비차익거래의 행태차이를 보면 과세기간에는 ETF변동이 비차익거래에 선행하는 거래일비율이 차익거래에 선행하는 거래일비율을 지배했으나, 면세기간에는 ETF가격변동과 차익거래간 정보이전관계가 강해지면서 ETF변동이 차익거래에 선행하는 거래일비율이 비차익거래에 선행하는 거래일비율을 초과한다.

4.2.2 현물가격변동에 대한 일중 차익거래의 영향력

이제 <표 6>의 패널 B에서 현물수익률(ΔS)과 프로그램순매수비율간의 선행·후행 관계를 분석한 결과를 보도록 하자. 차익거래 순매수비율(arb^{B-S})과 현물수익률간 관계에서 과세기간에 차익거래와 현물간 정보이전 관계가 성립한 거래일 비율은 14.07%에 불과하며, 이는 패널 A와 유사한 비율이다. 차익거래와 현물간 정보이전 관계가 확인된 거래일에서는 현물가격 변동이 차익거래를 유발하는 거래일($\Delta S \rightarrow arb^{B-S}$)과, 차익거래가 현물가격 변동을 유발하는 거래일($\Delta S \leftarrow arb^{B-S}$) 비율은 7.03%로 동일했다. 우측의 면세기간에 차익거래와 현물간 정보이전 관계가 확인된 전체 거래일 비율은 72.48%로 과세기간보다 대폭적으로 증가했다.¹⁴⁾ 차익거래가 현물가

14) $100\%(\text{전체}) - 27.52\%(\leftarrow x \rightarrow) = 72.48\%$

격 변동에 선행했던 거래일 비율은 30.28%로 현물가격 변동이 차익거래를 유발하는 거래일 비율(18.35%)이나 차익거래와 현물간 상호환류하는 거래일 비율(23.85%)보다 높다. 즉, 면세기간에 ETF가 지배적으로 차익거래 변동을 유발하는 경향과 달리, 현물이 차익거래 변동을 유발하는 경향은 낮다는 것을 확인할 수 있다. 이상의 결과를 <표 7>의 패널 B에 제시된 현물변동과 차익거래순매수비율간 VAR을 추정한 결과에서 회귀계수와 통계적 유의성을 확인하면 다음과 같다. 상반부에서 종속변수가 현물변동일 경우, 과세기간에 차익거래 변수의 회귀계수인 $\gamma_{k,1}$ 의 부호는 10시차까지 양의 부호이지만, 5% 유의수준에 해당하는 t-통계치로 볼 때 5시차~9시차에서 회귀계수가 유의적이다. 면세기간에도 추정 회귀계수는 10시차까지 모두 양의 값으로 그 크기가 과세기간에 비해 확대되었으며, 통계적 유의성도 강해졌다.

하반부의 과세기간에서 4시차 이후의 회귀계수 추정치는 음의 값으로 추정되었으나 평균적으로 유의적인 시차는 8시차~10시차에서 유의적이다. 면세기간에서 3시차 이후의 회귀계수 추정치는 음이며, 회귀계수의 절대값과 통계적 유의성은 모두 과세기간에 비해 증가했다. 차익거래 변동에 대한 현물가격의 설명력을 검정하는 귀무가설인 $\beta_{2,k}$ 의 기각율은 42.20%로 과세기간보다는 향상되었지만, 상반부의 $\gamma_{1,k}$ 의 기각율인 54.13%보다는 낮은 수준이다.

<표 6>의 패널 B에서 비차익거래순매수비율(arb^{B-S})과 현물간의 관계를 분석한 결과에서 과세기간에 선·후행 관계가 성립한 거래일 비율은 59.94%였으며, 현물가격변동에 따라 비차익거래가 후행하는 거래일은 40.06%로 비차익거래가 ETF변동에 선행하는 거래일(10.09%)이나 양 변수간 상호환류관계가 성립한 거래일 비율(9.79%)보다 현저히 높다. 면세기간의 비차익거래와 현물간 정보흐름에 따른 선·후행 관계를 과세기간과 대비하여 보면 현물 변동이 비차익거래에 후행하는 거래일 비율($\Delta S \leftarrow arb^{B-S}$)이 유의적인 수준에서 5.20%포인트 감소한 사례를 제외하면 나머지 사례에서 유의적인 비율의 변동은 없었다. 따라서 면세 전·후 기간의 비차익거래와 현물가격 변동간 관계를 종합하면 하위기간동안 비차익거래는 현물가격 변동을 추종하는 행태를 보인다.

4.2.3 선물가격변동에 대한 일중 차익거래의 영향력

마지막으로 <표 6>의 패널 C에서 선물수익률(ΔF)과 프로그램 순매수비율간의 선후행 관계를 분석한 결과를 확인한다. 전반적인 분석 결과는 패널 A의 ETF와 차익거래간의 관계와 유사하다. 과세기간에 차익거래순매수비율(arb^{B-S})과 선물수익률간 관계에서 정보이전관계가 성립한 거래일 비율은 13.46%로 ETF와 동일하다. 차익거래와 선물간 정보이전 관계가 성립한 거래일을 대상으로 보면, 선물변동이 차익거래에 선행하는 거래일은 8.87%로 차익거래가 선물 변동을 유발하는 거래일 비율(4.28%)보다 높으며, 이 수치는 ETF의 분석 결과와도 질적으로 유사하다. 우측의 면세기간에 차익거래와 선물간 정보이전 관계가 성립하는 전체 거래일 비율은 76.45%로 과세기간보다 대폭적으로 증가했다. 선물변동이 차익거래에 선행했던 거래일 비율은 68.20%로

차익거래가 선물가격을 변동시키는 거래일 비율(1.53%)이나 차익거래와 선물간 상호환류하는 거래일 비율(6.73%)보다 현저히 높다. 따라서 차익거래와 선물의 선·후행 관계를 종합적으로 요약하자면, 과세기간과 면세기간의 선물가격변동이 차익거래에 미치는 영향력의 행태는 ETF와 질적으로 유사하며, 이는 <표 4>의 ETF와 선물간 가격발견에서 상호환류하는 사례의 거래일의 비율이 지배적인 결과와 연관하여 해석할 수 있다.

이상의 결과는 <표 7>의 패널 C의 선물변동과 차익거래순매수비율간 VAR을 추정한 회귀계수와 통계적 유의성에 재확인할 수 있다. 상반부의 종속변수가 선물가격변동인 VAR에서 과세기간에 차익거래 변수의 회귀계수인 $\gamma_{k,1}$ 의 부호는 9시차까지 음의 부호이지만, 5%유의수준에 해당하는 t-통계치로 볼 때 2시차에서만 회귀계수가 -3.27로 유의적이다. 그러나 면세기간에 통계적으로 유의적인 추정 회귀계수는 3시차인 1분 30초 이내에서 양의 값으로 반전되었다. 이같이 선물가격에 미치는 단기적 예측력은 ETF와 유사하다. 하반부의 종속변수가 차익거래순매수율로 도입된 VAR에서 과세기간에서 유의적인 과거 3분 이내(6시차)에서 선물가격 변동에 대한 차익거래순매수율은 회귀계수 추정치는 양의 값으로 추정되었다. 면세기간의 차익거래의 반응의 크기는 확대되면서 4시차(2분 전)내에서는 선물가격상승에 따라 순매수비율도 상승하지만, 6시차 이후부터 음의 반응 규모가 커진다. 이와 같은 면세기간의 추정결과는 역시 패널 A의 ETF와 유사하다.

<표 6>의 우측에는 비차익거래 순매수비율($narb^{B-S}$)과 선물간의 선·후행 관계가 제시된다. 이 분석 결과도 ETF와 비차익거래 순매수비율간 관계와 유사하다. 비차익거래 순매수비율과 선물수익률간 관계에서 과세기간에 정보이전 관계가 유효한 거래일 비율은 61.16%였다. 비차익거래와 선물간 정보이전 관계가 성립한 거래일에서 ETF 변동에 후행하여 비차익거래가 유발되었던 거래일은 53.82%로 비차익거래가 ETF변동을 예측하는 거래일(3.67%)과 양 변수간 상호환류 관계가 성립한 거래일(3.67%) 비율보다 월등히 높다. 면세기간의 비차익거래와 선물간 정보흐름에 따른 선·후행 관계를 과세기간과 비교하면 선물변동이 비차익거래에 선행하는 거래일비율은 8.87%포인트 감소했으며 이 비율차이는 5%에서 유의하다. 또한 비차익거래가 ETF변동에 선행하는 거래일이나 양 변수간 상호환류관계가 성립한 거래일비율은 2%포인트 이내에서 제한적으로 감소하여 통계적 유의성이 발견되지 않았으며, 양 변수간 정보전달관계가 소멸된 거래일의 비율은 유의적으로 증가했다. 따라서 면세 전·후 기간의 비차익거래와 선물가격 변동간 관계를 요약한다면 양 하위기간동안 지속적으로 선물변동이 비차익거래에 선행했다. 하위기간별 차익거래와 비차익거래의 행태 차이를 보면 과세기간에는 선물가격변동은 차익거래보다 비차익거래에 선행하는 특성을 보였지만 면세기간에는 선물가격변동과 차익거래간 정보이전이 활성화되면서 선물변동이 차익거래에 선행하는 거래일비율이 비차익거래에 선행하는 거래일비율을 초과한다.

<표 6> 증권거래세 면제 전·후 일종 프로그램 순매수액비율과 수익률간 선·후행관계

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간)과 증권거래세가 면제된 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면제기간)의 ETF, KOSPI200선물, KOSPI200현물과 프로그램순매수액비율간의 선·후행관계 검정결과이다. 표에 제시된 수치는 과세기간과 면제기간의 거래일에서 선·후행 유형에 해당하는 거래일의 비율(%)이며, 기간 차이는 면제기간 비율에서 과세기간 비율을 차감한 수치이다. ΔF 는 선물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔS 는 현물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔE 는 기준지수단위로 환산한 KODEX200 시장가격의 30초 간격로그수익률이다. 차익거래 순매수액비율(arb^{B-S})과 비차익거래 순매수액비율($narb^{B-S}$)은 30초 간격으로 측정했다. ‘→’는 종축의 변수가 횡축의 변수에 대해 일방적으로 선행하는 사례이며, ‘←’는 횡축의 변수가 종축의 변수에 대해 일방적으로 선행하는 사례이다. ‘↔’는 횡축의 변수와 종축의 변수간 양방향적 피드백 관계의 경우이며, ‘←x→’는 횡축의 변수가 종축의 변수간 정보전달관계가 성립하지 않는 경우이다. 선·후행관계의 F-통계치의 p-value의 임계치는 0.05이다. ***, **, *는 차이에 대한 Z검정 결과 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의적임을 표시한다.

가 격 변 동		선·후행 관계	프로그램순매수액비율							거래차이 $(narb^{B-S}-arb^{B-S})$	
			차익거래 순매수액비율 $(arb^{B-S}=\frac{arb^B-arb^S}{arb^B+arb^S})$			비차익거래 순매수액비율 $(narb^{B-S}=\frac{narb^B-narb^S}{narb^B+narb^S})$					
			과세 (B)	면세 (A)	기간차이 (A-B)	과세 (b)	면세 (a)	기간차이 (a-b)	과세 (b-B)	면세 (a-A)	
패 널 A	ΔE	←	4.59	3.67	-0.92	4.89	3.67	-1.22	0.30	0.00	
		→	8.56	66.97	58.41***	59.63	52.91	-6.72*	51.07***	-14.06***	
		↔	0.31	6.73	6.42***	4.89	3.98	-0.91	4.58***	-2.75	
		↔x↔	86.54	22.63	-63.91***	30.58	39.45	8.87**	-55.96***	16.82***	
		전체	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00	0.00	0.00	
패 널 B	ΔS	←	7.03	30.28	23.25***	10.09	4.89	-5.20**	3.06	-25.39***	
		→	7.03	18.35	11.32***	40.06	46.18	6.12	33.03***	27.83***	
		↔	0.00	23.85	23.85***	9.79	8.26	-1.53	9.79***	-15.59***	
		↔x↔	85.93	27.52	-58.41***	40.06	40.67	0.61	-45.87***	13.15***	
		전체	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00	0.00	0.00	
패 널 C	ΔF	←	4.28	1.53	-2.75**	3.67	3.36	-0.31	-0.61	1.83	
		→	8.87	68.20	59.33***	53.82	44.95	-8.87**	44.95***	-23.25	
		↔	0.31	6.73	6.42***	3.67	2.45	-1.22	3.36***	-4.28	
		↔x↔	86.54	23.55	-62.99***	38.84	49.24	10.40***	-47.70***	25.69	
		전체	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00	0.00	0.00	

<표 7> 증권거래세 면제 전·후 일중 차익거래 순매수와 수익률간 VAR 추정 결과

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간)과 증권거래세가 면제된 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면제기간)의 ETF, KOSPI200선물, KOSPI200현물과 프로그램순매수액 비율간의 2변수 VECM의 추정결과이다. ΔF 는 선물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔS 는 현물시장가격의 30초 간격로그수익률, ΔE 는 기준지수 단위로 환산한 KODEX200 시장가격의 30초 간격로그수익률이다. 차익거래 순매수액비율은 30초 간격으로 측정했다. 회귀계수는 일별로 추정된 회귀계수의 시계열 평균치이며, t-통계치는 회귀계수 평균치에 대한 t-통계치이다. 기각율(%)은 기간별 거래일에서 해당 귀무가설이 5%수준에서 기각된 거래일이 차지하는 비율이다.

VECM	패널 A				패널 B				패널 C			
	$\Delta E_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{1,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{1,k} arb_{t-k}^{B-S})$ $arb_t^{B-S} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{2,k} \Delta E_{t-k} + \gamma_{2,k} arb_{t-k}^{B-S})$				$\Delta S_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{1,k} \Delta S_{t-k} + \gamma_{1,k} arb_{t-k}^{B-S})$ $arb_t^{B-S} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{2,k} \Delta S_{t-k} + \gamma_{2,k} arb_{t-k}^{B-S})$				$\Delta F_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{1,k} \Delta F_{t-k} + \gamma_{1,k} arb_{t-k}^{B-S})$ $arb_t^{B-S} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{2,k} \Delta F_{t-k} + \gamma_{2,k} arb_{t-k}^{B-S})$			
	과세		면세		과세		면세		과세		면세	
기간	추정치	t-통계치	회귀계수	t-통계치	회귀계수	t-통계치	회귀계수	t-통계치	회귀계수	t-통계치	회귀계수	t-통계치
종속변수 회귀계수	ΔE				ΔS				ΔF			
$\gamma_{1,1}$	-2.30	-2.27	10.41	4.35	0.10	0.74	7.10	23.18	-1.85	-1.78	8.81	3.47
$\gamma_{1,2}$	-3.67	-2.48	7.98	2.64	0.18	1.07	7.89	20.78	-3.27	-2.42	8.24	2.77
$\gamma_{1,3}$	-2.44	-1.47	6.61	3.22	0.32	1.73	7.09	16.81	-2.23	-1.38	7.71	3.10
$\gamma_{1,4}$	-2.30	-1.43	1.83	0.76	0.35	1.86	5.78	13.99	-2.56	-1.63	2.66	0.98
$\gamma_{1,5}$	-2.29	-1.42	1.95	1.00	0.44	2.27	4.65	11.39	-2.66	-1.60	1.33	0.64
$\gamma_{1,6}$	-2.06	-1.29	4.46	2.14	0.43	2.23	3.71	12.16	-0.61	-0.38	3.72	1.84
$\gamma_{1,7}$	-1.34	-0.86	0.22	0.10	0.49	2.60	2.59	11.94	-0.27	-0.18	-0.83	-0.41
$\gamma_{1,8}$	-0.46	-0.32	0.09	0.03	0.47	2.81	2.02	9.27	0.16	0.11	-1.61	-0.61
$\gamma_{1,9}$	-0.15	-0.11	3.39	1.80	0.31	2.19	1.30	6.15	-0.60	-0.47	1.83	0.93
$\gamma_{1,10}$	1.02	1.03	1.62	0.96	0.12	1.12	0.78	4.38	0.25	0.27	1.60	0.96
$\overline{adj R^2}$	0.04		0.02		0.14		0.11		0.03		0.01	
$\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^{10} = 0$ 기각율(%)	4.90		10.40		7.03		54.13		4.59		8.26	
종속변수 회귀계수	arb^{B-S}				arb^{B-S}				arb^{B-S}			
$\beta_{2,1}$	31.39	4.21	171.67	27.13	6.64	1.27	69.96	15.87	29.74	3.67	242.41	40.32
$\beta_{2,2}$	23.64	3.35	109.55	20.30	0.30	0.06	21.42	4.90	24.83	3.35	153.68	28.96
$\beta_{2,3}$	14.70	2.31	56.53	11.79	1.43	0.25	-21.96	-5.14	12.17	1.83	84.50	17.64
$\beta_{2,4}$	12.22	1.97	20.36	4.85	-7.50	-1.38	-55.90	-12.95	19.33	3.10	35.58	7.21
$\beta_{2,5}$	13.06	2.05	-5.78	-1.45	-8.06	-1.42	-64.46	-16.62	14.28	2.27	-0.68	-0.15
$\beta_{2,6}$	12.32	1.85	-21.86	-5.37	0.68	0.12	-68.19	-17.90	17.81	2.64	-19.91	-4.43
$\beta_{2,7}$	4.29	0.59	-27.10	-6.34	-4.71	-0.82	-66.57	-18.47	1.77	0.26	-25.50	-5.91
$\beta_{2,8}$	2.92	0.43	-36.42	-9.25	-14.31	-2.70	-66.09	-18.21	7.54	1.17	-34.58	-8.33
$\beta_{2,9}$	4.94	0.73	-37.01	-8.66	-16.74	-3.17	-57.19	-17.31	-0.84	-0.12	-45.08	-10.62
$\beta_{2,10}$	1.93	0.29	-28.88	-7.15	-9.74	-2.01	-44.21	-14.37	0.46	0.08	-36.02	-8.61
$\overline{adj R^2}$	0.40		0.23		0.40		0.23		0.40		0.24	
$\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^{10} = 0$ 기각율(%)	8.87		73.70		7.03		42.20		9.18		74.93	

5. ETF, 현물, 선물간 연계성과 일중 차익거래의 관계

5.1 방법론

본 장에서는 제3장과 제4장에서 분석한 자산가격간 가격발견 효과와 자산가격변동과 프로그램 매매간 정보이전관계를 종합하여 차익거래 관련 시장간 연계성(market linkage)에 대한 프로그램 매매의 영향력에 거래세 면제가 미친 효과를 검증한다. 방법론은 식 (3)의 벡터자기회귀모형을 적용하여, 제3장 식 (1)과 식 (2)의 VECM에 도입되었던 괴리율의 30초 간격 변동 ($\Delta dev_t^{X,Y} = \Delta \ln(\frac{X_t}{Y_t}) = \Delta X_t - \Delta Y_t$)과 프로그램순매수비율로 구성된 식 (4)의 2변수 VAR로 추정한다. 괴리율은 특정 시점에서 관측되는 변수간 가격차이지만, 괴리율 변동은 $\Delta X_t - \Delta Y_t = \ln(\frac{X_t}{X_{t-1}}) - \ln(\frac{Y_t}{Y_{t-1}})$ 과 같이 수익률의 차이 또는 초과수익률이므로 경제적 해석이 용이하기 때문이다.

만일 $\gamma_{1,k}$ 이 유의하고 $\beta_{2,k}$ 가 비유의적이라면 이는 프로그램 매매가 주도적으로 시장간 연계성을 높이는 경우이다($prg^{B-S} \rightarrow \Delta dev^{X,Y}$). 반면, $\gamma_{1,k}$ 이 비유의적이고 $\beta_{2,k}$ 가 유의하다면 이는 괴리율의 변동을 후행적으로 포착하여 프로그램 매매가 발생하는 경우이다($\Delta dev^{X,Y} \rightarrow prg^{B-S}$). 만일 $\gamma_{1,k}$ 과 $\beta_{2,k}$ 가 동시에 유의하다면, 두 변수간의 양방향 정보이전 관계($prg^{B-S} \leftrightarrow \Delta dev^{X,Y}$)가 성립하므로 프로그램 매매와 시장간 연계성이 동시에 진행되는 상호피드백 관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta dev_t^{X,Y} &= \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} \Delta dev_{t-k}^{X,Y} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} prg_{t-k}^{B-S} + \epsilon_{1,t} \\ prg_t^{B-S} &= \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} \Delta dev_{t-k}^{X,Y} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} prg_{t-k}^{B-S} + \epsilon_{2,t}\end{aligned}\quad (4)$$

$$\begin{aligned}dev^{X,Y} &\in \{dev^{E,S}, dev^{E,F}, dev^{F,S}\}, \\ prg^{B-S} &\in \{arb^{B-S}, narb^{B-S}\}\end{aligned}$$

여기에서 prg^{B-S} : 프로그램 매매 순매수비율

arb^{B-S} : 차익거래 순매수비율

$narb^{B-S}$: 비차익거래 순매수비율

식 (4)의 VAR 추정은 제4장의 식 (3)과 같이 유가증권시장과 선물시장의 접속매매시간동안

30초 간격 자료로 일별로 추정했으며, 귀무가설의 기각 여부에 대한 통계적 유의수준도 F검정 결과의 5%로 정했다.

5.2 분석결과

<표 8>은 식 (4)의 VAR의 추정결과로부터 증권거래세 면제 전·후 기간의 프로그램매매인 차익거래와 비차익거래 순매수비율과 차익거래 관련 대상 자산인 ETF, 현물, 선물간 가격 괴리율간 선도·후행관계를 종합한 결과이며, <표 9>는 식 (4)의 VAR에서 차익거래의 추정결과이다. 내용 순서에 따라, <표 8>의 결과를 중심으로 서술하며 관련 부분을 <표 9>에서 확인하도록 한다.

5.2.1 ETF·현물 괴리율에 대한 일중 차익거래의 영향력

<표 8>의 패널 A에서 ETF·현물괴리율($\Delta dev^{E,S}$)과 프로그램 순매수비율간의 선·후행 관계를 분석한 결과를 보자. 차익거래 순매수비율(arb^{B-S})과 괴리율간 관계에서 과세기간에 정보이전관계가 성립한 거래일 비율은 19.27%이다. 차익거래와 괴리율간 정보이전 관계가 성립된 거래일에서 괴리율이 차익거래를 유발하는 거래일 비중이 12.23%이며, 역으로 차익거래가 괴리율을 유발하는 거래일 비율(6.12%)보다 높다. 거래세 면제 정책은 차익거래와 괴리율간 정보이전 관계에 현저한 변화를 초래했다. 차익거래와 괴리율간 정보이전 관계가 성립하는 전체 거래일 비율은 90%를 초과한다. 일중 괴리율이 차익거래에 선행한 거래일 비율(71.56%)과 차익거래와 괴리율간 상호피드백한 거래일 비율(17.74%)은 과세기간에 비해 유의적으로 증가한 반면, 차익거래가 가격괴리를 유발하는 거래일 비율(1.83%)은 과세기간보다 감소했다. 이상의 결과로부터 차익거래와 괴리율의 선·후행 관계를 요약하면, 거래세 면제로 인해 일중에서 차익거래는 ETF와 현물간 괴리율을 추종하는 행태가 강해졌음이 확인된다.

<표 8>의 패널 A에 제시된 선도·후행 관계의 기반 결과는 <표 9>의 패널 A에 제시되며, 회귀계수와 통계적 유의성을 재확인할 수 있다. 상반부에서 과세기간의 종속변수가 괴리율로 도입된 VAR에서 차익거래 변수의 회귀계수인 $\gamma_{k,1}$ 의 부호는 3시차까지 양이며, 그 이후에는 음의 값으로 t-통계치로 보면 7시차와 8시차에서 유의적이다. 면제기간의 회귀계수 추정치는 10시차까지 모두 음이며, 예측 방향성에 대한 유의성이 증가한다. 즉, 차익거래순매수는 5분 이내에 현물·ETF괴리율을 유의적으로 축소시킨 거래일은 19.57%이다.

하반부에서 종속변수가 차익거래순매수비율인 VAR를 추정한 결과에서 과세기간과 면제기간의 설명변수인 괴리율의 회귀계수는 10시차 이내에서 모두 양의 부호로 추정되었지만, 면제기간의 추정치와 t-통계치가 과세기간에 비해 증가했다. 결과적으로 모든 시차의 회귀계수가 0라는

결합귀무가설은 89.3%의 거래일에서 기각되었으며, 괴리율이 증가할수록 차익기회를 포착한 거래자들이 매수세를 강화하는 행태가 면세기간을 지배한 것으로 해석할 수 있다.

이제 <표 8>의 패널 A의 좌측의 차익거래의 행태를 우측의 비차익거래 순매수비율($narb^{B-S}$)과 비교한다. 비차익거래 순매수비율과 괴리율간 관계에서 과세기간에 정보이전 관계가 성립한 거래일 비율은 29.05%로 <표 6>에서 제시했던 가격변동과 정보이전관계가 성립했던 비율보다 현저히 낮다. 비차익거래와 괴리율간 정보전달 관계가 성립한 거래일에서는 괴리율을 따라 비차익거래가 추종하는 행태의 거래일이 17.74%로 비차익거래가 괴리율 변동을 유발한 거래일이나 양 변수간 동행적으로 상호피드백 관계가 나타난 거래일 비율보다는 높았지만, 면세기간에는 5.51%포인트 감소했다. 따라서 표의 최우측열에서 하위기간별 괴리율에 대한 차익거래와 비차익거래의 행태를 비교하면 과세기간에 괴리율을 추종하는 측면에서 비차익거래가 차익거래보다는 소폭의 비율(5.51%)로 높았지만 면세기간에는 괴리율 방향에 따라 차익거래가 추종하는 패턴이 강해지면서 전체 정보이전관계를 활성화시킨 결과로 설명된다.

5.2.2 ETF·선물 괴리율에 대한 일중 차익거래의 영향력

이제 <표 8>의 패널 B에서 ETF·선물 괴리율($\Delta dev^{E,F}$)과 프로그램 순매수비율간의 선·후행 관계를 분석한 결과를 보자. 차익거래 순매수비율(arb^{B-S})과 괴리율간 관계에서 과세기간에 차익거래와 괴리율간 정보이전 관계가 성립한 거래일 비율은 10.09%에 불과하다. 괴리율을 추종하여 차익거래를 유발하는 거래일 비율은 5.20%이며, 역으로 차익거래가 괴리율을 변동하는 거래일 비율도 4.59%로 큰 차이가 없다. 면세 정책 시행 후에 차익거래와 괴리율간 정보이전 관계에서 변동이 있는 사례는 차익거래가 괴리율을 추종하는 경향이 발견된 거래일이 9.48%로 과세기간 대비 4.28%포인트 증가했으나 다른 사례의 비율에서는 유의적인 차이가 없었다. 이와 같이 패널 A의 ETF·현물 괴리율의 역할과 대조되는 결과는 ETF와 선물의 정보 내용의 차이로 추론할 수 있다. <표 6>에서 ETF와 선물간 가격발견에서 ETF와 선물의 정보가 상호피드백하는 사례는 다른 사례를 지배한다. 즉, ETF 가격변동으로 선물가격변동을 예측가능하고, 선물가격변동에는 이러한 ETF가격변동의 예측력이 동시에 반영되므로 초단기적으로 선물과 ETF 가격차이에 내포된 추가적인 정보내용은 강하지 않다는 것을 의미한다. 또한 사전적으로 차익거래 의사결정은 선물과 현물과의 가격차이 수준에 따라 실행되는 반면, ETF는 차익거래 과정에서 현물 바스켓의 대응으로 활용되므로 선물과 ETF가격 차이의 직접적인 관계에 대한 차익거래의 설명력은 낮은 것으로 해석할 수 있다.

<표 8>의 패널 B에 제시된 선도·후행 관계의 기반 결과는 <표 9>의 패널 B에 제시된 회귀계수와 통계적 유의성에서 재확인된다. 먼저 상반부에서 과세기간의 종속변수가 괴리율인 VAR의 차익거래 변수의 회귀계수는 전반적으로 양의 값을 취하지만, 평균에 대한 유의성은 5시차를 제외하면 발견할 수 없다. 면세기간의 회귀계수 추정치는 5~10시차까지는 양이며, 일부 시

차에서만 유의성이 발견된다. 이같은 결과는 패널 A의 ETF·현물 괴리율의 추정 결과와 차별적이며 회귀계수의 크기와 통계적 유의성에서 낮다. 하반기에서 종속변수가 차익거래순매수비율인 VAR를 추정한 결과에서도 과세기간과 면세기간의 설명변수인 괴리율의 회귀계수는 10시차 이내에서 모두 음의 부호로 추정되었으며, 면세기간의 추정치와 t-통계치는 과세기간에 비해 증가했다. 이같은 결과는 ETF·현물 괴리율이 증가할수록, 차익거래순매수의 강도를 강화하는 패턴이 발견된 패널 A와 상반된 행태이다.

<표 8>의 패널 B에서 선물·ETF괴리율과 비차익거래 순매수비율($narb^{B-S}$)간의 선·후행 관계도 차익거래와 유사하다. 과세기간의 비차익거래 순매수비율과 괴리율간 정보이전 관계가 성립한 거래일 비율은 17.13%에서 면세기간에는 12.84%로 유의적인 차이 없이 감소했으며, 정보이전관계가 성립한 사례의 거래일 비율의 변동에도 통계적 차이는 확인되지 않았다. 과세기간에는 비차익거래가 괴리율을 추종하는 거래일비율이 차익거래가 괴리율을 추종하는 거래일비율보다 4.59%포인트 높았지만 면세기간에는 괴리율과 정보이전 관계는 거래 유형에 따라 차이가 없었다.

5.2.3 현물·선물 괴리율에 대한 일중 차익거래의 영향력

현물·선물간 괴리율인 베이스스윙($\Delta dev^{S,F}$)와 프로그램 순매수비율간의 선·후행 관계를 분석한 결과는 <표 8>의 패널 C에 제시된다. 차익거래 순매수비율(arb^{B-S})과 괴리율간 관계는 패널 A와 유사하다. 과세기간에 차익거래가 괴리율을 추종하여 차익거래가 체결된 거래일의 비율은 패널 A와 같이 12.23%였지만, 면세기간에는 차익거래와 괴리율간 정보이전 관계가 유효한 전체 거래일 비율은 90%를 초과하며 차익거래가 괴리율을 추종하여 실행된 거래일 비율은 72.17%이었다. 이에 비해 차익거래와 괴리율간 상호피드백하면서 정보이전이 유효했던 거래일 비율은 19.88%였다. 이같은 결과는 차익거래를 통해 괴리율이 조정되기보다는, 거래자들은 괴리율의 변동을 추종하는 패턴의 거래일이 지배했던 것으로 확인된다.

<표 9>의 패널 C는 <표 8>의 패널 C의 선도·후행 관계를 판단하기 위한 VAR 추정결과이다. <표 9>의 패널 C의 상반기에서 과세기간의 종속변수 괴리율에 대한 설명변수 차익거래 변수의 회귀계수인 $\gamma_{k,1}$ 의 부호는 1시차를 제외한 2시차 이후의 변수는 음의 값이지만 t-통계치로 볼 때 5%수준에서 유의적인 방향성을 평가하기 어렵다. 반면 면세기간의 회귀계수 추정치는 10시차 이내에서 모두 음의 값으로 추정되었으며 5%수준에서 유의적으로 차익거래순매수율이 증가하면 5분 이내에 괴리율이 감소하는 관계로 해석된다. 이와 같은 면세기간의 차익거래에 내포된 예측 방향성이 음인 결과와 노이즈가 감소한 결과는 패널 A의 현물·ETF괴리율이 가진 정보내용과 유사하다. 하반기에서 차익거래순매수비율에 대한 설명변수인 차익거래를 추정한 결과에서 과세기간과 면세기간의 설명변수인 괴리율의 회귀계수는 10시차 이내에서 모두 양의 값으로 추정되었으나, 면세기간의 추정치와 이에 대한 유의성은 과세기간에 비해 현저히 증가했다.

결과적으로 모든 시차의 회귀계수가 0라는 결합귀무가설이 기각된 거래일은 전체 거래일에서 92.05%였으며, 괴리율 증가를 차익기회 신호로 포착하여 거래자들이 차익거래매수세를 강화하는 패턴이 면세기간에 지속되었음을 설명한다.

다시 <표 8>의 패널 C의 우측에서 현·선물 베이스스의 행태를 비차익거래 순매수비율 ($narb^{B-S}$)과 비교한다. 비차익거래 순매수비율과 괴리율간 관계에서 과세기간에 정보이전 관계가 성립한 거래일 비율은 32.11%이며, 면세기간에는 23.55%로 감소했다. 이에 대한 주된 원인은 괴리율을 추종하여 비차익거래가 후행한 거래일이 과세기간에는 23.85%에서 면세기간에는 15.90%로 하락했기 때문이다. 따라서 하위기간별 괴리율에 대한 차익거래와 비차익거래의 행태의 차이를 비교하면 과세기간에 괴리율을 추종하는 거래일 비율에서는 차익거래보다 비차익거래가 높았지만, 면세기간에는 괴리율 방향을 차익거래가 추종하는 패턴이 강해지면서 전체 정보이전관계를 활성화시킨 현상은 현물·ETF괴리율이 가진 정보내용과 유사하다고 볼 수 있다. 패널 A와 패널 C에서 제시된 유사한 분석결과는 현물 바스켓의 대응치로 활용되는 ETF가 현물의 정보내용을 증가하여 선물과 동등한 수준으로 평가할 수 있다.

<표 8> 증권거래세 면제 전·후 일종 프로그램 순매수와 가격 괴리율간 선·후행관계

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간)과 증권거래세가 면제된 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면제기간)의 가격 괴리율과 프로그램순매수액 간의 선·후행관계 검정 결과이다. 표에 제시된 수치는 과세기간과 면제기간의 거래일에서 선·후행 유형에 해당하는 거래일의 비율(%)이며, 기간 차이는 면제기간 비율에서 과세기간 비율을 차감한 수치이다. $\Delta dev^{E,S}$ 는 30초 간격 현물 대비 ETF가격의 로그차분, $\Delta dev^{E,F}$ 는 30초 간격 선물 대비 ETF가격의 로그차분, $\Delta dev^{F,S}$ 는 30초 간격 현물 대비 선물의 로그차분이다. 차익거래 순매수액비율($arb^{B-S} = \frac{arb^B - arb^S}{arb^B + arb^S}$)과 비차익거래 순매수액비율($narb^{B-S} = \frac{narb^B - narb^S}{narb^B + narb^S}$)은 30초 간격으로 측정했다. ‘→’는 종축의 변수가 횡축의 변수에 대해 일방적으로 선행하는 사례이며, ‘←’는 횡축의 변수가 종축의 변수에 대해 일방적으로 선행하는 사례이다. ‘↔’는 횡축의 변수와 종축의 변수간 양방향적 피드백 관계의 경우이며, ‘←x→’는 횡축의 변수가 종축의 변수간 정보전달관계가 성립하지 않는 경우이다. 선·후행관계의 F-통계치의 p-value의 임계치는 0.05이다. ***, **, *는 차이에 대한 Z검정 결과 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의적임을 표시한다.

가격 괴리율		선·후행 관계	프로그램 매매 순매수						거래차이 ($narb^{B-S}-arb^{B-S}$)	
			차익거래 순매수 ($arb^{B-S}=\frac{arb^B-arb^S}{arb^B+arb^S}$)			비차익거래 순매수 ($narb^{B-S}=\frac{narb^B-narb^S}{narb^B+narb^S}$)				
			과세 (B)	비과세 (A)	기간차이 (A-B)	과세 (b)	비과세 (a)	기간차이 (a-b)	과세 (b-B)	비과세 (a-A)
패널 A	$\Delta dev^{E,S}$	←	6.12	1.83	-4.29***	7.95	7.95	0	1.83	6.12***
		→	12.23	71.56	59.33***	17.74	12.23	-5.51**	5.51**	-59.33***
		↔	0.92	17.74	16.82***	3.36	1.83	-1.53	2.44**	-15.91***
		←x→	80.73	8.87	-71.86***	70.95	77.98	7.03**	-9.78***	69.11***
		전체	100.00	100.00	0	100.00	100.00	0	0	0
패널 B	$\Delta dev^{E,F}$	←	4.59	3.67	-0.92	6.42	5.50	-0.92	1.83	1.83
		→	5.20	9.48	4.28**	9.79	7.03	-2.76	4.59**	-2.45
		↔	0.31	0.61	0.30	0.92	0.31	-0.61	0.61	-0.30
		←x→	89.91	86.24	-3.67	82.87	87.16	4.29	-7.04***	0.92
		전체	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00	0.00	0.00
패널 C	$\Delta dev^{F,S}$	←	5.20	0.31	-4.89***	4.28	6.42	2.14	-0.92	6.11***
		→	12.23	72.17	59.94***	23.85	15.90	-7.95**	11.62***	-56.27***
		↔	1.53	19.88	18.35***	3.98	1.22	-2.76***	2.45*	-18.66***
		←x→	81.04	7.65	-73.39***	67.89	76.45	8.56**	-13.15**	68.80***
		전체	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00	0.00	0.00

<표 9> 증권거래세 면제 전·후 일종 차익거래 순매수와 괴리율간 VAR 추정 결과

우정사업본부에 증권거래세가 부과되기 전 기간인 2012.1.2~2012.12.28일까지 기간(비과세기간)과 증권거래세가 부과된 기간인 2013.1.2~2013.12.18일까지 기간(과세기간)의 접속매매시간동안 30초 간격으로 측정 한 차익거래 순매수액과 괴리율의 VAR추정결과이다. $\Delta dev^{E,S}$ 는 30초 간격 현물 대비 ETF가격의 로그차분, $\Delta dev^{E,F}$ 는 30초 간격 선물 대비 ETF가격의 로그차분, $\Delta dev^{F,S}$ 는 30초 간격 현물대비 선물의 로그차분이다. 차익거래 순매수액비율은 30초 간격으로 측정했다. 회귀계수는 일별로 추정된 회귀계수의 시계열 평균치이며, t-통계치는 일별로 추정된 회귀계수의 t-통계치의 시계열 평균치이다. 기각율(%)은 기간별 거래일에서 해당 귀무가설이 5%수준에서 기각된 거래일이 차지하는 비율이다.

VECM	패널 A				패널 B				패널 C			
	$\Delta dev_t^{E,S} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{1,k} \Delta dev_{t-k}^{E,S} + \gamma_{1,k} arb_{t-k}^{B-S})$				$\Delta dev_t^{E,F} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{1,k} \Delta dev_{t-k}^{E,F} + \gamma_{1,k} arb_{t-k}^{B-S})$				$\Delta dev_t^{F,S} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{1,k} \Delta dev_{t-k}^{F,S} + \gamma_{1,k} arb_{t-k}^{B-S})$			
	$arb_t^{B-S} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{2,k} \Delta dev_{t-k}^{E,S} + \gamma_{2,k} arb_{t-k}^{B-S})$				$arb_t^{B-S} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{2,k} \Delta dev_{t-k}^{E,F} + \gamma_{2,k} arb_{t-k}^{B-S})$				$arb_t^{B-S} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} (\beta_{2,k} \Delta dev_{t-k}^{F,S} + \gamma_{2,k} arb_{t-k}^{B-S})$			
기간 설명변수	과세		면세		과세		면세		과세		면세	
	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치	추정치	t-통계치
종속변수 회귀계수	$\Delta dev^{E,S}$				$\Delta dev^{E,F}$				$\Delta dev^{F,S}$			
$\gamma_{1,1}$	1.37	1.14	-3.37	-2.12	0.46	0.65	-1.38	-2.08	0.06	0.51	-0.45	-2.28
$\gamma_{1,2}$	0.94	0.60	-17.04	-8.82	0.91	1.06	-1.45	-1.66	-0.07	-0.42	-1.64	-7.14
$\gamma_{1,3}$	0.01	0.01	-27.74	-13.20	0.92	1.03	-1.84	-2.29	-0.09	-0.50	-2.60	-11.20
$\gamma_{1,4}$	-1.02	-0.52	-32.90	-16.02	1.56	1.56	-0.84	-0.91	-0.24	-1.14	-3.39	-14.31
$\gamma_{1,5}$	-2.62	-1.32	-36.03	-14.44	1.97	2.00	0.11	0.10	-0.40	-1.88	-3.77	-12.25
$\gamma_{1,6}$	-3.25	-1.77	-37.20	-14.28	0.87	0.88	1.11	0.90	-0.30	-1.55	-3.59	-10.94
$\gamma_{1,7}$	-4.18	-2.24	-37.49	-16.80	0.07	0.07	2.07	2.30	-0.37	-1.93	-3.73	-14.62
$\gamma_{1,8}$	-3.82	-2.23	-37.77	-16.78	-0.42	-0.46	2.26	3.01	-0.33	-1.69	-3.87	-13.67
$\gamma_{1,9}$	-2.84	-1.85	-31.60	-15.17	0.06	0.07	2.83	3.72	-0.27	-1.64	-3.08	-13.40
$\gamma_{1,10}$	-0.11	-0.10	-20.92	-13.29	0.15	0.23	1.96	2.77	-0.09	-0.75	-2.09	-11.50
$adj R^2$	0.242		0.289		0.383		0.416		0.212		0.238	
$\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^{10} = 0$ 기각율(%)	7.04		19.57		4.90		4.28		6.73		20.19	
종속변수 회귀계수	arb^{B-S}				arb^{B-S}				arb^{B-S}			
$\beta_{2,1}$	22.85	3.93	176.70	33.96	-7.32	-0.82	-117.09	-16.94	23.00	3.83	194.52	35.09
$\beta_{2,2}$	36.42	5.33	260.64	43.10	-9.76	-0.88	-157.53	-17.05	35.79	5.08	278.35	45.17
$\beta_{2,3}$	33.43	4.76	290.04	48.20	-19.85	-1.51	-181.73	-16.74	33.60	4.71	308.12	50.17
$\beta_{2,4}$	38.68	5.58	297.08	48.58	-29.10	-2.11	-168.84	-14.81	43.17	6.19	312.42	49.32
$\beta_{2,5}$	38.56	5.61	278.07	46.41	-30.21	-2.21	-146.25	-13.20	43.33	6.29	291.30	49.34
$\beta_{2,6}$	30.42	4.77	250.64	43.12	-27.54	-2.09	-123.77	-10.98	34.24	5.31	261.10	45.20
$\beta_{2,7}$	30.49	5.02	214.34	41.71	-19.40	-1.47	-111.64	-10.38	31.52	5.23	224.99	43.60
$\beta_{2,8}$	34.08	6.07	173.48	34.84	-16.90	-1.43	-92.07	-9.16	35.69	6.51	184.89	38.00
$\beta_{2,9}$	29.89	5.83	127.45	28.91	-7.92	-0.75	-57.83	-6.28	29.80	5.68	133.72	30.74
$\beta_{2,10}$	17.21	3.78	76.76	22.34	-5.50	-0.60	-31.34	-4.27	18.06	4.08	82.25	25.48
$adj R^2$	0.401		0.249		0.399		0.221		0.401		0.254	
$\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^{10} = 0$ 기각율(%)	13.15		89.30		5.51		10.09		13.76		92.05	

6. 투자주체별 ETF, 현물, 선물간 연계성에 대한 영향력

6.1 방법론

제6장에서는 제5장에서 일중 수준에서 추정된 괴리율과 프로그램 매매간의 관계를 주도한 투자주체의 영향력을 더미변수를 도입한 식 (5)의 회귀모형으로 검증한다. 식 (5)에 도입된 일별 종속변수는 제2장에서 측정한 유가증권시장과 선물시장의 접속매매시간의 30초 간격 괴리율 지표의 절대값의 평균치이다. ETF 관련 괴리율은 KODEX200과 TIGER200에 대해 검증했지만, 두 ETF에 대한 분석 결과의 해석에서 질적인 차이가 없으므로 KODEX200의 결과만으로 설명한다. 설명변수는 기관투자자와 외국인의 거래유형별 일별 순매수액비율의 절대값으로 측정한다. 거래유형은 차익거래대금, 비차익거래대금, 일반거래대금이며 투자주체별 일별 거래매수액에서 일별 거래매도액을 차감한 거래순매수액을 일별 거래매수액과 거래매도액의 합계인 거래대금으로 나눈 비율이 절대값이다.

면세기간을 표시하는 더미변수(dummy variable)는 과세기간인 2017년 4월 27일까지의 거래일에는 0의 값을, 2017년 4월 28일 이후의 면세기간의 거래일에는 1을 부여했다. 괴리율 지표에 대해 거래유형의 투자주체별 영향력의 기간 차이에 대한 통계적 유의성을 판단하기 위한 설명변수로는 투자주체별 거래유형 순매수비율에 기간 더미변수를 곱한 상호작용항(interaction term) 변수를 도입했다. 예를 들어 회귀모형 (5)에서 설명변수 $arb^i \times d$ 의 추정회귀계수 β_8 은 과세기간의 arb^i 에 대한 추정회귀계수(β_1)와 면세기간의 arb^i 에 대한 추정회귀계수간 차이값이며 이 회귀계수가 통계적으로 유의적이라면, 면세기간에서 차익거래의 연계과정에서 특정 투자주체가 차익거래로 미치는 영향력이 과세기간보다 변동했음을 의미한다. 또한 거래유형 영향력의 기간 차이가 투자주체별 영향력에 기인하는지를 상호작용항의 회귀계수가 동일하다는 귀무가설($H_0: \beta_k = \beta_{k+1}$)로 설정하여 검증한다. 이 귀무가설을 기각한다면 차익거래의 연계과정에서 거래로 미치는 영향력의 기간별 차이에 대한 기관투자자와 외국인의 영향력이 차별적임을 의미한다.

$$\begin{aligned} \overline{|dev|} = & \beta_0 + \sum_{k=1}^2 (\beta_k arb^m + \beta_{k+2} narb^m + \beta_{k+4} nprg^m) \\ & + \beta_7 d + \sum_{k=1}^2 (\beta_{k+7} arb^m \times d + \beta_{k+9} narb^m \times d + \beta_{k+11} nprg^m \times d) \end{aligned} \quad (5)$$

여기에서 $m \in \{i(\text{기관}), f(\text{외국인})\}$

$\overline{|dev|}$: 일중 괴리율 절대값

$$\begin{aligned}
arb^m &: \text{투자주체별 차익거래순매수비율의 절대값} \left(\left| \frac{arb^{m,B} - arb^{m,S}}{arb^B + arb^S} \right| \right) \\
narb^m &: \text{투자주체별 비차익거래대금순매수비율의 절대값} \left(\left| \frac{narb^{m,B} - narb^{m,S}}{narb^B + narb^S} \right| \right) \\
nprg^m &: \text{투자주체별 일반거래대금순매수비율의 절대값} \left(\left| \frac{nprg^{m,B} - nprg^{m,S}}{nprg^B + nprg^S} \right| \right) \\
d &: \text{면세기간이면 1, 비과세기간이면 0인 더미변수}
\end{aligned}$$

회귀모형인 식 (5)의 추정결과에 대한 강건성 검정(robustness check)으로 상호작용항을 제거한 회귀모형 식 (6)을 과세기간과 면세기간별로 추정하고, 기간별 구조변동에 따른 거래 유형과 투자주체의 영향력에 대해 Chow 검정을 수행한다.¹⁵⁾ 식 (5)에서 β_1 의 값은 식 (6)의 $\gamma_{1,B}$ 와 동일하며, 상호작용항의 추정회귀계수 β_8 의 통계적 유의성은 식 (6)에서 추정한 기간별 회귀계수의 차이, 즉 $\gamma_{1,A} - \gamma_{1,B}$ 의 통계적 유의성을 의미한다.

$$\begin{aligned}
\overline{dev}_p &= \gamma_{0,p} + \sum_{k=1}^2 (\gamma_{k,p} arb_p^m + \gamma_{k+2,p} narb_p^m + \gamma_{k+4,p} nprg_p^m) \\
p &\in \{B(\text{과세기간}), A(\text{면세기간})\}
\end{aligned} \tag{6}$$

6.2 분석결과

6.2.1 투자주체간 프로그램매매의 상관관계

회귀분석 실행에 앞서 <표 10>에는 증권거래세 면세 전·후 기간동안 기관투자자와 외국인의 일별 프로그램매매와 일반매매의 순매수액비율의 피어슨 상관계수를 비교한 결과를 제시한다. 상관계수 측정에서 순매수액비율은 투자자의 거래 방향성을 고려하여 절대값을 취하기 전의 통상적인 순매수액비율이다. 상관계수는 동일 투자주체 내에서 차익거래, 비차익거래, 일반거래의 순매수비율간 관계를 파악했으며 거래 유형별 기관투자자와 외국인의 순매수비율간 상관관계로

15) Chow 검정은 특정한 시점을 기준으로 회귀모형의 설명력에 구조적 변화(structural change)가 발생했는지를 통계적으로 검정하는 방법으로 검정 통계치는 F분포를 따른다. 본 연구에서 적용한 식 (6)의 Chow 검정 통계치는 다음과 같다.

$$\frac{[SSR_T - (SSR_A + SSR_B)]/k}{(SSR_A + SSR_B)/(n_A + n_B - 2k)}$$

여기에서 SSR_T : 전체 표본기간에 대한 회귀모형의 잔차제곱합

SSR_B : 과세기간에 대한 회귀모형의 잔차제곱합

SSR_A : 면세기간에 대한 회귀모형의 잔차제곱합

$n_B(n_A)$: 과세기간(면세기간)의 거래일

k : 절편을 포함한 추정 회귀계수의 수

측정했다.

<표 10> 투자주체별 일별 거래 순매수액비율간 상관계수

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 기간인 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간과 증권거래세가 면제된 기간인 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면세기간)의 투자주체간 일별 순매수액비율의 피어슨(Pearson) 상관계수이다. 일별 순매수액비율은 유가증권시장의 투자주체별 일별 매수금액에서 매도금액을 차감한 값을 당일 매수금액과 매도금액 합계로 나눈 값이다. 괄호안의 값은 상관계수가 0이라는 귀무가설에 대한 p-value이다.

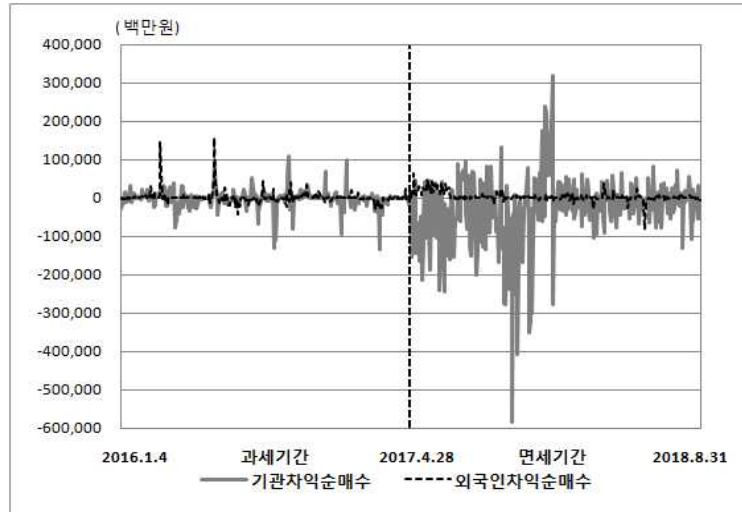
		기관투자자				외국인					
		비차익		일반		차익		비차익		일반	
		과세	면세	과세	면세	과세	면세	과세	면세	과세	면세
기관투자자	차익	0.164 (0.003)	0.220 (0.000)	0.534 (0.000)	0.619 (0.000)	0.381 (0.000)	-0.152 (0.006)	-0.001 (0.992)	-0.196 (0.000)	-0.201 (0.000)	-0.385 (0.000)
	비차익			0.546 (0.000)	0.538 (0.000)	0.202 (0.000)	0.041 (0.450)	-0.441 (0.000)	-0.332 (0.000)	-0.532 (0.000)	-0.423 (0.000)
	일반					0.371 (0.000)	-0.020 (0.714)	-0.288 (0.000)	-0.220 (0.000)	-0.534 (0.000)	-0.449 (0.000)
외국인	차익							-0.076 (0.167)	-0.030 (0.582)	-0.250 (0.000)	0.031 (0.575)
	비차익									0.757 (0.000)	0.735 (0.000)

횡축 좌측과 종축 상단의 기관투자자가 교차하는 결과에서 제시된 상관계수를 보면, 기관투자자의 차익거래, 비차익거래, 일반거래는 면세 정책 시행 전 후 기간에서 다른 변수들과 모두 1%유의수준에서 강한 양의 상관관계를 가진다. 반면 횡축 우측과 종축 하단의 외국인이 교차하는 결과에서 차익거래는 비차익거래와 음의 상관관계(-0.076)를 갖지만, 비유의적이다. 외국인의 차익거래와 일반거래간 과세기간의 음의 유의적인 상관관계(-0.250)는 면세기간에는 양으로 전환되었으나 유의성은 소멸되었다. 그러나 외국인의 비차익거래와 일반거래간에 결정된 유의적으로 강한 양의 상관관계는 과세기간과 면세기간에 지속된다. 결과적으로 기관투자자의 프로그램매매와 일반거래에서 관찰되는 동행적 행태는 과세기간이나 면세기간 동안 지속하는 반면, 외국인의 차익거래는 비차익거래나 일반거래의 패턴과 무관하거나 역의 관계를 가진다.

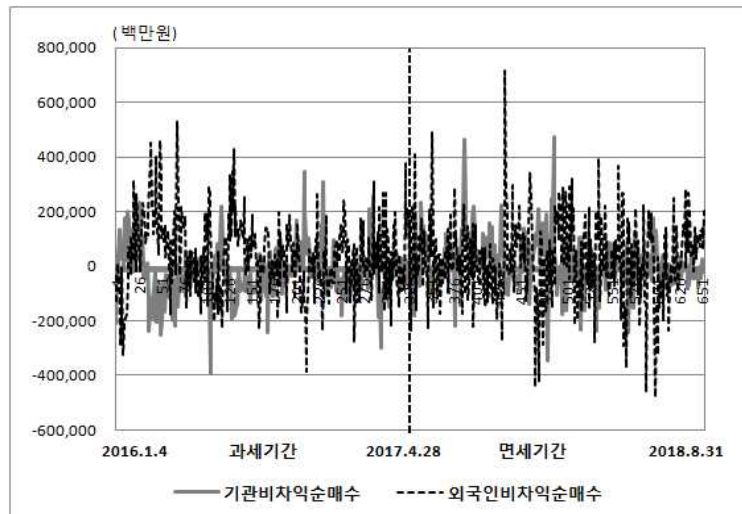
이제 기관투자자와 외국인간 거래 유형별 상관관계를 파악하기로 한다. 먼저 기관투자자와 외국인간 차익거래에 대해 과세기간의 상관계수는 1%수준에서 유의적인 0.381이었지만, 면세기간에는 음의 상관관계(-0.152)로 전환되었다. 또한 기관투자자의 차익거래는 과세기간동안 외국인의 비차익거래 및 일반거래와 음의 상관관계를 보였으며, 면세기간에는 이러한 음의 상관관계의 크기와 통계적 유의성이 강해졌다. 또한 기관투자자의 비차익거래와 일반거래는 과세기간에 외국인 차익거래와 유의적인 양의 상관관계를 보였으나, 면세기간에는 유의성이 소멸되었다. 또한 과세기간에 유의적인 음의 상관관계를 보인 기관투자자와 외국인간 비차익거래와 일반거래는 면세기간에도 그 관계가 지속되었다.

<그림 2> 증권거래세 면제 전후 기관·외국인 투자자 순매수 추이

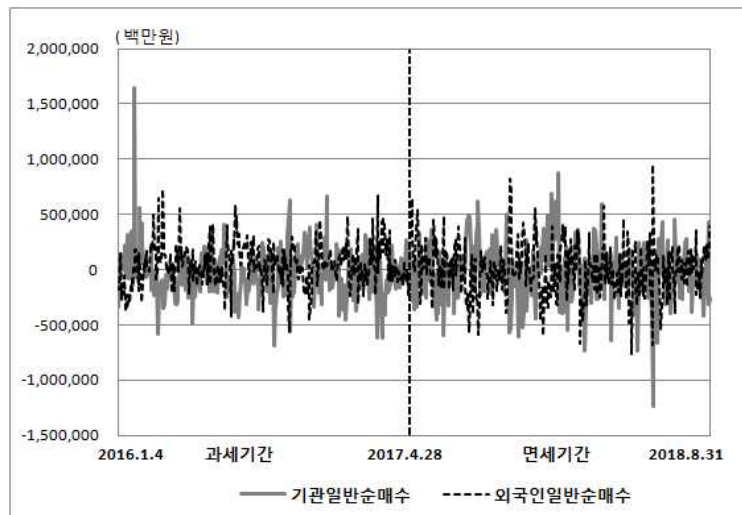
패널 A. 차익거래순매수



패널 B. 비차익거래순매수



패널 C. 일반거래순매수



이상의 상관관계 결과를 요약하면, 과세기간동안 기관투자자의 프로그램매매 및 일반거래와 유의적인 순행성을 가진 외국인의 차익거래는 면세기간에는 역행성을 보이거나 순행성이 소멸하는 행태를 보인다. 또한 외국인의 비차익거래와 일반거래는 기관투자자의 거래유형과 모두 역행하는 관계를 가진다. <그림 2>에서 일별 기관투자자와 외국인간 거래유형별 순매수액의 시계열 추이를 비교해보면 패널 A에서 기관투자자의 차익거래순매수의 규모는 면세기간에서 과세기간에 비해 대폭적으로 확대된 반면, 외국인의 차익거래순매수액 규모는 과세기간과 면세기간에서 일정 수준에서 제한적으로 변동되었음이 확인된다. 그러나 패널 B의 비차익거래순매수액과 패널 C의 일반거래순매수액에서 기관투자자와 외국인은 유사한 규모로 변동하는 패턴을 제시한다.

6.2.2 회귀분석 추정결과

<표 11>은 식 (5)으로 추정한 차익거래와 관련한 괴리율에 대한 투자주체의 일별 거래유형별 영향력의 회귀분석 추정결과이며, 이 결과를 식 (6)의 추정결과인 <표 12>에서 비교검증하기로 한다. 먼저 <표 11>의 ①열의 분석결과에서 패널 A에 제시된 ETF와 기준지수(현물)의 괴리율 크기에 대한 회귀분석결과를 제시한다. 회귀분석 결과에서 과세기간에 괴리율 규모에 유의적인 영향력을 미친 투자주체와 거래유형은 외국인의 차익거래와 비차익거래, 기관투자자의 비차익거래로 $\beta_2, \beta_3, \beta_4$ 가 모두 1%수준에서 유의적이다. β_2 는 -0.775로 추정되어 외국인의 차익거래순매매가 강해질수록 괴리율이 감소하는 반면, 비차익거래순매매(β_4)는 괴리율을 확대시키는 상반된 결과를 보였다. 이같은 결과는 동일한 종속변수에 대해 추정한 <표 12>의 패널 A의 첫째열(①)의 과세기간의 회귀분석에서 $\gamma_1 \sim \gamma_6$ 의 회귀계수 추정치와 부호, 그리고 t-통계치로 확인할 수 있다.

<표 11>의 패널 A에서 첫째열에서 투자주체별 거래의 영향력에 대한 면세 정책의 효과는 회귀계수 $\beta_8 \sim \beta_{13}$ 로 확인할 수 있으며, 이 회귀계수에 대한 통계적 유의성은 <표 12>의 패널 A의 과세기간과 면세기간의 $\gamma_1 \sim \gamma_6$ 의 차이에 대한 통계적 유의성을 의미한다. 기관투자자의 프로그램매매의 영향력의 증감을 의미하는 β_8 과 β_{10} 은 1%수준에서 유의적인 음(-)의 값으로 추정되어, 과세기간보다 면세기간의 영향력이 감소했음이 확인된다. 반면, 면세기간의 외국인의 차익거래 영향력의 증감은 유의적인 양의 값(0.973)이며, 비차익거래는 음의 부호(-1.922)로 추정되었지만 10%수준에서 한계적 유의성을 보였다. 이 결과들을 <표 12>의 패널 A의 ①열에서 면세기간의 추정회귀계수로 평가하면 면세기간의 γ_1 과 γ_3 은 각각 -0.533과 -0.461로 추정되어 기관투자자의 차익거래순매매와 비차익거래순매매가 증가할수록 괴리율은 감소함을 알 수 있다. 즉, 기관투자자는 과세기간에는 ETF와 현물간 괴리율에 영향을 미치지 못했지만, 면세기간에는 차익거래 활성화로 ETF와 현물간 연계성이 강해지면서 괴리율의 규모를 축소된 것이다. 또한 과세기간에는 기관투자자의 비차익거래순매매는 괴리율을 확대시켰지만, 면세기간에는 차익거래와 같이 괴리율을 유의적으로 감소시킨다. 반면, 외국인의 차익거래와 비차익거래의 영향력을 의미하는

γ_2 와 γ_4 는 과세기간에는 유의적인 음이었으나 면세기간에는 각각 0.198과 0.680의 비유의적인 값으로 전환되었다. 이는 외국인이 면세기간에 프로그램매매를 통해 ETF와 현물 피리올에 미치는 영향력은 기관투자자에게 흡수되었음을 의미한다.

<표 11>의 패널 B의 ①열에서 거래형태가 피리올 규모에 미치는 효과의 기간 차이에 대한 투자주체별 차이가 존재하는지를 확인하기 위한 가설검정 결과를 보면 $\beta_8 = \beta_9$ 만 1%수준에서 유의적으로 기각되었을뿐, 다른 귀무가설은 기각할 수 없었다. 이는 과세기간 대비 면세기간의 ETF 현물 피리올의 변동에 미친 기관투자자와 외국인간 영향력의 차이가 있었던 거래는 차익거래가 유일함을 의미한다. <표 12>의 패널 B (①)에서도 기관투자자와 외국인의 차익거래의 영향력이 동일하다는 귀무가설은 과세기간과 면세기간에서 1%수준에서 기각되었으며, chow 검정치도 1%수준에서 유의적으로 나타나 면세 정책으로 인한 투자주체의 영향력의 구조적 변화를 확인할 수 있다.

<표 11>의 ②열의 분석결과는 ETF와 선물가격간 피리올($\ln(\frac{E}{F})$)에 대한 회귀분석결과를 제시한다. 과세기간의 피리올 규모에 영향력을 미친 투자주체와 거래를 ①열의 ETF와 기준지수 간 피리올에 대한 회귀분석 결과와 비교하면 통계적 유의성과 추정회귀계수의 부호는 그대로 유지된다. 과세기간에는 β_2 는 1%수준에서 통계적으로 유의적인 음의 부호(-0.606)로 추정되어 외국인의 차익거래순매매가 강해질수록 피리올이 축소되지만, 기관투자자와 외국인의 비차익거래순매매의 회귀계수는 양의 부호로 추정되어 상반된 결과를 보인다. 투자주체별 거래의 영향력에 대한 면세 정책의 효과를 파악하는 회귀계수인 $\beta_8 \sim \beta_{13}$ 의 부호와 통계적 유의성도 ETF와 현물 간 피리올의 분석결과와 질적으로 유사하다. 기관투자자의 프로그램 매매의 영향력의 증감을 의미하는 β_8 과 β_{10} 은 1%수준에서 유의적인 음의 값이며, 면세기간의 영향력인 $\beta_1 + \beta_8$ 과 $\beta_3 + \beta_{10}$ 은 음의 값이므로 면세기간에 기관투자자의 프로그램매매는 ETF와 선물가격간 피리올을 축소시키는 주도적 역할을 수행했다.

반면, 면세기간의 외국인의 차익거래 영향력의 증감을 의미하는 β_9 는 0.764로 유의적이며, 비차익거래의 회귀계수인 β_{11} 도 비유의적인 음의 값으로 추정되었다. 이 결과들을 <표 12>의 패널 A의 ②열의 면세기간의 추정회귀계수로 평가하면 면세기간의 $\gamma_1(= \beta_1 + \beta_8)$ 은 유의적인 -0.494의 값으로 추정되어 기관투자자의 차익거래순매매가 증가할수록 ETF와 현물간 연계성과 같이 ETF와 선물간 연계성도 높아지는 것으로 해석가능하다. 그러나 면세기간에 추정된 $\gamma_3(= \beta_3 + \beta_{10})$ 의 부호는 음이지만 10%수준에서 유의적이므로 ETF와 현물 피리올에 미치는 영향보다는 낮다. 반면, <표 12>의 패널 A의 ②열에서 면세기간의 외국인의 차익거래와 비차익거래의 영향력인 γ_2 와 γ_4 는 모두 비유의적인 양의 값으로 전환되었다. 이는 면세기간에 기관투자자와 달리 외국인은 프로그램매매를 통해 ETF와 선물 피리올에 미치는 영향력은 소멸되었음을 의미한다. 그러나 기관투자자와 외국인이 일반거래를 통해 피리올의 변동에 미치는 영향은 확인할 수 없다. <표 11>의 패널 B에서 가설검정 결과를 보면, $\beta_8 = \beta_9$ 만 1%수준에서 유의적으로

기각되었을뿐, 다른 귀무가설은 기각할 수 없었다. 이 결과는 ETF와 현물간 괴리율과 같이 기관 투자자와 외국인간 과세기간 대비 면세기간 괴리율의 변동에 미친 영향력의 차이는 차익거래에서만 존재함을 제시한다. 또한 <표 12>의 패널 B의 ②열에서 기관투자자와 외국인의 차익거래의 영향력이 동일하다는 귀무가설이 기각된 결과와 1%수준에서 유의적인 chow 검정치도 ①열과 동일하다.

<표 11>과 <표 12>의 ③열에는 현물·선물 베이스스($\left| \ln\left(\frac{F}{S}\right) \right|$)에 대한 회귀분석 결과를 제시한다. <표 11>의 회귀분석 결과에서 과세기간에 베이스스 규모에 5%수준에서 통계적으로 유의적인 영향력을 미친 변수는 외국인 차익거래와 기관투자자 비차익거래였다. 그러나 면세 정책의 효과 회귀계수인 $\beta_8 \sim \beta_{13}$ 의 부호를 보면 5%수준에서 통계적으로 유의적인 변수는 $nprg^f \times d$ 가 유일하다. 이같은 결과는 ETF·현물간 괴리율이나 ETF·선물간 괴리율과 달리 면세기간에 차익거래가 베이스스의 변동에 미치는 영향력은 과세기간에 비해 유의적으로 변동하지 않았음을 의미한다. 이를 <표 12>의 하위기간별 회귀분석 결과에서 재확인하면, 과세기간의 추정 결과에서는 통계적 유의성을 가진 변수가 전무했으며 면세기간의 추정결과에서도 $arbi$ 만이 0.072로 1%수준에서 유의적이다. 기관투자자의 면세 전·후 기간의 차익거래가 베이스스에 미치는 영향력의 차이인 β_8 이 비유의성에도 불구하고, 면세기간에 추정된 양의 회귀계수는 베이스스가 증가할수록 차익거래가 활발하다는 것을 의미한다. 이같은 결과는 ①열과 ②열에서 면세기간에 추정된 γ_1 가 유의적인 음의 부호와 대비된다. 또한 chow검정 결과에서 검정통계치는 1.63으로 과세기간의 회귀모형의 설명력과 면세기간의 회귀모형의 설명력간 구조적 변동에 대한 귀무가설은 기각할 수 없었으며, 귀무가설 $\gamma_1 = \gamma_2$ 도 10%수준에서 기각되어 면세 기간에는 ETF와 달리 현물·선물간 연계성에 대한 투자주체별 거래매매의 영향의 변동은 없었던 것으로 확인된다.

<표 11>과 <표 12>의 ④열에는 ETF순자산과 가격 괴리율인 $\left| \ln\left(\frac{E}{N}\right) \right|$ 에 대한 회귀분석 결과를 제시한다. 과세기간에는 외국인의 차익거래순매수의 회귀계수는 -0.084로 10%수준에서 한계적으로 괴리율을 감소시키지만, 비차익거래가 괴리율에 미치는 영향은 없었다. 거래세 면세 정책의 효과에 대한 유의적인 회귀계수는 β_9 와 β_{10} 로 각각 0.162과 -0.169로 5%수준에서 유의적이다. 즉, 면세기간에 외국인의 차익거래는 괴리율을 증가시킨 반면, 기관투자자의 비차익거래는 괴리율을 감소시키는 방향으로 영향력을 미치는 상반된 결과를 보였다. 비록 β_8 의 유의성은 발견할 수 없었지만, 패널 B의 귀무가설인 $\beta_8 = \beta_9$ 는 1%수준에서 기각되어 면세 정책에 따라 기관투자자와 외국인이 차익거래를 통해 순자산 괴리율에 미친 영향에는 뚜렷한 차이가 확인되었으며, 아울러 귀무가설 $\beta_{10} = \beta_{11}$ 도 5%수준에서 기각되어 비차익거래를 통한 기관투자자와 외국인의 영향력도 차별적이다.

<표 12> 패널 A의 ⑤열에서 하위기간별로 추정한 결과를 보면 과세기간의 외국인 차익거래의 회귀계수(γ_2)만 -0.084로 10%수준에서 유의적이지만, 면세기간에는 0.076으로 전환되었다.

반면 과세기간에 유의성이 발견되지 않았던 기관투자자의 차익거래(γ_1)는 면세기간에 -0.093 으로 유의적으로 추정된 반면, 외국인의 비차익거래와 순자산 피리올간의 관계(γ_4)는 0.424 였다. 패널 B에서 과세기간에 매매 유형별로 투자주체간 영향력의 유의적 차이는 발견되지 않았으나, 면세기간에는 차익거래와 비차익거래에서 기관투자자와 외국인간 영향력 차이는 유의적이었다.

<표 11>과 <표 12>의 ⑤열에서 ETF순자산·현물 피리올에 대한 분석결과를 보자. 회귀분석 결과에서 과세기간에 피리올 규모에 유의적인 영향력을 미친 투자주체와 거래는 외국인 차익거래와 비차익거래, 기관투자자의 비차익거래로 β_2 , β_3 , β_4 가 모두 1%수준에서 유의적으로 ①과 ②의 회귀분석 결과인 ETF·현물 피리올과 유사하다. 이같은 결과는 <표 12>의 패널 A에서도 과세기간의 회귀분석에서 γ_2 , γ_3 , γ_4 까지의 회귀계수와 이에 대한 통계적 유의성으로도 확인할 수 있다. <표 11>에서 회귀계수인 $\beta_8 \sim \beta_{13}$ 에서 기관투자자의 프로그램 매매의 영향력의 증감을 의미하는 β_8 과 β_{10} 은 1%수준에서 모두 유의적이며, 회귀계수의 절대값이 β_1 과 β_3 보다 크므로 면세기간에는 피리올이 축소되었음을 알 수 있다. 반면, 면세기간의 외국인의 차익거래 영향력의 증감에 대한 회귀계수(β_9)는 1%수준에서 1.210 으로 유의적이다. 이 수치와 β_2 의 합이 면세기간의 회귀계수이므로, 외국인의 차익거래순매수는 면세기간에 오히려 피리올을 확대시켰음이 확인된다. 패널 B의 피리올 규모에 미치는 효과의 기간 차이에 대한 투자주체별 차이가 존재하는지를 확인하기 위한 가설검정에서는 $\beta_8 = \beta_9$ 만 1%수준에서 유의적으로 기각되었지만 나머지 귀무가설은 기각할 수 없었다. 이는 기관투자자와 외국인간 과세기간 대비 면세기간에 ETF순자산·현물 피리올의 변동에 미친 영향력의 차이가 있었던 거래는 차익거래가 유일함을 의미한다.

<표 12>의 패널 B ⑤열에서 면세기간의 γ_1 과 γ_3 은 각각 -0.671 과 -0.673 으로 추정되어 기관투자자의 차익거래순매매가 증가할수록, 피리올은 감소함이 재확인된다. 즉, 과세기간에 피리올 규모에 영향을 미치지 못했던 기관투자자는 차익거래를 통해 면세기간에는 피리올의 규모를 감소시켰다. 또한 과세기간에는 기관투자자의 비차익거래순매매가 피리올을 확대시켰지만, 면세기간에는 차익거래와 같이 피리올을 유의적으로 감소시키는 것으로 분석되었다. 반면, 패널 B에서 면세기간의 외국인의 차익거래와 비차익거래의 영향력인 γ_2 와 γ_4 는 모두 비유의적인 양의 값으로 전환되었다. 이같은 결과는 기관투자자와 달리 외국인은 면세기간에는 프로그램매매를 통해 ETF순자산·현물간 피리올에 미치는 영향력이 소멸되었음을 의미한다. 또한 <표 12>의 패널 B ⑤열에서 기관투자자와 외국인의 차익거래의 영향력이 동일하다는 귀무가설은 과세기간과 면세기간에 모두 기각되었으며, chow 검정결과도 투자주체들의 영향력이 면세 정책으로 인해 구조적으로 변동되었음이 확인된다.

<표 11> 괴리율에 대한 일별 투자주체별 프로그램 매매의 영향력

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 기간인 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간과 증권거래세가 면제된 기간인 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면제기간)의 일별 괴리율 절대값에 대한 투자주체별 프로그램 매매의 회귀분석 추정 결과이다. 괄호안의 값은 t-통계치이다. 패널 A는 면제기간 더미변수와 투자주체별 매매의 상호작용항이 도입된 회귀모형 추정결과이며, 패널 B는 거래유형별 투자주체의 영향력이 동일하다는 귀무가설에 대한 검정결과이다. 귀무가설 검정의 값은 F-통계치이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의하다.

회귀모형	①	②	③	④	⑤
종속변수 설명변수	$\left \ln\left(\frac{E}{S}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{E}{F}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{F}{S}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{E}{N}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{S}{N}\right) \right $

패널 A. 기간더미×거래유형의 상호작용항 도입 회귀분석

β_0	절편	0.707 (6.36)***	0.745 (8.29)***	0.213 (5.77)***	0.288 (9.76)***	0.639 (4.54)***
β_1	arb^i	0.048 (0.43)	0.076 (0.85)	0.041 (1.09)	-0.035 (-1.18)	0.076 (0.54)
β_2	arb^f	-0.775 (-4.70)***	-0.606 (-4.56)***	-0.108 (-1.98)**	-0.084 (-1.94)*	-1.050 (-5.03)***
β_3	$narb^i$	0.638 (3.03)***	0.375 (2.21)**	0.145 (2.07)**	0.085 (1.52)	0.848 (3.17)***
β_4	$narb^f$	2.602 (3.57)***	1.670 (2.84)***	0.419 (1.73)*	-0.067 (-0.35)	3.185 (3.45)***
β_5	$nprg^i$	-0.319 (-0.57)	-0.264 (-0.59)	-0.289 (-1.55)	0.168 (1.13)	-0.418 (-0.59)
β_6	$nprg^f$	-0.504 (-0.53)	-0.052 (-0.07)	-0.609 (-1.93)*	0.219 (0.87)	-0.117 (-0.10)
β_7	d	-0.113 (-0.81)	-0.288 (-2.58)***	-0.071 (-1.53)	-0.153 (-4.17)***	0.086 (0.49)
β_8	$arb^i \times d$	-0.581 (-3.50)***	-0.570 (-4.26)***	0.032 (0.57)	-0.058 (-1.33)	-0.747 (-3.56)***
β_9	$arb^f \times d$	0.973 (3.94)***	0.746 (3.74)***	0.088 (1.07)	0.162 (2.47)**	1.210 (3.87)***
β_{10}	$narb^i \times d$	-1.099 (-3.46)***	-0.699 (-2.72)***	-0.120 (-1.14)	-0.169 (-2.01)**	-1.521 (-3.78)***
β_{11}	$narb^f \times d$	-1.922 (-1.69)*	-1.313 (-1.43)	-0.596 (-1.57)	0.492 (1.63)	-2.422 (-1.68)*
β_{12}	$nprg^i \times d$	-0.069 (-0.09)	0.579 (0.89)	0.331 (1.23)	-0.153 (-0.72)	0.305 (0.30)
β_{13}	$nprg^f \times d$	1.867 (1.35)	1.070 (0.96)	0.918 (2.00)**	-0.189 (-0.52)	1.575 (0.90)
$adjR^2$		0.176	0.268	0.036	0.217	0.129

패널 B. 가설검정

$\beta_8 = \beta_9$	24.54***	27.03***	0.29	7.00***	24.29***
$\beta_{10} = \beta_{11}$	0.48	0.41	1.44	4.36**	0.35
$\beta_{12} = \beta_{13}$	1.19	0.12	0.99	0.01	0.32

<표 12> 괴리율에 대한 일별 투자주체별 프로그램 매매의 하위기간별 영향력

우정사업본부에 증권거래세가 면제되기 전 기간인 2016.1.4~2017.4.27일까지 기간(과세기간과 증권거래세가 면제된 기간인 2017.4.28~2018.8.31일까지 기간(면제기간)의 일별 괴리율 절대값에 대한 투자주체별 프로그램 매매의 회귀분석 추정 결과이다. 괄호안의 값은 t-통계치이다. 패널 A는 과세기간과 면제기간의 하위기간별 회귀모형 추정결과이며, 패널 B는 거래유형별 투자주체의 영향력이 동일하다는 귀무가설에 대한 검정결과이다. 귀무가설 검정과 chow검정의 값은 F-통계치이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의하다.

회귀모형	①	②	③	④	⑤
종속변수 설명변수	$\left \ln\left(\frac{E}{S}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{E}{F}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{F}{S}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{E}{N}\right) \right $	$\left \ln\left(\frac{S}{N}\right) \right $

패널 A. 기간별 회귀분석

기간		과세	면세	과세	면세	과세	면세	과세	면세	과세	면세
γ_0	절편	0.708 (5.44)***	0.595 (8.90)***	0.745 (7.82)***	0.457 (7.31)***	0.213 (4.48)***	0.143 (8.40)***	0.288 (8.56)***	0.134 (7.29)***	0.639 (3.71)***	0.726 (9.50)***
γ_1	arb^i	0.048 (0.36)	-0.533 (-5.38)***	0.077 (0.80)	-0.494 (-5.33)***	0.041 (0.85)	0.072 (2.87)**	-0.035 (-1.04)	-0.093 (-3.42)***	0.076 (0.44)	-0.671 (-5.93)***
γ_2	arb^f	-0.775 (-4.03)***	0.198 (1.33)	-0.607 (-4.30)***	0.139 (1.00)	-0.108 (-1.54)	-0.021 (-0.54)	-0.084 (-1.70)*	0.076 (1.86)*	-1.050 (-4.12)***	0.160 (0.94)
γ_3	$narb^i$	0.638 (2.59)**	-0.461 (-2.39)**	0.376 (2.08)**	-0.324 (-1.79)*	0.145 (1.61)	0.025 (0.51)	0.085 (1.33)	-0.084 (-1.59)	0.848 (2.60)***	-0.673 (-3.06)***
γ_4	$narb^f$	2.603 (3.06)***	0.680 (0.96)	1.671 (2.68)***	0.357 (0.54)	0.419 (1.35)	-0.177 (-0.98)	-0.067 (-0.30)	0.424 (2.16)**	3.185 (2.82)***	0.762 (0.94)
γ_5	$nprg^i$	-0.319 (-0.49)	-0.388 (-0.82)	-0.265 (-0.55)	0.314 (0.71)	-0.289 (-1.21)	0.042 (0.35)	0.168 (0.99)	0.015 (0.12)	-0.418 (-0.48)	-0.112 (-0.21)
γ_6	$nprg^f$	-0.504 (-0.46)	1.363 (1.67)*	-0.052 (-0.06)	1.018 (1.34)	-0.609 (-1.50)	0.309 (1.49)	0.219 (0.76)	0.030 (0.13)	-0.117 (-0.08)	1.458 (1.56)
$adjR^2$		0.081	0.119	0.076	0.085	0.016	0.024	0.006	0.049	0.081	0.136
chow 검정치		14.32***		23.34***		1.63		19.20***		10.26***	

패널 B. 가설검정

$\gamma_1 = \gamma_2$	11.78***	14.44***	15.14***	12.37***	2.88*	3.61*	0.64	10.25***	12.57***	14.29***
$\gamma_3 = \gamma_4$	4.84**	2.35	3.91**	0.96	0.70	1.14	0.43	6.12**	3.90**	2.85*
$\gamma_5 = \gamma_6$	0.02	2.99*	0.04	0.55	0.35	1.08	0.02	0.00	0.02	1.84

7. 결 론

본 연구는 2017년 4월부터 시행된 우정사업본부 증권거래세가 면제 정책에 따라 KOSPI200 ETF, 현물, 선물시장의 가격발견과 연계성에 미친 효과를 일중 고빈도 자료를 활용하여 실증적으로 분석했다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 표본기간동안 현물 바스켓의 대응치인 ETF는 현물의 일중 수준에서 가격발견을 주도하는 경향이 강하며 선물과 상호피드백하는 현상이 관찰되었다. 이같은 결과는 지수를 추종하는 ETF가격에는 현물의 정보내용이 선반영되며, 현물·선물차익거래에서 ETF가 현물의 대응치로 중요한 역할을 하는 것으로 해석된다.

둘째, 우본에 대한 증권거래세 면제가 적용된 기간에는 차익거래와 ETF, 현물, 선물시장간 정보이전관계가 과세기간에 비해 유의적으로 활성화되었다. 면세기간에 차익거래는 현물보다 선물과 ETF의 가격변동을 추종하여 후행하는 경향이 강한 것으로 나타났다. 이는 차익거래과정에서 선물과 ETF가격변동에 내포된 정보가 차익거래에 전달됨을 의미한다. 비차익거래도 우본에 대한 과세기간에는 가격변동을 추종하여 발생하는 경향이 지배적이지만 면세기간에는 오히려 감소했다. 즉, 이러한 결과는 거래세 면세가 프로그램 매매에서도 차익거래 활성화에 유효한 정책이었음을 의미한다.

셋째, 우본에 대한 증권거래세 면세 기간에 차익거래와 ETF, 현물, 선물시장 연계 괴리율간의 정보이전관계도 구조적으로 변동했다. 면세기간에 차익거래는 ETF와 현물 괴리율을 추종하는 경향이 강해졌으며, 이는 현·선물 괴리율을 추종하는 차익거래 행태와 유사하다. 따라서 면세기간에 차익거래가 활발해진 배경으로는 현물 바스켓의 대응치로 매매과정에서 ETF가 현물가치에 수렴하는 과정이 활성화된 것으로 추론할 수 있다.

넷째, 증권거래세 면세 기간에는 우본이 속한 투자주체인 기관투자자가 차익거래를 통해 가격괴리율을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 반면 우본에 대한 증권거래세가 부과되었던 기간에는 차익거래를 통해 가격괴리율을 감소시켰던 외국인이 면세기간에 괴리율에 미치는 영향력의 유의성은 소멸되었다. 이는 직접적으로 면세 혜택을 받은 투자주체가 차익거래와 연관된 시장의 질적 수준을 향상시킨 증거로 해석된다.

본 연구의 실증분석 결과는 조세특례법 개정에 따라 2021년까지 연장된 우본에 대한 면세 정책이 차익거래시장의 활성화 측면에서는 긍정적인 효과가 발생했다는 결과를 제시한다. 현행 조세특례법은 차익거래 목적으로 우본에만 한시적으로 면세 혜택을 부여하고 있지만 면세 혜택의 형평성 문제는 법적 측면에서 검토해볼 필요가 있다. 거래세 면제 목적이 우본에게 차익거래의 독점적 지위를 부여한 것이 아니라면 시장의 활성화를 제고하기 위해 기타 공적 연기금에도 확대하는 것이 바람직하지만 이는 정책적으로 결정될 문제이다.¹⁶⁾ 본 연구의 결과는 국민연금을

16) 2016년 세법 개정 과정에서 거래세 면제 대상에 우정사업본부와 아울러 국민연금도 포함될 것인지에 대한 논의가 있었으나, 국민연금에도 거래세를 면제할 경우 국민연금이 일반 주식거래를 줄이고 차익

포함한 연기금이 기금운용시 차익거래를 이용할 경우, 차익거래시장 활성화의 실효성 측면에서 증권거래세 면제 적용 대상으로 검토할 수 있는 근거 자료로도 가능하다. 이와 같은 실증분석 결과는 향후 자본시장과 관련한 과세 정책의 입안 과정에서 투자자들의 매매 행태와 시장의 질의 변화에 미칠 영향을 면밀하게 고려하여 결정되어야 한다는 시사점을 제시한다.

거래에 보다 많은 자금을 투입해 결과적으로 세수가 감소할 수 있다는 우려하에 최종적으로 면제 대상에서 제외되었다.

참 고 문 헌

- 강병호, 옥기울, (2006), “투자자 거래활동 유형별 주식시장 변동성에 미치는 영향에 관한 비교연구,” 한국증권학회지 제35권, 137-174.
- 강석규, (2009), “한국주가지수시장의 가격발견에 관한 연구 : KODEX200, KOSPI200과 KOSPI200선물”, 선물연구 제17권 제3호, 67-97.
- 강석규, (2013), “상장지수펀드를 이용한 차익거래 수익성에 관한 연구”, 한국증권학회지, 제42권 3호 pp. 619-637.
- 권택호, 박종원, 장욱, (2002), “프로그램 매매의 특징과 증권시장에 미친 효과,” 경영학 연구 제31권, 343-371.
- 김수성, 연금재정 안정을 위한 연금기금의 증권거래세 부과에 대한 재검토 : 증권거래세 비과세를 중심으로, 2013년 보험연합 학술발표 대회 자료집
- 김수성, 문성훈, (2014), “연기금의 증권거래세 부과에 대한 과세 개선방안 연구,” 세무학연구 제31권 43-73.
- 민재훈, (2000), “주가지수 차익거래가 주식시장 및 주가지수 선물시장의 수익률 변동에 미치는 영향에 관한 연구,” 재무관리연구 제17권, 175-209.
- 박종원, 이우백, 권택호, (2009), “프로그램매매 중단장치가 주식시장의 정보비대칭에 미치는 영향,” 한국증권학회지 제38권, 325-369.
- 양용, 장연식, “과세제도 정책 변경으로 인한 프로그램 매매의 영향력과 투자자 거래행태의 구조 변화: 코스피 시장에 대한 실증분석”, 한국증권학회지, 제44권 2호(2015), pp. 413-444
- 옥기울, (2001), “현물 및 선물 연계에 의한 불공정거래행위 대응방안”, 증권학회지 제28권, 419-448.
- 옥기울, (2006), “유형별 프로그램 매매와 KOSPI 수익률의 변동성,” 금융공학연구 제5권, 95-111
- 이우백, 우민철, 박종원, “거래비용이 차익거래시장에 미치는 영향 : 증권거래세 과세 사례를 중심으로”, 한국증권학회지, 제46권 2호 (2017), pp.459-496.
- 원승연, 한상범, (2007), “주가선물시장에서의 개인투자자의 행태와 차익거래의 지속성,” 2007년 5개 학회 공동학술대회 발표논문
- 자본시장연구원, (2014),『파생상품시장의 현황 진단과 발전방향』, 자본시장연구원 정책토론회 자료집
- 정문경, (1999), “KOSPI200 지수선물가격의 일종괴리율행태와 위탁자의 차익거래기회 분석,” 한국증권학회지 제24권 제1호 169-201.
- 최혁, 윤선흠, (2007), “프로그램매매가 주식가격에 미치는 영향,” 한국증권학회지 제36권, 281-320.
- 한국거래소, (2014),『자본시장의 역동성 제고를 위한 2020년 중장기 추진과제』, 보도자료

- 한국세법학회, 파생상품 거래세의 도입에 관한 바람직한 정책방향 연구, 2012
- 한상범, 오승현, (2007), “프로그램거래가 주식시장의 변동성에 미치는 장단기 효과,” 선물연구 제15권, 101-133.
- 한상범, 이윤재, (2007), 『프로그램 매매가 변동성에 미치는 효과에 대한 연구』, 한국증권연구원
- 황선웅, 조영석, (2011), “증권대차거래가 자본시장에 미치는 영향”, KRX market 제76호, 7-52.
- Chen, N., Cuny, J., and Haugen, A. R., 1995, Stock volatility and the level of basis and open interest in futures contracts., *Journal of Finance* 50, 281-300.
- Chou R. K., and Wang G. H. K., 2006, Transaction tax and market quality of the Taiwan stock index futures, *Journal of Futures Markets* 26, 1195-1216.
- Chung, P., 1991, A transactions data test of stock index futures market efficiency and index arbitrage profitability, *Journal of Finance* 46, 1791-1809.
- Fremault, A., 1991, Stock index futures and index arbitrage in a rational expectations model, *Journal of Business* 64, 523-547.
- Harris, L., Sofianos, G. and Shapiro, J. E., 1994, Program trading and intraday volatility, *Review of Financial Studies* 7, 653-685.
- Harris, F., McInish, T., Shoesmith, G., and Wood, R., Cointegration, Error correction, and Price Discovery on Informationally Linked Security Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 1995, pp. 563-579.
- Hasbrouck, J., 1996, Order characteristics and stock price evolution: An application to program trading, *Journal of Financial Economics* 41, 129-149.
- Hogan Jr, K. C., Kroner, K. F. and Sultan, J., 1997, Program trading, nonprogram trading, and market volatility, *Journal of Futures Markets* 17, 733-756.
- Kumar, P., and D. Seppi, 1994, Information and index arbitrage, *Journal of Business* 67, 481-509.
- Roll, R., E. Schwartz, and A. Subrahmanyam, 2007. Liquidity and the law of one price: The case of the futures-cash Basis, *Journal of Finance* 62, 2201-2234.
- Figlewski, S., 1984, Hedging performance and basis Risk in stock index futures. *Journal of Finance* 39, 657-669.
- Kleidon, A., 1992, Arbitrage, nontrading, and stale prices, *Journal of Business* 65, 483-507.
- Klemkosky, R., and J. Lee, 1991, The intraday ex post and ex ante profitability of index arbitrage, *Journal of Futures Markets* 11, 291-312.
- MacKinlay, C., and K. Ramaswamy, 1988, Index-futures arbitrage and the behavior of stock index futures prices, *Review of Financial Studies* 1, 137-158.
- Miller, M., J. Muthuswamy, and R. Whaley, 1994, Mean reversion of Standard & Poor's

- 500 index basis changes : Arbitrage-induced or statistical illusion?, *Journal of Finance* 49, 479-513.
- Neal, R., 1996, Direct tests of index arbitrage models, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 541-562.
- Overdahl, J. and H. McMillan, 1998, Another Day, Another Collar: An evaluation of the effects of NYSE Rule 80A on trading costs and intermarket arbitrage, *Journal of Business* 71, 27-53.