



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

박사학위논문

한국과 미국 ETF 시장의 효율성
비교에 관한 연구:
KODEX200과 SPDR을 대상으로



제주대학교 대학원

경 영 학 과

하 태 현

2015년 2월

한국과 미국 ETF 시장의 효율성 비교에 관한 연구: KODEX200과 SPDR을 대상으로

지도교수 강 석 규

하 태 헌

이 논문을 경영학 박사학위 논문으로 제출함

2014년 12월

 제주대학교 중앙도서관
하태헌의 경영학 박사학위 논문을 인준함

심사위원장	양 성 국
위 원	박 종 해
위 원	변 영 태
위 원	강 재 정
위 원	강 석 규

제주대학교 대학원

2014년 12월

A Study on the Efficiency Comparison of
Korea and U. S. ETF Markets:
Focused on KODEX200 and SPDR

Tae-Heorn Ha
(Supervised by professor Seok-Kyu Kang)

A thesis submitted in partial fulfillment of the requirement for the degree of
Doctor of Business Administration

December, 2014.

This thesis has been examined and approved.



Thesis director, Sungkuk Yang, Prof. of Business Administration

Jonghae Park

Youngtae Byun

Jaejung Kang

Seokkyu Kang

December, 2014

Department of Business Administration

GRADUATE SCHOOL

JEJU NATIONAL UNIVERSITY

목 차

I. 서 론	1
1. 연구의 배경 및 목적	1
2. 연구 내용 및 연구방법	4
3. 논문의 구성	5
II. 이론적 고찰 및 선행연구	7
1. 요일효과에 관한 선행연구	7
1.1. 수익률의 요일효과에 관한 선행연구	7
1.2. 변동성의 요일효과에 관한 선행연구	9
1.3. 시간가변성의 요일효과에 관한 선행연구	10
2. 일중효과에 관한 선행연구	11
3. 정보전이효과에 관한 선행연구	13
III. 한국과 미국시장의 요일효과 비교	17
1. 이례현상과 요일효과	17
2. 표본자료	18
3. 연구방법론	20
3.1. 수익률과 변동성의 요일효과 분석	20
3.2. 거래량변화율과 변동성의 요일효과 분석	24
3.3. 요일효과와 1월효과의 관련성 분석	25
4. 실증분석결과	26
4.1. 기초통계량	26
4.2. 가격 및 거래량의 변동추이	29
4.3. 수익률과 거래량변화율의 분포	33

4.4. 수익률과 변동성의 요일효과	49
4.5. 거래량 변화율과 변동성의 요일효과	67
4.6. 요일효과와 1월효과와의 관계	88
IV. 한국과 미국시장의 일중효과 비교	97
1. 이례현상과 일중효과	97
2. 자료 및 연구방법론	98
2.1. 표본자료	98
2.2. 일중 시간대의 구분	99
2.3. 시간대별 수익률의 측정방법	101
2.4. 분석방법	101
3. 실증분석결과	102
3.1. KOSPI200 현물시장	102
3.2. KOSPI200 선물시장	107
3.3. KODEX200 ETF 시장	111
3.4. S&P500 현물시장	118
3.5. S&P500 선물시장	121
3.6. SPDR ETF 시장	125
V. 한국과 미국시장의 정보전이효과 비교	133
1. 시장효율성과 정보전이효과	133
2. 표본자료	133
3. 연구방법론	134
3.1. 선·후행 관계 분석	135
3.2. 공적분 검정	135
3.3. VECM 검정	136
3.4. 변동성전이효과와의 측정	137
4. 실증분석결과	139

4.1. 기초통계량	139
4.2. 자기상관계수	141
4.3. 선·후행 관계 분석결과	144
4.4. VECM의 인과관계 분석	150
4.5. 변동성전이효과의 측정 결과	156
VI. 결 론	163
1. 연구의 요약	163
2. 연구의 시사점	166
3. 연구의 한계점과 향후 연구방향	167
부 록	169
참고문헌	173
Abstract	179



표 목 차

<표 3-1a> 한국시장의 지수별 기초통계량	27
<표 3-1b> 미국시장의 지수별 기초통계량	28
<표 3-2> 전체기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	37
<표 3-3a> 1기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	38
<표 3-3b> 2기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	39
<표 3-3c> 3기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	40
<표 3-4> 전체기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	43
<표 3-5a> 1기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	44
<표 3-5b> 2기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	45
<표 3-5c> 3기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포	46
<표 3-6> 전체기간 한국시장의 수익률과 변동성의 요일효과	54
<표 3-7a> 기간별 KOSPI200 현물시장의 수익률과 변동성의 요일효과	55
<표 3-7b> 기간별 KOSPI200 선물시장의 수익률과 변동성의 요일효과	56
<표 3-7c> 기간별 KODEX200 시장의 수익률과 변동성의 요일효과	57
<표 3-8> 전체기간 미국시장의 수익률과 변동성의 요일효과	63
<표 3-9a> 기간별 S&P500 현물시장의 수익률과 변동성의 요일효과	64
<표 3-9b> 기간별 S&P500 선물시장의 수익률과 변동성의 요일효과	65
<표 3-9c> 기간별 SPDR 시장의 수익률과 변동성의 요일효과	66
<표 3-10> 전체기간 한국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	72
<표 3-11a> 기간별 KOSPI200 현물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	73
<표 3-11b> 기간별 KOSPI200 선물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	74
<표 3-11c> 기간별 KODEX200 시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	75
<표 3-12> 전체기간 미국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	84
<표 3-13a> 기간별 S&P500 현물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	85
<표 3-13b> 기간별 S&P500 선물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	86

<표 3-13c> 기간별 SPDR 시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	87
<표 3-14> 한국시장의 요일효과와 1월효과의 관계(I)	89
<표 3-15> 한국시장의 요일효과와 1월효과의 관계(II)	91
<표 3-16> 미국시장의 요일효과와 1월효과의 관계(I)	94
<표 3-17> 미국시장의 요일효과와 1월효과의 관계(II)	95
<표 4-1> 한국과 미국 시장의 일중 시간대 구분	100
<표 4-2> KOSPI200 현물시장의 일중 평균수익률 분포	105
<표 4-3> KOSPI200 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포	106
<표 4-4> KOSPI200 선물시장의 일중 평균수익률 분포	109
<표 4-5> KOSPI200 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포	110
<표 4-6> KODEX200 시장의 일중 평균수익률 분포	113
<표 4-7> KODEX200 시장의 일중 누적평균수익률 분포	114
<표 4-8> 한국시장의 요일별 평균수익률	116
<표 4-9> 한국시장의 정보의 요일별 분포	116
<표 4-10> S&P500 현물시장의 일중 평균수익률의 분포	119
<표 4-11> S&P500 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포	120
<표 4-12> S&P500 선물시장의 일중 평균수익률 분포	123
<표 4-13> S&P500 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포	124
<표 4-14> SPDR 시장의 일중 평균수익률 분포	127
<표 4-15> SPDR 시장의 일중 누적평균수익률 분포	128
<표 4-16> 미국시장의 요일별 평균수익률	130
<표 4-17> 미국시장의 정보의 요일별 분포	130
<표 5-1a> 한국시장의 지수별 수익률의 기초통계량	139
<표 5-1b> 미국시장의 지수별 수익률의 기초통계량	140
<표 5-2> 한국시장의 지수별 수익률의 자기상관계수	142
<표 5-3> 미국시장의 지수별 수익률의 자기상관계수	143
<표 5-4> 한국시장의 선·후행 관계 분석결과	146
<표 5-5> 미국시장의 선·후행 관계 분석결과	148
<표 5-6> 한국시장의 단위근 검정결과	151

<표 5-7> 미국시장의 단위근 검정결과	151
<표 5-8> 한국시장의 공적분 검정결과(5분 자료)	153
<표 5-9> 한국시장의 공적분 검정결과(1분 자료)	153
<표 5-10> 미국시장의 공적분 검정결과(5분 자료)	154
<표 5-11> 미국시장의 공적분 검정결과(1분 자료)	154
<표 5-12> VECM 분석결과	156
<표 5-13> 한국시장의 다변량 GARCH 모형에 의한 추정결과	158
<표 5-14> 미국시장의 다변량 GARCH 모형에 의한 추정결과	159



그림 목 차

<그림 3-1> MSCI 주가지수 추이	19
<그림 3-2> 한국시장의 가격수준 및 가격변화율의 변동추이	30
<그림 3-3> 한국시장의 거래량 수준 및 거래량변화율의 변동추이	31
<그림 3-4> 미국시장의 가격수준 및 가격변화율의 변동추이	32
<그림 3-5> 미국시장의 거래량 수준 및 거래량변화율의 변동추이	33
<그림 3-6> 요일별 평균수익률 비교	47
<그림 3-7> 요일별 거래량변화율 비교	48
<그림 4-1> KOSPI200 현물시장의 일중 평균수익률 분포	106
<그림 4-2> KOSPI200 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포	107
<그림 4-3> KOSPI200 선물시장의 일중 평균수익률 분포	110
<그림 4-4> KOSPI200 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포	111
<그림 4-5> KODEX200 시장의 일중 평균수익률 분포	114
<그림 4-6> KODEX200 시장의 일중 누적평균수익률 분포	115
<그림 4-7> S&P500 현물시장의 일중 평균수익률 분포	120
<그림 4-8> S&P500 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포	121
<그림 4-9> S&P500 선물시장의 일중 평균수익률 분포	124
<그림 4-10> S&P500 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포	125
<그림 4-11> SPDR 시장의 일중 평균수익률 분포	128
<그림 4-12> SPDR 시장의 일중 누적평균수익률 분포	129
<그림 5-1> 한국시장의 지수별 시계열 그래프	140
<그림 5-2> 미국시장의 지수별 시계열 그래프	141
<그림 5-3> KOSPI200 선물시장의 일중 평균수익률 분포	142
<그림 5-4> KOSPI200 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포	143
<그림 5-5> KODEX200 시장의 일중 평균수익률 분포	146
<그림 5-6> KODEX200 시장의 일중 누적평균수익률 분포	147

<그림 5-7> S&P500 현물시장의 일중 평균수익률 분포	152
<그림 5-8> S&P500 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포	153
<그림 5-9> S&P500 선물시장의 일중 평균수익률 분포	156
<그림 5-10> S&P500 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포	157
<그림 5-11> SPDR 시장의 일중 평균수익률 분포	160
<그림 5-12> SPDR 시장의 일중 누적평균수익률 분포	161

부 록

<부록 1> 기간별 한국시장의 수익률과 변동성의 요일효과	171
<부록 2> 기간별 미국시장의 수익률과 변동성의 요일효과	172
<부록 3> 기간별 한국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	173
<부록 4> 기간별 미국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과	174

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

상장지수펀드(Exchange Traded Fund; ETF)는 거래소에 상장되어 거래되고 있는 특정 주가지수의 가격 움직임과 연동하여 운용되는 펀드이며, 주식과 인덱스 펀드의 장점이 결합된 주가지수 연계금융상품으로 특정 주가지수 구성종목의 바스켓(basket)으로 구성하여 수탁은행에 납입하고 위탁회사가 이를 기초로 하여 발행하는 증권이다. 최근 주가지수관련 상품에 대한 수요의 증가와 더불어 증권회사나 자산운용사에서 다양한 ETF 상품을 출시하여 운용하고 있으며, 상품의 가치 평가는 주식시장에서 형성되고 있다.

세계 ETF 시장현황을 살펴보면 2014년 1월말 기준 전체 순자산총액은 2조 3,208억 달러로 상장된 ETF 종목 수는 5,025개 이상이 거래되고 있으며, 이 중 아시아 ETF의 순자산총액은 1,635억 달러로 전체 ETF 시장의 7.0%를 차지하고 있다. 2014년 초부터 자금 유입 현황을 보면 Vanguard European(미국)이 펀드에 가장 많은 12.69억 달러가 유입되었고, SPDR에서 가장 많은 145.61억 달러가 유출되었다. 국가별 하루 평균 거래대금은 미국(463.89억 달러), 일본(15.29억 달러), 영국(12.93억 달러), 독일(8.21억 달러), 한국(7.41억 달러)의 순으로 세계 5위를 기록하고 있다

미국의 경우 1993년 S&P500을 추종하는 SPDR(Standard & Poor's Depository Receipt; SPDR)이 미국증권거래소(AMEX)에 상장된 것이 최초의 ETF이다. 이외에도 다우존스30 산업평균지수를 추종하는 DIA, 나스닥100 지수를 추종하는 QQQ ETF 등이 있으며, 각 시장지수에 대응하여 하나의 시장지수 ETF만을 설정하여 상장하고 있는 것이 특징이다. 상장 초기에는 ETF 상품에 대한 투자자들의 이해 부족으로 주목을 받지 못하였으나, 2000년대 초 IT 버블에 따른 주가의 변동이 ETF의 발전에 크게 공헌을 하게 되면서 ETF 시장은 프랑스, 독일 등 유럽과 대만, 일본 등 아시아를 포함하여 전 세계로 그 영역을 넓혀가고 있다.

국내 ETF 시장의 발전은 미국을 비롯한 해외 ETF 시장의 성장 추세와 비슷한 모습으로 발전하고 있다. 글로벌 ETF 시장의 성장과 더불어 국내 ETF 시장의 규모는 2002년 10월 14일 4종목으로 증권거래소에 KOSPI200을 기초지수로 하는 KODEX200과 KOSEF200, 그리고 KOSPI50을 기초지수로 하는 KODEX50과 KOSEF50의 순자산이 3,444억 원으로 출발하여 2014년 1월 말 기준 148종목, 18조 6,068억 원으로 증가하였으며, 투자자 참여율을 나타내는 계좌 수도 4,370만 개에서 106,008만 개로 증가하여 ETF 투자 대중화 시대를 열어가고 있다.

상장 초기 KOSPI 시가총액 대비 ETF 시장의 순자산총액 비율은 0.1%에 그쳤으나 2014년 1월 말에는 KOSPI 시가총액 대비 1.62%의 비중을 차지하는 규모이다. 거래대금 측면에서도 상장 초기 ETF 하루 평균 거래대금 비중은 KOSPI 거래대금 대비 1.1%정도의 수준이었으나, 2014년 1월말에는 3조 8,800억 원으로, 이는 KOSPI 하루 평균 거래대금 대비 20.5% 수준으로 증가하였다(KRX ETF Monthly, 2014. 3).

ETF는 거래소 시장에서 보통주식처럼 거래되기 때문에 다음과 같은 장점을 가지고 있다. 첫째, 발행시장에서 현물의 설정(creation)과 환매(redemption)를 통해 발행 주식 수가 자유롭게 변하고 차익거래가 항상 이루어질 수 있다. 둘째, 주식시장에 상장되어 거래하기가 용이하고 HTS, MTS를 이용하여 가격, 순자산 가치(net asset value; NAV), 벤치마크 지수 등을 실시간으로 확인할 수 있기 때문에 일반 펀드에 비하여 높은 투명성을 제공할 뿐만 아니라 운용보수가 저렴하여 소규모 자금으로도 다양한 실물에 투자할 수 있다는 점이다. 셋째, 주식의 실물이동 없이 펀드증권만 거래되기 때문에 전체 시장의 매물에 대한 부담이 적으며, 증권의 가치가 펀드의 실제 가치와 괴리를 보일 경우 시장조성자는 즉시 매매에 의해 시장에 개입하거나 그 가치를 조정하는 역할을 할 수 있다는 점이다. 다만 이와 같은 ETF의 장점들은 거래소에서 형성되는 ETF의 시장가격이 주가지수의 움직임을 잘 추적할 수 있을 때 그 실현 가능성이 높아진다는 것이다.

ETF는 수익증권으로 시장에서 거래되는 이론가격은 해당 펀드의 NAV라고 할 수 있다. 따라서 ETF의 시장가격은 NAV에 기초하여 결정되므로 시장가격이 NAV에 비하여 과잉 또는 과소평가되었을 때 효율적 시장에서는 차익거래전략을 통하여 즉시 가격조정이 이루어 질 것이다. 그러나 ETF 차익거래전략은 다른 주

가지수 파생상품들의 차익거래이익의 실현과는 달리 발행시장의 설정과 해지를 통하여 차익거래전략의 수행과 동시에 차익거래이익을 달성할 수가 있다.

이와 같이 ETF는 세계적으로 많은 관심과 더불어 선물과 옵션의 단점을 보완할 수 있는 장점 등에 힘입어 최대 수준의 거래량을 보유하고 있을 뿐만 아니라 확고한 투자수단으로 활용되고 있기 때문에 본 연구에서처럼 국가별 ETF 시장의 효율성과 현·선물시장과의 비교 연구에 대한 깊이 있는 연구가 이루어진다면 한국시장의 질적 개선과 함께 높은 투자수단으로서 성장할 수 있을 것이다.

본 연구는 한국의 KODEX200 ETF와 미국의 SPDR ETF를 대상으로 이들 시장의 효율성을 비교하고 검토하는데 그 목적이 있다.

시장의 효율성은 자산의 시장가격이 이용 가능한 모든 정보를 충분히 반영한 상태로 정의된다.¹⁾ Fama(1970)의 효율적시장가설(efficient market hypothesis; EMH)에 따르면 효율적시장이란 모든 정보가 금융자산 가격에 충분히 반영되는 시장을 말하며, 반영되는 정보의 범위에 따라 약형(weak-form efficient market), 준강형(semi-strong form efficient market), 강형(strong-form efficient market) 효율적 시장으로 구분된다. 약형 효율적시장가설에 따르면 현재의 금융자산 가격은 이용 가능한 모든 과거 정보를 반영하고, 준강형에 따르면 모든 공개된 정보를 반영하게 되고, 강형에 따르면 비공개 정보를 포함한 모든 정보를 충분히 반영한다고 주장한다. 즉 자본시장이 효율적이라면 이용 가능한 정보를 즉시 반영한다는 가설이다.

EMH가 성립하면 주가는 새로운 정보만을 반영하게 되어 효율적 시장에서는 시장의 평균수익률 이상의 수익률을 얻는 것이 불가능하다. 그러나 시장이 효율적이지 않다고 한다면 정보획득의 우위자인 투자자가 지속적으로 시장 평균수익률 이상의 높은 수익률을 보장 받을 수가 있다는 것이다. 따라서 EMH의 가장 핵심적인 이론적 근거는 완전한 차익거래의 존재가능성에 근거한다고 볼 수 있다. EMH는 적극적 투자전략(active investment strategy)보다는 수동적 투자전략

1) 시장효율성은 시장에 어떤 정보가 유입되었을 때 그 정보가 증권가격에 정확하고 신속하게 반영됨을 뜻하는 정보의 효율성(informational efficiency)을 의미한다. 즉 투자자들이 시장에서 이용 가능한 모든 정보를 충분히 분석하여 합리적으로 예측하고 행동할 때 증권의 시장가격은 모든 관련정보를 충분히 반영하게 되며, 이 때 시장가격은 해당 증권의 진실한 내재가치(intrinsic value)이다.

(passive investment strategy)을 지지하며, 종목선택보다는 분산 포트폴리오를 구성한 후 장기투자(buy & hold) 전략을 구사할 것을 제시하고 있다. 효율적시장가설과 투자정책으로서 EMH 자체는 지속적인 초과수익률의 달성이 불가능하다기보다는 새로운 정보나 분석 능력이 있으면 가능한 것으로 해석해야 한다.

1970년 말까지 자본시장효율성과 관련하여 자본시장을 연구하는 학자들은 자본시장효율성에 대해서 커다란 회의를 갖고 있지 않았으나, 최근 들어 자본시장이 효율적이 아니라는 증거들이 다양하게 제시되고 있으며, 이를 통칭하여 주식시장 이례현상(market anomalies)이라고 한다. 이러한 이례현상은 효율적 시장에 반하는 현상으로서 주가의 움직임이 체계적으로는 설명이 되지 않는 이례현상이 지속적으로 나타난다는 것이다.

이와 같은 주식시장 이례현상에는 자본시장의 비효율성을 보여주는 여러 가지 주가 변동 유형으로서 일중효과, 요일효과, 1월효과 등을 그 예로 들 수 있으며, 이들의 분석을 통하여 투자에 대한 정보우위를 확보할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 한국의 KODEX200 ETF와 미국의 SPDR ETF를 대상으로 비효율성의 징후로서 나타나는 요일효과, 일중효과 등의 현상이 존재하는지를 검토하고 더 나아가 한국시장에서 KODEX200, KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 간의 정보전이효과와 미국시장에서 SPDR, S&P500 현물, S&P500 선물 간의 정보전이효과를 비교함으로써 선진시장인 미국 ETF 시장과 신흥시장인 한국 ETF 시장의 효율성을 비교하고자 한다. 따라서 본 연구는 한국과 미국 자본시장의 효율성과 관련하여 글로벌 금융위기 기간을 중심으로 기간별 가격변동을 집중적으로 분석함으로써 투자자들에게 다양한 투자정보를 제공하고, 투자자들이 정보우위와 투자전략을 바탕으로 비정상적인 초과수익과 투자기회의 가능성을 실현할 수 있도록 하며, 투자의 저변확대는 물론 투자자들의 합리적인 투자행위를 유도하는 데 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

2. 연구 내용 및 연구방법

본 연구의 목적은 한국의 KODEX200 ETF와 미국의 SPDR ETF를 대상으로

이들 시장의 효율성을 비교하고 검토하는데 있다. 본 연구의 목적을 달성하기 위하여 본 연구의 내용은 1) ETF 시장의 요일효과 비교 분석, 2) ETF 시장의 일중효과 비교 분석, 3) 다변량 GARCH 모형의 전이효과를 이용하여 ETF, 현물, 선물 간의 정보전이효과 비교 분석 등을 포함하고 있다.

본 연구에서 분석하고자 하는 연구 내용과 연구방법들을 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

첫째, 요일효과 비교분석에서는 한국과 미국 주식시장의 주요 지수를 이용하여 수익률방정식과 변동성방정식에서 요일효과의 존재와 요일효과에서 관찰된 변동성과 거래량과의 관련성 분석을 통하여 시장효율성을 검증하고자 한다.

둘째, 일중효과 비교분석에서는 분석 대상 기간을 장기화하여 일중 시간대와 요일에 따른 수익률의 차이가 존재하는지를 검토하고, 주식시장에서의 구조적 변화가 과거 관찰되고 있는 일중효과에 대해 어떤 요인으로 작용하는지를 비교 분석한다.

셋째, 정보전이효과 비교분석에서는 ETF 시장이 현·선물시장보다 거래가 활발하고 거래비용이 낮아 새로운 정보에 먼저 반응한다고 하면, ETF 시장은 현물·선물시장보다 선행하는 것으로 분석될 것이다. 또한 선물시장의 경우 ETF를 인덱스 바스켓 대신 사용하는 차익거래자에 의하여 선물과 가격괴리가 생기면 즉시 조정될 것이고, 그 결과 ETF 시장이 선물시장을 선도하는 것으로 분석될 것이다. 분석방법은 기초통계량 및 자기상관계수를 통하여 각 시장의 수익률 시계열자료에 대한 특성을 살펴보고, 다음으로 회귀분석을 통한 선·후행 관계 검증을 실시하여 기본적인 시장 상호 간의 영향에 관하여 비교 분석하고, 다변량 GARCH모형을 이용하여 변동성전이효과도 분석한다. 그리고 자료의 시간 간격은 1분, 5분 간격으로 구분하여 자료의 시간 간격에 따라 결과의 차이가 없는지를 분석한다.

3. 논문의 구성

본 논문의 구성을 보면 다음과 같다. 제 I 장은 서론 부분으로 연구의 배경과

목적 등에 대하여 살펴보고, 제Ⅱ장에서는 한국과 미국 ETF 시장의 효율성과 관련된 이론적 배경을 주제별 선행연구를 중심으로 검토한다. 제Ⅲ장에서는 요일효과 비교분석으로 수익률, 변동성, 거래량 요일효과의 존재와 이들 요일효과의 관련성을 검증하고, 한국과 미국 ETF 시장의 차이를 비교 분석한다. 제Ⅳ장에서는 일중효과에 대하여 한국과 미국의 일중 거래자료를 이용한 일중 시간대와 요일에 따른 수익률의 차이가 존재하는지를 검토하고, 주식시장에서의 구조적 변화가 과거 관찰되고 있는 일중효과에 대해 어떤 요인으로 작용하는지를 비교 분석한다. 제Ⅴ장에서는 다변량 GARCH 모형의 정보전이효과를 이용한 시장의 효율성에 대한 분석으로 KODEX200과 SPDR의 시장가격이 각 시장의 주가지수에 어떤 상호영향력을 가지고 있는지에 대하여 비교 분석한다. 마지막으로 VI장에서는 결론 부분으로 연구의 요약과 시사점 및 연구의 한계점과 향후 연구방향을 제시한다.



Ⅱ. 이론적 고찰 및 선행연구

1. 요일효과에 관한 선행연구

1.1. 수익률의 요일효과에 관한 선행연구

주식시장의 평균수익률과 관련하여 요일효과의 발생 원인에 대한 가설로는 폐장효과가설(closed market hypothesis), 측정오차가설(measurement error hypothesis), 정보효과가설(information effect hypothesis), 결제효과가설(settlement effect hypothesis) 등을 들 수 있다.

French(1980)는 폐장효과가설에서 휴일에 주식시장의 폐장이 월요일의 수익률을 음(-)의 수익률을 가져오게 된다는 것으로 가설검정에서 휴일 다음 날과 휴일이 아닌 날의 수익률을 비교했을 때, 휴일 다음 날의 수익률이 유의하게 높은 것으로 나타났기 때문에 이 가설이 기각되었다. 이에 따라 월요일의 음(-)의 수익률은 시장 폐장에 기인한 것이 아니라 정기적으로 돌아오는 주말 자체에 기인한 것이 확인되었다. 그리고 French(1980)는 요일효과가 발생하는 원인으로 세 가지 가설을 들어 설명한다. 첫째, 월요일의 수익률은 금요일 폐장 이후 경과 일을 감안하여 기대수익률은 그 일수만큼 배가되어야 하고(단순시간가설), 둘째, 수익률은 거래일 동안만 발생되기 때문에 모든 요일의 기대수익률은 휴무일과는 상관없이 동일해야 하며(거래시간가설), 셋째, 기업들이 악성 정보가 있을 때 금요일 폐장 이후 공시함으로써 월요일에 그 정보가 가격에 반영되어 결과적으로 음(-)의 수익률이 발생한다는 것이다(정보효과가설).

Keim and Stambaugh(1984)는 측정오차가설에서 주가가 합리적으로 결정되지 않아서 요일효과가 발생하는 것으로 주식거래가 빈번하지 않은 경우와 거래가 없이 호가만으로 며칠이 경과했을 경우 측정오차가 발생하게 되며, 이러한 오차가 각 요일에 체계적인 편의(bias)를 발생시켜 금요일에 주가가 높게 나타나고 월요일의 가장 낮게 나타난다는 것이다. Keim and Stambaugh(1984)는 Gibbons and Hess(1981)의 측정오차 검정 대신 자기상관관계 검정(a test based on

autocorrelation)으로는 요일효과를 설명하지 못한다는 것을 보여주었다.

Lakonishok and Maberly(1990)는 정보효과가설에서 월요일에 주중 거래량이 가장 적게 나타나지만 개인투자자들이 매도 주문을 많이 하는 결과로써 요일효과를 설명할 수 있다고 주장하였다. 즉 기업은 좋지 않은 정보를 공시할 때 투자자의 가격에 대한 불리한 정보의 즉각적인 반응을 회피하고 또한 투자자들에게 정보의 내용을 알 수 있는 충분한 시간을 제공함으로써 투매에 의한 주가의 하락폭을 줄이기 위한 목적으로 주말을 이용해 악재를 발표하고, 투자자들은 월요일에 뒤늦게 주식을 매도하기 때문에 월요일에는 음(-)의 수익률을 기록한다는 것이다.

Gibbons and Hess(1981)는 결제효과가설에서 S&P500 지수의 가치가중 포트폴리오 및 동일가중 포트폴리오를 이용하여 요일별 평균수익률을 검증하여 요일효과가 존재함을 확인하였으며, 다우존스 상장주를 중심으로 실증분석한 결과에서 결제효과가설이 기각되었다. 즉 주식시장에서 결제와 거래시간 간에는 시간 차이가 발생하기 때문에 주식거래에서 관찰되는 가격은 현물가격(spot price)이 아니라 선물가격(futures price)이 되고 결제기간에는 영업일만 산입되기 때문에 토요일 또는 금요일의 주말거래가 있는 경우에 6배수 또는 5배수의 결제기간을 갖지 않는다면 요일효과가 발생한다는 가설이다. 이러한 현상의 원인을 규명하기 위하여 이분산성(heteroskedasticity)과 자기상관관계를 조정한다.

Keim and Stambaugh(1984)는 요일효과의 원인에 대해 대부분 주식거래의 결제는 일정기간 영업일 이후에 이루어지므로 결제시점까지의 기간으로 인하여 요일효과가 발생하며, 거래시 주가는 현물가격에 거래된 이후부터 결제시점까지의 무위험이자 가산된 선물가격이 되어야 한다고 주장한다. 그리고 요일효과와 기업규모와의 관계에서 표본기간 동안 월요일의 수익률이 음(-)의 값으로 나타나 요일효과가 존재하고 있음을 검증하였다. 또한 요일에 상관없이 일주일 중 최종 거래일의 요일에 대한 평균수익률이 높게 나타났으며, 모든 규모의 포트폴리오에 대하여 월요일의 수익률이 모두 음(-)으로 나타나 요일효과가 존재하는 것을 보여주었다.

Rogalski(1984)는 요일효과와 주말효과가 발생하는 원인에 대해서 폐장 전 금요일은 양(+)의 수익률을 나타내고, 개장일 월요일은 음(-)의 수익률을 나타내며,

이러한 현상은 금요일과 월요일 사이에 폐장일이 있기 때문이라고 설명한다.

장국현(1992)은 한국과 미국 주식시장에서 진정한 월요일효과를 분석하였다. 월요일효과는 Jaffe, Westerfield and Ma(JWM, 1989)의 분석방법을 사용하여 두 시장에서의 월요일의 수익률이 지난주의 주식시세로부터 유의하게 영향을 받는지를 분석하는 것이다.²⁾ 분석결과 한국은 월요일의 평균수익률은 다른 요일에 비하여 현저하게 낮은 음(-)의 수익률을 나타내었으며, 토요일의 수익률은 유의하게 양(+)의 수익률을 나타내어 분명한 월요일효과의 존재를 확인하였다. 미국도 전체기간 동안 각 요일별 기대수익률 분포가 일정하지 않고 현저한 차이를 나타냈고, JWM(1989)이 분석한 S&P 종합주가지수 외 CRSP 가치가중지수(value weighted index) 및 동일가중지수(equally weighted index)의 분석을 통해 수익률이 월요일에 가장 낮았으며, 음(-)의 수익률을 나타내는 월요일효과가 존재하는 것을 발견하였다.

1.2. 변동성의 요일효과에 관한 선행연구

GARCH 모형의 변동성을 이용하여 변동성의 관점에서 주식가격의 시계열 움직임에 대한 선행연구로서 French et al.(1987)은 GARCH 모형(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model)의 변동성을 이용한 주식수익률의 시계열 연구에서 비기대 주식수익률은 변동성에서 비기대변화에 대하여 음(-)의 상관관계가 있다고 보고하였다.

Campbell and Hentschel(1992)은 주식시장 변동성의 증가는 주식수익률에 대한 요구를 상승시켜 주가는 하락하게 되며, 주식시장에서의 수익률은 일반적으로 시간가변적(time varying)이고 조건부이분산성(conditionally heteroskedastic)이 있다는 것이다. Glosten et al.(1993), Nelson(1991)은 음(-)의 예기치 못한 수익률은 조건부변동성을 증가시키는 반면, 양(+)의 예기치 못한 수익률은 조건부변동성을 감소시킨다고 보고하였다.

2) Jaffe, Westerfield and Ma(1989)가 발표한 월요일효과는 주식시장에서 월요일에 나타나는 음(-)의 평균수익률이 지난주의 주식시세와 밀접한 상관관계를 가진다는 것이다. 지난주의 주식시세가 내림세(bear market)에 있을 때는 월요일에 나타나는 평균수익률이 음(-)을 나타내고, 지난주의 주식시세가 오름세일 때(bull market) 월요일효과는 사라진다는 것이다.

Kiyamaz and Berument(2003)는 캐나다, 독일, 일본, 영국, 그리고 미국의 주요 시장지수들을 사용하여 변동성과 요일효과를 분석하였으며, 요일효과는 수익률과 변동성방정식에서 존재하는 것으로 나타났다. 즉 1988~2002년까지의 기간 동안 세계 주요 주식시장의 주가수익률과 변동성에서 요일효과가 존재하는지 GARCH(1, 1)-M 모형을 이용하여 분석한 결과 높은 변동성이 캐나다와 미국은 금요일에, 영국은 목요일에, 그리고 독일과 일본은 월요일에 발생하였다. 또한 대부분의 시장에서 가장 높은 변동성은 시장에서 가장 낮은 거래량과 일치하는 것을 보여주었다.

1.3. 시간가변성의 요일효과에 관한 선행연구

시간가변성의 요일효과에 관한 선행연구에 의하면 자산 가격이 왜 변동하는지의 문제는 변동성이 주로 공적 정보와 사적 정보에 의해 발생한다는 것이다. French and Roll(1986)은 자산 가격의 비거래시간보다 거래시간 동안에 더 크게 변화가 있으며, 휴일을 동반하는 요일에 대한 분산이 다른 요일보다도 변동성이 더 크다는 것을 주장하였다. 그들은 더 많은 공적 정보가 정규 거래시간에 도래하는 것을 가정하고, 정보 거래자는 외환시장이 개방되어 있을 때 거래가능성이 더 높다는 것이다.³⁾

Chang, Pinegar, and Schachter(1997)는 선물시장에서 평일에는 U모양의 변동성 유형을 나타내며, 거래량은 월요일에 가장 낮은 반면, 수익률의 변동성은 가장 높게 나타난다고 하였다. 또한 Wei and Zee(1998)는 통화선물시장의 연구에서 금요일에 높은 변동성을 나타내고, 월요일과 금요일에 낮은 거래량을 보인다고 하였다. Berument and Kiyamaz(2001)는 S&P500 지수 자료를 사용하여 금요일에 관찰된 높은 변동성으로 그 주일의 변동성에 차이가 발생한다고 하였다.

국내의 요일효과에 관한 연구로는 이일균(1989), 장국현(1992), 정법석(1994) 등

3) Harvey and Huang(1991)은 목요일과 금요일에 처음 몇 영업시간 동안 이자율 및 외환선물시장의 높은 변동성을 관찰하고, 목요일과 금요일에 도래하는 더 많은 공적 정보의 증거로서 결과를 해석한다. Admati and Pfleiderer(1988), Foster and Viswanathan(1990)은 정보가 어떻게 가격과 통합되고, 투자자들이 가격에 영향을 미치는지를 보여 준다. 두 모형의 차이는 정보 거래자와 변동성 거래자의 유형에 대한 가정에 있다.

의 연구를 들 수 있으며, 이들 연구에서도 외국의 실증연구 결과와 마찬가지로 월요일에는 음(-)의 수익률이, 토요일에는 양(+)의 수익률이 발생하는 월요일(주말) 효과가 있음을 보여주었다. 이는 Jaffe-Westfield(1985)의 연구처럼 모든 나라에서 금요일과 토요일의 평균수익률이 높은 양(+)의 값을 나타내며, 월요일은 음(-)의 수익률이 발생하여 요일효과의 발생이 세계적인 현상임을 보여주었다.

김동희·정정현(2004)은 1995~2002년의 기간 동안 한국의 KOSPI 종합주가지수의 일별 수익률을 이용하여 평균수익률과 조건부변동성에 요일효과가 존재하는지를 분석하였다. 분석결과 평균수익률과 변동성에도 요일효과가 존재하는 것을 검증하였으며, 분석기간 동안 평균수익률은 수요일에 가장 높고 월요일에 가장 낮게 나타나며, 변동성은 수요일에 가장 크고, 화요일과 토요일에 가장 작게 나타난다는 것을 보여주었다.

이지윤·정현철(2008)은 1990~2006년의 분석기간 동안 시장지수(KOSPI, KOSPI200, KOSDAQ, KOSDAQ50)와 시가총액 규모별(대·중·소형주) 지수를 대상으로 국내 주식시장에 월요일효과가 존재하는지에 관한 실증분석을 실시하였다. 분석결과 거래소 시장의 경우는 분석기간 전반에 걸쳐 시장이 효율적인 것으로 나타난 반면, KOSDAQ시장의 경우는 과거 6일장 시기에 나타나던 월요일효과가 5일장 시기에는 사라져 시간이 지남에 따라 차츰 시장이 더 효율화된 것으로 나타났다. 따라서 월요일효과 측면에서의 시장효율성과는 달리, 월요일 수익률이 랜덤하게 움직이지 않고 이전 주 시장 상황과 유의적 상관관계가 있기 때문에 역사적 주가정보를 통해서만 시장을 예측할 수 없다는 약형 효율성에 위배되는 것으로 나타났다.

2. 일중효과에 관한 선행연구

최근의 실증연구에서는 주가가 요일효과, 월중효과, 일중효과 등 계절적 특성에 영향을 받는다는 주식시장 이례현상에 대하여 여러 형태들을 언급하고 있다.

요일효과에 관한 연구로는 Cross(1973), French(1980), Keim and Stambaugh(1984), Rogalski(1984), Jaffe and Westfield(1985), Jaffe, Westfield

and Ma(1989) 등의 연구들이 있으며, 이들 연구들에서는 요일별로 수익률의 차이가 존재하며, 월요일에는 음(-)의 수익률이 발생하고 있으며, 금요일에는 양(+)의 수익률이 발생하고 있음을 보여주었다.

미국 주식시장의 수익률에 대한 U자형 일중효과는 Wood, McInish and Ord(1985)와 Harris(1986)에 의해 연구되었다. Wood, McInish and Ord(1985)는 뉴욕 증권거래소(NYSE)에 상장되어 있는 보통주의 1분 간격 수익률로 계산된 동일가중지수 수익률(equally weighted index returns)을 이용하여, 동일시간대의 일중 평균수익률과 일중 표준편차로 측정된 일중 변동성의 형태를 분석하였다. 분석결과에 의하면, 개장 직후와 폐장 직전에 높은 수익률과 높은 변동성이 발생하는 일초효과(Beginning-of-the-day effect)와 일말효과(End-of-the-day effect)가 존재함을 발견하였다.

Harris(1986)는 뉴욕 증권거래소에 상장되어 있는 보통주의 15분 간격 수익률로 계산된 일중 동일가중 포트폴리오 수익률을 이용하여, 요일에 따른 일중 수익률의 행태를 분석하였다. 분석 결과에 의하면, 월요일과 폐장 직전 15분 동안은 제외한 개장 직후 15분 동안 일중 수익률이 높은 일초효과를 보여주고 있으며, 특히 폐장 직전 15분 동안 일말효과가 모든 요일에 대해 존재함을 보여주었다. 또한 주말 효과는 월요일의 주가가 개장 직후부터 지속적으로 하락하여 발생하며, 주가가 하락하는 월요일에도 일말효과가 존재함을 보여주었다.

일중 수익률 자료를 이용한 일중효과에 관한 연구로는 대부분 미국 증권시장을 대상으로 이루어지고 있으며, 한국 증권시장을 대상으로 한 연구로는 강석규(2000), 남명수(1991) 및 장하성(1992)의 연구를 들 수 있다.

국내의 일중효과에 관한 연구로서, 남명수(1991)는 시간대별 종합주가지수와 거래량 자료를 이용하여 월요일의 수익률은 음(-)의 값을 가지고, 금요일의 수익률은 양(+)의 값을 보이는 수익률의 요일효과를 발견하였다. 장하성(1992)은 월요일의 수익률이 가장 낮으며, 이는 평일의 일중 시간대에 따른 수익률의 행태는 야간폐장기간과 개장 직후에 높은 수익률이 발생한 후에 지속적으로 감소하다가 정오 폐장기간 중에 급격하게 감소하며, 오후 장에서는 큰 변화가 없다가 오후 마지막 시간대에 높은 수익률이 발생하는 일초효과보다 일말효과가 큰 비대칭적인 V자형 행태를 보여주었다. 그리고 일중 수익률의 요일효과 분석에서 월요일

의 수익률이 가장 낮은 주말효과를 발견하고 있으며, 토요일은 월요일 다음으로 추가하락이 큰 요일임을 발견하였다.

강석규(2000)는 KOSPI200 거래자료를 이용하여 각 시간대와 요일에 따른 수익률의 차이검정을 통하여 일중효과와 요일효과를 분석하였다. 분석결과에 의하면 기존연구의 결과와는 다르게 평균적으로 다른 요일에 비하여 화요일이 가장 낮은 화요일효과를 발견하였으며, 주말인 토요일은 다른 요일의 폐장시간대의 누적수익률과 비교하여 가장 높게 나타났다. 또한 일중효과의 분석결과가 기존의 V자형 행태를 보여준 것과는 다르게 명백하게 일중효과가 없는 매우 노이즈(noise)한 행태를 보여주었으며, 수익률의 일중 행태를 이용한 투자전략은 거래비용을 고려할 경우 경제적 의미를 찾을 수 없었다.

3. 정보전이효과에 관한 선행연구

Chan, Chan and Karolyi(1991)는 1984년 8월부터 1989년 12월까지의 5분 간격 자료를 사용하여 S&P500 현물시장과 S&P500 선물시장에서의 일중 수익률과 일중 수익률의 변동성 관계를 분석하였다. 분석결과 양 시장의 일중 변동성의 유형은 강한 지속성과 예측력이 있었고, 양 시장 간 가격변화에 대한 의존성이 감소하는 하위기간에서도 가격변동에 대해서는 양 시장 간 강한 의존성을 나타냈으며, 그리고 현물지수가 선물과 동시에 거래되지 않는 것과 같은 시장마찰요인을 통제하고도 이러한 결과는 변함이 없다는 사실이 밝혀졌다. 결과적으로 선물시장은 가격발견의 주요 원천이 되는 시장으로서 새로운 정보는 선물시장에 먼저 유입되고 다음으로 현물시장에 반영된다고 주장하는 기존연구에 비하여 그들의 연구는 가격변화의 선도·지연 관계를 통제함과 동시에 변동성의 일중 관련성에 대하여 조사하였다.

Chan(1992)은 1984년 8월에서 1985년 6월, 1987년 1월에서 9월까지의 2개의 표본기간 동안 5분 간격 자료를 사용하여, 일중 MMI 지수와 선물 그리고 S&P500 지수와 선물 수익률의 선도·지연 관계를 조사하였다. 분석결과 현·선물의 선도·지연 관계에서 높은 통계적 유의성을 보여 선물이 현물을 강하게 선도하였으나

현물이 선물을 선도한다는 것에 대해서는 낮은 통계적 유의성을 보여 현물이 선물을 약하게 선도하였다. 이는 첫째, 현·선물 간의 비대칭적인 선도·지연 관계는 일부 주식이 선물보다 더욱 활발히 거래됐던 기간인 1984~85년에서도 유지되었다. 둘째, 항상 거래가 이루어지는 일부 주식에서도 선물이 강하게 선도하는 것으로 나타났으며, 현·선물 간의 비대칭적인 선도·지연 관계의 원인은 정보전달과정이 선물시장이 모든 개별주식시장보다 빠르다는 것과 선물가격이 시장 전반의 정보를 현물가격보다 잘 반영한다는 것이다.

Hasbrouck(2003)는 ETF, E-mini, Sector ETF로 대표되는 신종 증권들이 가격 발견과 선도·지연효과에 있어서 지수에 미친 영향에 대하여 분석하였다. S&P500과 나스닥100 지수의 경우 E-mini 시장에서 가격발견이 발생하였고, S&P400 MidCap 지수의 경우 선물시장과 ETF 시장에서 가격발견이 발생하였다. S&P500 ETF의 경우 매우 큰 정도로 Sector ETF의 가격발견기능을 하는 것으로 분석되었으나 반대 방향으로도 효과가 발생하였다.

Hatch(2003)는 NYSE와 CBOE 간의 선도·지연 관계의 본질에 대하여 연구하였다. 1988년부터 1993년까지의 5분 간격 일중 자료를 사용하여 주식시장 수익률이 옵션시장 수익률을 분석기간 동안 적어도 30분가량 선도하였으며, 옵션은 최대 10분 정도 선도하였다. 또한 변동성에 있어서도 지속적이고 양방향의 연관관계가 있음을 밝혔다.

김서경·고광수(2000)는 수익률과 거래량의 일중 패턴, 선물지수와 현물지수 수익률의 선·후행 관계 및 거래량의 선·후행 관계, 거래량의 변화가 수익률의 선·후행 관계에 미치는 영향을 분석하였다. 분석자료를 선물시장 개설 초기와 지수 옵션도입 후기로 구분하여 분석한 결과 일중 거래패턴이 기존연구의 결과와 상이하게 나타났으며, 후기에 선물과 현물의 거래패턴이 유사함을 보여주었다.

김찬웅·문규현(2001)은 KOSPI200 선물시장, KOSPI200 옵션시장 및 KOSPI200 지수 간의 선도·지연 관계를 분석하였다. 분석결과 첫째, 선물시장은 현물시장을 25분간 선도하였으며, 현물시장은 선물시장을 10분 정도 선도하였다. 둘째, 옵션시장은 현물시장을 약 20분간 선도하였으며, 현물시장은 옵션시장을 5분에서 10분가량 선도하였다. 셋째, 선물시장은 옵션시장을 20분간 강하게 선도하였고, 옵션시장은 선물시장을 5분 정도 선도하였다. 넷째, 거래량이 적고 변동

성이 높은 경우 선도·지연 관계의 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 다섯째, 옵션의 외가격과 등가격에 따른 시장 간의 선도·지연 관계의 분석결과 지수, 선물, 옵션의 선도·지연 관계는 등가격과 외가격 옵션에서 거의 비슷하게 나타났지만, 등가격에서 현물에 대한 선물과 옵션시장의 선도효과가 강하게 나타났다.

강석규(2009)는 국내 선행연구를 확장하여 차익거래시 KODEX200의 역할을 고려한 KOSPI200 현물시장, KOSPI200 선물시장, KODEX200 시장 간의 가격발견기능을 측정하고, 시장 간의 변동성전이효과를 분석하였다. 분석결과 가격발견과정에서 새로운 시장정보가 시장에 유입될 때 KODEX200이 먼저 반응하고, 다음으로 KOSPI200 선물가격이 반응하며, 마지막으로 KOSPI200 현물가격이 반응한다는 것을 검증하였다. 이는 선행연구 결과와는 다르게 관련 자산시장의 가격발견이 레버리지가설, 직전가 이하의 공매도금지가설, 거래비용가설 이외 기관투자자들의 선물매매규제가설에 의해서도 설명될 수 있음을 보여주었다.





Ⅲ. 한국과 미국시장의 요일효과 비교

1. 이례현상과 요일효과

일반적으로 주식시장에서의 이례현상(market anomalies)으로 주말효과, 요일효과, 일중효과 및 1월효과 등은 주식시장을 지배하고 있는 효율적시장가설⁴⁾에 반하는 현상으로서 오랜 기간 동안 재무 분야에 있어서 폭넓게 연구되어 온 주제이다. 이러한 주식시장 이례현상 중에서 요일효과는 주식수익률의 분포에서 차이가 발생한다고 주장한다.⁵⁾ 투자자가 투자에 대한 의사결정을 할 때 일반적으로 수익률과 변동성(위험)을 고려하여 투자결정을 수행한다. 이는 요일효과가 주식수익률의 변동성에 어떤 영향을 미치며 특정 요일에 변동성이 어떻게 관련되어 있는지를 알 수 있다면 위험과 수익률을 고려한 투자결정은 한층 더 쉬워질 것이다.

주식시장에서 이례현상이 존재한다는 것은 효율적시장가설에 대한 재평가를 할 수 있는 근거가 되며, 주가 변동의 유형을 파악하여 투자성과를 높일 수 있는 분석에 대한 이론적 배경을 제공하는 의미가 있다. 주식시장의 경우 이례현상에 관한 연구들은 진행되어 왔으나, 대부분은 특정 시점을 기준으로 수익률에 대해서만 그 차이를 설명하고, 기대수익률에서 차이가 있는 경우 주식시장 이례현상이 있는 것으로 설명하고 있다. 그러나 최근 이 분야에서의 연구들은 수익률 시계열에 자기상관(autocorrelation) 또는 이분산(heteroskedasticity)이 존재하므로 이를 조정해야 할 필요성을 제시하고 있으며, Merton(1980)은 수익률의 분산이

4) 효율적시장가설(EMH)은 정보와 관련된 가설로서 자본시장에서의 가격은 정보를 즉각적으로 반영하고 있다는 것이며, 크게 약형EMH, 준강형EMH, 강형EMH으로 구분할 수 있다. 약형 EMH은 과거의 정보가 이미 다 주가에 반영되어 있어서 어떤 투자자라도 역사적 정보에 기인한 거래로부터는 초과수익을 얻을 수 없다는 것이고, 준강형 EMH은 과거 정보에 더하여 공식적인 정보에 기인한 거래로부터는 초과수익을 얻을 수 없다는 것이며, 그리고 강형 EMH은 비공식적인 내부정보에 기인한 거래로부터도 초과수익을 얻을 수 없다는 것이다. 따라서 효율적시장가설이 맞다면 주가가 무작위로 변하여 어떤 특정한 시기에만 초과수익을 얻을 수 있는 주식시장 이례현상은 발생하지 않을 것이다.

5) Cross(1973), French(1980), Gibbons and Hess(1981), Keim and Stambaugh(1984), Lakonishok and Levi(1982), and Rogalski(1984)

시간가변적임을 밝혀내고, 실현변동성을 이용한 추정치들의 조정할 필요성을 주장하였다.

주식시장의 계절적 이례현상(seasonal anomalies)이란 달력상의 특정 전환 시점(요일, 주, 월 등)을 기준으로 비정상적인 자산가격의 변화율이 지속적이고 반복적으로 나타나는 현상으로 정의할 수 있다. 요일효과는 일주일 중에서 평균수익률이 주말에 가장 높고 월요일에 가장 낮게 발생하는 현상을 말한다.

요일효과에 관한 연구 유형은 요일별 평균수익률의 변화에 대한 연구와, 변동성의 관점에서 주식가격의 시계열변화에 대한 연구, 그리고 자산가격 변동성의 시간가변성에 대한 연구로 구분해 볼 수 있다.

2. 표본자료

한국시장의 분석은 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물, KODEX200⁶⁾의 일별 지수자료이고, 미국시장의 분석은 NYSE와 AMEX에 상장된 S&P500 현물, S&P500 선물, S&P500 현물을 기초지수로 하는 SPDR에 대한 일별 지수자료를 사용하였으며, 한국과 미국시장의 일별 주식수익률은 전일 증가와 당일 증가의 로그 차분으로 일별 주식수익률을 다음과 같이 산출하였다.

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (3.1)$$

여기서 r_t : t 일의 일별 주가수익률

P_t : t 일의 주가지수의 증가

P_{t-1} : $t-1$ 일의 주가지수의 증가

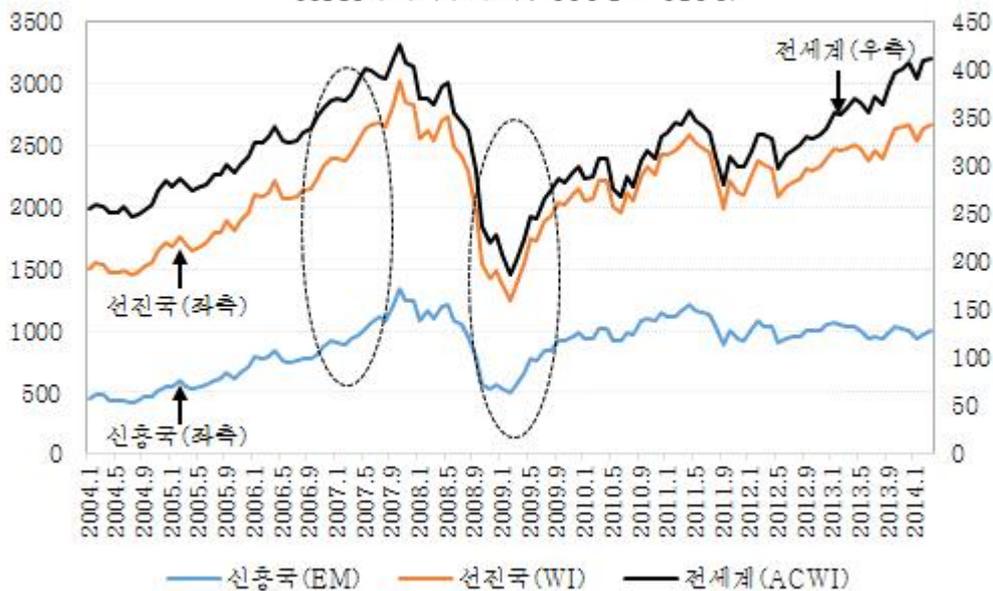
6) KODEX200(Exchange Traded Fund; 상장지수펀드)는 KOSPI200 현물과 같은 특정 지수 및 특정자산의 가격변화와 수익률이 연동되도록 설계된 펀드로서 거래소에 상장되어 주식처럼 거래되며, 이론적 가치는 해당 벤치마크 지수에 승수를 곱한 값으로 KOSPI200 현물에 100을 곱한 가격수준에서 주당 ETF 이론가치가 결정된다.

본 연구에서는 글로벌 금융위기 기간을 전후하여 한국과 미국 주식시장의 주식수익률에 대한 주식시장 이례현상을 분석하기 위하여 자료의 분석기간은 글로벌 금융위기 기간을 포함한 2004년 1월부터 2014년 3월까지로 하였다.

글로벌 금융위기 기간의 구분과 관련하여 Rose and Spiegel(2009b)의 연구에서는 글로벌 금융위기 기간을 2008년 1월부터 12월까지의 1년을 임의적으로 한정하여 분석하였으며, 송치영·박해식(2010)의 연구에서는 2007년 3월부터 2009년 3월까지를 글로벌 금융위기 기간으로 설정하여 분석하였다.

글로벌 금융위기 기간에 대해서는 어느 정도 논란의 여지가 있을 수 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서의 금융위기 기간의 구분에 대한 판단 기준은 미국발 금융위기가 뉴센트리 파이낸셜의 모기지 부실로 인하여 처음 파산한 2007년 3월(2007년 3월 12일 영업중단, 4월 2일 파산신청)을 시점으로 하여, 금융위기의 타개책으로 주요 선진국들의 양적완화정책(quantitative easing)이 시행됨에 따라 2009년 3월부터 MSCI 주가지수는 하락세에서 상승세로 반전하였기 때문이다.

제주대학교 중앙도서관
JEJU NATIONAL UNIVERSITY LIBRARY
<그림 3-1> MSCI 주가지수 추이
MSCI 주가지수 추이(2004.1~2014.3)



*자료: Bloomberg

<그림 3-1>은 MSCI 주가지수 변동추이를 나타낸 것이다.⁷⁾ 그림에서 보면 금융위기 시작 시점으로 설정한 2007년 3월에 MSCI 주가지수는 하락하였으나 지속적인 하락세는 10월경부터 나타난다. 송치영·박해식(2010)의 연구에서처럼 본 연구에서도 2007년 3월부터 2009년 3월까지로 금융위기 기간을 설정하였다. 따라서 1기간은 금융위기 이전 기간으로 2004년 1월부터 2007년 2월까지이고, 2기간은 금융위기 기간으로 2007년 3월부터 2009년 3월까지이며, 3기간은 금융위기 이후 기간으로 2009년 4월부터 2014년 3월까지이다. 분석기간을 MSCI 주가지수를 중심으로 3개의 하위기간으로 구분하여 설정한 이유는 다음과 같다. 첫째, 국내외 증권시장이 2007년을 시점으로 글로벌 금융위기를 겪으면서 외부충격의 국가별 차이에 대한 현실성을 고려하였기 때문이다. 둘째, 글로벌 금융위기 발생 이전과 이후의 국가별 시장효율성 차이가 금융위기 영향의 차이를 설명할 수 있는지를 분석하기 위하여 금융위기 기간을 중심으로 분석기간을 구분하여 분석할 필요성이 있기 때문이다.

3. 연구방법론



3.1. 수익률과 변동성의 요일효과 분석

주식수익률과 변동성의 요일효과를 검정하기 위해서는 French(1980)와 같은 방법으로 요일을 나타내는 일별 더미변수(dummy variables)를 이용한 최소자승법(ordinary least squares; OLS)을 이용한다.

$$r_t = c + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{k=1}^2 b_k r_{t-k} + e_t \quad (3.2)$$

7) MSCI 주가지수는 전 세계 45개국(2009년 6월 기준)을 대상으로 한 MSCI ACWI(All Country World Index), 미국, 유럽 등 선진국시장을 대상으로 한 MSCI World 지수, 아시아, 중남미 등의 신흥시장 대상의 MSCI EMF(Emerging Market Free) 지수로 크게 구별된다. MSCI 주가지수의 산출기준은 시가총액방식이 아닌 유동주식방식(Free floating)으로 유통되기 어려운 주식을 제외한 실제 유동주식을 기준으로 비중을 계산한다. MSCI 주가지수는 한국이 편입되어 있는 MSCI EMF(MSCI 신흥시장지수)와 MSCI ACWI(MSCI 전세계지수)이다.

8) 식(3.2)은 절편(intercept)을 갖지 않는 모두 5개의 더미변수를 사용하여 구성된 회귀식($r_t = a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_H D_{Ht} + a_F D_{Ft} + e_t$)의 가설검정($H_0 : a_M = a_T = a_W = a_H = a_F = 0$)과 동

여기서 r_t : t 시점의 주식수익률

$D_{Mt}, D_{Tt}, D_{Wt}, D_{Ft}$: 더미변수(t 시점이 월요일이면 $D_{Mt}=1$, 나머지는 0)

b_k : 시차변수의 계수, e_t : 잔차항

식(3.2)에서 목요일에 대한 더미변수는 다중공선성(multicollinearity)과 같은 더미변수함정(dummy variable trap)을 제거하기 위하여 회귀모형에서 제외한다.⁹⁾ 그리고 회귀방정식(4.2)에서 요일 더미변수의 계수 a_M, a_T, a_W, a_F 는 모형에서 제외한 목요일과의 평균수익률(c)의 차이를 나타낸다.

식(4.2)을 이용한 일별 주식수익률의 분포를 검정하기 위해서는 특정 요일에 관계없이 기대수익률은 일정하고, 잔차항은 정규분포의 안정적인 동분산의 가정 하에 계수들에 대한 동일성이 필요하다.

먼저 요일효과의 검정으로 각 요일별 평균수익률이 0과 동일하다는 귀무가설 ($H_0: a_M = a_T = a_W = a_F = 0$)은 F 검정통계량을 이용하여 검정한다.

$$\begin{aligned} H_0: a_M = a_T = a_W = a_F = 0 \\ H_1: a_M \neq a_T \neq a_W \neq a_F \neq 0 \end{aligned} \quad (3.3)$$

특정 요일에 대한 평균수익률이 0과 다르고, 통계적으로 유의한 차이를 나타내는가에 대한 귀무가설(H_0)은 평균차이검정의 t 검정통계량으로 검정한다.

$$\begin{aligned} H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0 \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0 \end{aligned} \quad (3.4)$$

여기서 μ_1 : 해당 요일의 평균수익률

일한 것이다. 분석결과 특정 요일에 요일효과가 나타나면 해당 요일의 추정계수는 유의하게 음(-)의 수익률을 나타낼 것이다. 회귀식에서 r_t 는 t 시점의 수익률을 나타내고, a_M, a_T, \dots, a_F 는 전체 요일에 대한 t 시점 거래일의 요일을 식별하기 위한 더미변수의 계수이다.

9) 식(3.2)에서 목요일을 포함한 전체 요일에 대한 선형회귀 모형에서는 더미변수의 합이 다른 설명변수인 상수항과 일치하기 때문에 다중공선성(multicollinearity)과 같은 더미변수함정(dummy variable trap)의 문제가 발생한다. 따라서 이를 해결하기 위해서 기초통계량을 바탕으로 평균수익률이 가장 높거나 낮은 요일이 아닌 목요일을 제외시킨 회귀모형으로 분석한다.

μ_2 : 그 주의 나머지 요일의 평균수익률

식(3.4)에서 해당 요일의 평균수익률과 나머지 요일의 평균수익률 간에 분명한 차이가 나타나면 귀무가설을 기각하게 되고, 해당 요일과 나머지 요일의 평균수익률이 0이면 주식시장 이례현상이 없다는 것을 보여주는 것이다. 이에 대한 요일 더미변수의 회귀식은 다음과 같다.

$$r_t = b_1 + b_2 D_{2t} + e_t \quad (3.5)$$

여기서 r_t : t 시점의 주식수익률, b_1 : 해당 요일의 평균수익률

b_2 : 나머지 요일 더미변수(t 일이 나머지 요일이면 0, 아니면 1) 계수로 해당 요일과 평균수익률과의 차이

시계열자료에 대한 분석결과 회귀모형의 잔차항에 자기상관이나 이분산이 존재할 경우에는 추정계수에 대한 편의(bias) 문제로 인하여 회귀계수의 추정 오류가 발생하게 된다. 따라서 이를 해결하기 위하여 주식수익률의 시계열에 시차변수를 포함한 회귀모형을 구성하고, 평균방정식에 포함된 시차변수의 차수는 Durbin-Watson(DW)의 d 통계량과 Ljung-Box의 Q 검정통계량을 이용하여 결정할 수 있다. 또한 이분산의 편의(bias) 문제를 해결하고 주식수익률에 대한 요일효과를 검정하기 위해 평균수익률에 대한 분석뿐만 아니라 변동성의 조건부분산을 Engle, Lilien and Robins(1987)의 ARCH-M 모형에 기초한 GARCH(p, q)-M 모형을 이용하여 추정한다. Engle(1982)이 모형화한 자기회귀조건부이분산 모형(autoregressive conditional heteroskedastic model)의 ARCH(p) 모형을 이용한 수익률 분산 $h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2$ 은 과거 오차항의 제곱으로부터 도출한다.

Bollerslev(1986)가 제안한 ARCH(p) 모형을 일반화한 GARCH(p, q) 모형은 h_t , ϵ_t^2 의 조건부분산함수 $h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}$ 로 나타낼 수 있다.

GARCH(p, q)-M 모형에서 차수(p, q)는 Engle(1982)의 ARCH-LM 검정

(lagrange multiplier autoregressive conditional heteroscedastic test)을 이용하여 결정한다.¹⁰⁾ GARCH(p, q)-M 모형의 차수(p, q)는 각 시계열자료에 대한 ARCH-LM 검정결과 GARCH(1, 1)-M 모형이 가장 적합하게 나타나고 있어 조건부분산방정식의 변동성은 GARCH(1, 1)-M 모형을 이용하여 분석한다.

수익률방정식에 포함되는 시차변수의 차수(n)는 Durbin-Watson의 d 통계량과 Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정 결과 한국시장의 수익률 시계열자료에서는 자기상관이 나타나지 않았으나¹¹⁾ 미국시장의 수익률 시계열자료에서는 잔차항의 자기상관이 2시차의 수익률까지 포함했을 때 거의 제거되었다. 따라서 이후 실증 분석에서는 2시차의 시차변수를 포함한 수익률방정식을 기본적인 분석모형으로 구성하고 분석한다.

$$r_t = c + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{k=1}^2 b_k r_{t-k} + dh_t + e_t \quad (3.6)$$

$$e_t = \sqrt{h_t} \mu_t, e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (\alpha_0 > 0, 0 \leq \alpha_i, \beta_j < 1)$$



여기서 r_t : t 시점의 주식수익률

a_M, a_T, a_W, a_F : 목요일을 제외한 요일 더미변수의 회귀계수

b_k : 시차변수의 계수, d : 위험프리미엄 척도

GARCH(1, 1)-M 모형을 이용하여 자산의 위험과 수익률의 분산을 측정할 수

10) 일반적으로 최소자승법(OLS)에서는 분산을 일정한 상수로 가정하고 있지만, GARCH-M 모형에서는 조건부분산을 가정하고 있다. 조건부평균수익률이 일정하지 않다는 것은 과거 시계열 변화가 현재 시계열변화에 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다.

11) 자기상관은 시계열자료가 가지는 관성 또는 느린 조정과정(sluggishness)이나 모형설정의 오류에서 발생하게 되며, 자기상관이 존재하는 경우에는 잔차 상호 간에 어떤 함수관계가 존재하게 된다. 한국시장의 수익률자료에서는 Durbin-Watson의 d 통계량($d = \frac{\sum_{i=2}^n (\epsilon_i - \epsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \epsilon_i^2}$)의 검정 결과 검정통계량이 d_U 보다 크고 $4-d_U$ 보다 작아 귀무가설(H_0 : 자기상관이 없다. 즉 오차항 ϵ_i 의 분산이 모든 독립변수 x_i 에 대하여 동일하다)이 채택되어 자기상관은 존재하지 않으며, 자기상관이 존재해도 최소제곱추정량은 여전히 불편추정량이지만 소표본이나 대표본에서는 효율적 추정량은 아니다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과에서도 12시차까지 더 이상의 자기상관이 존재하지 않는 것을 보여준다.

있다면 위험회피투자자의 위험프리미엄은 조건부분산에 대한 선형함수로 나타낼 수 있으며, 수익률방정식에서 조건부분산(h_t)을 포함시킨 것은 모수에 대한 효율적인 추정치를 구하는 데 있다.¹²⁾ 또한 조건부분산방정식에서 계수의 조건은 오차항의 분산에 대한 비부성(non-negativity)과 안정성을 유지하는 조건이다.

주식수익률의 변동성에 대한 요일효과는 Kiyamaz and Berument(2003)에서 검증된 모형과 유사하게 변동성과 관련된 모형의 추정은 Bollerslev and Wooldridge(1992)가 제안한 준최대가능도추정법(quasi-maximum likelihood estimation)을 이용하여 추정한다.

$$r_t = c + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{k=1}^2 b_k r_{t-k} + dh_t + e_t \quad (3.7)$$

$$e_t = \sqrt{h_t} \mu_t, e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft}$$

$$(\alpha_0 > 0, 0 \leq \alpha_i, \beta_j < 1)$$

여기서 r_t : t 시점의 주식수익률, a_M, a_T, a_W, a_F : 요일 더미변수의 회귀계수
 b_k : 시차변수의 계수, d : 위험프리미엄 척도, e_t : 잔차항

식(3.7)에서 목요일에 대한 더미변수는 다중공선성의 문제를 해결하기 위해서 회귀모형에서는 제외한다. 그리고 조건부분산에 대한 선형함수의 요일에 대한 더미변수를 포함시키고, 조건부이분산의 가정하에 요일별 평균수익률을 다르게 검정할 수 있다.

3.2. 거래량변화율과 변동성의 요일효과 분석

12) GARCH-M 모형은 Engle(1982)의 ARCH 모형(autoregressive conditional heteroscedasticity)에 조건부분산의 시차변수를 추가시킨 형태로서, 일반적으로 시계열 분석을 통한 최소자승법(OLS)에서는 분산을 일정한 상수로 가정하고 있으나 GARCH 모형에서는 조건부이분산을 가정하고 있다. 조건부평균이 일정하지 않다는 것은 과거 시계열의 변화가 현재 시계열 변화에 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다. 그리고 Engle, Lilien and Robins(1987)가 개발한 ARCH-M 모형은 모형 내에 조건부분산(h_t)을 포함시켜 변동성 등의 위험요소의 영향을 분석하는데 이용되며, 모형에서 조건부분산이 GARCH 구조가 되면 GARCH-M 모형이 된다.

거래량변화율과 요일효과의 관련성은 주식수익률과 변동성의 요일효과를 분석한 식(3.2), 식(3.7)을 아래와 같이 변형하여 동일한 방법으로 분석한다.

$$q_t = c + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{k=1}^2 b_k q_{t-k} + e_t \quad (3.8)$$

$$q_t = c + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{k=1}^2 b_k q_{t-k} + @trend + e_t \quad (3.9)$$

$$e_t = \sqrt{h_t} \mu_t, e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft}$$

$(\alpha_0 > 0, 0 \leq \alpha_i, \beta_j < 1)$

여기서 q_t : t 일의 주식거래량, @trend: 시계열의 추세변수

a_M, a_T, a_W, a_F : 요일 더미변수의 회귀계수

3.3. 요일효과와 1월효과의 관련성 분석



1월효과는 주가의 평균수익률이 다른 월의 평균수익률보다 높게 나타나는 현상으로 Rozeff and Kinney(1976), Brown et al.(1983) 등에 의하여 연구되었다. 본 연구에서는 요일효과와 1월효과의 관계를 분석하기 위하여 검정모형 식(3.2)과 식(3.7)을 변형시켜 사용하며, 1월과 1월을 제외한 월의 평균수익률과 변동성이 요일별로 차이가 나는지를 분석하기 위한 회귀모형이다.

$$r_t = c + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^{12} a_i D_{it} M_{jt} + \sum_{k=1}^2 b_k r_{t-k} + e_t \quad (3.10)$$

$$r_t = c + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^{12} a_i D_{it} M_{jt} + \sum_{k=1}^2 b_k r_{t-k} + dh_t + e_t$$

$$e_t = \sqrt{h_t} \mu_t, e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + a_M D_{Mt} + a_T D_{Tt} + a_W D_{Wt} + a_F D_{Ft} + \sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^{12} a_i D_{it} M_{jt}$$

$(\alpha_0 > 0, 0 \leq \alpha_i, \beta_j < 1)$

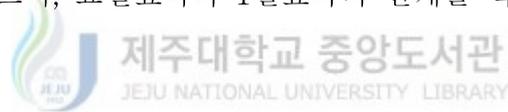
여기서 c : 1월을 제외한 월의 평균수익률,

a_M, a_T, a_W, a_F : 요일 더미변수의 상수항 계수

a_i : 요일 더미변수와 1월의 더미변수를 곱한 변수들의 상수항 계수

식(3.10)과 식(3.11)의 수익률방정식에는 요일 더미변수에 1월의 더미변수를 곱한 변수($\sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^{12} a_i D_{ijt} M_{jt}$)가 포함되어 있다(더미변수가 1월이면 1, 1월을 제외한 월이면 0). 식에서 a_M, a_T, a_W, a_F 가 0과 통계적으로 유의한지의 여부를 통하여 1월에 해당하는 요일별 평균수익률의 차이를 분석할 수 있고, 상수항 계수 a_i 가 0과 통계적으로 유의한지의 여부를 통하여 특정 요일의 평균수익률이 1월과 1월을 제외한 월에 대한 평균수익률과의 요일별 차이를 검정할 수 있다.

변동성방정식에서도 수익률방정식과 같이 요일 더미변수에 1월의 더미변수를 곱한 변수는 요일별 변동성이 1월과 1월을 제외한 월에 대한 평균수익률과의 차이를 검정할 수 있으며, 요일효과와 1월효과의 관계를 확인할 수 있다.



4. 실증분석결과

4.1. 기초통계량

<표 3-1>는 한국과 미국시장의 지수별 수익률과 거래량변화율에 대한 기초통계량을 나타내고 있다.

먼저 한국시장의 A에서 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200에 대한 지수별 평균수익률은 0에 근사한 값이고, 왜도(skewness)는 0보다 작은 음(-)의 값으로 정규분포보다 약간 왼쪽으로 치우쳐 있으며, 첨도(kurtosis)는 3보다 큰 값으로 초과첨도(excess leptokurtosis)를 나타냈다. B에서 지수별 기간별 거래량변화율도 0에 근사한 값이고, 왜도는 현물의 경우 모든 기간에서 0보다 큰 양(+)의 값으로 정규분포보다 약간 오른쪽으로 치우쳐 있으며, 첨도는 3보다 큰

<표 3-1a> 한국시장의 지수별 기초통계량

구분 기간	전체표본기간 (2004-2014)	금융위기이전 (2004-2007)	금융위기기간 (2007-2009)	금융위기이후 (2009-2014)
A: 수익률				
KOSPI200 현물				
평균	0.0347	0.0689	-0.0300	0.0398
표준편차	0.0146	0.0127	0.0214	0.0121
왜도	-0.4316	-0.4541	-0.3486	-0.2985
첨도	8.9838	4.6113	7.4092	5.6991
표본수	2,547	785	514	1,248
J-B	3,878.949***	111.896***	426.773***	397.365***
KOSPI200 선물				
평균	0.0345	0.0681	-0.0285	0.0393
표준편차	0.0156	0.0138	0.0227	0.0129
왜도	-0.3847	-0.4307	-0.3673	-0.1238
첨도	8.3344	4.4722	6.4472	7.3982
표본수	2,547	785	514	1,248
J-B	3,082.640***	95.160***	266.057***	1,009.073***
KODEX200				
평균	0.0342	0.0698	-0.0316	0.0389
표준편차	0.0149	0.0132	0.0223	0.0119
왜도	-0.3169	-0.4503	-0.1740	-0.2653
첨도	11.5013	4.8085	9.5185	5.4709
표본수	2,547	785	514	1,248
J-B	7,712.563***	133.508***	912.615***	332.105***
B: 거래량변화율				
KOSPI200 현물				
평균	-0.0310	0.0087	0.0104	-0.0731
표준편차	0.1999	0.2191	0.1700	0.1987
왜도	0.2686	0.4758	0.0806	0.1362
첨도	3.8041	4.0795	3.1072	3.4755
표본수	2,547	785	514	1,248
J-B	99.239***	67.730***	0.802	15.618***
KOSPI200 선물				
평균	0.0266	0.0801	0.0816	-0.0296
표준편차	0.2278	0.2273	0.1886	0.2425
왜도	-0.0994	0.0276	-0.5261	-0.0791
첨도	3.9460	3.6180	5.4774	3.6944
표본수	2,547	785	514	1,248
J-B	99.169***	12.592***	155.152***	26.374***
KODEX200				
평균	0.0878	0.2383	-0.0916	0.0671
표준편차	0.6068	0.6548	0.7034	0.5279
왜도	-0.1006	-0.1105	-0.0097	-0.1698
첨도	4.3177	4.2272	4.0392	3.8772
표본수	2,547	785	514	1,248
J-B	188.562***	50.858***	23.136***	46.010***

- 1) Jaque-Bera 검정통계량은 표본의 정규성(normality)에 대한 귀무가설(H_0)하 χ^2 분포를 따름.
- 2) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.
- 3) 1기간은 금융위기이전(2004.01~2007.02), 2기간은 금융위기기간(2007.03~2009.03), 3기간은 금융위기이후(2009.04~2014.03)로 구분함.

<표 3-1b> 미국시장의 지수별 기초통계량

구분 기간	전체표본기간 (2004-2014)	금융위기이전 (2004-2007)	금융위기기간 (2007-2009)	금융위기이후 (2009-2014)
C: 수익률				
S&P500 현물				
평균	0.0203	0.0301	-0.1078	0.0678
표준편차	0.0128	0.0066	0.0211	0.0109
왜도	-0.3303	-0.2068	-0.0758	-0.4102
첨도	14.1547	4.1188	8.0951	6.5290
표본수	2,577	793	526	1,258
J-B	13,407.11***	47.008***	569.468***	688.060***
S&P500 선물				
평균	0.0202	0.0302	-0.1099	0.0682
표준편차	0.0129	0.0066	0.0214	0.0111
왜도	-0.1163	-0.5135	0.1791	-0.4339
첨도	17.0994	4.9916	10.0157	6.7434
표본수	2,577	793	526	1,258
J-B	21,351.11***	165.911***	1,081.542***	773.992***
SPDR				
평균	0.0202	0.0298	-0.1088	0.0680
표준편차	0.0127	0.0067	0.0210	0.0108
왜도	-0.0815	-0.4219	0.2004	-0.3951
첨도	17.3828	4.6271	10.3080	6.4068
표본수	2,577	793	526	1,258
J-B	22,215.05***	111.007***	1,174.021***	641.086***
D: 거래량변화율				
S&P500 현물				
평균	0.0405	0.1545	0.0835	-0.0493
표준편차	0.1973	0.1645	0.2291	0.2019
왜도	-0.0247	0.2458	-0.2756	0.0398
첨도	14.7034	15.6689	17.9007	10.7364
표본수	2,577	793	526	1,258
J-B	14,707.27***	5,311.192***	4,872.811***	3,137.563***
S&P500 선물				
평균	0.0482	0.2155	0.0137	-0.0428
표준편차	0.4544	0.4295	0.3526	0.5050
왜도	2.3590	1.7015	0.7654	2.7564
첨도	21.7510	11.7815	6.8877	24.6859
표본수	2,577	793	526	1,258
J-B	40,142.90***	2,930.642***	382.604***	26,243.33***
SPDR				
평균	0.0374	0.1942	0.1364	-0.1029
표준편차	0.3238	0.3390	0.3350	0.3091
왜도	0.1203	0.2417	-0.0461	0.1043
첨도	3.8338	3.6899	3.9105	3.8467
표본수	2,577	793	526	1,258
J-B	80.857***	23.450***	18.357***	39.860***

주) <표 3-1a> 참조

값으로 큰 값으로 초과첨도(excess leptokurtosis)를 나타냈다. 그리고 Jaque-Bera 검정결과 평균수익률과 같이 모든 지수에서 1% 유의수준에서 정규분포라는 가설은 기각되었다.

미국시장의 C에서 S&P500 현물, S&P500 선물 및 SPDR에 대한 지수별 기간별 평균수익률은 한국시장과 마찬가지로 0에 근사한 값이고, 왜도는 현물의 경우 0보다 작은 음(-)의 값으로 정규분포보다 약간 왼쪽으로 치우쳐 있으며, 첨도는 3보다 큰 값으로 초과첨도를 나타냈다.¹³⁾ D에서 지수별 기간별 거래량변화율도 0에 근사한 값이고, 왜도는 기간에 따라서 음(-) 또는 양(+),의 값으로 정규분포보다 왼쪽 또는 오른쪽으로 약간 치우쳐 있으며, 첨도는 모두 3보다 큰 값으로 초과첨도를 나타냈다. 그리고 Jaque-Bera는 검정결과 모든 지수에서 1% 유의수준에서 정규분포라는 가설은 기각되었다.

4.2. 가격 및 거래량의 변동추이

4.2.1. 한국시장



<그림 3-2>의 왼쪽 그림은 2004~2014년의 전체기간 동안 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 가격변동추이를 나타내고 있다. KOSPI200 현물의 최저가격은 2004년 8월 2일의 93.19, 최고가격은 2011년 5월 2일의 295.35, KOSPI200 선물의 최저가격은 2004년 8월 2일 93.00, 최고가격은 2011년 5월 2일 296.50, KODEX200의 최저가격은 2004년 8월 2일 9,280, 최고가격은 2011년 4월 25일 29,860을 나타냈다.

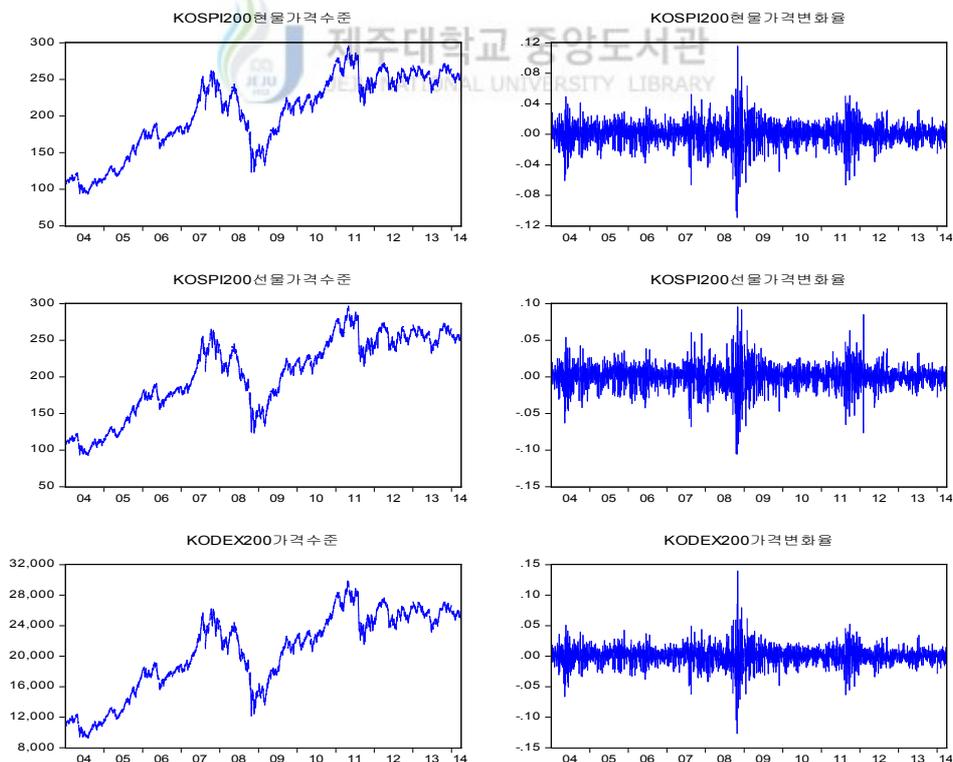
<그림 3-2>의 오른쪽 그림은 전체기간 동안 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 가격변화율추이를 나타내고 있다. 한국시장의 가격변화율은

13) 왜도가 음(-)의 값을 가지면 왼쪽 꼬리의 형태이고, 양(+)의 값을 가지면 오른쪽으로 긴 꼬리 형태를 가지게 된다. 첨도는 자료의 분포가 중앙값을 중심으로 집중적으로 분포되어 있는 정도 또는 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 척도로 정규분포는 3으로 중첨(mesokurtic)이라 하며, 분포의 첨도가 3보다 크면 분포의 모양이 정규분포보다 더 뾰족한 급첨(leptokurtic), 0보다 크고 3보다 작으면 정규분포보다 더 평평한 완첨(platykurtic)의 분포를 한다. 표준값은 자료의 평균이 0이고 표준편차가 1인 z 값으로 변환한 경우 첨도는 $k = \sum_{i=1}^N z_i^4 / N - 3$ 과 같이 산출되고, 이 때 3은 정규분포에서 z_i^4 의 평균값이다.

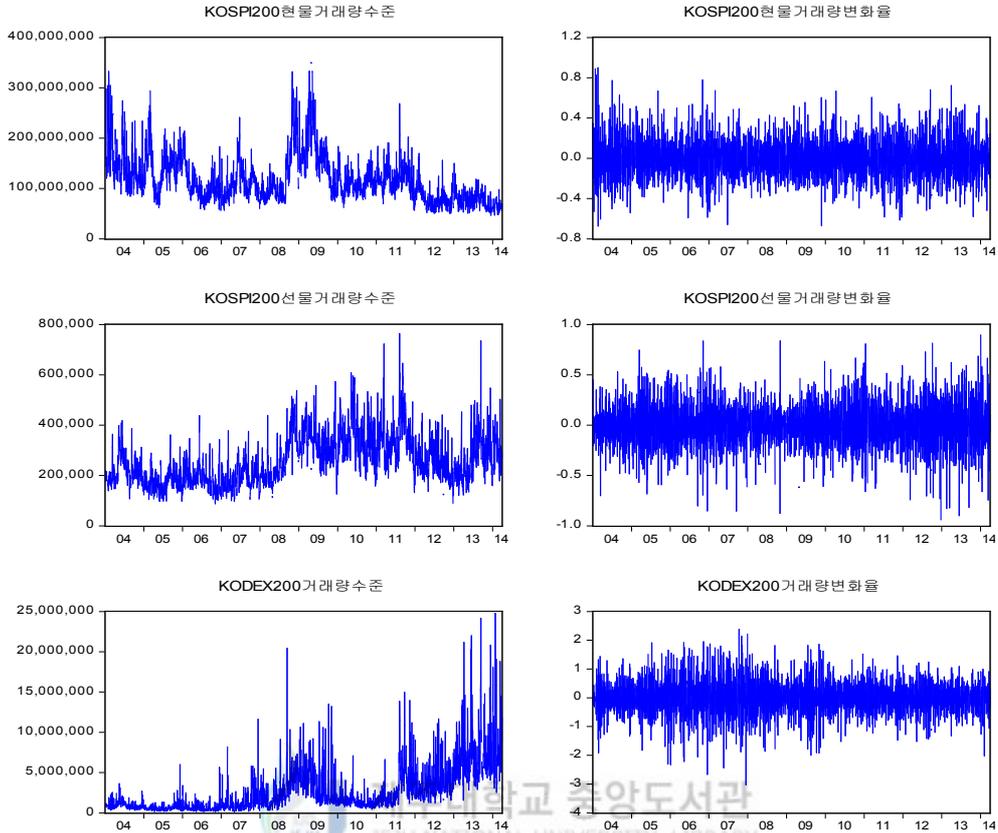
15%의 범위 내에서 변동하였으며, 가격하락폭이 가장 컸던 시점은 글로벌 금융 위기 기간인 2008년 10월 24일로 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 가격변화율은 각각 -10.90%, -10.54%, -12.65%를 기록하였고, 가격상승폭이 가장 컸던 시점은 2008년 10월 30일로 각각 11.54%, 9.53%, 13.95%를 기록하였으며, 주가급등락의 원인은 2008년 9월 15일 미국 리먼브라더스의 파산으로 촉발된 글로벌 금융위기의 영향 때문으로 분석된다.

한편 <그림 3-2>, <그림 3-3>의 가격(거래량)변화율 추이에서 발견되는 특징 중의 하나는 가격(거래량)변동성이 계열상관을 가짐으로써 큰 변동의 뒤에는 작은 변동이 일정 기간 연속적으로 이어지는 변동성 군집현상(volatility clustering)이 나타난다는 점이다. 이와 같은 결과는 한국시장의 주가변동성을 설명하는데 있어 ARCH(autoregressive conditional heteroskedasticity) 형태의 모형이 가장 적합한 분석 도구임을 시사한다.

<그림 3-2> 한국시장의 가격수준 및 가격변화율의 변동추이



<그림 3-3> 한국시장의 거래량수준 및 거래량변화율의 변동추이



4.2.2. 미국시장

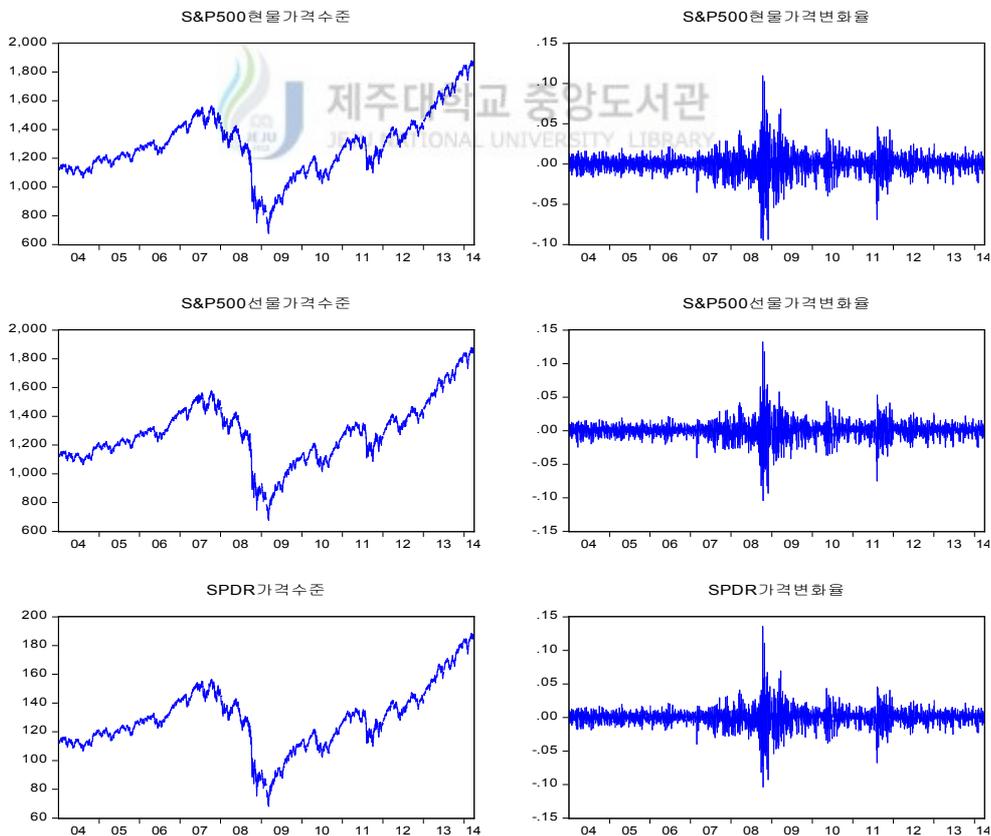
<그림 3-4>의 왼쪽 그림은 2004~2014년의 전체기간 동안 S&P500 현물, S&P500 선물 및 SPDR 지수의 가격변동추이를 나타내고 있다. S&P500 지수의 최저가격은 2009년 3월 9일의 676.53, 최고가격은 2007년 10월 9일의 1565.15, S&P500 선물의 최저가격은 2009년 3월 6일의 573.75, 최고가격은 2007년 7월 17일의 1,499.75, SPDR 지수의 최저가격은 2009년 3월 9일의 68.11, 최고가격은 2007년 10월 9일의 156.48을 나타냈다.

<그림 3-4>의 오른쪽 그림은 전체기간 동안 S&P500 현물, S&P500 선물 및 SPDR의 가격변화율추이를 나타내고 있다. 미국시장의 가격변화율도 15%의 범위 내에서 변동하였으며, 가격 하락폭이 가장 컸던 시점은 글로벌 금융위기 기간인 2008년 10월 10일에 S&P500 선물의 가격변화율은 -12.89%, 2008년 10월 15

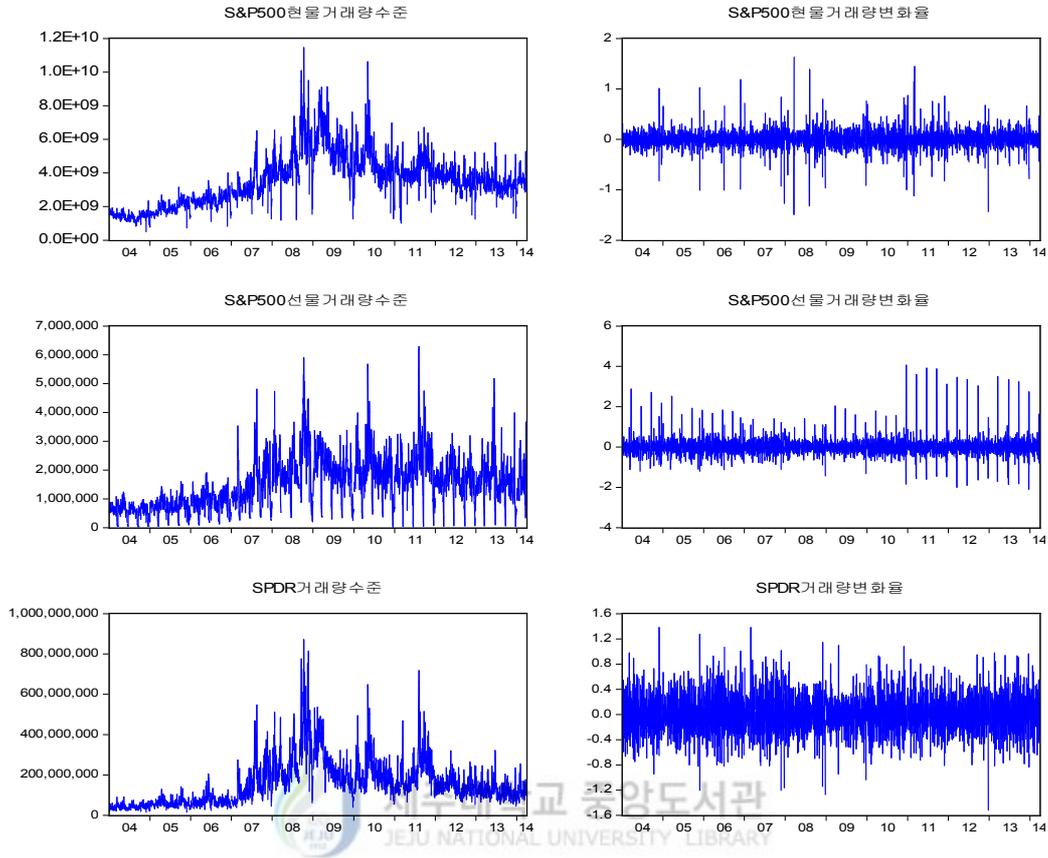
일에 S&P500 현물과 SPDR의 가격변화율은 각각 -9.47%, -10.36%를 기록하였고, 가격상승폭이 가장 컸던 시점은 2008년 10월 13일로 S&P500 현물, S&P500 선물 및 SPDR은 각각 10.96%, 14.21%, 13.56%를 기록하였다. 이와 같이 주가의 급등락을 가져오게 된 원인은 2008년 9월에 본격화되기 시작한 글로벌 금융위기의 영향 때문으로 분석된다.

한편 <그림 3-4>, <그림 3-5>의 가격(거래량)변화율 추이에서도 발견되는 특징은 한국시장과 마찬가지로 가격(거래량)변동성이 계열상관을 가짐으로써 큰 변동과 작은 변동이 이어지는 변동성 군집현상(volatility clustering)이 나타난다는 점이다. 이와 같은 결과는 미국시장의 주가변동성을 설명하는데 있어서도 ARCH(autoregressive conditional heteroskedasticity) 형태의 모형이 가장 적합한 분석 도구임을 의미한다.

<그림 3-4> 미국시장의 가격수준 및 가격변화율의 변동추이



<그림 3-5> 미국시장의 거래량수준 및 거래량변화율의 변동추이



4.3. 수익률과 거래량변화율의 분포

4.3.1. 한국시장

4.3.1.1. 전체기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

<표 3-2>는 전체기간 동안 한국시장의 수익률과 거래량변화율을 분석한 결과이다. 먼저 A에서 KOSPI200 현물과 KOSPI200 선물의 평균수익률은 수요일에 각각 0.1105, 0.1163로서 가장 높고, 금요일과 목요일에 각각 0.0057, -0.0083로서 가장 낮게 나타났다. 특히 KODEX200의 평균수익률은 수요일에 0.1278로서 가장 높고, 금요일에 -0.0222로서 가장 낮게 나타났고, 표준편차는 목요일에 0.0169로서 가장 높고, 화요일에 0.0132로 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가

KODEX200의 평균수익률과 표준편차에 존재하는 것을 의미한다. 분산차이에 대한 Levene 검정통계량은 7.6130(0.0000)로서 분산에서도 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다.¹⁴⁾ 그리고 KOSPI200 현물과 KOSPI200 선물 및 KODEX200에서 평균수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 수요일에 t 값이 모두 양(+)¹⁵⁾의 값으로 나타나 귀무가설이 기각되어 요일효과가 평균수익률에 존재하는 것을 보여준다.

B에서는 KOSPI200 현물의 거래량변화율은 화요일에 4.6144로 가장 높고, 월요일에 -8.3591로서 가장 낮게 나타났으며, KOSPI200 선물은 화요일에 6.5497로서 가장 높고, 금요일에 -8.1671로서 가장 낮게 나타났다. 두 시장에 대한 분산차이검정에서는 KOSPI200 현물이 4.7048(0.0028)로서 1% 유의수준에서 유의하게 나타났으나 KOSPI200 선물은 0.6613으로 유의하지 않게 나타났다. KODEX200의 거래량변화율은 목요일에 7.5977로 가장 높고, 월요일에 -6.2011로서 가장 낮게 나타났으며¹⁵⁾, 표준편차는 금요일에 0.6590으로 가장 높고, 화요일에 0.5739로서 가장 낮게 나타났다. 그러나 요일별 거래량변화율이 서로 다른가를 나타내는 분산차이검정에서는 0.9872(0.3978)로서 유의하지 않게 나타났다.

거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 KOSPI200 현물과 KOSPI200 선물은 모든 요일들에서 귀무가설이 1% 유의수준에서 월요일과 금요일은 t 값이 음(-)의 값으로 나타났으며, 나머지 모든 요일들은 양(+)¹⁵⁾의 값으로 나타나 거래량변화율이 0이라는 귀무가설을 기각하고 있다. 그리고 KODEX200은 월요일에 t 값이 거래량변화율보다 낮은 음(-)의 값으로 나타났으며, 수요일과 목요일에는 양(+)¹⁵⁾의 값으로 나타나 거래량변화율이 0이라는 귀무가설을 기각하고 있다. 이는 요일효과가 거래량변화율에서 존재한다는 것을 보여준다.

4.3.1.2. 기간별 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

<표 3-3a>는 1기간 동안 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분석결과이다.

14) 수익률 시계열에서 평균차이나 분산차이검정을 통해 산출한 F 통계량은 잔차항이 안정적인 정규분포를 가지는 동분산의 가정하에서 분석한 결과이므로 잔차항에 이분산이 존재하는 경우 에는 올바른 결과가 아닐 수 있다.

15) 한국의 주식수익률은 수요일에 가장 높고 월요일에 가장 낮게 나타난다는 Rogalski(1984)와 Jaffe & Westerfield(1985)의 연구 결과와 비교해 보면 본 연구에서는 모든 주식수익률이 수요일에 가장 높게 나타난 반면, 선물은 목요일에, 현물 및 ETF는 금요일에 가장 낮게 나타났다.

먼저 A-1에서 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 모든 지수에 대한 평균수익률은 수요일에 가장 높고, 화요일에 가장 낮게 나타났다. 그러나 KOSPI200 현물과 KOSPI200 선물 및 KODEX200에서 평균수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 t 값이 모두 유의하지 않게 나타나고 있어 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것을 보여준다.

B-1에서는 모든 지수의 거래량변화율은 수요일에 가장 높게 나타났으나 KOSPI200 현물과 KODEX200은 월요일에 가장 낮게 나타났고, KOSPI200 선물은 금요일에 가장 낮게 나타났다. 분산차이검정에서는 KOSPI200 현물이 1% 유의수준에서 유의하게 나타났으나 KOSPI200 선물과 KODEX200은 유의하지 않게 나타났다. 그리고 거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 KOSPI200 현물은 금요일을 제외한 모든 요일들에서 월요일은 t 값이 음(-)의 값으로, 나머지 요일들에서는 양(+)³의 값으로 기각하고 있고, KOSPI200 선물은 월요일과 금요일에서 t 값이 음(-)의 값으로, 화요일과 수요일에서 양(+)³의 값으로 기각하고 있다. KODEX200은 모든 요일들에서 유의하지 않게 나타났다. 이는 KODEX200의 KOSPI200 현물과 선물의 요일효과가 거래량변화율에서 존재함을 보여준다.

<표 3-3b>는 2기간 동안 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분석결과이다. 먼저 A-2에서 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 모든 지수에 대한 평균수익률은 1기간과 같이 수요일에 가장 높게 나타났으나 KOSPI200 현물과 KODEX200은 금요일에 가장 낮게 나타났고, KOSPI200 선물은 목요일에 가장 낮게 나타났다. 그리고 KOSPI200 현물과 KOSPI200 선물 및 KODEX200에서 평균수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 t 값이 모두 유의하지 않게 나타나고 있어 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것을 보여준다.

B-2에서는 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 거래량변화율은 각각 수요일, 화요일 및 목요일에 가장 높게 나타났으나 모든 지수에서 거래량변화율은 금요일에 가장 낮게 나타났다. 분산차이검정에서는 KOSPI200 현물과 선물에서 유의하게 나타났으나 KODEX200은 유의하지 않게 나타났다. 그리고 거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 KOSPI200 현물은 월요일과 금요일에서 t 값이 음(-)의 값으로, 수요일에서는 양(+)³의 값으로 기각하고 있고, KOSPI200 선물은 월요일과 금요일에서 t 값이 음(-)의 값으로, 화요일과 수요일

에서 양(+)¹의 값으로 기각하고 있다. KODEX200은 목요일에서 유의하게 양(+)¹의 값으로 기각하고 있다. 이는 요일효과가 모든 지수의 거래량변화율에서 존재한다는 것을 보여준다.

<표 3-3c>는 3기간 동안 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분석결과이다. 먼저 A-3에서 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 모든 지수에 대한 평균수익률은 수요일에 가장 높고, 월요일에 가장 낮게 나타났다. 그러나 KOSPI200 현물과 KOSPI200 선물 및 KODEX200에서 평균수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 t 값이 모두 유의하지 않게 나타나고 있어 평균수익률에 요일효과가 존재하지 않는다는 것을 보여준다.

B-3에서는 KOSPI200 현물의 거래량변화율은 화요일에 가장 높고, 월요일에 가장 낮게 나타났으며, KOSPI200 선물은 목요일에 가장 높고, 금요일에 가장 낮게 나타났다. 그리고 KODEX200은 목요일에 가장 높고, 화요일에 가장 낮으며 유의하게 나타났다. 분산차이 검정에서는 KOSPI200 현물이 1% 유의수준에서 유의하게 나타났으나, KOSPI200 선물과 KODEX200은 유의하지 않게 나타났다. 그리고 거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 KOSPI200 현물은 모든 요일들에서 월, 금요일은 t 값이 음(-)¹의 값으로, 나머지 요일에서는 양(+)¹의 값으로 기각하고 있고, KOSPI200 선물은 월요일과 금요일은 t 값이 음(-)¹의 값으로, 화요일과 목요일은 양(+)¹의 값으로 기각하고 있으나, KODEX200은 금요일을 제외한 모든 요일들에서 월요일과 화요일은 음(-)¹의 값으로, 수요일과 목요일은 양(+)¹의 값으로 유의하게 나타났다. 이는 모든 지수의 거래량변화율에서 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

4.3.2. 미국시장

4.3.2.1. 전체기간 수익률과 거래량변화율의 분포

<표 3-4>는 전체기간 동안 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분석결과이다. 먼저 C에서 S&P500 현물과 S&P500 선물의 평균수익률은 화요일에 각각 0.0967, 0.0955로 가장 높고, 월요일에 각각 -0.0257, -0.0441로 가장 낮게

<표 3-2> 전체기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	506	511	505	513	512	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
A: 수익률							
KOSPI200 현물							
평균	0.0188	0.0321	0.1105	0.0073	0.0057	941.39***	3.6031***
표준편차	0.0147	0.0127	0.0136	0.0165	0.0153	(0.0000)	(0.0030)
왜도	0.0138	-0.0764	0.0258	-0.5847	-1.0837		
첨도	5.9611	6.5085	5.1187	12.2785	9.2069		
<i>t</i> 값	0.2877	0.5720	1.8259*	0.0994	0.0844		
KOSPI200 선물							
평균	0.0267	0.0265	0.1163	-0.0083	0.0123	1,168.49***	9.1477***
표준편차	0.0154	0.0134	0.0147	0.0174	0.0167	(0.0000)	(0.0000)
왜도	0.3946	0.0352	-0.2685	-1.0149	-0.5176		
첨도	6.8826	6.6118	5.9407	10.1400	8.2688		
<i>t</i> 값	0.3903	0.4461	1.7762*	-0.1078	0.1657		
KODEX200							
평균	0.0149	0.0416	0.1278	0.0099	-0.0222	1,033.85***	7.6130***
표준편차	0.0145	0.0132	0.0138	0.0169	0.0159	(0.0000)	(0.0000)
왜도	0.0735	0.2711	-0.1134	-0.1152	-1.2659		
첨도	6.3055	8.6404	5.4049	16.4883	11.8805		
<i>t</i> 값	0.2312	0.7129	2.0745**	0.1328	-0.3163		
B: 거래량변화율							
KOSPI200 현물							
평균	-8.3591	4.6144	3.9884	2.4224	-2.8597	1,959.67***	4.7048***
표준편차	0.2059	0.1971	0.1790	0.1971	0.1894	(0.0000)	(0.0028)
왜도	0.3543	0.3352	0.0509	0.4808	0.4354		
첨도	3.9449	3.6205	3.5649	4.1556	4.2756		
<i>t</i> 값	-9.1324***	5.2928***	5.0076***	2.7844***	-3.4158***		
KOSPI200 선물							
평균	-4.3402	6.5497	3.1492	2.9402	-8.1671	2,333.88***	0.6613
표준편차	0.2154	0.2140	0.2117	0.2053	0.2564	(0.0000)	(0.5759)
왜도	0.1686	0.1480	0.1231	0.0945	-0.3110		
첨도	4.1040	3.2382	3.1380	4.7337	3.6751		
<i>t</i> 값	-4.5316***	6.9173***	3.3433***	3.2439***	-7.2072***		
KODEX200							
평균	-6.2011	-2.7290	6.0471	7.5977	-4.2878	1,330.97***	0.9872
표준편차	0.5836	0.5739	0.5829	0.6190	0.6590	(0.0000)	(0.3978)
왜도	0.1943	0.0867	-0.3484	0.1814	-0.4893		
첨도	3.7930	3.7096	4.3527	4.0438	5.0325		
<i>t</i> 값	-2.3901**	-1.0750	2.3314**	2.7798***	-1.4722		

1) *t* 값은 평균수익률이 0이라는 귀무가설을 검정하는 것이고, 요일별 평균차이는 ANOVA *F-test*의 분석결과이며, 요일별 분산차이는 *Levene-test*의 통계량으로 *F* 값을 나타냄.

2) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

<표 3-3a> 1기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	152	158	158	159	158	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
A-1: 수익률							
KOSPI200 현물							
평균	0.0851	-0.0039	0.0859	0.0362	0.1422	561.27***	5.7696***
표준편차	0.0135	0.0105	0.0126	0.0134	0.0134	(0.0000)	(0.0033)
왜도	-0.8519	-0.2424	0.0399	-0.5973	-0.4732		
첨도	6.7686	3.5900	4.0112	4.1391	3.3790		
<i>t</i> 값	0.7794	-0.0465	0.8591	0.3403	1.3334		
KOSPI200 선물							
평균	0.0783	-0.0172	0.1226	0.0583	0.0989	370.70***	9.1138***
표준편차	0.0141	0.0112	0.0140	0.0147	0.0145	(0.0000)	(0.0000)
왜도	-0.6542	-0.5239	-0.0420	-0.3738	-0.6467		
첨도	6.0423	4.0125	4.0696	4.2407	3.4106		
<i>t</i> 값	0.6866	-0.1929	1.0971	0.4999	0.8548		
KODEX200							
평균	0.0726	0.0222	0.1337	0.0469	0.0741	380.88***	5.4147***
표준편차	0.0136	0.0107	0.0133	0.0140	0.0141	(0.0000)	(0.0011)
왜도	-0.8410	-0.4094	0.0853	-0.4452	-0.5948		
첨도	7.1349	3.6124	4.2061	4.1601	3.7692		
<i>t</i> 값	0.6577	0.2592	1.2622	0.4215	-0.6609		
B-1: 거래량변화율							
KOSPI200 현물							
평균	-9.7953	3.2903	5.3309	3.2170	-2.3920	745.92***	4.1549***
표준편차	0.2290	0.1952	0.1957	0.2315	0.2103	(0.0000)	(0.0062)
왜도	0.7532	0.6196	0.0397	0.8063	0.5462		
첨도	4.9148	4.3346	3.4548	4.2393	4.1683		
<i>t</i> 값	-5.2743***	2.1192**	3.4239***	1.7521*	-1.4300		
KOSPI200 선물							
평균	-5.3133	6.0775	6.9155	-1.3396	-6.1353	651.78***	1.7295
표준편차	0.2218	0.2274	0.2219	0.1840	0.2457	(0.0000)	(0.1594)
왜도	0.6443	0.1962	0.2337	-0.4508	-0.4283		
첨도	4.9326	3.0077	2.5618	3.5490	3.3577		
<i>t</i> 값	-2.9539***	3.3599***	3.9170***	-0.9180	-3.1392***		
KODEX200							
평균	-6.1910	6.0915	8.5329	-1.6129	-5.8613	1,073.29***	0.4698
표준편차	0.6362	0.6128	0.6965	0.6296	0.6881	(0.0000)	(0.7579)
왜도	0.3319	0.0858	-0.5732	0.2362	-0.3866		
첨도	3.7288	3.6986	4.4718	4.3371	4.7173		
<i>t</i> 값	-1.1997	1.2495	1.5398	-0.3230	-1.0707		

- 1) *t* 값은 평균수익률이 0이라는 귀무가설을 검정하는 것이고, 요일별 평균차이는 ANOVA *F-test*의 분석결과이며, 요일별 분산차이는 *Levene-test*의 통계량으로 *F* 값을 나타냄.
- 2) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.
- 3) 1기간은 금융위기 이전(2004~2007.02), 2기간은 금융위기 기간(2007.03~2009.03), 3기간은 금융위기 이후(2009.04~2014.03)로 구분함.

<표 3-3b> 2기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	103	103	100	103	105	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
A-2: 수익률							
KOSPI200 현물							
평균	0.0600	-0.0471	0.1480	-0.1119	-0.1907	319.37***	1.6075
표준편차	0.0218	0.0180	0.0193	0.0259	0.0214	(0.0000)	(0.1563)
왜도	0.4099	-0.2196	0.0245	-0.5211	-1.0581		
첨도	3.7812	4.8207	4.0778	9.0360	8.3332		
<i>t</i> 값	0.2791	-0.2661	0.7664	-0.4383	-0.9151		
KOSPI200 선물							
평균	0.0575	-0.0698	0.1837	-0.1711	-0.1347	402.07***	2.2114*
표준편차	0.0234	0.0189	0.0211	0.0260	0.0234	(0.0000)	(0.0667)
왜도	0.8082	0.0299	-0.4897	-1.0777	-0.5892		
첨도	4.5763	4.7606	4.8573	7.8213	6.3764		
<i>t</i> 값	0.2494	-0.3738	0.8686	-0.6676	-0.5892		
KODEX200							
평균	0.0315	-0.0412	0.1588	-0.1282	-0.1708	276.13***	1.8778
표준편차	0.0213	0.0197	0.0198	0.0270	0.0229	(0.0000)	(0.1323)
왜도	0.5353	0.4340	-0.2371	0.0671	-1.3289		
첨도	4.0955	6.6731	4.2339	11.8064	10.6901		
<i>t</i> 값	0.1505	-0.2125	0.8004	-0.4819	-0.7643		
B-2: 거래량변화율							
KOSPI200 현물							
평균	-4.0747	2.3377	4.4920	2.2289	-4.7097	366.17***	3.1502**
표준편차	0.1889	0.1759	0.1432	0.1636	0.1565	(0.0000)	(0.0247)
왜도	-0.0974	0.1415	0.1450	0.1888	0.5124		
첨도	3.0822	2.9663	2.7613	3.3074	2.9354		
<i>t</i> 값	-2.1895**	1.3486	3.1368***	1.3824	-3.0837***		
KOSPI200 선물							
평균	-3.4684	7.8118	3.3357	1.1809	-8.1963	415.84***	2.1429*
표준편차	0.1708	0.1409	0.1675	0.1871	0.2259	(0.0000)	(0.0939)
왜도	-0.5498	-0.0582	0.0745	-0.8704	-0.1502		
첨도	3.6457	3.2397	2.5435	7.3553	5.8916		
<i>t</i> 값	-2.0610**	5.6274***	1.9910**	0.6406	-3.7171***		
KODEX200							
평균	-5.7209	-3.0343	-1.2823	20.9045	-11.1449	317.61***	0.9949
표준편차	0.6130	0.6387	0.6258	0.7457	0.8329	(0.0000)	(0.3949)
왜도	0.2861	0.0540	-0.0541	0.2907	-0.3652		
첨도	2.9061	3.0391	3.2345	3.1833	4.5581		
<i>t</i> 값	-0.9471	-0.4821	-0.2049	2.8449***	-1.3712		

주) <표 3-3a> 참조

<표 3-3c> 3기간 한국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	251	250	247	251	249	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
A-3: 수익률							
KOSPI200 현물							
평균	-0.0382	0.0874	0.1111	0.0378	0.0020	599.09***	1.3216
표준편차	0.0115	0.0112	0.0113	0.0131	0.0133	(0.0000)	(0.2658)
왜도	-0.4057	0.3924	-0.0584	-0.0433	-0.9996		
첨도	4.6546	6.7561	4.2022	4.3415	7.1908		
<i>t</i> 값	-0.5248	1.2290	1.5427	0.4574	0.0236		
KOSPI200 선물							
평균	-0.0171	0.0939	0.0851	0.0163	0.0192	598.66***	1.3056
표준편차	0.0117	0.0119	0.0117	0.0144	0.0145	(0.0000)	(0.2711)
왜도	-0.2567	0.4701	-0.0509	-0.5401	0.0176		
첨도	4.4098	7.3530	4.6084	6.7068	9.4568		
<i>t</i> 값	-0.2328	1.2422	1.1394	-0.1795	0.2089		
KODEX200							
평균	-0.0270	0.0880	0.1116	0.0432	-0.0205	545.58***	0.8733
표준편차	0.0112	0.0111	0.0110	0.0127	0.0131	(0.0000)	(0.4543)
왜도	-0.3528	0.3658	-0.0829	0.0169	-0.9273		
첨도	4.4811	6.4902	4.2311	4.2497	6.5683		
<i>t</i> 값	-0.3817	1.2489	1.5919	0.5375	-0.2477		
B-3: 거래량변화율							
KOSPI200 현물							
평균	-9.2476	6.3891	2.9258	1.9986	-2.3762	850.71***	3.0463**
표준편차	0.1961	0.2055	0.1808	0.1862	0.1884	(0.0000)	(0.0279)
왜도	0.2063	0.1864	0.0290	0.0906	0.2598		
첨도	3.2573	3.3773	3.5198	3.3376	4.3053		
<i>t</i> 값	-7.4711***	4.9168***	2.5429**	1.7008*	-1.9900**		
KOSPI200 선물							
평균	-4.1087	6.3281	0.6645	6.3733	-9.4440	1,307.76***	1.2196
표준편차	0.2282	0.2303	0.2180	0.2194	0.2746	(0.0000)	(0.3012)
왜도	0.0403	0.1717	0.0517	0.4088	-0.2653		
첨도	3.5520	2.9909	3.3342	4.0376	3.2602		
<i>t</i> 값	-2.8529***	4.3453***	0.4790	4.6013***	-5.4262***		
KODEX200							
평균	-6.4044	-8.1778	7.4243	7.9717	-0.3977	1,085.71***	0.9301
표준편차	0.5387	0.5125	0.4754	0.5429	0.5483	(0.0000)	(0.4455)
왜도	-0.0051	-0.0230	-0.0959	-0.1452	-0.4972		
첨도	4.2219	3.9235	3.2790	3.9193	3.8692		
<i>t</i> 값	-1.8835*	-2.5228**	2.4542**	2.3263**	-0.1145		

주) <표 3-3a> 참조

나타났다. 그리고 SPDR의 평균수익률은 화요일에 0.0987로서 가장 높고, 금요일에 -0.0315로서 가장 낮게 나타났으며, 표준편차는 월요일에 0.0147로 가장 높고, 금요일에 0.0105로 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가 모든 지수의 평균 수익률과 표준편차에 존재한다는 것을 보여준다. 분산차이검정에서는 검정통계량이 각각 11.1794, 10.0570 및 7.6374로서 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타났으며, 이는 수익률과 분산에서도 요일효과가 존재한다는 것을 의미한다. 그리고 평균수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 모든 지수에서 화요일의 t 값이 귀무가설을 기각하여 평균수익률에 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

D에서는 S&P500 현물과 SPDR의 거래량변화율은 평균수익률과 같이 화요일에 가장 높고, 월요일에 가장 낮게 나타났으며, 표준편차는 현물과 SPDR 모두 월요일에 가장 높고, 각각 화요일과 수요일에 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가 모든 지수의 거래량변화율과 표준편차에서도 존재한다는 것을 나타낸다. 그리고 S&P500 선물의 거래량변화율은 화요일에 가장 높고, 금요일에 가장 낮으며, 분산차이검정에서는 모두 F 값이 유의하게 나타났다. 그리고 거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 S&P500 현물과 SPDR은 목요일을 제외한 모든 요일들에서, S&P500 선물은 수요일을 제외한 나머지 요일에서 t 값이 귀무가설을 기각하고 있어 거래량변화율에서도 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

4.3.2.2. 기간별 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

<표 3-5a>는 1기간 동안 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분석결과이다. 먼저 C-1에서 S&P500 현물과 SPDR의 평균수익률은 수요일에 가장 높고, 금요일에 가장 낮게 나타났다. 그리고 S&P500 선물의 평균수익률은 수요일에 가장 높고, 목요일에 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가 모든 지수의 평균수익률에 존재한다는 것을 보여준다. 분산차이검정에서는 검정통계량이 각각 2.3244, 3.4599 및 4.6192로서 유의하게 나타났으며, 이는 분산에서 요일효과가 존재한다는 것을 의미한다. 그리고 평균수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 모든 지수에서 수요일의 t 값이 귀무가설을 기각하고 있어 평균수익률에 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

D-1에서는 S&P500 현물과 S&P500 선물의 거래량변화율은 화요일에 가장 높고, 금요일에 가장 낮게 나타났으며, SPDR은 화요일에 가장 높고, 월요일에 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가 모든 지수의 거래량변화율에서도 존재한다는 것을 나타낸다. 분산차이검정에서도 S&P500 선물에서 F 값이 유의하게 나타났으며, 이는 분산에서 요일효과가 존재한다는 것을 나타낸다. 그리고 거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 S&P500 현물은 월, 화, 수요일에서, S&P500 선물은 화, 목, 금요일에서, SPDR은 월, 화 수, 금요일에서 t 값이 귀무가설을 기각하여 거래량변화율에서 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

<표 3-5b>는 2기간 동안 요일별 수익률과 거래량변화율의 분석결과이다. 먼저 C-2에서는 모든 지수의 평균수익률은 화요일에 가장 높고, 월요일에 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가 모든 지수의 평균수익률에 존재한다는 것을 나타낸다. 분산차이검정에서는 검정통계량이 각각 3.8292, 1.8741 및 2.0813으로 유의하게 나타났으며, 이는 분산에서 요일효과가 존재한다는 것을 의미한다. 그리고 평균수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 모든 지수에서 t 값이 유의하게 나타나지 않고 있어 평균수익률에 요일효과가 존재하지 않는다는 것을 보여준다.

D-2에서는 S&P500 현물과 SPDR의 거래량변화율은 평균수익률과 같이 화요일에 가장 높고, 월요일에 가장 낮게 나타났으며, S&P500 선물은 화요일에 가장 높고, 금요일에 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가 모든 지수의 거래량변화율에 존재한다는 것을 나타낸다. 분산차이검정에서는 SPDR에서 F 값이 유의하게 나타나고 있어 분산에서 요일효과가 존재한다는 것을 의미한다. 그리고 거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 S&P500 현물은 월, 화, 금요일에서, S&P500 선물은 화, 목, 금요일에서, SPDR은 월, 화, 수, 금요일에서 t 값이 귀무가설을 기각하고 있어 거래량변화율에서 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

<표 3-5c>는 3기간 동안 요일별 수익률과 거래량변화율의 분석결과이다. 먼저 C-3에서 모든 지수의 평균수익률은 목요일에 가장 높게 나타났으나 S&P500 현물은 수요일에, S&P500 선물은 월요일에서, SPDR은 금요일에서 가장 낮게 나타났었다. 이는 요일효과가 모든 지수의 평균수익률에 존재한다는 것을 나타낸다. 분산차이검정에서는 검정통계량이 각각 4.0036, 5.532 및 3.8552로서 유의하게 나타났으며, 이는 분산에서 요일효과가 존재한다는 것을 의미한다. 그리고 평균

<표 3-4> 전체기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	482	528	530	521	516	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
C: 수익률							
S&P500 현물							
평균	-0.0257	0.0967	-0.0020	0.0248	0.0037	1,043.65***	11.1794***
표준편차	0.0144	0.0133	0.0124	0.0131	0.0104	(0.0000)	(0.0000)
왜도	-0.1596	0.8571	-1.6308	-0.8152	0.0259		
첨도	19.2713	12.7127	13.2646	9.6959	6.7793		
<i>t</i> 값	-0.3906	1.6755*	-0.0378	0.4313	0.0801		
S&P500 선물							
평균	-0.0441	0.0955	-0.0071	0.0318	0.0193	897.92***	10.0570***
표준편차	0.0150	0.0131	0.0126	0.0128	0.0109	(0.0000)	(0.0000)
왜도	0.4049	1.3543	-1.6942	-0.9727	-0.0581		
첨도	22.3917	16.7996	14.8395	10.6588	9.0027		
<i>t</i> 값	-0.6437	1.6732*	-0.1307	0.5677	0.4030		
SPDR							
평균	-0.0089	0.0987	0.0246	0.0141	-0.0315	856.41***	7.6374***
표준편차	0.0147	0.0130	0.0124	0.0128	0.0105	(0.0000)	(0.0000)
왜도	0.8539	1.0941	-1.7620	-0.9492	-0.4002		
첨도	25.4206	14.7478	15.4326	10.0350	6.6262		
<i>t</i> 값	-0.1330	1.7463*	0.4570	0.2527	-0.6788		
D: 거래량변화율							
S&P500 현물							
평균	-6.3333	7.6610	1.6530	1.1249	-4.5547	1,293.64***	5.1948***
표준편차	0.2456	0.1590	0.1765	0.1735	0.1945	(0.0000)	(0.0014)
왜도	0.4402	-1.5795	-0.8153	2.7042	-0.3801		
첨도	10.9832	16.3984	24.6755	27.7313	9.3435		
<i>t</i> 값	-5.6614***	11.0773***	2.1566**	1.4796	-5.3205***		
S&P500 선물							
평균	5.8656	14.1083	1.1226	-5.8583	-14.9125	1,230.58***	11.0007***
표준편차	0.7695	0.2877	0.2759	0.3159	0.4083	(0.0000)	(0.0000)
왜도	2.7911	0.2248	-0.1046	-0.9770	-1.3766		
첨도	11.9442	3.5123	4.7429	6.3105	8.2209		
<i>t</i> 값	1.6735*	11.2690***	0.9368	-4.2336***	-8.2983***		
SPDR							
평균	-15.6960	12.6583	5.3751	0.6226	-4.2539	1,625.17***	2.4498*
표준편차	0.3431	0.3133	0.2993	0.2758	0.3175	(0.0000)	(0.0618)
왜도	0.6357	0.0772	0.2510	0.0807	-0.0726		
첨도	5.3144	3.4835	3.8549	3.4653	3.7733		
<i>t</i> 값	-10.045***	9.2843***	4.1342***	0.5152	-3.0431***		

1) *t* 값은 평균수익률이 0이라는 귀무가설을 검정하는 것이고, 요일별 평균차이는 ANOVA *F-test*의 분석결과이며, 요일별 분산차이는 *Levene-test*의 통계량으로 *F* 값을 나타냄.

2) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

<표 3-5a> 1기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	145	163	165	161	159	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
C-1: 수익률							
S&P500 현물							
평균	0.0485	0.0140	0.0973	0.0101	-0.0200	443.80***	2.3244*
표준편차	0.0061	0.0072	0.0067	0.0068	0.0062	(0.0000)	(0.0736)
왜도	0.0132	-0.7247	-0.3428	0.3007	-0.0572		
첨도	3.6651	5.6488	3.0831	3.7853	3.2877		
<i>t</i> 값	0.9618	0.2480	1.8668*	0.1889	-0.4071		
S&P500 선물							
평균	0.0718	0.0006	0.0906	-0.0169	0.0076	336.21***	3.4599***
표준편차	0.0061	0.0074	0.0067	0.0067	0.0062	(0.0000)	(0.0082)
왜도	-0.4012	-1.0899	-0.6253	0.0529	-0.1254		
첨도	4.9868	7.4055	3.4260	3.8923	3.2740		
<i>t</i> 값	1.4293	0.0105	1.7287*	-0.3200	0.1549		
SPDR							
평균	0.0467	0.0129	0.1277	-0.0102	-0.0291	427.98***	4.6192***
표준편차	0.0058	0.0075	0.0068	0.0068	0.0065	(0.0000)	(0.0033)
왜도	0.0961	-1.0238	-0.6167	0.0530	-0.1251		
첨도	3.6839	7.0025	3.2954	3.8302	3.2325		
<i>t</i> 값	0.9665	0.2204	2.4134**	-0.1918	-0.5643		
D-1: 거래량변화율							
S&P500 현물							
평균	-4.3771	8.6629	3.5280	-0.9378	-6.8302	463.17***	1.1826
표준편차	0.2264	0.1155	0.1130	0.1006	0.1902	(0.0000)	(0.3159)
왜도	2.0319	0.4718	2.2168	-0.1683	-1.5505		
첨도	15.9538	4.4521	14.9718	5.1046	10.3287		
<i>t</i> 값	-2.3276**	9.5788***	4.0110***	1.4796	-1.1823		
S&P500 선물							
평균	5.9699	16.8714	2.1098	-10.7796	-12.9393	689.05***	5.3838***
표준편차	0.7119	0.3133	0.2966	0.3164	0.3281	(0.0000)	(0.0003)
왜도	1.9927	0.2144	0.0047	-0.8889	-0.4735		
첨도	7.0164	3.1709	3.9284	4.5232	3.9837		
<i>t</i> 값	1.0099	6.8751***	0.9137	-4.3226***	-4.9733***		
SPDR							
평균	-13.8022	15.8560	6.2639	-1.9716	-7.2035	550.61***	0.7733
표준편차	0.3632	0.3412	0.2990	0.2774	0.3355	(0.0000)	(0.5091)
왜도	1.0012	0.1716	0.4496	-0.0358	-0.2323		
첨도	5.7443	3.1779	3.1490	2.9448	3.3114		
<i>t</i> 값	-4.5755***	5.9330***	2.6911***	-0.9018	-2.7071***		

- 1) *t* 값은 평균수익률이 0이라는 귀무가설을 검정하는 것이고, 요일별 평균차이는 ANOVA *F-test*의 분석결과이며, 요일별 분산차이는 *Levene-test*의 통계량으로 *F* 값을 나타냄.
 2) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.
 3) 1기간은 금융위기 이전(2004~2007.02), 2기간은 금융위기 기간(2007.03~2009.03), 3기간은 금융위기 이후(2009.04~2014.03)로 구분함.

<표 3-5b> 2기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	101	108	107	105	105	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
C-2: 수익률							
S&P500 현물							
평균	-0.2907	0.2027	-0.2020	-0.2071	-0.0560	375.00***	3.8292***
표준편차	0.0245	0.0231	0.0204	0.0206	0.0161	(0.0000)	(0.0044)
왜도	0.3051	0.7044	-1.5217	-0.5974	0.4110		
첨도	10.0532	6.1940	7.3733	5.9176	4.5468		
<i>t</i> 값	-1.1903	0.9132	-1.0219	-1.0309	-0.3557		
S&P500 선물							
평균	-0.2636	0.1749	-0.2035	-0.2042	-0.0653	327.89***	1.8741*
표준편차	0.0257	0.0226	0.0206	0.0200	0.0173	(0.0000)	(0.0972)
왜도	0.8777	1.2138	-1.6114	-0.8409	0.2844		
첨도	11.7343	8.5273	8.5848	6.8280	6.0373		
<i>t</i> 값	-1.0308	0.8038	-1.0226	-1.0472	-0.3869		
SPDR							
평균	-0.2277	0.2040	-0.1678	-0.2236	-0.1413	312.06***	2.0813*
표준편차	0.0257	0.0223	0.0204	0.0197	0.0162	(0.0000)	(0.0663)
왜도	1.1441	0.9958	-1.6364	-0.8191	-0.1207		
첨도	12.7473	7.5448	8.8179	6.4193	4.5201		
<i>t</i> 값	-0.8893	0.9501	-0.8510	-1.1647	-0.8953		
D-2: 거래량변화율							
S&P500 현물							
평균	-5.6204	5.6579	1.9156	2.1206	-4.0678	365.79***	0.1549
표준편차	0.2504	0.1992	0.2553	0.2214	0.1987	(0.0000)	(0.9265)
왜도	-0.1317	-3.2160	-1.2022	3.8633	-1.0682		
첨도	9.7361	23.0631	22.2252	28.3649	7.4711		
<i>t</i> 값	-2.2558**	2.9516***	0.7762	0.9813	-2.0980**		
S&P500 선물							
평균	-0.8606	14.4208	3.7301	-6.9849	-10.7529	311.68***	0.6056
표준편차	0.5206	0.2576	0.2885	0.2801	0.3095	(0.0000)	(0.6587)
왜도	1.5633	0.2111	-0.5882	-0.2184	-0.4273		
첨도	5.6267	2.8342	8.7493	2.8391	3.6972		
<i>t</i> 값	-0.1661	5.8169***	1.3373	-2.5550**	-3.5598***		
SPDR							
평균	-17.7799	16.3227	7.2944	-0.0529	-6.3834	596.92***	2.1074*
표준편차	0.3586	0.3173	0.3066	0.2696	0.3207	(0.0000)	(0.0632)
왜도	0.8030	0.0446	-0.5974	0.1969	-0.4509		
첨도	5.0896	3.2928	5.2400	3.0839	4.7050		
<i>t</i> 값	-4.9822***	5.3465***	2.4610**	-0.0201	-2.0399**		

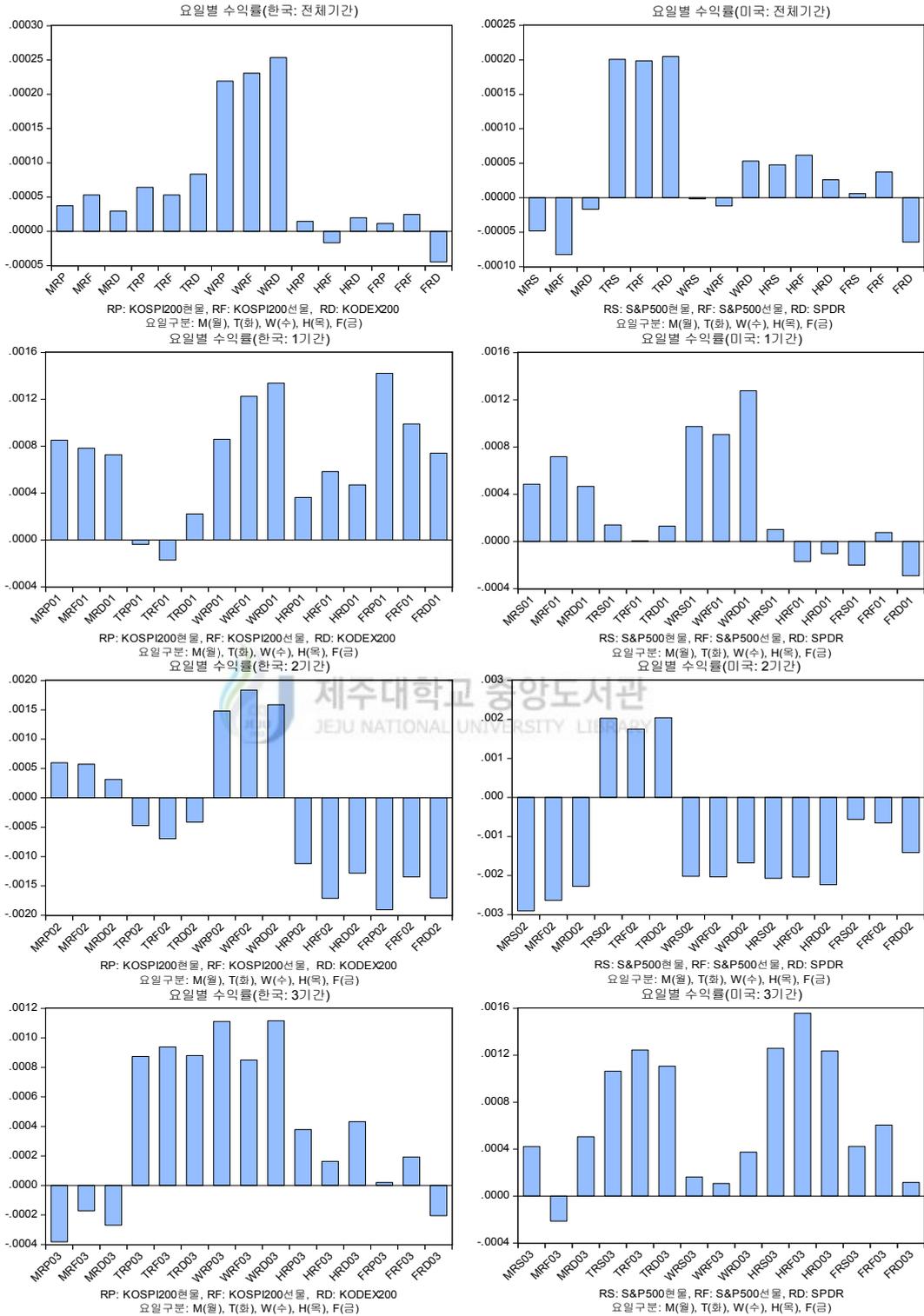
주) <표 3-4a> 참조

<표 3-5c> 3기간 미국시장의 수익률과 거래량변화율의 분포

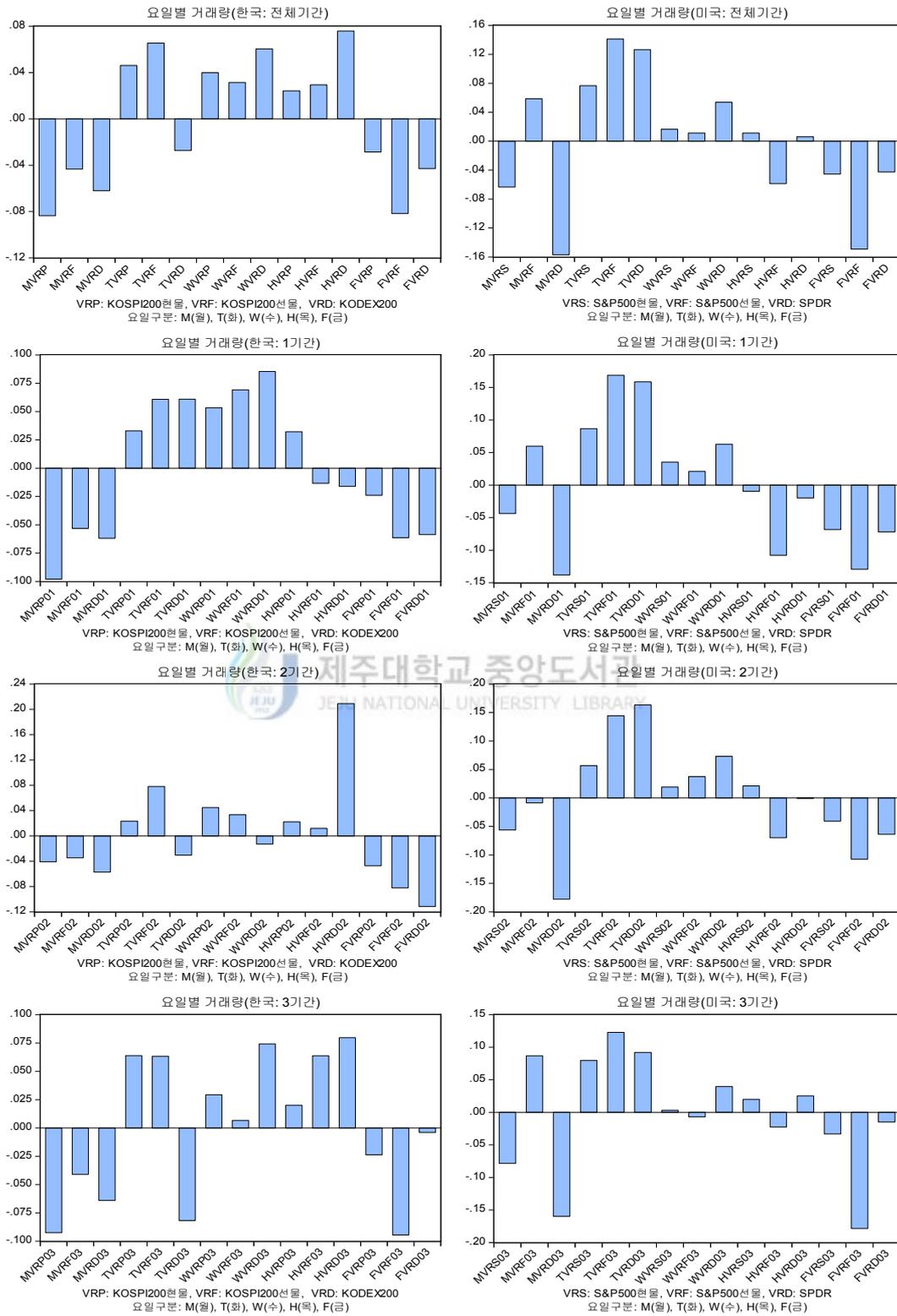
구분	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	평균차이	분산차이
표본수	236	256	258	255	252	<i>F-test</i>	<i>Levene-test</i>
C-3: 수익률							
S&P500 현물							
평균	0.0422	0.1064	0.0162	0.1259	0.0422	671.86***	4.0036**
표준편차	0.0120	0.0103	0.0107	0.0121	0.0095	(0.0000)	(0.0185)
왜도	-0.6936	0.0311	-0.1303	-0.5238	-0.6330		
첨도	8.7424	4.9406	5.7082	6.0418	4.4189		
<i>t</i> 값	0.5406	1.6527*	0.2426	1.6621*	0.7073		
S&P500 선물							
평균	-0.0213	0.1244	0.0106	0.1557	0.0605	487.78***	5.5320***
표준편차	0.0125	0.0103	0.0109	0.0118	0.0097	(0.0000)	(0.0009)
왜도	-0.9095	0.2075	-0.1024	-0.4653	-0.5829		
첨도	9.2402	5.8183	5.4044	5.6332	4.0872		
<i>t</i> 값	-0.2623	1.9370*	0.1566	2.1095**	0.9875		
SPDR							
평균	0.0505	0.1106	0.0373	0.1236	0.0116	675.27***	3.8552**
표준편차	0.0118	0.0102	0.0106	0.0119	0.0096	(0.0000)	(0.0214)
왜도	-0.6594	-0.0078	-0.1766	-0.4843	-0.5566		
첨도	8.5466	4.8894	5.6924	6.0592	4.2255		
<i>t</i> 값	0.6553	1.7438*	0.5651	1.6563*	0.1913		
D-3: 거래량변화율							
S&P500 현물							
평균	-7.8402	7.9631	0.3172	1.9802	-3.3218	547.91***	0.6087
표준편차	0.2547	0.1631	0.1693	0.1865	0.1949	(0.0000)	(0.6094)
왜도	0.0193	-0.5467	-0.5288	1.6719	0.5869		
첨도	9.2387	7.2016	10.7375	18.5052	9.2369		
<i>t</i> 값	-4.7288***	7.8124***	0.3011	1.6954*	-2.7060***		
S&P500 선물							
평균	8.6801	12.2846	-0.7053	-2.2652	-17.8493	778.49***	1.6042
표준편차	0.8851	0.2826	0.2553	0.3258	0.4824	(0.0000)	(0.1708)
왜도	2.9255	0.1916	0.0203	-1.2842	-1.4700		
첨도	11.5718	3.8585	2.9931	8.3629	7.5136		
<i>t</i> 값	1.5065	6.9545***	-0.4438	-1.1102	-5.8738***		
SPDR							
평균	-15.9677	9.1934	3.9574	2.5119	-1.4967	693.18***	2.2092*
표준편차	0.3239	0.2896	0.2969	0.2770	0.3032	(0.0000)	(0.0853)
왜도	0.2118	-0.1207	0.5072	0.1133	0.2970		
첨도	4.8254	3.6652	3.8083	3.9081	3.4348		
<i>t</i> 값	-7.5744***	5.0794***	2.1407**	1.4482	-0.7837		

주) <표 3-4a> 참조

<그림 3-6> 요일별 평균수익률 비교



<그림 3-7> 요일별 거래량변화율 비교



수익률이 0이라는 귀무가설에 대하여 모든 지수에서 화, 목요일의 t 값이 귀무가설을 기각하여 평균수익률에 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

D-3에서는 S&P500 현물과 SPDR의 거래량변화율은 화요일에 가장 높고, 월요일에 가장 낮게 나타났으며, S&P500 선물은 화요일에서 가장 높고, 금요일에서 가장 낮게 나타났다. 이는 요일효과가 모든 지수의 거래량변화율에서 존재한다는 것을 나타낸다. 분산차이검정에서는 SPDR에서 F 값이 유의하게 나타났으며, 이는 요일효과가 분산에서도 존재한다는 것을 의미한다. 그리고 거래량변화율이 0이라는 귀무가설에 대하여 S&P500 현물은 월, 화, 목, 금요일에서, S&P500 선물은 화, 금요일에서, SPDR은 월, 화, 수요일에서 t 값이 귀무가설을 기각하여 거래량변화율에서 요일효과가 존재한다는 것을 보여준다.

4.3.3. 기간별 수익률과 거래량변화율의 관계

<그림 3-5>, <그림 3-6>은 한국과 미국시장의 기간별 수익률과 거래량변화율의 관계를 그림으로 나타낸 것이다. 그림에서 보면 지수별 수익률과 거래량변화율의 분포는 요일별 현물, 선물, ETF 순으로 비교한 결과를 보여준다.

4.4. 수익률과 변동성의 요일효과

4.4.1. 한국시장

4.4.1.1. 전체기간 한국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

<표 3-6>는 전체기간 동안 한국시장의 지수별 수익률과 변동성에 대한 요일효과의 추정결과이다. 먼저 식(3.2)의 OLS에 의한 추정결과 지수별 요일들의 평균수익률은 목요일과 유의하게 차이가 없는 것으로 나타났으며, 이는 <표 3-2>의 요일별 평균수익률의 차이에 대한 분석결과와도 일치한다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 모든 주가에서 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, ARCH-LM 검정통계량은 KOSPI200 선물 외 KOSPI200 현물과

KODEX200에서 귀무가설(H_0 : 12시차까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)이 기각되어 이분산이 존재하는 것으로 나타났다.¹⁶⁾

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 추정결과¹⁷⁾ KOSPI200 현물은 월요일의 평균수익률이 목요일에 비하여 유의하지 않는 낮은 값으로 나타났으나 월요일 더미변수의 계수값은 0.0034%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 다른 요일들에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않았으나 조건부변동성에서는 존재하는 것으로 나타났으며, <표 3-2>의 분산차이검정에서 평균수익률의 분산이 동일하다는 귀무가설(H_0)이 기각된 것과 동일한 결과가 확인되었다.

KOSPI200 선물은 화요일의 평균수익률이 목요일에 비하여 유의하지 않는 낮은 값으로 나타났으나 화요일 더미변수의 계수 값은 -0.0032%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 유의하게 작은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났으나 조건부변동성에서는 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 수요일의 평균수익률이 목요일에 비하여 가장 높은 값으로 나타났으나 수요일의 변동성도 동시에 높게 나타나기 때문에 투자자의 투자전략으로서 수요일이 유리하지 않다는 것을 알 수 있다.

KODEX200은 금요일의 평균수익률이 목요일에 비하여 유의하지 않는 낮은 값으로 나타났으나 금요일 더미변수의 계수 값은 0.0010%로 양(+의 값을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났으며, 월요일은 유의하게 가장 작은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났으나 조건부변동성에서는 유의하게 요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 <표 3-2>의 평균수익률의 차이검정에서 평균수익률의 분산이 동일하다는 귀무가설(H_0)이 기각된 것과 동일한 결과가 확인되었다. 그리고 KODEX200에서도 KOSPI200 선물과 마찬가지로 투자자의 투자전략으로서 수요일이 유리하지 않다는 것을 알 수 있다. 조건부분산의 계수는 유의하지는 않았지만 모두 양(+의 값

16) 분석모형에 대한 추정식의 잔차에서 ARCH-LM 검정결과 이분산이 존재하는 경우에는 추정계수에 대한 편의(bias)의 문제가 발생한다. 따라서 이러한 문제를 해결하려면 분석모형에서 자기상관(autocorrelation)과 함께 조건부이분산을 조정하여 분석하여야 한다.

17) 변동성방정식은 수익률과 변동성의 요일효과를 검정하기 위한 GARCH(1, 1)-M 모형으로 변동성방정식에 요일별 더미변수를 추가한 모형이다.

으로 나타났다. 따라서 이는 한국시장에서 위험프리미엄(risk premium)이 조건부 분산의 증가함수라는 것을 시사한다.

한편 GARCH(1, 1)-M 모형의 변동성방정식에서 지수별 안정성계수들(α_i, β_j)이 1% 유의수준에서 모형의 안정성조건을 충족하면서 유의하게 나타났다.¹⁸⁾

4.4.1.2. 기간별 한국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

<표 3-7>는 전체기간을 3개의 하위기간인 금융위기 이전(1기간: 2004. 1. 5~2007. 2. 28)과, 금융위기 기간(2기간: 2007. 3. 1~2009. 3. 31), 금융위기 이후(3기간: 2009. 4. 1~2014. 3. 31)로 구분하여 수익률과 변동성을 분석한 결과이다.

<표 3-7a>에서 식(3.2)의 OLS에 의한 분석결과 KOSPI200 현물은 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 ARCH-LM 검정통계량은 140.249로 잔차에서 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 모든 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 수익률과 변동성에서 존재하지 않는 것으로 나타났다.

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 분석결과 KOSPI200 현물은 1기간에서 화요일 더미변수의 계수 값이 -0.2730%로 목요일에 비하여 5% 유의수준에서 유의하게 낮은 값을 보여 평균수익률에서 화요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 변동성은 월요일 더미변수에 대한 계수 값이 -0.0047%로 다른 요일들보다 유의하게 작은 값으로 나타났다. 그리고 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 9.9435로 잔차에서 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 평균수익률에서 요일효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 요일별 더미변수의 계수 값이 화, 수, 금요일의 경

18) 식(3.7)에서 α_i, β_j 계수들이 양수로 유의적이면 어떤 변수의 변동성에 대한 충격은 시간이 지날수록 지속되는 것을 의미하며, 지속성의 정도는 두 계수들의 크기에 달려 있다. 그리고 두 계수의 합계가 1에 가깝기 때문에 변수의 변동 폭에 대한 충격의 지속성은 크고, 이분산의 효과는 더 크게 된다는 것을 의미한다.

우는 모두 목요일의 변동성에 비하여 매우 유의하게 작은 값으로 나타났고, 다음은 월요일의 변동성이 작은 값으로 나타났다. 따라서 평균수익률에서 요일효과는 존재하지 않는다는 것이 확인되었으며, 변동성은 월요일에 낮은 변동성을 보이다가 화요일 이후에는 매우 유의하게 더 낮은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 모든 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 수익률과 변동성에서 존재하지 않는다는 것을 알 수 있다. 조건부분산의 계수는 0.2717로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이는 KOSPI200 현물시장에서 위험프리미엄이 조건부분산의 증가함수라는 것을 의미한다.

<표 3-7b>에서 식(3.2)의 OLS에 의한 분석결과 KOSPI200 선물은 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 평균수익률에서 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 ARCH-LM 검정통계량은 132.814로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않았으며, 잔차에서 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 평균수익률에서 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않았으나 ARCH-LM 검정통계량은 106.333으로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다.

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 분석결과 KOSPI200 선물은 1기간에서 화요일 더미변수의 계수 값이 -0.2596%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 평균수익률보다 5% 유의수준에서 유의하게 낮은 값으로 나타나 평균수익률에서 화요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 변동성은 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 11.1041로 이분산은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 2기간에서 이분산을 조정한 이후 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났으나 변동성은 요일별 더미변수들의 계수 값이 모두 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타나 요일효과는 모든 요일에서 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 화요일 더미변수의 계수 값이 0.2448%로 목요일의 평균수익률보다 5% 유의수준에서 유의하게 높은 값으로 나타났다. 변동성은 요일별

더미변수들의 계수 값이 목요일에 비하여 매우 유의하게 작은 값으로 나타나 요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 화요일의 수익률이 0.2448%로 목요일에 비하여 다른 요일들에 비하여 유의하게 높은 반면, 화요일의 변동성은 -0.0095%로 목요일에 비하여 매우 유의하게 작은 값으로 나타났다. 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 6.4769로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 위험과 수익률의 상충관계에 반하는 주식시장 이례현상으로서 투자자의 투자전략 측면에서 보면 화요일이 가장 유리하다는 것을 보여준다. 또한 조건부분산의 계수가 0.4557%로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이는 KOSPI200 선물시장에서 위험프리미엄(risk premium)이 조건부분산의 증가함수라는 것을 의미한다.

<표 3-7c>에서 식(3.2)의 OLS에 의한 분석결과 KODEX200은 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 평균수익률에서 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 ARCH-LM 검정통계량은 144.478로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 평균수익률에서 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 ARCH-LM 검정통계량은 151.823으로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 모든 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에 존재하지 않는 것으로 나타났다.

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 분석결과 KODEX200은 1기간에서 화요일 더미변수의 계수 값이 -0.2407%로 목요일의 평균수익률에 비하여 5% 유의수준에서 유의하게 낮은 값으로 나타나 평균수익률에서 화요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 변동성은 금요일 더미변수의 계수 값이 0.0051%로 목요일의 변동성보다 유의하게 큰 값으로 나타나 요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 10.6958로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 2기간에서 금요일 더미변수의 계수 값이 -0.4895%로 목요일의 평균수익률에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타나 평균수익률에서 금요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 변동성은 요일 더미변수들의 계수 값이 모두 목요일

<표 3-6> 전체기간 한국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 현물		KOSPI200 선물		KODEX200	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	0.0064 (0.0007)	0.0500 (0.0010)	-0.0039 (0.0008)	-0.0236 (0.0010)	0.0116 (0.0007)	0.0210 (0.0010)
a_M	0.0113 (0.0009)	-0.0587 (0.0007)	0.0307 (0.0010)	-0.0356 (0.0008)	0.0033 (0.0010)	-0.0781 (0.0007)
a_T	0.0259 (0.0009)	-0.0576 (0.0007)	0.0315 (0.0009)	-0.0593 (0.0007)	0.0298 (0.0009)	-0.0692 (0.0007)
a_W	0.1045 (0.0009)	0.0143 (0.0007)	0.1216 (0.0010)	0.0368 (0.0008)	0.1168 (0.0010)	0.0219 (0.0008)
a_F	0.0023 (0.0009)	-0.0532 (0.0008)	0.0176 (0.0010)	-0.0487 (0.0008)	-0.0316 (0.0010)	-0.1021 (0.0008)
b_1	0.0141 (0.0313)	-0.0054 (0.0199)	-0.0310 (0.0286)	-0.0200 (0.0203)	-0.0063 (0.0320)	-0.0002 (0.0197)
b_2	-0.0256 (0.0296)	-0.0101 (0.0213)	-0.0186 (0.0273)	-0.0144 (0.0213)	-0.0186 (0.0301)	-0.0118 (0.0212)
d		0.0526 (0.0715)		0.0997 (0.0685)		0.0867 (0.0710)
변동성방정식						
α_0		0.0018* (0.00001)		0.0014 (0.00001)		0.0009 (0.00001)
α_1		0.0773*** (0.0134)		0.0784*** (0.0130)		0.0759*** (0.0129)
β_1		0.9051*** (0.0148)		0.9046*** (0.0142)		0.9080*** (0.0131)
a_M		-0.0034*** (0.00001)		-0.0038** (0.00002)		-0.0028** (0.00001)
a_T		-0.0030* (0.00002)		-0.0032** (0.00002)		-0.0025 (0.00002)
a_W		-0.0003 (0.00002)		0.0010 (0.00002)		0.0013 (0.00002)
a_F		-0.0007 (0.00002)		0.0006 (0.00002)		0.0010 (0.00002)
Log L	7,141.25	7,546.86	6,978.48	7,379.25	7,093.01	7,538.65
$Q(12)$	7.4558 [0.826]	9.6650 [0.646]	13.069 [0.364]	10.584 [0.565]	12.496 [0.407]	12.873 [0.378]
ARCH-LM	638.280***	22.062**	565.447***	7.5079	717.087***	19.249*
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.037]	[0.000]	[0.822]	[0.000]	[0.083]

1) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ()는 표준오차, []는 p-value, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

2) Ljung-Box Q 검정통계량은 수익률의 모든 계수가 0이라는 귀무가설(H_0)을 검정하는 방법으로 χ^2 통계량이며, ARCH-LM 검정은 ARCH 효과에 대한 LM(lagrange multiplier)검정으로 귀무가설(H_0 : 시차12까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)의 검정결과를 나타냄.

3) Log L(log likelihood)은 모형에 대한 적합성의 정도를 표시하는 로그 값(logarithm)으로 p-value를 구하거나, 대립가설(alternative hypothesis)을 지지하고 영가설(null hypothesis)의 기각을 결정하는 임계치(critical value) 산출 통계량으로 확률분포는 χ^2 분포를 나타냄.

<표 3-7a> 기간별 KOSPI200 현물시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 현물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	0.0352 (0.0011)	0.3382 (0.0021)	-0.1111 (0.0025)	0.1423 (0.0026)	0.0252 (0.0008)	-0.2828* (0.0017)
a_M	0.0433 (0.0014)	-0.0809 (0.0013)	0.1994 (0.0035)	-0.0800 (0.0024)	-0.0634 (0.0010)	0.0021 (0.0010)
a_T	-0.0334 (0.0013)	-0.2730** (0.0012)	0.0661 (0.0029)	-0.2312 (0.0021)	0.0639 (0.0010)	0.1252 (0.0010)
a_W	0.0530 (0.0015)	-0.1209 (0.0012)	0.2580 (0.0031)	0.0075 (0.0023)	0.0760 (0.0011)	0.1267 (0.0011)
a_F	0.1103 (0.0015)	-0.0516 (0.0013)	-0.0806 (0.0031)	-0.2287 (0.0023)	-0.0172 (0.0012)	0.0106 (0.0011)
b_1	0.0436 (0.0339)	0.0473 (0.0369)	-0.0030 (0.0606)	0.0027 (0.0455)	0.0122 (0.0366)	-0.0181 (0.0285)
b_2	-0.0568 (0.0416)	-0.0394 (0.0389)	0.0075 (0.0604)	0.0064 (0.0447)	-0.0499 (0.0421)	-0.0173 (0.0301)
d		-0.1043 (0.1690)		-0.0035 (0.1134)		0.2717** (0.1357)
변동성방정식						
α_0		0.0021 (0.00002)		0.0085*** (0.0000)		0.0011 (0.00002)
α_1		0.0731** (0.0294)		0.1115*** (0.0295)		0.0604*** (0.0165)
β_1		0.8911*** (0.0379)		0.8780*** (0.0275)		0.9137*** (0.0223)
a_M		-0.0047* (0.00003)		-0.0053* (0.00003)		-0.0026 (0.00002)
a_T		-0.0031 (0.00003)		-0.0132*** (0.00003)		-0.0022 (0.00002)
a_W		-0.0012 (0.00003)		-0.0088*** (0.00002)		0.0010 (0.00003)
a_F		-0.0012 (0.00003)		-0.0118*** (0.00003)		-0.0001 (0.00002)
Log L	2,310.50	2,366.99	1,242.80	1,331.67	3,736.94	3,855.62
$Q(12)$	8.7515 [0.724]	13.343 [0.345]	8.9391 [0.708]	8.8430 [0.716]	16.108 [0.186]	7.5757 [0.817]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	140.249*** [0.000]	9.9435 [0.621]	135.481*** [0.000]	16.273 [0.179]	174.709*** [0.000]	10.166 [0.601]

주) <표 3-6> 참조

<표 3-7b> 기간별 KOSPI200 선물시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 선물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	0.0598 (0.0012)	0.2463 (0.0021)	-0.1575 (0.0026)	0.4118* (0.0024)	0.0082 (0.0009)	-0.7678** (0.0034)
a_M	0.0212 (0.0015)	-0.0998 (0.0014)	0.2371 (0.0035)	-0.1212 (0.0024)	-0.0243 (0.0011)	0.1535 (0.0013)
a_T	-0.0708 (0.0014)	-0.2596** (0.0013)	0.0955 (0.0030)	-0.3122 (0.0022)	0.0862 (0.0011)	0.2448** (0.0012)
a_W	0.0667 (0.0017)	-0.0514 (0.0013)	0.3311 (0.0032)	-0.0996 (0.0022)	0.0716 (0.0012)	0.2237* (0.0012)
a_F	0.0435 (0.0016)	-0.0754 (0.0014)	0.0109 (0.0034)	-0.3162 (0.0024)	0.0150 (0.0013)	0.0626 (0.0011)
b_1	0.0126 (0.0372)	0.0126 (0.0375)	-0.0581 (0.0486)	-0.0666 (0.0437)	-0.0297 (0.0465)	-0.0403 (0.0298)
b_2	-0.0665* (0.0396)	-0.0356 (0.0389)	0.0187 (0.0566)	0.0071 (0.0447)	-0.0372 (0.0377)	-0.0364 (0.0302)
d		-0.0227 (0.1612)		-0.0819 (0.0931)		0.4557** (0.2277)
변동성방정식						
α_0		0.0003 (0.00002)		0.0056*** (0.0000002)		0.0083*** (0.000003)
α_1		0.0781*** (0.0263)		0.0990*** (0.0283)		0.0880*** (0.0223)
β_1		0.8883*** (0.0320)		0.8998*** (0.0257)		0.8593*** (0.0367)
a_M		-0.0029 (0.00003)		-0.0065** (0.00003)		-0.0125*** (0.00001)
a_T		-0.0011 (0.00003)		-0.0079*** (0.00002)		-0.0095*** (0.00002)
a_W		0.0013 (0.00004)		-0.0056*** (0.00001)		-0.0040* (0.00001)
a_F		0.0040 (0.00003)		-0.0060** (0.00003)		-0.0090*** (0.00002)
Log L	2,247.24	2,302.92	1,214.46	1,307.66	3,657.48	3,735.63
$Q(12)$	10.900 [0.537]	9.9132 [0.624]	9.4730 [0.662]	10.154 [0.602]	13.531 [0.332]	10.967 [0.532]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	132.814*** [0.000]	11.1041 [0.520]	133.979*** [0.000]	16.3526 [0.176]	106.333*** [0.000]	6.4769 [0.890]

주) <표 3.6> 참조

<표 3-7c> 기간별 KODEX200 시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	KODEX200					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	0.0475 (0.0012)	0.2420 (0.0019)	-0.1204 (0.0026)	0.4595* (0.0024)	0.0293 (0.0008)	-0.2431 (0.0016)
a_M	0.0283 (0.0015)	-0.0810 (0.0013)	0.1708 (0.0035)	-0.1995 (0.0023)	-0.0556 (0.0010)	-0.0157 (0.0009)
a_T	-0.0227 (0.0014)	-0.2407** (0.0012)	0.0831 (0.0030)	-0.3722* (0.0022)	0.0597 (0.0010)	0.0894 (0.0010)
a_W	0.0885 (0.0016)	-0.0246 (0.0013)	0.2756 (0.0032)	-0.2334 (0.0022)	0.0728 (0.0011)	0.0910 (0.0011)
a_F	0.0321 (0.0015)	-0.0780 (0.0014)	-0.0509 (0.0034)	-0.4895** (0.0025)	-0.0458 (0.0011)	-0.0468 (0.0010)
b_1	0.0279 (0.0387)	0.0314 (0.0380)	-0.0458 (0.0597)	-0.0514 (0.0403)	0.0204 (0.0371)	-0.0058 (0.0280)
b_2	-0.0632 (0.0412)	-0.0392 (0.0375)	0.0136 (0.0633)	-0.0094 (0.0483)	-0.0378 (0.0400)	-0.0070 (0.0300)
d		-0.0284 (0.1560)		-0.0660 (0.0994)		0.2677** (0.1356)
변동성방정식						
α_0		-0.0006 (0.00002)		0.0078*** (0.0000002)		0.0009 (0.00002)
α_1		0.0851*** (0.0285)		0.0902*** (0.0292)		0.0616*** (0.0153)
β_1		0.8790*** (0.0349)		0.9052*** (0.0248)		0.9119*** (0.0201)
a_M		-0.0021 (0.00003)		-0.0087*** (0.00003)		-0.0025 (0.00002)
a_T		-0.0001 (0.00003)		-0.0102*** (0.00002)		-0.0024 (0.00002)
a_W		0.0031 (0.00004)		-0.0075*** (0.000007)		0.0016 (0.00003)
a_F		0.0051** (0.00003)		-0.0107*** (0.00003)		0.0007 (0.00002)
Log L	2,279.93	2,343.83	1,223.06	1,322.87	3,764.88	3,880.69
$Q(12)$	10.611 [0.562]	13.464 [0.336]	9.5000 [0.660]	8.2351 [0.766]	17.434 [0.134]	11.345 [0.500]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	144.478*** [0.000]	10.6958 [0.555]	151.823*** [0.000]	15.4530 [0.218]	179.165*** [0.000]	9.6709 [0.645]

주) <표 3.6> 참조

에 비하여 매우 유의하게 작은 값으로 나타나 요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 15.453로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타나 KODEX200의 수익률과 변동성에서 위험과 수익률의 상충관계가 성립한다는 것을 알 수 있으며, 이는 수익률과 변동성의 요일효과가 요일에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.¹⁹⁾ 그리고 3기간에서 모든 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한 조건부분산의 계수는 0.2677로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이는 KODEX200 시장에서 위험프리미엄(risk premium)이 조건부분산의 증가함수라는 것을 의미한다.

4.4.2. 미국시장

4.4.2.1. 전체기간 미국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

<표 3-8>는 전체기간 동안 미국시장의 지수별 수익률과 변동성에 대한 요일효과를 추정한 결과이다. 식(3.2)의 OLS에 의한 추정결과 지수별 요일들의 평균수익률은 목요일과 유의하게 차이가 없는 것으로 나타났다. 따라서 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났으며, <표 3-4>의 요일별 평균수익률의 차이에 대한 분석결과와도 일치한다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 S&P500 선물, SPDR에서 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타난 반면, ARCH-LM 검정통계량은 모든 주가에서 귀무가설(H_0 : 12시차까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)을 기각하여 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 이를 해결하기 위해서는 이분산을 조정하여 분석하여야 함을 알 수 있다.

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 추정결과 S&P500 현물은 화요일의 평균수익률이 목요일에 비하여 유의하지 않는 낮은 값으로 나타났으나 화요일 더미변수의

19) 위험과 수익률의 상충관계(risk-return trade off)는 높은 위험을 부담하면 높은 수익을 요구하게 되고, 낮은 위험을 부담하면 낮은 수익을 보상받게 된다는 것으로서 위험을 싫어하는 투자자들은 미래현금흐름의 불확실성이 커지면 커질수록 위험부담에 대한 대가로 더욱 많은 기대수익률을 요구하게 된다. 따라서 가장 높은 평균기대수익률을 내는 자산은 가장 높은 표준편차와 수익의 범위가 가장 넓게 되고, 반대로 가장 낮은 표준편차와 수익의 범위는 가장 낮게 되는 것이다. 이와 같은 관계를 정형화한 대표적인 이론이 자본자산가격결정모형(CAPM)이다.

계수 값은 0.0009%로 양(+)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 나머지 요일들은 목요일의 변동성보다 유의하게 작은 값으로 나타났다. 변동성의 크기에서는 화요일이 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났고, 월요일이 가장 작은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않았으나 조건부변동성에서는 존재하는 것으로 나타났으며, <표 3-4>의 분산차이검정에서 평균수익률의 분산이 동일하다는 귀무가설(H_0)이 기각된 것과 동일한 결과를 확인할 수 있었다.

S&P500 선물은 월요일의 평균수익률이 목요일에 비하여 낮은 값으로 나타났으나 월요일 더미변수의 계수 값은 -0.0009%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 작은 값으로 나타났다.

SPDR은 금요일의 평균수익률이 목요일에 비하여 낮은 값으로 나타났으나 금요일 더미변수의 계수 값은 -0.0001%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 작은 값으로 나타났다. 따라서 S&P500 선물과 SPDR에 대한 요일별 더미변수의 계수 값은 목요일의 변동성과 유의하게 차이가 없어 수익률과 변동성에서 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다.



4.4.2.2. 기간별 미국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

<표 3-9>는 한국시장과 마찬가지로 전체기간을 3개의 하위기간으로 구분하여 수익률과 변동성을 분석한 결과이다.

<표 3-9a>에서 식(3.2)의 OLS에 의한 분석결과 S&P500 현물은 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않았으며, ARCH-LM 검정통계량은 18.079로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않았으나 ARCH-LM 검정통계량은 173.605로 이분산이 존재하는 것을 알 수 있다. 이분산을 조정한 이후

ARCH-LM 검정통계량은 18.079로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균 수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정 결과는 계열상관이 존재하는 것으로 나타났으며, ARCH-LM 검정통계량은 226.963로 이분산이 존재하였으나 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 18.079로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 분석결과 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 화요일 더미변수의 계수 값이 0.0025%로 양(+)의 값을 보여 화요일의 변동성이 목요일에 비하여 유의하게 큰 값으로 나타났다. 그리고 이분산의 조정 후 ARCH-LM 검정통계량은 5.8979로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 평균수익률의 요일효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 월요일 더미변수의 계수 값이 -0.0066%로 음(-)의 값을 보여 월요일의 변동성이 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 평균수익률에서 나타나지 않았으나 월요일의 변동성은 목요일에 비하여 유의하게 가장 낮은 값으로 나타나 월요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 금요일 더미변수의 계수 값이 -0.0026%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 유의하게 작은 값으로 나타났다. 이는 조건부변동성에서 금요일효과가 유의하게 존재하는 것으로 나타났으며, <표 3-4>의 분산차이검정에서 평균수익률의 분산이 동일하다는 귀무가설(H_0)이 기각된 것과 동일한 결과가 확인되었다. 또한 조건부분산의 계수는 0.1887로 10% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이는 S&P500 현물시장에서 위험프리미엄(risk premium)이 조건부분산의 증가함수라는 것을 의미한다.

<표 3-9b>에서 식(5.2)의 OLS에 의한 분석결과 S&P500 선물은 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과가 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이

존재하지 않는 것으로 나타났으며, ARCH-LM 검정통계량은 16.962로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과가 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 ARCH-LM 검정통계량은 213.912로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 16.506로 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과가 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하는 것으로 나타났으며, ARCH-LM 검정통계량은 195.734로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 이분산을 조정한 이후 ARCH-LM 검정통계량은 21.088로 이분산이 개선된 것으로 나타났다.

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 분석결과 S&P500 선물은 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 화요일 더미변수의 계수 값이 0.0027%로 양(+)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 유의하게 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 월요일 더미변수의 계수 값이 -0.0058%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 유의하게 작은 값으로 나타나 월요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 조건부변동성에서 유의하게 요일효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한 조건부분산의 계수는 0.2066로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이는 위험프리미엄(risk premium)이 조건부분산의 증가함수라는 것을 의미한다.

<표 3-9c>에서 식(3.2)의 OLS에 의한 분석결과 SPDR은 1기간에서 수요일 더미변수의 계수 값이 유의하게 나타나 요일효과가 평균수익률에서 존재하는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, ARCH-LM 검정통계량은 15.644로 이분산이 존재하지 않

는 것으로 나타났다. 2기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 ARCH-LM 검정통계량은 186.756로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 계열상관이 존재하는 것으로 나타났으며, ARCH-LM 검정통계량은 227.141로 이분산이 존재하는 것으로 나타났다.

식(3.7)의 변동성방정식에 의한 분석결과 SPDR은 1기간에서 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과는 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 화요일 더미변수의 계수 값이 0.0027%로 양(+)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 유의하게 큰 값으로 나타나 요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 2기간에서 수요일 더미변수의 계수 값이 유의하게 나타나 요일효과가 평균수익률에서 존재하는 것으로 나타났으나 변동성은 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 평균수익률에서 요일효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 요일별 더미변수들의 계수 값이 유의하지 않아 요일효과가 평균수익률에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성은 월요일 더미변수의 계수 값이 -0.0023%로 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 유의하게 작은 값으로 나타나 월요일효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 SPDR의 수익률과 변동성에서 위험과 수익의 상충관계(trade-off)가 성립한다는 것을 나타내며, <표 3-4>에서 평균수익률의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 요일효과가 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것이 확인되었다. 또한 조건부분산의 계수는 0.1973로 10% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이는 SPDR 시장에서 위험프리미엄(risk premium)이 조건부분산에 대해 증가함수라는 것을 의미한다.

<표 3-8> 전체기간 미국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	S&P500 현물		S&P500 선물		SPDR	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	0.0311 (0.0006)	0.0071 (0.0009)	0.0400 (0.0005)	-0.0206 (0.0006)	0.0245 (0.0005)	-0.0174 (0.0007)
a_M	-0.0567 (0.0008)	0.0018 (0.0006)	-0.0815 (0.0009)	-0.0115 (0.0005)	-0.0380 (0.0008)	-0.0027 (0.0005)
a_T	0.0639 (0.0008)	-0.0220 (0.0005)	0.0548 (0.0007)	0.0091 (0.0006)	0.0722 (0.0008)	0.0183 (0.0006)
a_W	-0.0246 (0.0008)	0.0329 (0.0005)	-0.0437 (0.0008)	0.0217 (0.0005)	0.0072 (0.0008)	0.0598 (0.0005)
a_F	-0.0242 (0.0008)	-0.0044 (0.0005)	-0.0175 (0.0007)	0.0155 (0.0005)	-0.0518 (0.0007)	-0.0260 (0.0005)
b_1	-0.1183*** (0.0197)	-0.0551*** (0.0214)	-0.0976*** (0.0313)	-0.0582*** (0.0205)	-0.0959*** (0.0303)	-0.0491** (0.0201)
b_2	-0.0745*** (0.0197)	-0.0220 (0.0220)	-0.0969* (0.0509)	-0.0379* (0.0211)	-0.0876* (0.0519)	-0.0383* (0.0213)
d		0.0416 (0.0937)		0.0932 (0.0662)		0.0843 (0.0690)
변동성방정식						
α_0		0.0014*** (0.00001)		0.0002 (0.00001)		0.0003 (0.00001)
α_1		0.0960*** (0.0188)		0.0993*** (0.0156)		0.0898*** (0.0151)
β_1		0.8929*** (0.0194)		0.8844*** (0.0155)		0.8946*** (0.0147)
a_M		-0.0028*** (0.00001)		-0.0009 (0.00001)		-0.0010 (0.00001)
a_T		0.0009 (0.00001)		0.0014 (0.00001)		0.0015 (0.00001)
a_W		-0.0024** (0.00001)		-0.0009 (0.00001)		-0.0009 (0.00001)
a_F		-0.0017* (0.00001)		0.00003 (0.00001)		-0.0001 (0.00001)
Log L	7,597.71	8,326.93	7,570.08	8,331.26	7,605.58	8,361.32
$Q(12)$	21.482** [0.044]	7.3887 [0.831]	18.148 [0.111]	7.2910 [0.838]	16.116 [0.186]	7.5186 [0.822]
ARCH-LM	857.516***	17.440	958.708***	19.174*	889.250***	26.858***
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.134]	[0.000]	[0.084]	[0.000]	[0.008]

1) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ()는 표준오차, []는 p-value, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

2) Ljung-Box Q 검정통계량은 수익률의 모든 계수가 0이라는 귀무가설(H_0)을 검정하는 방법으로 χ^2 통계량을 나타내며, ARCH-LM 검정은 ARCH 효과에 대한 LM(lagrange multiplier)검정으로 귀무가설(H_0 : 시차12까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)의 검정결과를 나타냄.

3) Log L(log likelihood)은 모형에 대한 적합성의 정도를 표시하는 로그 값(logarithm)으로 p-value을 구하거나, 대립가설(alternative hypothesis)을 지지하고 영가설(null hypothesis)의 기각을 결정하는 임계치(critical value) 산출 통계량으로 확률분포는 χ^2 분포를 나타냄.

<표 3-9a> 기간별 S&P500 현물시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	S&P500 현물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	0.0155 (0.0005)	-0.2269 (0.0023)	-0.2210 (0.0019)	-0.0033 (0.0018)	0.1157 (0.0008)	-0.0283 (0.0011)
a_M	0.0248 (0.0008)	0.0583 (0.0008)	-0.1074 (0.0030)	0.0774 (0.0016)	-0.0736 (0.0011)	-0.0762 (0.0008)
a_T	-0.0024 (0.0008)	-0.0146 (0.0010)	0.3674 (0.0027)	0.1179 (0.0017)	-0.0121 (0.0010)	-0.0272 (0.0008)
a_W	0.0854 (0.0007)	0.0741 (0.0008)	0.0094 (0.0028)	0.2164 (0.0017)	-0.0978 (0.0009)	-0.0791 (0.0008)
a_F	-0.0270 (0.0007)	-0.0185 (0.0007)	0.1153 (0.0024)	0.0927 (0.0017)	-0.0633 (0.0009)	-0.0095 (0.0008)
b_1	-0.0295 (0.0361)	-0.0205 (0.0343)	-0.1735 (0.0548)	-0.1744*** (0.0413)	-0.0726* (0.0415)	-0.0391 (0.0282)
b_2	-0.0795** (0.0389)	-0.0730** (0.0353)	-0.1584** (0.0691)	-0.0461 (0.0463)	-0.0374 (0.0665)	-0.0167 (0.0301)
d		0.3907 (0.3684)		-0.0893 (0.1012)		0.1887* (0.1070)
변동성방정식						
α_0		-0.0002 (0.00001)		0.0029 (0.00002)		0.0018** (0.00001)
α_1		0.0507** (0.0219)		0.0938*** (0.0245)		0.1016*** (0.0246)
β_1		0.8922*** (0.0515)		0.9127*** (0.0195)		0.8741*** (0.0284)
a_M		-0.0003 (0.00001)		-0.0066** (0.00003)		-0.0023** (0.00001)
a_T		0.0025** (0.00001)		-0.0005 (0.00003)		-0.0010 (0.00001)
a_W		-0.0002 (0.00001)		-0.0036 (0.00003)		-0.0017 (0.00001)
a_F		0.0002 (0.00001)		-0.0037 (0.00004)		-0.0026* (0.00001)
Log L	2,851.70	2,865.90	1,291.76	2,851.70	3,898.39	4,061.85
$Q(12)$	7.0580 [0.854]	6.5510 [0.886]	13.831 [0.312]	7.0580 [0.854]	21.966** [0.038]	6.4460 [0.892]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	18.079 [0.113]	5.8979 [0.921]	173.605*** [0.000]	18.079 [0.113]	226.963*** [0.000]	23.387** [0.025]

주) <표 3-8> 참조

<표 3-9b> 기간별 S&P500 선물시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	S&P500 선물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	-0.0142 (0.0005)	-0.2235 (0.0023)	-0.2061 (0.0018)	-0.0556 (0.0017)	0.1438* (0.0007)	-0.0264 (0.0011)
a_M	0.0788 (0.0008)	0.1127 (0.0008)	0.1017 (0.0031)	0.0383 (0.0016)	-0.1645 (0.0011)	-0.1384 (0.0008)
a_T	0.0152 (0.0008)	-0.0056 (0.0011)	0.3330 (0.0025)	0.1582 (0.0016)	-0.0273 (0.0010)	-0.0319 (0.0008)
a_W	0.1081 (0.0007)	0.0853 (0.0008)	-0.0233 (0.0027)	0.2197 (0.0016)	-0.1306 (0.0009)	-0.1044 (0.0008)
a_F	0.0265 (0.0007)	0.0267 (0.0007)	0.0967 (0.0025)	0.1638 (0.0017)	-0.0704 (0.0009)	-0.0103 (0.0009)
b_1	-0.0169 (0.0372)	-0.0047 (0.0356)	-0.1374** (0.0568)	-0.1193*** (0.0439)	-0.0722* (0.0433)	-0.0594** (0.0292)
b_2	-0.0538 (0.0369)	-0.0442 (0.0347)	-0.1943** (0.0774)	-0.0893* (0.0476)	0.0324 (0.0624)	-0.0169 (0.0296)
d		0.3442 (0.3682)		-0.0533 (0.1027)		0.2066** (0.1017)
변동성방정식						
α_0		-0.0003 (0.00001)		0.0025 (0.00002)		0.0013* (0.00001)
α_1		0.0518** (0.0235)		0.1077*** (0.0271)		0.1179*** (0.0257)
β_1		0.8875*** (0.0536)		0.8973*** (0.0214)		0.8561*** (0.0302)
a_M		-0.0001 (0.00001)		-0.0058** (0.00003)		-0.0018 (0.00001)
a_T		0.0027* (0.00001)		-0.0011 (0.00003)		-0.0009 (0.00001)
a_W		-0.0002 (0.00001)		-0.0033 (0.00003)		-0.0011 (0.00001)
a_F		0.0007 (0.00001)		-0.0018 (0.00003)		-0.0013 (0.00001)
Log L	2,848.30	2,863.21	1,286.50	1,451.77	3,886.87	4,040.07
$Q(12)$	7.2745 [0.839]	6.4106 [0.894]	15.347 [0.223]	8.6797 [0.730]	20.955* [0.051]	7.4573 [0.826]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	16.962 [0.151]	7.8783 [0.795]	213.912*** [0.000]	16.506 [0.169]	195.734*** [0.000]	21.088** [0.049]

주) <표 3-8> 참조

<표 3-9c> 기간별 SPDR 시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	SPDR					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식						
c	-0.0051 (0.0005)	-0.1627 (0.0023)	-0.2212 (0.0018)	-0.0185 (0.0016)	0.1148 (0.0007)	-0.0359 (0.0011)
a_M	0.0430 (0.0007)	0.0752 (0.0008)	-0.0628 (0.0030)	0.0028 (0.0016)	-0.0662 (0.0011)	-0.0644 (0.0008)
a_T	0.0167 (0.0008)	0.0118 (0.0010)	0.3694 (0.0025)	0.2370 (0.0017)	-0.0059 (0.0010)	-0.0243 (0.0008)
a_W	0.1357* (0.0007)	0.1212 (0.0008)	0.0434 (0.0026)	0.2893* (0.0016)	-0.0781 (0.0009)	-0.0586 (0.0008)
a_F	-0.0161 (0.0007)	-0.0160 (0.0007)	0.0397 (0.0024)	0.0579 (0.0017)	-0.0959 (0.0009)	-0.0519 (0.0008)
b_1	-0.0258 (0.0376)	-0.0159 (0.0359)	-0.1433** (0.0580)	-0.1517*** (0.0436)	-0.0584 (0.0421)	-0.0296 (0.0278)
b_2	-0.0630 (0.0389)	-0.0541 (0.0353)	-0.1768** (0.0797)	-0.0796* (0.0480)	0.0319 (0.0661)	-0.0179 (0.0302)
d		0.2566 (0.3599)		-0.0825 (0.1042)		0.1973* (0.1080)
변동성방정식						
α_0		-0.0002 (0.00001)		0.0002 (0.00002)		0.0017** (0.00001)
α_1		0.0536** (0.0244)		0.1159*** (0.0290)		0.1018*** (0.0242)
β_1		0.8796*** (0.0560)		0.8926*** (0.0222)		0.8735*** (0.0281)
a_M		-0.0004 (0.00001)		-0.0034 (0.00003)		-0.0023** (0.00001)
a_T		0.0027* (0.00001)		0.0022 (0.00003)		-0.0009 (0.00001)
a_W		-0.0004 (0.00002)		-0.0014 (0.00003)		-0.0017 (0.00001)
a_F		0.0005 (0.00001)		0.0019 (0.00003)		-0.0021 (0.00001)
Log L	2,839.90	2,857.01	1,293.28	1,456.38	3,908.76	4,067.43
$Q(12)$	7.4054 [0.830]	6.2580 [0.903]	11.148 [0.516]	10.033 [0.613]	23.443** [0.024]	7.2392 [0.841]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	15.644 [0.208]	5.2462 [0.949]	186.756*** [0.000]	27.250*** [0.007]	227.141*** [0.000]	24.018** [0.020]

주) <표 3-8> 참조

4.4.3. 지수별 수익률과 변동성의 요일효과 비교

<표 3-6>, <표 3-8>에서 전체기간 동안 한국과 미국시장의 수익률방정식의 분석결과 요일별 더미변수의 계수 값이 유의하게 나타나지 않아 지수별 수익률과 변동성에 대한 요일효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

변동성방정식에서 요일효과의 분석결과 한국의 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물, KODEX200은 월요일의 변동성이 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타난 반면, 미국은 S&P500 현물에서 월요일의 변동성이 목요일에 비하여 다른 요일들에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다.

<표 3-7b>에서 KOSPI200 선물은 3기간에서 요일별 변동성은 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타난 반면, 화요일의 수익률은 계수 값이 0.2448%로 양(+)의 값을 보여 목요일에 비하여 높은 값으로 나타났다. 이는 투자자의 투자 전략 측면에서 보면 화요일이 가장 유리하다는 것을 보여준다.

<표 3-7c>에서 KODEX200은 2기간에서 화, 금요일 더미변수에 대한 계수 값이 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 작은 값으로 매우 유의하게 나타난 반면, 화, 금요일 순으로 수익률은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 이로부터 KODEX200의 수익률과 변동성에서 위험과 수익률의 상충관계가 성립한다는 것을 알 수 있다.

한편 미국시장에서는 한국시장과 마찬가지로 차익거래나 주식시장 이례현상이 발견되지 않는 것으로 보아 시장효율성 측면에서 두 시장을 비교해 보면 미국시장이 한국시장에 비하여 효율성이 높은 시장이라고 할 수 있다.

4.5. 거래량변화율과 변동성의 요일효과

4.5.1. 한국시장

4.5.1.1. 전체기간 거래량변화율과 변동성의 요일효과

<표 3-10>는 전체기간 동안 한국시장의 거래량에 대한 요일효과를 분석한 결

과이다. 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 KOSPI200 현물은 월, 금, 화요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. KOSPI200 선물은 월, 금요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 그리고 KODEX200은 월, 화, 금, 수요일의 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 모든 주가의 조건부평균에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다.

Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 모든 주가의 식(3.8)에 의한 추정된 잔차에서 계열상관은 존재하였으며, ARCH-LM의 검정결과에서도 귀무가설(H_0)을 기각하여 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 이를 해결하기 위해서는 조건부이분산을 조정하여 분석하여야 함을 알 수 있다. 그리고 모든 주가에 대한 변동성방정식에서 ARCH-LM 검정결과는 잔차에서 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 KOSPI200 현물은 월, 금, 화요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 화, 수요일이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 이는 거래량변화율과 변동성의 관계에서 보면 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다.

KOSPI200 선물은 월, 금요일 순으로 거래량이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 금요일 더미변수에 대한 계수 값이 양(+)의 값을 보여 목요일에 비하여 유의하게 큰 값으로 나타났다. 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 또한 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 Foster and Viswanathan(FV, 1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

KODEX200은 월, 화, 금요일 순으로 거래량변화율이 목요일의 거래량변화율에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 월, 화요일 순으로 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 이는 거래량변화율과 변동성의 관계에서 보면 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다.

4.5.1.2. 기간별 거래량변화율과 변동성의 요일효과

<표 3-11a>는 기간별 KOSPI200 현물의 거래량변화율의 요일효과를 분석한 결과이다. 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 KOSPI200 현물은 1기간에서 월, 화, 금요일의 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 2기간에서는 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 1기간의 결과와 같이 동일하게 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부평균에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 모든 기간의 추정된 잔차에서 계열상관이 존재하였으나 ARCH-LM의 검정결과는 1, 3기간에서 귀무가설(H_0)을 기각하여 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 이를 해결하기 위해 조건부이분산을 조정하여 분석하여야 함을 알 수 있다. 그리고 모든 주가의 변동성방정식에서 ARCH-LM 검정결과는 잔차에서 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 KOSPI200 현물은 1기간에서 월, 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 화, 금요일 순으로 변동성이 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 이는 거래량변화율과 변동성의 관계에서 보면 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 2

기간에서 월, 금요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 수요일이 음(-)의 값을 보여 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 월, 금, 화요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났으나 변동성은 모든 요일들에서 유의하게 나타나지 않았다.

<표 3-11b>는 기간별 KOSPI200 선물에 대한 거래량변화율의 요일효과를 분석한 결과이다. 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 KOSPI200 선물은 1기간에서 월, 금요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 수요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 매우 유의하게 높은 값으로 나타났다. 2기간에서 금, 월요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 월, 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 거래량의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부평균에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 모든 기간의 추정된 잔차에서 계열상관이 존재하였으며, ARCH-LM의 검정결과도 모든 기간에서 귀무가설(H_0)을 기각하여 이분산이 존재하는 것으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 KOSPI200 선물은 1기간에서 월, 금요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 낮은 값으로 나타난 반면, 수요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 매우 높은 값으로 나타났으며, 변동성은 금요일이 양(+)의 값을 보여 목요일에 비하여 유의하게 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 금, 월요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 화요일이 음(-)의 값을 보여 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 월, 금, 수, 화요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 금요일이 양(+)의 값을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 거래량의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 그리고 가격변동이 높

은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

<표 3-11c>는 기간별 KODEX200에 대한 거래량변화율의 요일효과를 분석한 결과이다. 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 KODEX200은 1기간에서 월요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 2기간에서 화, 월, 수, 금요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 낮은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 월, 화, 금요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부평균에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 모든 기간의 추정된 잔차에서 계열상관이 존재하였으며, ARCH-LM의 검정결과도 모든 기간에서 귀무가설(H_0 : 12시차까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)을 기각하여 이분산이 존재하는 것으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 KODEX200은 1기간에서 월요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 변동성은 월, 수, 화요일 순으로 목요일에 비하여 작은 값으로 나타났다. 이는 거래량변화율과 변동성의 관계에서 보면 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 2기간에서 화, 월, 금, 수요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 변동성은 월, 금, 화요일 순으로 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났으며, 이는 거래량변화율과 변동성의 관계에서 보면 요일효과는 <표 3-2>의 거래량변화율의 차이검정에서 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 그리고 3기간에서는 화, 월요일 순으로 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으나 변동성은 모든 요일들에서 유의하지 않는 값을 가지므로 요일효과는 존재하지 않는다는 것을 나타낸다.

<표 3-10> 전체기간 한국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 현물		KOSPI200 선물		KODEX200	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	0.0511*** (0.0082)	0.0519*** (0.0102)	0.0499*** (0.0084)	0.0440*** (0.0107)	0.0940*** (0.0248)	0.0905*** (0.0284)
a_M	-0.1415*** (0.0129)	-0.1403*** (0.0111)	-0.1231*** (0.0133)	-0.1191*** (0.0119)	-0.1619*** (0.0381)	-0.1506*** (0.0301)
a_T	-0.0476*** (0.0120)	-0.0418*** (0.0113)	-0.0121 (0.0131)	-0.0067 (0.0120)	-0.1567*** (0.0379)	-0.1473*** (0.0304)
a_W	-0.0109 (0.0111)	-0.0064 (0.0105)	0.0011 (0.0120)	-0.0009 (0.0113)	-0.0597* (0.0347)	-0.0495 (0.0305)
a_F	-0.0598*** (0.0114)	-0.0603*** (0.0105)	-0.1149*** (0.0140)	-0.1140*** (0.0125)	-0.0851** (0.0375)	-0.0649** (0.0317)
b_1	-0.4427*** (0.0227)	-0.4507*** (0.0204)	-0.4340*** (0.0220)	-0.4286*** (0.0210)	-0.4657*** (0.0225)	-0.4703*** (0.0205)
b_2	-0.2317*** (0.0204)	-0.2378*** (0.0199)	-0.1273*** (0.0198)	-0.1387*** (0.0201)	-0.2379*** (0.0205)	-0.2467*** (0.0203)
@trend		-0.000001 (0.00001)		0.000003 (0.00001)		-0.000003 (0.00001)
변동성방정식						
α_0		0.0038* (0.0021)		0.0030 (0.0039)		0.0510*** (0.0168)
α_1		0.0409*** (0.0107)		0.0665*** (0.0121)		0.0696*** (0.0114)
β_1		0.9116*** (0.0264)		0.8678*** (0.0307)		0.9027*** (0.0165)
a_M		0.0015 (0.0032)		-0.0041 (0.0051)		-0.0783*** (0.0237)
a_T		-0.0056* (0.0033)		-0.0067 (0.0048)		-0.0481** (0.0226)
a_W		-0.0056* (0.0034)		-0.0016 (0.0050)		-0.0423 (0.0274)
a_F		-0.0019 (0.0036)		0.0107* (0.0062)		-0.0458 (0.0282)
Log L	813.80	855.06	457.71	511.57	-2,060.83	-1,936.94
$Q(12)$	93.094*** [0.000]	12.436 [0.411]	106.930*** [0.000]	97.794*** [0.000]	231.480*** [0.000]	218.050*** [0.000]
ARCH-LM	57.7369*** [0.000]	15.5487 [0.2128]	76.2921*** [0.000]	16.1813 [0.1831]	174.4136*** [0.000]	17.9263 [0.1179]

1) ()는 표준오차, []는 p-value, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

2) Ljung-Box Q 검정통계량은 수익률의 모든 계수가 0이라는 귀무가설(H_0)의 검정 방법으로 χ^2 통계량을 나타내며, ARCH-LM 검정은 ARCH 효과에 대한 LM(lagrange multiplier)검정으로 귀무가설(H_0 : 시차12까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)의 검정결과를 나타냄.

3) Log L(log likelihood)은 모형에 대한 적합성의 정도를 표시하는 로그 값(logarithm)으로 p-value를 구하거나, 대립가설(alternative hypothesis)을 지지하고 영가설(null hypothesis)의 기각을 결정하는 임계치(critical value) 산출 통계량으로 확률분포는 χ^2 분포를 나타냄.

<표 3-11a> 기간별 KOSPI200 현물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 현물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	0.0616*** (0.0173)	0.0536** (0.0216)	0.0369** (0.0159)	0.0036* (0.0200)	0.0616*** (0.0173)	0.0419*** (0.0132)
a_M	-0.1636*** (0.0281)	-0.1565*** (0.0218)	-0.0821*** (0.0253)	-0.0847*** (0.0233)	-0.1636*** (0.0281)	-0.1443*** (0.0155)
a_T	-0.0799*** (0.0230)	-0.0706*** (0.0204)	-0.0306 (0.0244)	-0.0318 (0.0229)	-0.0799*** (0.0230)	-0.0302* (0.0162)
a_W	-0.0169 (0.0235)	-0.0045 (0.0208)	0.0060 (0.0226)	0.0090 (0.0203)	-0.0169 (0.0235)	-0.0064 (0.0150)
a_F	-0.0576*** (0.0225)	-0.0568*** (0.0211)	-0.0678*** (0.0217)	-0.0686*** (0.0205)	-0.0576*** (0.0225)	-0.0538*** (0.0147)
b_1	-0.4667*** (0.0388)	-0.4719*** (0.0364)	-0.2553*** (0.0466)	-0.2725*** (0.0418)	-0.4667*** (0.0388)	-0.5011*** (0.0301)
b_2	-0.2447*** (0.0347)	-0.2549*** (0.0346)	-0.1795*** (0.0494)	-0.1634*** (0.0436)	-0.2447*** (0.0347)	-0.2433*** (0.0294)
@trend		0.000005 (0.000003)		0.00002 (0.000005)		0.00001 (0.00001)
변동성방정식						
α_0		0.0069* (0.0041)		0.0042 (0.0038)		0.0094*** (0.0036)
α_1		0.0082 (0.0086)		0.0099 (0.0196)		0.0993*** (0.0282)
β_1		0.9868*** (0.0110)		0.8545*** (0.1078)		0.6757*** (0.0974)
a_M		-0.0031 (0.0057)		0.0071 (0.0060)		-0.0012 (0.0043)
a_T		-0.0139*** (0.0053)		-0.0006 (0.0051)		-0.0030 (0.0049)
a_W		-0.0056 (0.0066)		-0.0109* (0.0061)		-0.0072 (0.0046)
a_F		-0.0112* (0.0064)		0.0004 (0.0060)		-0.0027 (0.0051)
Log L	186.57	212.28	216.94	223.47	186.57	451.31
$Q(12)$	39.845*** [0.000]	37.352*** [0.000]	21.529** [0.043]	20.281* [0.062]	39.845*** [0.000]	55.178*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	33.286*** [0.001]	12.866 [0.379]	11.700 [0.470]	7.1781 [0.846]	33.286*** [0.001]	7.9807 [0.787]

주) <표 3-10> 참조

<표 3-11b> 기간별 KOSPI200 선물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 선물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	0.0228 (0.0143)	0.0122 (0.0170)	0.0275 (0.0184)	0.0289 (0.0235)	0.0616*** (0.0173)	0.0657*** (0.0147)
a_M	-0.1073*** (0.0225)	-0.0944*** (0.0203)	-0.0823*** (0.0251)	-0.0795*** (0.0253)	-0.1636*** (0.0281)	-0.1427*** (0.0183)
a_T	0.0057 (0.0244)	0.0096 (0.0210)	0.0335 (0.0236)	0.0347 (0.0248)	-0.0799*** (0.0230)	-0.0347** (0.0173)
a_W	0.0656*** (0.0191)	0.0454** (0.0202)	0.0184 (0.0254)	0.0172 (0.0247)	-0.0169 (0.0235)	-0.0460*** (0.0166)
a_F	-0.0815*** (0.0238)	-0.0650*** (0.0204)	-0.0999*** (0.0305)	-0.1019*** (0.0261)	-0.0576*** (0.0225)	-0.1425*** (0.0190)
b_1	-0.4670*** (0.0432)	-0.5011*** (0.0387)	-0.2608*** (0.0578)	-0.2360*** (0.0480)	-0.4667*** (0.0388)	0.4567*** (0.0291)
b_2	-0.1094*** (0.0373)	-0.1583*** (0.0365)	-0.1044** (0.0418)	-0.0968** (0.0425)	-0.2447*** (0.0347)	-0.1506*** (0.0282)
@trend		0.00001 (0.00003)		-0.00001 (0.00005)		0.00002 (0.00002)
변동성방정식						
α_0		0.0132** (0.0061)		0.0188* (0.0106)		0.0033 (0.0043)
α_1		0.2371*** (0.0630)		0.0538 (0.0517)		0.0478*** (0.0135)
β_1		0.3170** (0.1593)		0.5336** (0.2716)		0.8918*** (0.0353)
a_M		-0.0002 (0.0072)		-0.0116 (0.0108)		-0.0045 (0.0069)
a_T		0.0075 (0.0057)		-0.0166* (0.0095)		-0.0100 (0.0072)
a_W		0.0020 (0.0062)		-0.0041 (0.0101)		-0.0068 (0.0065)
a_F		0.0143** (0.0069)		-0.0011 (0.0149)		0.0187** (0.0019)
Log L	156.16	174.36	170.65	183.28	186.57	188.47
$Q(12)$	35.846*** [0.000]	35.437*** [0.000]	27.476*** [0.007]	27.723*** [0.006]	39.845*** [0.000]	57.362*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	28.780*** [0.004]	8.4340 [0.750]	26.177** [0.010]	8.8947 [0.712]	33.286*** [0.001]	10.031 [0.613]

주) <표 3-10> 참조

<표 3-11c> 기간별 KODEX200 시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	KODEX200					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	0.0376 (0.0443)	-0.0060 (0.0443)	0.1934*** (0.0671)	0.2312** (0.0899)	0.0616*** (0.0173)	0.0889** (0.0403)
a_M	-0.1510** (0.0681)	-0.1118** (0.0527)	-0.2621*** (0.0974)	-0.2886*** (0.0837)	-0.1636*** (0.0281)	-0.1361*** (0.0405)
a_T	-0.0123 (0.0719)	-0.0065 (0.0533)	-0.2744*** (0.0953)	-0.3087*** (0.0781)	-0.0799*** (0.0230)	-0.1944*** (0.0406)
a_W	0.0656 (0.0592)	0.0350 (0.0507)	-0.2369** (0.0938)	-0.2569*** (0.0822)	-0.0169 (0.0235)	-0.0519 (0.0407)
a_F	-0.0796 (0.0680)	-0.0164 (0.0581)	-0.1974* (0.1043)	-0.2637*** (0.0855)	-0.0576*** (0.0225)	-0.0464 (0.0425)
b_1	-0.5459*** (0.0401)	-0.5796*** (0.0366)	-0.4457*** (0.0456)	-0.4600*** (0.0440)	-0.4667*** (0.0388)	-0.4046*** (0.0294)
b_2	-0.2739*** (0.0380)	-0.3009*** (0.0372)	-0.2582*** (0.0460)	-0.2753*** (0.0433)	-0.2447*** (0.0347)	-0.2076*** (0.0292)
@trend		0.0001 (0.0001)		0.00001 (0.0002)		-0.000002 (0.00004)
변동성방정식						
α_0		0.0662** (0.0311)		0.1005*** (0.0357)		0.0587** (0.0232)
α_1		0.1128*** (0.0234)		0.0493** (0.0198)		0.0868*** (0.0238)
β_1		0.8542*** (0.0274)		0.9311*** (0.0277)		0.8090*** (0.0559)
a_M		-0.1191*** (0.0398)		-0.1518*** (0.0587)		-0.0506 (0.0317)
a_T		-0.0675* (0.0359)		-0.1099*** (0.0370)		-0.0437 (0.0313)
a_W		-0.0751** (0.0366)		-0.0907 (0.0581)		-0.0322 (0.0356)
a_F		-0.0117 (0.0594)		-0.1138* (0.0635)		-0.0463 (0.0381)
Log L	-667.37	-610.71	-486.66	-462.61	186.57	-828.69
$Q(12)$	111.380*** [0.000]	94.996 [0.000]	34.657*** [0.001]	31.667*** [0.002]	39.845*** [0.000]	104.540*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	81.752*** [0.000]	6.7070 [0.876]	21.874** [0.039]	8.9714 [0.705]	33.286*** [0.001]	7.0114 [0.857]

주) <표 3-10> 참조

4.5.2. 미국시장

4.5.2.1. 전체기간 거래량변화율과 변동성의 요일효과

<표 3-12>는 미국시장의 전체기간 동안 거래량변화율과 변동성의 요일효과를 분석한 결과이다. 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 S&P500 현물은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. S&P500 선물은 화, 수요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 높은 값으로 나타난 반면, 금요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 그리고 SPDR은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 모든 주가의 조건부평균에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다.

Ljung-Box의 Q 검정통계량의 검정결과는 잔차에서 계열상관이 존재하는 것으로 나타났으며, ARCH-LM의 검정결과에서도 귀무가설(H_0 : 12시차까지 동시적으로 ARCH 효과가 없다.)을 기각하여 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 이를 해결하기 위해서는 조건부이분산을 조정하여 분석하여야 함을 알 수 있다. 그리고 모든 주가에 대한 변동성방정식에서 ARCH-LM 검정결과는 잔차에서 이분산이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 S&P500 현물은 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 금요일의 변동성은 유의하게 높은 양(+)의 값을 보여 목요일에 비해 큰 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 또한 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

S&P500 선물은 화, 수요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게

높은 값으로 나타난 반면, 화, 수요일의 변동성은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 이는 거래량과 변동성의 관계에서 보면 가격변동이 낮은 기간에 거래하기를 선호하는 유동성 거래자들로 인하여 높은 거래량을 동반하게 된다는 것을 보여주는 것이다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다.

SPDR은 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 금요일의 변동성은 목요일에 비하여 유의하게 큰 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 또한 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

4.5.2.2. 기간별 지수별 거래량변화율과 변동성의 요일효과

<표 3-13a>는 기간별 S&P500 현물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과를 분석한 결과이다. 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 S&P500 현물은 1기간에서 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 낮은 값으로 나타난 반면, 화, 수요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 높은 값으로 나타났다. 2, 3기간에서는 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 낮은 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부평균에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 S&P500 현물은 1기간에서 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 금요일이 높은 양(+의 값)을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 월요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 월요일이 높은 양(+의 값)을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나

타났다. 그리고 3기간에서는 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 금요일이 높은 양(+의 값)을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 기간별 거래량의 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 또한 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

<표 3-13b>에서 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 S&P500 선물은 1기간에서 월, 화, 수요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났으며, 2기간에서 화, 수요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 화, 수요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났으며, 금요일의 거래량은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 S&P500 선물은 1기간에서 월요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났으며, 변동성은 월요일이 유의하게 높은 양(+의 값)을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 화요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타난 반면, 변동성은 화요일이 음(-)의 값을 보여 목요일의 변동성보다 작은 값으로 나타났다. 그리고 3기간에서는 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 금요일이 유의하게 높은 양(+의 값)을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 기간별 거래량의 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 또한 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

<표 3-13c>에서 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 SPDR은 1기간에서 월, 금요일의 변화율은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 수요일의 변화율은 유의하게 높은 양(+의 값)을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 월, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나

타났다. 그리고 3기간에서는 월, 화, 금요일의 변화율은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 SPDR은 1, 2기간에서 월, 금요일이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 월, 금요일이 높은 양(+의 값)을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 따라서 요일효과는 <표 3-4>의 변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 기간별 거래량의 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 또한 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 변동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다. 그리고 3기간에서는 월, 화, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 모든 요일들에서 목요일과 유의하게 차이가 없는 것으로 나타났으며, 이는 조건부변동성에서 요일효과가 존재하지 않는다는 것을 나타낸다.

4.5.3. 지수별 거래량변화율과 변동성의 요일효과 비교



4.5.3.1. 전체기간 거래량변화율과 변동성의 요일효과 비교

<표 3-10>, <표 3-12>에서 전체기간 동안 한국과 미국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과를 비교해 보면 다음과 같다. 식(3.8)의 OLS에 의한 분석결과 현물시장에서 한국은 월, 화, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 미국은 월, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 선물시장에서 한국은 월, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 미국은 화, 수요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났고, 금요일의 변화율은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 그리고 ETF 시장에서는 한국은 월, 화, 수, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 미국은 월, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 분석결과 현물시장에서 한국은 화요일의 변화

율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 화요일의 변동성은 목요일에 비하여 작은 값으로 나타났다. 미국은 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 금요일의 변동성은 목요일에 비하여 유의하게 큰 값으로 나타났다. 이는 조건부변동성에서 매우 유의하게 요일효과가 존재하는 것을 나타내며, 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과 일치하는 것이다.

선물시장에서 한국은 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 금요일의 변동성은 높은 양(+)¹⁾의 값을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 이는 조건부변동성에서 매우 유의하게 요일효과가 존재하는 것을 나타내며, 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다. 미국은 화, 수요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났고, 변동성은 화, 수요일이 낮은 음(-)²⁾의 값으로 목요일의 변동성보다 매우 유의하게 작은 값으로 나타났다.

ETF 시장에서 한국은 월, 화, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 월, 화요일의 변동성은 낮은 음(-)³⁾의 값을 보여 목요일에 비하여 작은 값으로 나타났다. 미국은 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 금요일의 변동성은 높은 양(+)⁴⁾의 값을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 이는 조건부변동성에서 매우 유의하게 요일효과가 존재하는 것을 나타내며, 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

4.5.3.2. 기간별 거래량변화율과 변동성의 요일효과 비교

<표 3-11>, <표 3-13>에서 한국과 미국시장의 기간별 거래량변화율과 변동성의 요일효과를 비교해 보면 다음과 같다. 식(4.8)의 OLS에 의한 현물시장의 분석 결과 1기간에서 한국은 월, 화, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 미국은 월, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게

낮은 값으로 나타났지만, 화, 수요일의 변화율은 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났다. 2기간에서 한국과 미국은 동일하게 월, 금요일의 변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 3기간에서는 한국은 월, 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 미국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 선물시장의 분석결과 1기간에서 한국은 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 화, 금요일의 변동성은 음(-)의 값을 보여 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 미국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 금요일의 변동성은 양(+의 값을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 한국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 매우 유의하게 낮은 값으로 나타났으나, 수요일의 변동성은 유의하게 작은 값으로 나타났다.

미국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 월요일의 변동성은 양(+의 값을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 3기간에서 한국은 월, 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 모두 유의하게 나타나지 않았다. 미국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 금요일의 변동성은 양(+의 값을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 이는 하위기간에서 미국의 선물시장은 조건부변동성에서 유의하게 요일효과가 존재하는 것을 나타내며, 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인해 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과 일치하는 것이다.

식(3.8)의 OLS에 의한 선물시장의 분석결과 1기간에서 한국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 화요일은 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타난 반면, 미국은 월, 화, 수요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났다. 2기간에서 한국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 미국은 화, 수요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나

타났다. 3기간에서 한국은 월, 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 미국은 월, 화요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났고, 금요일은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 선물시장의 분석결과 1기간에서 한국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 변동성은 금요일이 양(+)¹⁾의 값을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 이는 조건부변동성에서 매우 유의하게 요일효과가 존재하는 것을 나타내며, 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다. 미국은 월, 화, 수요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났고, 변동성은 월요일이 양(+)¹⁾의 값을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 한국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 화요일의 변동성은 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 미국은 화요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났으며, 화요일의 변동성은 목요일에 비하여 작은 값으로 나타났다. 이는 거래량과 변동성의 관계에서 보면 가격변동이 낮은 기간에 거래하기를 선호하는 유동성 거래자들로 인하여 높은 거래량을 동반하게 된다는 것을 보여주는 것이다. 3기간에서 한국은 월, 화, 수, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 금요일의 변동성은 높은 양(+)¹⁾의 값을 보여 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 이는 조건부변동성에서 매우 유의하게 요일효과가 존재하는 것을 나타내며, 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치한다. 미국은 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으며, 금요일의 변동성은 양(+)¹⁾의 값을 보여 목요일에 비하여 큰 값으로 나타났다. 이는 조건부변동성에서 매우 유의하게 요일효과가 존재하는 것을 나타내며, 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과 일치하는 것이다.

식(3.8)의 OLS에 의한 ETF시장의 분석결과 1기간에서 한국은 월요일의 거래

량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 미국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 수요일의 거래량변화율은 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났다. 2기간에서 한국은 요일별 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타난 반면, 미국은 월, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다. 3기간에서는 한국과 미국은 동일하게 월, 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났다.

식(3.9)의 변동성방정식에 의한 ETF 시장의 분석결과 1기간에서 한국은 월요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 월요일의 변동성은 목요일에 비하여 유의하게 작은 값으로 나타났다. 미국은 월요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타났으며, 월요일의 변동성도 양(+)²의 값으로 목요일의 변동성보다 큰 값으로 나타났다. 2기간에서 한국은 월, 화, 수, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났고, 월, 화, 금요일의 변동성은 음(-)²의 값을 보여 목요일의 변동성보다 작은 값으로 나타났다. 미국은 화요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 높은 값으로 나타난 반면, 화요일의 변동성은 음(-)²의 값을 보여 목요일의 변동성보다 작은 값으로 나타났다. 이는 거래량과 변동성의 관계에서 보면 가격변동이 낮은 기간에 거래하기를 선호하는 유동성 거래자들로 인하여 높은 거래량을 동반하게 된다는 것을 보여주는 것이며, 요일효과는 <표 3-4>의 거래량변화율의 차이검정에서 요일별 거래량의 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각된 것처럼 조건부변동성에서 매우 유의하게 존재하는 것을 알 수 있다. 3기간에서 한국은 월, 화요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으나 변동성에서는 목요일과 유의하게 차이가 나타나지 않았다. 미국은 월, 화, 금요일의 거래량변화율이 목요일에 비하여 유의하게 낮은 값으로 나타났으나, 변동성에서는 목요일과 유의하게 차이가 나타나지 않았다. 따라서 3기간에서 한국과 미국의 ETF 시장은 변동성에서 요일효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<표 3-12> 전체기간 미국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	S&P500 현물		S&P500 선물		SPDR	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	0.0344*** (0.0070)	0.0313*** (0.0071)	-0.0386** (0.0150)	0.0350 (0.0221)	0.0598*** (0.0113)	0.0619*** (0.0154)
a_M	-0.1142*** (0.0120)	-0.1190*** (0.0111)	0.0531 (0.0378)	-0.1149*** (0.0208)	-0.2351*** (0.0197)	-0.2413*** (0.0172)
a_T	0.0070 (0.0110)	0.0206* (0.0112)	0.1744*** (0.0196)	0.0723*** (0.0203)	-0.0101 (0.0182)	-0.0085 (0.0180)
a_W	0.0026 (0.0112)	0.0106 (0.0096)	0.0886*** (0.0175)	0.0546*** (0.0183)	0.0236 (0.0165)	0.0222 (0.0168)
a_F	-0.0723*** (0.0109)	-0.0783*** (0.0112)	-0.1233*** (0.0213)	-0.1309*** (0.0204)	-0.0885*** (0.0175)	-0.0913*** (0.0172)
b_1	-0.4333*** (0.0286)	-0.4270*** (0.0287)	-0.2463*** (0.0279)	-0.4099*** (0.0247)	-0.4679*** (0.0204)	-0.4726*** (0.0210)
b_2	-0.1972*** (0.0216)	-0.1898*** (0.0275)	-0.1053*** (0.0235)	-0.2062*** (0.0242)	-0.2040*** (0.0180)	-0.2041*** (0.0197)
@trend		0.000002 (0.000004)		0.000001 (0.00001)		0.0000002 (0.00001)
변동성방정식						
α_0		0.0010 (0.0025)		0.0384*** (0.0096)		0.0090 (0.0087)
α_1		0.3227*** (0.0816)		0.3195*** (0.0372)		0.0698*** (0.0198)
β_1		0.4815*** (0.0684)		0.5502*** (0.0390)		0.6833*** (0.0962)
a_M		0.0035 (0.0034)		0.0277 (0.0203)		0.0090 (0.0097)
a_T		0.0053 (0.0071)		-0.0677*** (0.0158)		0.0082 (0.0098)
a_W		0.0061 (0.0068)		-0.0341*** (0.0112)		0.0085 (0.0132)
a_F		0.0164*** (0.0042)		0.0200 (0.0169)		0.0257** (0.0126)
Log L	842.98	1,127.03	-1,479.66	-970.44	-369.85	-345.33
$Q(12)$	105.960*** [0.000]	84.552** [0.000]	124.270*** [0.000]	138.720*** [0.000]	108.960*** [0.000]	104.200*** [0.000]
ARCH-LM	165.509***	4.810	187.339***	43.354***	36.213***	6.489
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.964]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.890]

1) ()는 표준오차, []는 p-value, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

2) Ljung-Box Q 검정통계량은 수익률의 모든 계수가 0이라는 귀무가설(H_0)의 검정 방법으로 χ^2 통계량을 나타내며, ARCH-LM 검정은 ARCH 효과에 대한 LM(lagrange multiplier)검정으로 귀무가설(H_0 : 시차12까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)의 검정결과를 나타냄.

3) Log L(log likelihood)은 모형에 대한 적합성의 정도를 표시하는 로그 값(logarithm)으로 p-value를 구하거나, 대립가설(alternative hypothesis)을 지지하고 영가설(null hypothesis)의 기각을 결정하는 임계치(critical value) 산출 통계량으로 확률분포는 χ^2 분포를 나타냄.

<표 3-13a> 기간별 S&P500 현물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	S&P500 현물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	0.0232** (0.0103)	0.0212* (0.0114)	0.0477** (0.0190)	0.0135 (0.0172)	0.0348*** (0.0103)	0.0444*** (0.0118)
a_M	-0.0967*** (0.0188)	-0.0977*** (0.0127)	-0.1193*** (0.0304)	-0.0987*** (0.0238)	-0.1221*** (0.0176)	-0.1287*** (0.0136)
a_T	0.0300* (0.0160)	0.0371** (0.0144)	-0.0240 (0.0323)	0.0145 (0.0257)	0.0073 (0.0146)	0.0144 (0.0129)
a_W	0.0363*** (0.0120)	0.0352*** (0.0112)	-0.0125 (0.0329)	0.0187 (0.0299)	-0.0117 (0.0165)	-0.0133 (0.0133)
a_F	-0.0862*** (0.0192)	-0.0923*** (0.0176)	-0.0784*** (0.0260)	-0.0542** (0.0224)	-0.0595*** (0.0155)	-0.0844*** (0.0136)
b_1	-0.4255*** (0.0543)	-0.3978*** (0.0436)	-0.4738*** (0.0719)	-0.3836*** (0.0578)	-0.4145*** (0.0327)	-0.4279*** (0.0361)
b_2	-0.1986*** (0.0404)	-0.1510*** (0.0386)	-0.2220*** (0.0506)	-0.1292*** (0.0482)	-0.1802*** (0.0275)	-0.2026*** (0.0346)
@trend		-0.000003 (0.00002)		0.00003 (0.00004)		0.0000001 (0.00001)
변동성방정식						
α_0		0.0043** (0.0018)		-0.0003 (0.0161)		-0.0001 (0.0034)
α_1		0.2364*** (0.0903)		0.1841 (0.1296)		0.3078*** (0.0790)
β_1		0.3157* (0.1631)		0.3162 (0.2421)		0.5593*** (0.0832)
a_M		-0.0034 (0.0045)		0.0219* (0.0125)		0.0047 (0.0049)
a_T		0.00002 (0.0029)		0.0273 (0.0267)		-0.0030 (0.0039)
a_W		-0.0008 (0.0021)		0.0379 (0.0352)		0.0111 (0.0078)
a_F		0.0235*** (0.0072)		0.0176 (0.0166)		0.0142** (0.0061)
Log L	425.29	559.31	93.16	133.65	374.26	534.35
$Q(12)$	48.324*** [0.000]	42.900*** [0.000]	23.187** [0.026]	16.209 [0.182]	58.641*** [0.000]	52.288*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	117.833*** [0.000]	5.9443 [0.919]	23.624** [0.023]	2.2937 [0.999]	96.656 [0.000]	20.172* [0.064]

주) <표 3-12> 참조

<표 3-13b> 기간별 S&P500 선물시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	S&P500 선물					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	-0.1021*** (0.0285)	-0.1130*** (0.0336)	-0.0526* (0.0303)	-0.0442 (0.0379)	-0.0005 (0.0206)	0.0779*** (0.0249)
a_M	0.1420** (0.0696)	0.1200* (0.0628)	0.0235 (0.0630)	0.0332 (0.0574)	0.0221 (0.0562)	-0.1980*** (0.0243)
a_T	0.2755*** (0.0375)	0.2515*** (0.0346)	0.1863*** (0.0353)	0.2026*** (0.0369)	0.1148*** (0.0270)	0.0133 (0.0247)
a_W	0.1457*** (0.0336)	0.1553*** (0.0329)	0.1071** (0.0420)	0.1140*** (0.0404)	0.0466* (0.0249)	0.0058 (0.0235)
a_F	-0.0413 (0.0365)	-0.0320 (0.0351)	-0.0591 (0.0402)	-0.0546 (0.0412)	-0.1865*** (0.0322)	-0.1533*** (0.0259)
b_1	-0.1377*** (0.0397)	-0.1856*** (0.0365)	-0.1294*** (0.0494)	-0.1206*** (0.0247)	-0.3251*** (0.0343)	-0.4743*** (0.0338)
b_2	-0.0107 (0.0277)	0.0069 (0.0124)	-0.0840 (0.0564)	-0.0303 (0.0440)	-0.1670*** (0.0308)	-0.2685*** (0.0333)
@trend		0.00003 (0.00005)		-0.00007 (0.00009)		0.00001 (0.00003)
변동성방정식						
α_0		0.1020*** (0.0159)		0.0613*** (0.0156)		0.0195*** (0.0059)
α_1		0.0722** (0.0287)		-0.0153*** (0.0024)		0.5324*** (0.0746)
β_1		-0.1216** (0.0544)		0.2211* (0.1331)		0.4169*** (0.0402)
a_M		0.3921*** (0.1085)		0.1814*** (0.0598)		0.0161 (0.0179)
a_T		0.0348 (0.0320)		-0.0497** (0.0206)		-0.0223* (0.0127)
a_W		-0.0212 (0.0175)		0.0050 (0.0289)		-0.0080 (0.0090)
a_F		-0.0030 (0.0183)		0.0209 (0.0219)		0.0339** (0.0142)
Log L	-419.00	-303.28	-174.88	-135.90	-828.48	-413.60
$Q(12)$	68.718*** [0.000]	54.781*** [0.000]	25.928** [0.011]	18.507 [0.101]	58.157*** [0.000]	42.647*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	7.9149 [0.792]	43.529*** [0.000]	7.1626 [0.847]	7.8675 [0.795]	211.661*** [0.000]	8.1545 [0.773]

주) <표 3-12> 참조

<표 3-13c> 기간별 SPDR 시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	SPDR					
	1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식						
c	0.0465** (0.0218)	0.0339 (0.0262)	0.0603** (0.0257)	0.0614* (0.0362)	0.0659*** (0.0158)	0.0670*** (0.0207)
a_M	-0.2200*** (0.0382)	-0.2309*** (0.0306)	-0.2614*** (0.0440)	-0.2482*** (0.0399)	-0.2309*** (0.0263)	-0.2378*** (0.0242)
a_T	0.0293 (0.0350)	0.0349 (0.0308)	0.0278 (0.0391)	0.0362 (0.0395)	-0.0469* (0.0244)	-0.0463* (0.0241)
a_W	0.0722** (0.0292)	0.0779*** (0.0253)	0.0392 (0.0392)	0.0312 (0.0368)	-0.0130 (0.0227)	-0.0141 (0.0238)
a_F	-0.1148*** (0.0331)	-0.1052*** (0.0311)	-0.1088*** (0.0413)	-0.1052*** (0.0360)	-0.0606** (0.0241)	-0.0719*** (0.0238)
b_1	-0.5367*** (0.0338)	-0.5109*** (0.0334)	-0.3613*** (0.0468)	-0.3501*** (0.0466)	-0.4742*** (0.0281)	-0.4825*** (0.0291)
b_2	-0.1888*** (0.0317)	-0.1753*** (0.0177)	-0.1929*** (0.0431)	-0.1846*** (0.0421)	-0.2275*** (0.0253)	-0.2364*** (0.0280)
@trend		0.00002 (0.00004)		-0.00002 (0.0001)		0.00001 (0.00002)
변동성방정식						
α_0		0.0918*** (0.0149)		-0.0299* (0.0161)		0.0104 (0.0141)
α_1		0.1258** (0.0490)		0.0354*** (0.0132)		0.0623** (0.0264)
β_1		-0.4992*** (0.1613)		0.9381*** (0.0243)		0.7125*** (0.1590)
a_M		0.0229* (0.0134)		0.0499* (0.0241)		0.0037 (0.0132)
a_T		0.0330** (0.0150)		0.0183 (0.0199)		-0.0019 (0.0125)
a_W		0.0083 (0.0118)		0.0408 (0.0308)		0.0104 (0.0158)
a_F		0.0241** (0.0112)		0.0527** (0.0227)		0.0162 (0.0160)
Log L	-123.04	-109.13	-102.34	-88.62	-123.96	-115.41
$Q(12)$	45.478*** [0.000]	45.207 [0.000]	22.639** [0.031]	17.371 [0.136]	64.662*** [0.000]	62.225*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	16.895 [0.154]	3.9650 [0.984]	11.684 [0.471]	7.1831 [0.845]	22.697** [0.030]	9.5336 [0.657]

주) <표 3-12> 참조

4.6. 요일효과와 1월효과의 관계

4.6.1. 전체기간 한국시장의 요일효과와 1월효과의 관계

요일효과와 주식시장 이례현상 중의 하나인 1월효과와의 관계에서 전체기간 동안 1월 또는 1월 이외 월에 해당하는 요일들을 구분하여 해당하는 월의 평균 수익률과 변동성에 대한 요일효과를 분석한 결과는 다음과 같다.

<표 3-14>에서 식(3.10)의 OLS에 의한 분석결과 지수별 1월 이외 월에 해당하는 요일 더미변수의 계수 값들은 유의하지 않게 나타났다. 잔차항에 있어 Q 검정통계량은 모든 주가수익률에서 유의하게 나타나지 않아 계열상관이 없는 것을 보여주고 있으나 귀무가설(H_0 : 시차 12까지 조건부이분산이 존재하지 않을 것이다.)에 대한 ARCH-LM 검정통계량은 조건부이분산이 존재하는 것을 나타내며, 이는 평균수익률의 요일효과가 1월효과와 관련이 있는 것으로 볼 수 있다.

식(3.11)의 회귀식에 의한 분석결과 KOSPI200 현물은 수익률방정식에서 1월 또는 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의하게 차이가 없는 것으로 나타났다.²⁰⁾ 변동성방정식에서 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 변동성에 대한 요일별 차이는 월, 화요일이 목요일에 비하여 낮은 음(-)의 값으로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났으나 1월에 해당하는 요일들의 변동성에 대한 요일효과는 모두 유의하지 않게 나타났다.

KOSPI200 선물은 수익률방정식에서 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의하지 않게 나타났으나 1월에 해당하는 목요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 음(-)의 값으로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 변동성방정식에서 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 변동성에 대한 요일별 차이는 월, 화, 금요일이 목요일에 비하여 낮은 음(-)의 값으로 1% 유의수준에서 유의하게 나타났으며, 1월에 해당하는 요일들의 변동성은 월요일이 음(-)의 값으로, 화, 금요일은 양(+)의 값으로 유의하게 나타났다.

20) 변동성방정식에는 지수의 요일효과와 1월효과의 관계를 분석하기 위하여 OLS에 계열상관을 제거하기 위하여 시차변수를 포함시키고, 잔차항에 조건부이분산을 조정하기 위해서 조건부분산 항을 추가시켜 구성한다.

<표 3-14> 한국시장의 요일효과와 1월효과와의 관계(I)

	KOSPI200 현물		KOSPI200 선물		KODEX200	
	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)
주익률방정식						
c	0.0235 (0.0008)	0.1045 (0.0010)	0.0133 (0.0008)	-0.0513 (0.0015)	0.0228 (0.0008)	0.0848 (0.0009)
a_M	0.0147 (0.0010)	-0.1004 (0.0008)	0.0336 (0.0010)	-0.0717 (0.0009)	0.0113 (0.0010)	-0.1091 (0.0008)
a_T	0.0031 (0.0009)	-0.1153 (0.0007)	0.0011 (0.0010)	-0.0980 (0.0008)	0.0130 (0.0009)	-0.1146 (0.0007)
a_W	0.0941 (0.0010)	-0.0137 (0.0008)	0.1140 (0.0011)	0.0058 (0.0008)	0.1117 (0.0010)	0.0087 (0.0008)
a_F	-0.0138 (0.0010)	-0.0850 (0.0008)	0.0132 (0.0011)	-0.0728 (0.0009)	-0.0367 (0.0010)	-0.1142 (0.0008)
$a_M \times M_1$	-0.2351 (0.0021)	0.0235 (0.0015)	-0.2315 (0.0020)	0.0456 (0.0014)	-0.2198 (0.0021)	0.0066 (0.0014)
$a_T \times M_1$	0.0669 (0.0021)	0.0680 (0.0014)	0.1525 (0.0023)	0.0455 (0.0017)	0.0654 (0.0021)	0.1268 (0.0013)
$a_W \times M_1$	-0.0727 (0.0021)	-0.1321 (0.0016)	-0.1046 (0.0022)	-0.1154 (0.0017)	-0.0658 (0.0021)	-0.1832 (0.0017)
$a_H \times M_1$	-0.1943 (0.0023)	-0.4779 (0.0017)	-0.1959 (0.0024)	-0.4299** (0.0017)	-0.1270 (0.0023)	-0.3848** (0.0019)
$a_F \times M_1$	-0.0099 (0.0022)	-0.0726 (0.0020)	-0.1494 (0.0025)	-0.2485 (0.0020)	-0.0694 (0.0022)	-0.1974 (0.0020)
b_1	0.0142 (0.0315)	0.0060 (0.0199)	-0.0311 (0.0287)	-0.0085 (0.0205)	-0.0063 (0.0321)	-0.0003 (0.0197)
b_2	-0.0264 (0.0297)	-0.0083 (0.0213)	-0.0190 (0.0275)	-0.0073 (0.0213)	-0.0189 (0.0302)	-0.0100 (0.0212)
d		0.0410 (0.0697)		0.1022 (0.1033)		0.0617 (0.0683)
변동성방정식						
α_0		0.0018** (0.00001)		0.0041*** (0.0000005)		0.0006 (0.00001)
α_1		0.0812*** (0.0139)		0.0846*** (0.0145)		0.0779*** (0.0130)
β_1		0.9008*** (0.0154)		0.8856*** (0.0173)		0.9065*** (0.0131)
a_M		-0.0031** (0.00001)		-0.0050*** (0.00001)		-0.0024** (0.00001)
a_T		-0.0031** (0.00002)		-0.0076*** (0.00001)		-0.0022* (0.00001)
a_W		-0.0001 (0.00002)		-0.0013 (0.00001)		0.0019 (0.00002)
a_F		-0.0010 (0.00002)		-0.0031*** (0.00001)		0.0014 (0.00002)
$a_M \times M_1$		-0.0027 (0.00002)		-0.0066*** (0.00002)		-0.0016 (0.00002)
$a_T \times M_1$		0.0007 (0.00002)		0.0107*** (0.00003)		0.0001 (0.00002)
$a_W \times M_1$		-0.0009 (0.00003)		-0.0057 (0.00004)		-0.0001 (0.00003)
$a_H \times M_1$		-0.0002 (0.00004)		-0.0047 (0.00004)		0.0009 (0.00006)
$a_F \times M_1$		0.0041 (0.00003)		0.0075** (0.00003)		0.0016 (0.00004)
Log L	7,142.22	7,553.14	6,979.71	7,371.16	7,093.72	7,544.16
$Q(12)$	7.550 [0.819]	10.064 [0.610]	13.017 [0.368]	10.094 [0.608]	12.522 [0.405]	12.741 [0.388]
ARCH-LM	639.820***	20.549*	505.682***	12.297	718.409***	18.281
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.057]	[0.000]	[0.422]	[0.000]	[0.107]

- 1) 수익률 및 변화율은 %로 측정된 것이며, ()는 표준오차, []는 p-value, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.
- 2) Ljung-Box Q 검정통계량은 수익률의 모든 계수가 0이라는 귀무가설(H_0)의 검정 방법으로 χ^2 통계량을 나타내며, ARCH-LM 검정은 ARCH 효과에 대한 LM(lagrange multiplier) 검정으로 귀무가설(H_0 : 시차12까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)의 검정결과를 나타냄.
- 3) Log L(log likelihood)은 모형에 대한 적합성의 정도를 표시하는 로그 값(logarithm)으로 p-value를 구하거나, 대립가설(alternative hypothesis)을 지지하고 영가설(null hypothesis)의 기각을 결정하는 임계치(critical value) 산출 통계량으로 확률분포는 χ^2 분포를 나타냄.

KODEX200은 수익률방정식에서 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의하게 차이가 없는 것으로 나타났으나 1월에 해당하는 목요일의 변동성은 음(-)의 값으로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 변동성방정식에서 1월 이외 월에 해당하는 월, 화요일의 변동성에 대한 요일효과는 유의한 음(-)의 값으로 목요일에 비하여 낮게 나타났으나 1월에 해당하는 요일들의 변동성은 모두 유의하지 않게 나타났다.

결론적으로 수익률방정식에서 현물의 요일효과는 1월과 관련이 없는 것으로 나타났으나 선물과 KODEX200은 목요일에 유의한 음(-)의 값을 보여 1월과 관련 있는 것으로 나타났다. 변동성방정식에서는 선물의 요일효과는 월요일이 음(-)의 값으로, 그리고 화, 금요일은 양(+의 값으로 1월과 관련되어 나타나는 현상이라는 것을 알 수 있다.

<표 3-15>에서 식(3.10)의 OLS에 의한 경우는 지수별 1월 및 1월 이외 월에 해당하는 요일 더미변수의 계수 값들은 유의하지 않게 나타났다.

Q 검정통계량과 ARCH-LM 검정통계량의 검정결과는 모든 주가에서 계열상관이 없는 것으로 나타났으나 조건부이분산은 존재하는 것으로 나타나 평균수익률의 요일효과가 1월효과와 관련이 있는 것으로 볼 수 있다.

식(3.11)의 경우는, KOSPI200 현물은 수익률방정식에서 1월에 해당하는 월, 화요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 모두 양(+의 값으로 목요일에 비하여 높고, 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났으나, 1월 이외 월에 해당하는 목요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 양(+의 값으로 1% 유의수준에서 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 변동성방정식에서 1월 및 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 변동성에 대한 요일효과는 비유의적으로 나타났다.

<표 3.15> 한국시장의 요일효과와 1월효과와의 관계(II)

	KOSPI200 현물		KOSPI200 선물		KODEX200	
	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)
주익률방정식						
c	-0.1708 (0.0022)	-0.3260* (0.0018)	-0.1826 (0.0022)	-0.4101** (0.0017)	-0.1043 (0.0021)	-0.3055 (0.0020)
a_M	-0.0261 (0.0033)	0.3587* (0.0022)	-0.0019 (0.0031)	0.5473*** (0.0021)	-0.0814 (0.0033)	0.2355 (0.0023)
a_T	0.2642 (0.0031)	0.4045** (0.0021)	0.3495 (0.0033)	0.4091* (0.0021)	0.2054 (0.0031)	0.3920* (0.0022)
a_W	0.2156 (0.0034)	0.3020 (0.0022)	0.2053 (0.0034)	0.3496 (0.0022)	0.1729 (0.0033)	0.1868 (0.0025)
a_F	0.1706 (0.0029)	0.3137 (0.0024)	0.0597 (0.0033)	0.1541 (0.0025)	0.0210 (0.0029)	0.0748 (0.0026)
$a_M \times NM_1$	0.2351 (0.0021)	-0.0095 (0.0016)	0.2315 (0.0020)	-0.1647 (0.0014)	0.2198 (0.0021)	0.0404 (0.0014)
$a_T \times NM_1$	-0.0669 (0.0021)	-0.0753 (0.0014)	-0.1525 (0.0023)	-0.0502 (0.0015)	-0.0654 (0.0021)	-0.1202 (0.0013)
$a_W \times NM_1$	0.0727 (0.0021)	0.1184 (0.0016)	0.1046 (0.0022)	0.1273 (0.0016)	0.0658 (0.0021)	0.2041 (0.0017)
$a_H \times NM_1$	0.1943 (0.0023)	0.4457*** (0.0017)	0.1959 (0.0024)	0.4757*** (0.0017)	0.1270 (0.0023)	0.3826** (0.0019)
$a_F \times NM_1$	0.0099 (0.0022)	0.0373 (0.0020)	0.1494 (0.0025)	0.2618 (0.0020)	0.0694 (0.0022)	0.1862 (0.0020)
b_1	0.0142 (0.0315)	0.0078 (0.0199)	-0.0311 (0.0287)	-0.0137 (0.0202)	-0.0063 (0.0321)	-0.0006 (0.0197)
b_2	-0.0264 (0.0297)	-0.0068 (0.0213)	-0.0190 (0.0275)	-0.0087 (0.0213)	-0.0189 (0.0302)	-0.0107 (0.0212)
d		0.0310 (0.0699)		0.0578 (0.0647)		0.0660 (0.0677)
변동성방정식						
α_0		0.0022 (0.00004)		-0.0005*** (0.0000002)		0.0017 (0.00006)
α_1		0.0807*** (0.0138)		0.0768*** (0.0125)		0.0790*** (0.0131)
β_1		0.9019*** (0.0153)		0.9047*** (0.0130)		0.9057*** (0.0130)
a_M		-0.0064 (0.00004)		-0.0077*** (0.00002)		-0.0047 (0.00006)
a_T		-0.0011 (0.00004)		0.0047** (0.00002)		-0.0040 (0.00007)
a_W		-0.0027 (0.00006)		-0.0013 (0.00002)		0.0012 (0.0001)
a_F		0.0019 (0.00006)		0.0107*** (0.00002)		0.0014 (0.0001)
$a_M \times NM_1$		0.0030 (0.00002)		0.0066*** (0.00002)		0.0009 (0.00002)
$a_T \times NM_1$		-0.0026 (0.00003)		-0.0069*** (0.00002)		0.0005 (0.00002)
$a_W \times NM_1$		0.0023 (0.00003)		0.0048** (0.00002)		-0.0004 (0.00003)
$a_H \times NM_1$		-0.0006 (0.00004)		0.0019** (0.00001)		-0.0013 (0.0001)
$a_F \times NM_1$		-0.0032 (0.00003)		-0.0083*** (0.00003)		-0.0008 (0.00004)
Log L	7,142.22	7,552.55	6,979.71	7,390.44	7,093.72	7,543.92
$Q(12)$	7.550 [0.819]	10.087 [0.608]	13.017 [0.368]	10.434 [0.578]	12.522 [0.405]	13.017 [0.368]
ARCH-LM	639.820***	21.396**	565.682***	10.413	718.409***	18.516
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.045]	[0.000]	[0.580]	[0.000]	[0.101]

주) <표 3-14> 참조

KOSPI200 선물은 수익률방정식에서 1월에 해당하는 월, 화요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 모두 양(+의 값)을 보여 목요일에 비하여 높고, 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났으나, 1월 이외 월에 해당하는 목요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 양(+의 값)으로 1% 유의수준에서 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 변동성방정식에서 1월에 해당하는 요일들의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 월요일이 음(-)의 값으로, 화, 금요일이 양(+의 값)으로 나타났으나 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 변동성에 대한 요일효과는 월, 수, 목요일은 양(+의 값)으로, 화, 금요일은 음(-)의 값으로 유의하게 나타났다.

KODEX200은 수익률방정식에서 1월에 해당하는 화요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의한 양(+의 값)으로 나타났으나, 1월 이외에 월에 해당하는 목요일의 변동성은 유의한 양(+의 값)으로 나타났다. 변동성방정식에서 1월 및 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 변동성에 대한 요일효과는 모두 유의하지 않게 나타났다.

결론적으로 수익률방정식에서 현물과 선물의 요일효과는 월, 화요일이, KODEX200은 화요일이 유의한 양(+의 값)으로 나타났다. 변동성방정식에서 선물의 요일효과는 월요일이 음(-)의 값으로, 화, 금요일이 유의한 양(+의 값)으로 나타났으며, 1월과 관련되어 나타나는 현상이라는 것을 알 수 있다.

4.6.2. 미국시장의 요일효과와 1월효과의 관계

<표 3-16>에서 식(3.10)의 OLS에 의한 분석결과 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 평균수익률은 모두 유의하지 않게 나타났으나 1월에 해당하는 금요일의 평균수익률은 모든 주가에서 유의하게 나타났다.

잔차항에 있어 Q 검정통계량은 현물과 선물에서 유의하게 나타나 계열상관이 있는 것을 보여주고 있으며, 귀무가설(H_0 : 시차 12까지 조건부이분산이 존재하지 않을 것이다.)에 대한 ARCH-LM 검정통계량은 모든 주가에서 조건부이분산이 존재하는 것을 나타내고 있다. 이는 미국시장도 한국시장과 같이 평균수익률의 요일효과가 1월과 관련된 현상으로 볼 수 있다.

식(3.11)의 회귀식에 의한 분석결과 지수별 수익률방정식에서 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 모두 유의하지 않게 나타났으나 1월에 해당하는 금요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의하게 나타났다. 변동성방정식에서 선물은 1월에 해당하는 금요일의 변동성에 대한 요일효과가 양(+)의 값으로 유의하게 나타났으나 나머지 주가에서는 유의하지 않게 나타났다.

결론적으로 지수별 수익률의 요일효과는 금요일이 음(-)의 값으로 유의하게 나타났다. 변동성방정식에서 선물의 요일효과는 금요일이 양(+)의 값으로 유의하게 나타났으며, 1월과 관련되어 나타나는 현상이라는 것을 알 수 있다.

<표 3-17>에서 식(3.10)의 OLS에 의한 분석결과 지수별 1월에 해당하는 요일 더미변수들의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의하지 않게 나타났으나 1월 이외에 해당하는 요일 더미변수들의 평균수익률에 대한 요일효과는 금요일이 양(+)의 값으로 유의하게 나타났다. 잔차항에 있어 Q 검정통계량은 현물과 선물에서 유의하게 나타나 계열상관이 있는 것을 보여주고 있으며, 귀무가설(H_0)에 대한 ARCH-LM 검정통계량은 모든 주가에서 조건부이분산이 존재하는 것을 나타내고 있다. 이는 평균수익률의 요일효과가 1월과 관련되어 나타나는 현상으로 볼 수 있다.

식(3.11)의 회귀식에 의한 분석결과 S&P500 현물은 수익률방정식에서 1월에 해당하는 수요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의한 양(+)의 값으로 목요일에 비하여 높게 나타났고, 1월 이외 월에 해당하는 요일효과는 금요일이 양(+)의 값으로 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났으나 변동성방정식에서 1월 및 1월 이외 월에 해당하는 요일들의 변동성은 유의하지 않게 나타났다.

S&P500 선물은 수익률방정식에서 1월에 해당하는 요일들의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 유의하게 차이가 없는 것으로 나타났으나 1월 이외에 해당하는 금요일은 양(+)의 값으로 유의하게 나타났다.

변동성방정식에서 선물은 1월에 해당하는 금요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 양(+)의 값으로 목요일에 비하여 높고, 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났으며, 1월 이외 월에 해당하는 금요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는

<표 3-16> 미국시장의 요일효과와 1월효과와 1월효과와의 관계(I)

	S&P500 현물		S&P500 선물		SPDR	
	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)
주익률방정식						
c	0.0461 (0.0006)	0.0077 (0.0007)	0.0565 (0.0006)	0.0010 (0.0007)	0.0385 (0.0006)	-0.0019 (0.0007)
a_M	-0.0810 (0.0009)	-0.0392 (0.0006)	-0.1110 (0.0009)	-0.0405 (0.0006)	-0.0617 (0.0009)	-0.0301 (0.0006)
a_T	0.0624 (0.0008)	-0.0087 (0.0006)	0.0532 (0.0008)	-0.0022 (0.0006)	0.0731 (0.0008)	0.0098 (0.0006)
a_W	-0.0581 (0.0008)	0.0023 (0.0006)	-0.0763 (0.0008)	0.0008 (0.0006)	-0.0240 (0.0008)	0.0357 (0.0006)
a_F	-0.0076 (0.0007)	0.0028 (0.0006)	-0.0011 (0.0007)	0.0413 (0.0006)	-0.0392 (0.0007)	-0.0086 (0.0006)
$a_M \times M_1$	0.1317 (0.0015)	0.1414 (0.0014)	0.1839 (0.0014)	0.2016 (0.0013)	0.1379 (0.0015)	0.2088 (0.0013)
$a_T \times M_1$	-0.1589 (0.0018)	0.0268 (0.0012)	-0.1737 (0.0018)	0.0080 (0.0012)	-0.1743 (0.0018)	-0.0256 (0.0012)
$a_W \times M_1$	0.2068 (0.0019)	0.1580 (0.0012)	0.1820 (0.0019)	0.1069 (0.0011)	0.1942 (0.0019)	0.1422 (0.0011)
$a_H \times M_1$	-0.1670 (0.0015)	-0.0928 (0.0010)	-0.1820 (0.0015)	-0.0827 (0.0010)	-0.1547 (0.0014)	-0.0720 (0.0010)
$a_F \times M_1$	-0.3557* (0.0017)	-0.2589* (0.0014)	-0.3686** (0.0016)	-0.2966** (0.0014)	-0.2984* (0.0017)	-0.2432* (0.0014)
b_1	-0.1177*** (0.0289)	-0.0635*** (0.0197)	-0.0970*** (0.0313)	-0.0572*** (0.0206)	-0.0953*** (0.0302)	-0.0494* (0.0201)
b_2	-0.0745 (0.0463)	-0.0350* (0.0210)	-0.0970* (0.0509)	-0.0382* (0.0211)	-0.0876* (0.0519)	-0.0378* (0.0213)
d		0.0772 (0.0665)		0.0793 (0.0656)		0.0776 (0.0687)
변동성방정식						
α_0		0.0002 (0.00001)		0.0003 (0.00001)		0.0003 (0.00001)
α_1		0.0860*** (0.0146)		0.1010*** (0.0157)		0.0911*** (0.0150)
β_1		0.9004*** (0.0144)		0.8824*** (0.0157)		0.8931*** (0.0148)
a_M		-0.0009 (0.00001)		-0.0010 (0.00001)		-0.0010 (0.00001)
a_T		0.0017 (0.00001)		0.0016 (0.00001)		0.0019 (0.00001)
a_W		-0.0007 (0.00002)		-0.0010 (0.00002)		-0.0010 (0.00002)
a_F		-0.0006 (0.00001)		-0.0003 (0.00001)		-0.0003 (0.00001)
$a_M \times M_1$		-0.0001 (0.00001)		-0.0001 (0.00001)		0.0001 (0.00001)
$a_T \times M_1$		-0.0019 (0.00002)		-0.0017 (0.00002)		-0.0019 (0.00002)
$a_W \times M_1$		0.0009 (0.00002)		0.0008 (0.00002)		0.0008 (0.00002)
$a_H \times M_1$		-0.0008 (0.00001)		-0.0015 (0.00001)		-0.0010 (0.00001)
$a_F \times M_1$		0.0018 (0.00001)		0.0023* (0.00001)		0.0019 (0.00001)
Log L	7,600.81	8,357.89	7,573.39	8,339.73	7,608.16	8,368.90
$Q(12)$	22.210** [0.035]	7.967 [0.788]	18.945* [0.090]	8.230 [0.767]	16.576 [0.166]	7.592 [0.816]
ARCH-LM	858.904***	30.369***	960.984***	19.425*	891.264***	27.359***
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.003]	[0.000]	[0.079]	[0.000]	[0.007]

주) <표 3-14> 참조

<표 3-17> 미국시장의 요일효과와 1월효과와의 관계(II)

	S&P500 현물		S&P500 선물		SPDR	
	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)	(3.10)	(3.11)
주익률방정식						
c	-0.1208 (0.0013)	-0.0781 (0.0011)	-0.1256 (0.0014)	-0.0817 (0.0010)	-0.1163 (0.0013)	-0.0739 (0.0010)
a_M	0.2176 (0.0018)	0.2129 (0.0017)	0.2550 (0.0018)	0.2438 (0.0016)	0.2309 (0.0018)	0.2507 (0.0016)
a_T	0.0704 (0.0020)	0.1032 (0.0014)	0.0615 (0.0019)	0.0886 (0.0013)	0.0535 (0.0019)	0.0563 (0.0014)
a_W	0.3157 (0.0025)	0.2616* (0.0015)	0.2877 (0.0026)	0.1904 (0.0015)	0.3249 (0.0025)	0.2500* (0.0014)
a_F	-0.1964 (0.0018)	-0.1820 (0.0016)	-0.1876 (0.0017)	-0.1725 (0.0016)	-0.1828 (0.0018)	-0.1798 (0.0016)
$a_M \times NM_1$	-0.1317 (0.0015)	-0.1346 (0.0014)	-0.1839 (0.0014)	-0.2016 (0.0013)	-0.1379 (0.0015)	-0.2088 (0.0013)
$a_T \times NM_1$	0.1589 (0.0018)	-0.0152 (0.0012)	0.1737 (0.0018)	-0.0080 (0.0012)	0.1743 (0.0018)	0.0256 (0.0012)
$a_W \times NM_1$	-0.2068 (0.0019)	-0.1538 (0.0012)	-0.1820 (0.0019)	-0.1069 (0.0011)	-0.1942 (0.0019)	-0.1422 (0.0011)
$a_H \times NM_1$	0.1670 (0.0015)	0.1001 (0.0010)	0.1820 (0.0015)	0.0827 (0.0010)	0.1547 (0.0014)	0.0721 (0.0010)
$a_F \times NM_1$	0.3557** (0.0017)	0.2845** (0.0014)	0.3686** (0.0016)	0.2966** (0.0014)	0.2984* (0.0017)	0.2432* (0.0014)
b_1	-0.1177*** (0.0289)	-0.0686*** (0.0209)	-0.0970*** (0.0313)	-0.0572*** (0.0206)	-0.0953*** (0.0302)	-0.0494** (0.0201)
b_2	-0.0745 (0.0463)	-0.0331 (0.0221)	-0.0970* (0.0509)	-0.0382* (0.0211)	-0.0876* (0.0519)	-0.0378* (0.0213)
d		0.0559 (0.0939)		0.0793 (0.0656)		0.0776 (0.0687)
변동성방정식						
α_0		-0.0016 (0.00001)		-0.0011 (0.00001)		-0.0008 (0.000001)
α_1		0.0854*** (0.0159)		0.1010*** (0.0157)		0.0911*** (0.0150)
β_1		0.9034*** (0.0155)		0.8824*** (0.0157)		0.8931*** (0.0148)
a_M		0.0008 (0.00002)		0.0003 (0.00002)		0.0001 (0.00002)
a_T		0.0016 (0.00002)		0.0013 (0.00002)		0.0010 (0.00002)
a_W		0.0031 (0.00003)		0.0013 (0.00002)		0.0008 (0.00002)
a_F		0.0033 (0.00002)		0.0034** (0.00002)		0.0026 (0.00002)
$a_M \times NM_1$		-0.0002 (0.00002)		0.0001 (0.00001)		-0.0001 (0.00001)
$a_T \times NM_1$		0.0023 (0.00002)		0.0017 (0.00002)		0.0019 (0.00002)
$a_W \times NM_1$		-0.0024 (0.00002)		-0.0008 (0.00002)		-0.0008 (0.00002)
$a_H \times NM_1$		0.0025 (0.00004)		0.0015 (0.00001)		0.0010 (0.00001)
$a_F \times NM_1$		-0.0023 (0.00002)		-0.0023* (0.00001)		-0.0019 (0.00001)
Log L	7,600.81	8,347.30	7,573.39	8,339.73	7,608.16	8,368.90
$Q(12)$	22.210** [0.035]	7.8262 [0.799]	18.945* [0.090]	8.2298 [0.767]	16.576 [0.166]	7.5922 [0.816]
ARCH-LM	858.904***	21.629**	960.984***	19.423*	891.264***	27.349***
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.042]	[0.000]	[0.079]	[0.000]	[0.007]

주) <표 3-14> 참조

음(-)의 값으로 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다.

SPDR은 수익률방정식에서 1월에 해당하는 수요일의 평균수익률에 대한 요일별 차이는 양(+)의 값으로 목요일에 비하여 높고 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났으며, 1월 이외 월에 해당하는 요일효과는 금요일이 양(+)의 값으로 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 변동성방정식에서 1월 및 1월 이외에 해당하는 요일들의 변동성은 모든 요일들에서 유의하지 않게 나타났다.

결론적으로 수익률방정식에서 현물과 SPDR의 요일효과는 수요일이 양(+)의 값으로 유의하게 나타났으나 선물에서는 유의하지 않게 나타났다. 변동성방정식에서 선물의 요일효과는 금요일이 양(+)의 값으로 유의하게 나타나 1월과 관련되어 나타나는 현상이라는 것을 알 수 있다.



IV. 한국과 미국시장의 일중효과 비교

1. 이례현상과 일중효과

금융시장에 대한 많은 연구들이 효율적 시장에 반하는 현상으로 주식시장 이례현상(market anomalies)에 대한 증거들을 제시하여 왔으나 아직까지 주식시장에서의 이례현상에 대한 이론적 모형과 설득력 있는 원인 규명이 명확하게 이루어지지 못하고 있는 실정이다. 주식시장 이례현상 중에서 요일효과는 어떤 요일의 수익률의 평균이 다른 요일의 수익률의 평균과 다르다는 것을 말하고, 일중효과는 하루 중 어떤 거래시간대 수익률의 평균이 다른 거래시간대 수익률의 평균과 다르다는 것을 말한다. 이러한 일중효과는 효율적시장가설에 반하는 이례현상으로서 효율적 시장이라고 알려진 미국 주식시장뿐만 아니라 세계 선진 각국의 주식시장에서 공통적으로 존재하는 것으로 알려져 있다.

주식시장 이례현상은 장기간에 걸쳐서 규칙적으로 발생한다는 특징을 가지고 있다. 요일효과와 일중효과 간에 일정한 관계가 존재한다면 투자자들은 이러한 의미 있는 투자정보를 활용하여 상대적으로 보다 큰 기대수익률을 얻는 것이 가능해질 것이다. 그러나 기존연구의 결과에 비추어 보면 요일효과와 일중효과는 시장상황에 따라 상이한 결과를 가져올 수 있기 때문에 일률적인 수익률 행태로 투자전략을 수립한다는 것은 바람직하지 않은 결과를 가져올 수도 있는 것이다. 따라서 투자자들이 투자전략을 수립할 때 적용할 수 있는 수익률 행태를 규명하는 것은 결국 효율적인 시장을 형성하는데 많은 도움을 줄 수 있을 것이다.

국내의 주식시장 이례현상에 대한 연구는 그 동안 학계와 증권계에서 활발하게 진행되어 왔으나 상대적으로 요일효과와 일중효과에 대해서는 남명수(1991), 장하성(1992)의 연구를 제외하고는 충분한 연구가 이루어지지 않았다. 특히 기존 연구들에서의 상반된 연구결과들은 분석방법보다는 분석 대상 기간의 선정에 따른 것으로 보아진다. 따라서 본 연구에서는 분석 대상 기간을 장기화하여 분석함으로써 요일효과와 일중효과에 대한 존재와 원인을 찾아내고자 하였다.

2. 자료 및 연구방법론

2.1. 표본자료

본 연구의 추정에 사용된 자료는 한국과 미국의 증권거래소에서 1분 간격으로 기록되는 해당 지수 거래자료를 이용하여 일중효과를 검토한다.

따라서 본 연구에서의 분석 대상 기간은 2009년 1월 2일부터 2013년 6월 28일까지의 기간 동안 한국의 한국거래소에 상장되어 있는 주식들 중 200종목을 대상으로 하여 시가총액방식으로 산출한 KOSPI200 관련 거래자료와 미국의 S&P500 관련 거래자료를 이용하여 일중 시간대와 요일에 따른 수익률의 차이가 존재하는지를 분석하고, 주식시장에서의 구조적 변화가 과거 관찰되고 있는 일중 효과에 대해 어떠한 요인으로 작용하는지를 분석한다.

표본기간 동안 한국의 KOSPI200 지수를 구성하는 주식들은 정규시장(09:00~15:00)은 하루 6시간 동안 거래가 이루어진다.²¹⁾ 일별 종가는 일정시간 동안 시장에 도착한 모든 주문을 동시에 단일가격으로 거래를 형성시키는 단일가격에 의한 개별경쟁매매로 일명 동시호가라 불리는 집중거래제로 체결된다. 동시호가 시간은 장시작전 1시간(08:00~09:00), 장 마감 직전 10분(14:50~15:00)까지로 이 시간에는 모든 거래가 동일한 시간에 주문된 것으로 간주하여 매매를 처리한다.

한편 미국의 뉴욕증권거래소(NYSE)에서 1분 간격으로 기록되는 현물지수 거래자료와 시카고상업거래소(CME)에서 1분 간격으로 기록되는 선물지수 거래자료를 이용하여 일중효과를 분석한다.²²⁾ 미국은 Big Board라고 불리는 뉴욕증권거래소(NYSE) 정규시장(09:30~16:00)의 거래는 미국 내 주식 총거래량의 75% 정도가 거래되며, 시카고상업거래소(CME) 정규시장(08:30~15:15)의 거래는 사람

21) 한국 주식시장의 6시간 운영체계는 2000년 5월부터이며, 주식거래시간은 4번 변경되었다. 1995년 이전에는 오전 장(09:40~11:40)과 오후 장(13:20~15:20)으로 나뉘어 거래되었고, 1995년에는 09:30~15:00, 1998년에는 09:00~15:00로 변경되었으며, 모두 점심휴장제도(11:40~13:20)가 있었으나 90년대 말 국내 주식시장의 전산화와 홈트레이딩시스템(HTS)의 보급으로 거래량 활성화를 위한 점심휴장제도가 폐지되었다. 미국은 점심휴장제도가 시장을 왜곡시킨다는 이유로 개장 후 4년만인 1871년 폐지되었으며, 영국은 1698년 최초 개장할 때부터 점심휴장제도는 없었다.

22) 미국의 경우는 뉴욕증권거래소(NYSE)의 나스닥 현물시장이 뉴욕시간으로 오전 9시 30분부터 오후 4시까지이고, 시카고 상업거래소(CME)의 선물시장은 현지시간으로 오전 8시 30분부터 오후 3시 15분까지로 15분 연장되어 거래된다. 그러나 본 연구에서는 한국과 같이 현물 및 선물시장의 분석시간을 동일하게 하기 위하여 오후 3시 이후 선물시장의 자료는 제거하고 분석하였다.

들이 직접 손동작으로 매매하는 정규거래시간(Regular Trading Hours; RTH) 시스템으로 정규시장 이외 여타 시간(15:45~다음날 08:15)은 전산 매매하는 Globex2 시스템으로 거래함으로써 개념상 24시간 거래를 하게 된다. 시카고상업거래소(CME)는 장 마감 15분후부터 계속하여 야간과 다음날 아침까지 정규시장 이외 여타 시간(15:30~다음날 08:15)에 개념상 24시간을 거래하기 위해 전산매매로 거래하는 시장을 글로벌엑스(global exchange; Globex)라 하고 전산시스템을 글로벌엑스2(Globex2)라고 한다.

2.2. 일중 시간대의 구분

한국거래소에 상장되어 있는 주식들 중 200종목을 대상으로 시가총액방식으로 산출한 KOSPI200 지수는 매분 단위로 계산되어 발표되고 있다. 주식시장의 일중 행태를 분석하기 위하여 <표 5-1>에서 제시된 것과 같이 평일의 경우 하루 24시간 중 6시간 동안의 거래시간과 나머지 비거래시간을 포함한 25시간대로 구분하였으며, 6시간 동안의 거래시간은 미국 주식시장에서의 거래시간대와 동일성을 유지하기 위하여 임의적으로 15분 간격으로 나누었으며, 비거래시간은 전일 폐장부터 당일 개장까지의 0시간대로 구분하였다.

한편 미국은 뉴욕증권거래소(NYSE)의 정규시장(09:30~16:00)의 거래와 시카고상업거래소(CME)의 정규시장(08:30~15:15)의 6시간 30분 동안의 거래시간과 나머지 비거래시간인 글로벌엑스2 시간을 포함한 27시간대로 한국시장과 마찬가지로 15분 간격으로 나누었으며, 비거래시간은 전일 폐장부터 글로벌엑스2 시스템 거래가 끝나는 시간까지를 0시간대로 각각 구분하였다. 그리고 한국과 미국 시장에서 선물시장의 연장된 거래시간은 현물시장의 거래시간대와 동일성을 유지하기 위하여 분석자료에서 제거하고 분석하였다.

<표 4-1> 한국과 미국시장의 일중 시간대 구분

시간대	실제 시간			비고
	KRX(KOSPI200)	NYSE(S&P500)	CME(S&P500)	
0	전일종가~당일시가	전일종가~당일시가	Globex2	비거래시간 ²³⁾
1	09:00~09:15	09:30~09:45	08:30~08:45	거래시간
2	09:15~09:30	09:45~10:00	08:45~09:00	
3	09:30~09:45	10:00~10:15	09:00~09:15	
4	09:45~10:00	10:15~10:30	09:15~09:30	
5	10:00~10:15	10:30~10:45	09:30~09:45	
6	10:15~10:30	10:45~11:00	09:45~10:00	
7	10:30~10:45	11:00~11:15	10:00~10:15	
8	10:45~11:00	11:15~11:30	10:15~10:30	
9	11:00~11:15	11:30~11:45	10:30~10:45	
10	11:15~11:30	11:45~12:00	10:45~11:00	
11	11:30~11:45	12:00~12:15	11:00~11:15	
12	11:45~12:00	12:15~12:30	11:15~11:30	
13	12:00~12:15	12:30~12:45	11:30~11:45	
14	12:15~12:30	12:45~13:00	11:45~12:00	
15	12:30~12:45	13:00~13:15	12:00~12:15	
16	12:45~13:00	13:15~13:30	12:15~12:30	
17	13:00~13:15	13:30~13:45	12:30~12:45	
18	13:15~13:30	13:45~14:00	12:45~13:00	
19	13:30~13:45	14:00~14:15	13:00~13:15	
20	13:45~14:00	14:15~14:30	13:15~13:30	
21	14:00~14:15	14:30~14:45	13:30~13:45	
22	14:15~14:30	14:45~15:00	13:45~14:00	
23	14:30~14:45	15:00~15:15	14:00~14:15	
24	14:45~15:00	15:15~15:30	14:15~14:30	
25		15:30~15:45	14:30~14:45	
26		15:45~16:00	14:45~15:00	

23) 한국시장의 비거래시간(전일종가~당일시가)은 당일 장이 마감되는 오후 3시부터 다음날 장 개장시간 이전까지를 비거래시간대인 0시간대로 하였으며, 미국의 비거래시간은 뉴욕증권거래소(NYSE)의 정규시장(09:30~16:00)의 폐장이후 다음날 장 개장시간 이전까지, 시카고상업거래소(CME)의 정규시장(08:30~15:15)의 거래시간 이후 이튿날 글로벌스2 전산거래 시간이 종료되는 시간까지를 비거래시간인 0시간대로 각각 구분하였다.

2.3. 시간대별 수익률의 측정방법

일중 시간대별 수익률을 구하기 위하여 거래시간의 경우, 15분 간격 시간대의 마지막 거래가격을 그 시간대의 증가로 결정하였다. 그리고 전시간대의 증가와 당시간대의 증가를 이용하여 다음의 식(5.1)에 의해 KOSPI200 지수수익률을 계산하였다.

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (4.1)$$

비거래시간인 야간휴장의 수익률은 전일 증가와 당일 시가를 이용하여 수익률을 계산하였다.

2.4. 분석방법

일중효과의 존재를 확인하기 위하여 KOSPI200 지수수익률의 거래일 15분 간격 시간대와 요일들에 따른 통계적 유의성 차이검정은 F 검정과 t 검정으로 실행된다. 다음의 식(6.2), (6.3)에 의해 분산분석(analysis of variance; ANOVA)이 행해진다.

$$r_{j,t} = \alpha_0 + \sum_{i=0}^T \alpha_{ij} D_{i,t} + \epsilon_{j,t} \quad (4.2)$$

$$r_{i,t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} D_{j,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4.3)$$

여기서 $r_{j,t}$: t 시점에서 j 요일의 수익률

단, T (시간대)는 한국이 24, 미국은 26시간대임.

$r_{i,t}$: t 시점에서의 i 시간대의 수익률

$D_{i,t}$: 해당 시간대의 더미변수(i 시간대이면 1, 그렇지 않으면 0)

$D_{j,t}$: 5개 요일의 더미변수(j 요일이면 1, 그렇지 않으면 0)

$\epsilon_{j,t}, \epsilon_{i,t}$: t 시점에서의 잔차항

식(4.2)과 식(4.3)을 이용하여 검정될 귀무가설은 다음과 같고, 가변수회귀로 계산된 F 통계로 검정된다.

H_1 : 각 요일에 있어 하루 중 시간대에 따른 수익률의 평균이 동일하다.

$$\alpha_{0j} = \alpha_{1j} = \dots = \alpha_{24j} (\text{미국} \dots = \alpha_{26j})$$

H_2 : 각 시간대에서 모든 요일에 대한 수익률의 평균이 동일하다.

$$\beta_{i\text{월}} = \beta_{i\text{화}} = \dots = \beta_{i\text{금}}$$

거래일의 일초효과, 일말효과, 주말효과 등을 살펴보기 위하여 식(4.2)과 (4.3)에 근거하여 차이검정을 수행한다. 검정통계량은 t 검정이다.

이 모형에서 추정된 α 의 모수인 $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_{24} (\dots = \alpha_{26})$ 의 유의한 양(+)의 계수는 그 시간대의 변수 값이 나머지 다른 시간대의 평균보다 크다는 것을 나타내고, β 의 모수인 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5$ 의 유의한 양(+)의 계수는 그 요일의 변수 값이 나머지 다른 요일의 평균보다 크다는 것을 의미한다.

3. 실증분석결과

3.1. KOSPI200 현물시장

전체기간인 2009년 1월 2일부터 2013년 6월 28일까지 요일별 15분 간격의 거래시간대와 야간휴장을 포함한 1개의 비거래시간대 평균수익률과 누적평균수익률은 각각 <표 4-2>와 <표 4-3>에, 각 시간대의 일중 평균수익률과 누적평균수익률의 행태는 각각 <그림 4-1>과 <그림 4-2>에 제시하였다.

<표 4-2>에서 F_{day} 는 요일에 따른 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 개장 근처인 2, 4시간대와 폐장 근처인 19, 21시간대를 제외한 모든 시간대에서 수익률이 같다는 귀무가설을 기각하지 않고 있어 이는 일중 평균수익률의 행태가 요일별로 큰 차이가 없음을 의미한다.

t_{MON} 는 월요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 첫째, 거래시간대인 5시간대, 7시간대는 다른 요일들보다 크게 유의한 양(+)의 수익률을 나타내고 있다는 점이고, 둘째, 월요일은 다른 요일에 비하여 오전 장의 개장 근처인 8시간대와 오후 장 폐장 근처인 18시간대, 21시간대에서는 유의하게 낮은 음(-)의 수익률이 발생한다는 점이다. 셋째, 비거래(야간)시간인 0시간대에서 유의하게 음(-)의 야간수익률을 나타내고 있다는 점이다. 이는 일별 수익률자료를 이용한 기존연구에서 밝혀진 월요일효과가 일중 수익률자료에서 구체적으로 발견되고 있다.

t_{TUE} 는 화요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 월요일 폐장부터 화요일 개장까지의 야간시간대 수익률은 다른 요일들에 비하여 유의한 음(-)의 수익률이 발생하고, 개장 근처 4시간대의 수익률은 다른 요일에 비하여 양(+)의 수익률이 발생하고 있으며, 오후 13시간대는 양(+)의 수익률이 발생하고, 폐장 근처인 20시간대에서는 음(-)의 수익률이 발생하고 있다. 이러한 수익률의 행태는 <그림 4-1>과 <그림 4-2>의 일중 평균수익률의 행태에서 분명하게 보여준다. 특히 <표 4-3>과 <그림 4-2>의 금요일의 시간대별 누적평균수익률은 다른 요일에 비하여 아주 낮게 형성되고 있으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 보여준다.

t_{FRI} 는 금요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 개장 근처 5시간대, 7시간대의 수익률은 다른 요일에 비하여 유의한 양(+)의 수익률이 발생하고 있으며, 개장 직후 2시간대, 폐장 근처 20시간대, 그리고 폐장 직전 23시간대에서는 음(-)의 수익률이 발생하고 있다.

F_{time} 는 각 요일에서 25시간대의 모든 수익률이 동일한가를 검정하는 것으로 수요일, 금요일에서 수익률이 같다는 가설을 기각하고 있어 이들 요일에서 각 시간대별 수익률의 변화폭이 큼을 알 수 있다. t_{TR-NTR} 는 요일별 거래시간대의 수

익률과 비거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 월요일과 금요일에 있어 거래시간대의 수익률이 비거래시간대의 수익률보다 유의하게 낮은 것으로 나타났다. t_{AM-PM} 는 오전 시간대의 수익률과 오후 시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 화요일, 수요일, 금요일에 있어 오전의 수익률이 오후의 수익률보다 낮다는 것을 나타낸다. t_{CL-OTR} 는 폐장 거래시간대(24시간대)와 다른 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이고, t_{OP-NCL} 는 개장시간대(1시간대)와 폐장 거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이며, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률에 대한 일초효과와 일말효과를 검정하는 것이다. 검정결과 금요일에 있어 폐장시간대의 수익률이 다른 거래시간대의 수익률보다 높다는 일말효과가 발견된다. 그러나 다른 거래시간대보다 개장시간대에 수익률이 높다는 일초효과는 나타나지 않고 있다.

<표 4-3>과 <그림 4-2>의 월요일의 시간대별 누적평균수익률은 다른 요일에 비하여 아주 낮게 형성되고 있으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 알 수 있다.

이러한 연구결과는 일별 자료에 근거한 이일균(1989), 장국현(1992) 등의 연구, 그리고 일중 자료를 이용한 남명수(1991), 장하성(1992) 등의 국내연구에서 발견하고 있는 월요일효과와 동일한 결과로 평균적으로 다른 요일에 비하여 월요일의 수익률이 가장 낮게 나타나고 있다. 물론 본 연구에서 금요일효과도 발견되고 있지만 크기 면에서 비교하여 보면 월요일효과가 지배적이다.

이는 일주일 중에서 월요일의 주가하락폭이 가장 크다는 것을 알 수 있으며, 따라서 월요일효과는 월요일의 특정 시간대에서 발생하는 것이 아니고 하루 종일 지속적인 주가하락으로 인하여 음(-)의 수익률이 발생한다는 것을 보여주는 것이다.

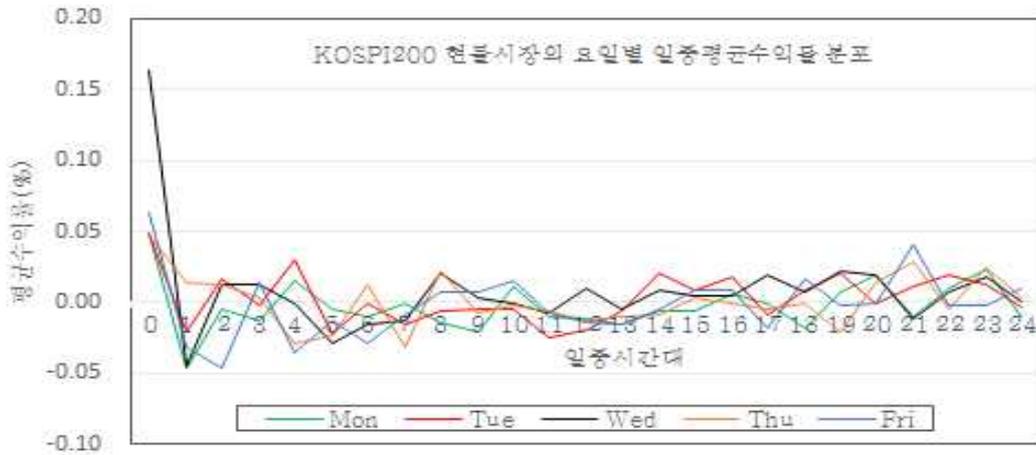
또한 월요일은 금요일 폐장부터 월요일 개장까지의 주말폐장기간 동안 매우 큰 음(-)의 수익률이 발생하고 있다는 점을 그 특징으로 볼 수 있다.

<표 4-2> KOSPI200 현물시장의 일중 평균수익률 분포(10³)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	F_{day}	t_{MON}	t_{TUE}	t_{WED}	t_{THU}	t_{FRI}
0	0.48	0.49	1.63	0.47	0.63	0.65	-1.77 [†]	-1.81 [†]	-0.34	-1.82 [†]	-1.58
1	-0.47	-0.21	-0.45	0.14	-0.31	1.01	0.67	1.60	0.78	3.04 ^{**}	1.19
2	-0.04	0.17	0.13	0.12	-0.46	2.06 [†]	0.07	1.07	0.83	0.78	-2.10 [*]
3	-0.13	-0.03	0.12	0.04	0.14	0.44	-1.11	-0.50	0.23	-0.22	0.22
4	0.16	0.30	-0.01	-0.29	-0.35	3.04 [*]	1.47	2.18 [*]	0.63	-1.10	-1.42
5	-0.04	-0.23	-0.28	-0.23	-0.13	0.44	2.69 ^{**}	1.62	1.18	1.48	2.12 [*]
6	-0.10	0.00	-0.16	0.12	-0.29	1.46	0.82	1.57	0.49	2.34 [*]	-0.48
7	-0.01	-0.15	-0.13	-0.32	-0.09	0.75	2.33 [*]	1.41	1.55	0.37	1.83 [†]
8	-0.14	-0.06	0.20	0.22	0.07	1.54	-2.15 [*]	-1.56	0.43	0.56	-0.59
9	-0.21	-0.04	0.04	-0.08	0.07	0.69	-0.66	0.37	0.99	0.13	1.13
10	0.11	-0.04	0.00	-0.03	0.15	0.51	0.22	-0.86	-0.55	-0.84	0.47
11	-0.11	-0.25	-0.07	-0.06	-0.07	0.47	1.47	0.28	1.72 [†]	1.83 [†]	1.64
12	-0.11	-0.20	0.10	-0.13	-0.14	1.40	1.04	0.23	2.75 ^{**}	0.85	0.80
13	-0.15	-0.06	-0.05	-0.10	-0.16	0.27	0.99	1.72 [†]	1.86 [†]	1.56	0.85
14	-0.06	0.21	0.08	-0.08	-0.05	1.29	-1.05	1.17	0.10	-1.31	-1.00
15	-0.06	0.09	0.04	0.03	0.08	0.36	-1.40	0.04	-0.42	-0.63	-0.19
16	0.06	0.18	0.04	0.00	0.09	0.40	-1.06	-0.13	-1.39	-1.71 [†]	-0.81
17	-0.01	-0.09	0.19	-0.05	-0.18	1.37	0.63	-0.03	2.11 [*]	0.28	-0.67
18	-0.18	0.08	0.08	-0.01	0.16	1.18	-1.87 [†]	0.10	0.08	-0.52	0.76
19	0.07	0.21	0.23	-0.22	-0.02	2.18 [†]	-0.40	0.57	0.68	-2.53 [*]	-0.93
20	0.19	-0.01	0.19	0.14	-0.01	0.75	-0.43	-1.97 [*]	-0.40	-0.86	-2.08 [*]
21	-0.10	0.11	-0.12	0.28	0.41	3.35 ^{**}	-2.70 ^{**}	-1.45	-3.21 ^{**}	-0.15	0.58
22	0.10	0.19	0.08	-0.05	-0.03	0.56	-0.27	0.31	-0.29	-1.17	-1.09
23	0.23	0.13	0.17	0.24	-0.02	0.57	-0.97	-1.56	-1.46	-0.95	-2.72 ^{**}
24	-0.10	-0.04	0.00	0.03	0.10	0.33	-0.81	-0.40	-0.04	0.24	0.57
F_{time}	1.07	0.94	4.11 ^{**}	0.99	1.52 [*]						
t_{TR-NTR}	-1.76 [†]	-0.28	-1.25	-0.75	-1.91 [†]						
t_{TR-OP}	-0.20	1.01	1.99 [*]	-0.72	-0.75						
t_{TR-CL}	-1.33	0.49	0.64	-0.48	-2.24 [*]						
t_{AM-PM}	-1.62	-2.49 [*]	-2.16 [*]	-1.06	-3.01 ^{**}						
t_{CL-OTR}	1.33	-0.49	-0.64	0.48	2.24 [*]						
t_{OP-NCL}	0.07	-1.07	-2.03 [*]	0.84	0.94						
t_{CL-OP}	1.31	0.62	1.66 [†]	-0.35	1.61						
관찰일수	221일	223일	224일	226일	224일						

- 1) 요일별 동일시간대의 수익률이 0과 다른가를 검정하는 t 값의 보고는 생략하였음.
- 2) F_{time} 은 각 요일에서 25시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것이고, t_{TR-NTR} 는 각 요일에서 거래시간대와 비거래시간대의 수익률이, t_{TR-OP} 는 거래시간대와 개장시간대의 수익률이, t_{TR-CL} 는 거래시간대와 폐장시간대의 수익률이, t_{AM-PM} 는 오전 거래시간대와 오후 거래시간대의 수익률이, t_{CL-OTR} 는 폐장시간대와 다른 거래시간대의 수익률이, t_{OP-NCL} 는 개장시간대와 폐장거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것이다.
- 3) **, *, †는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

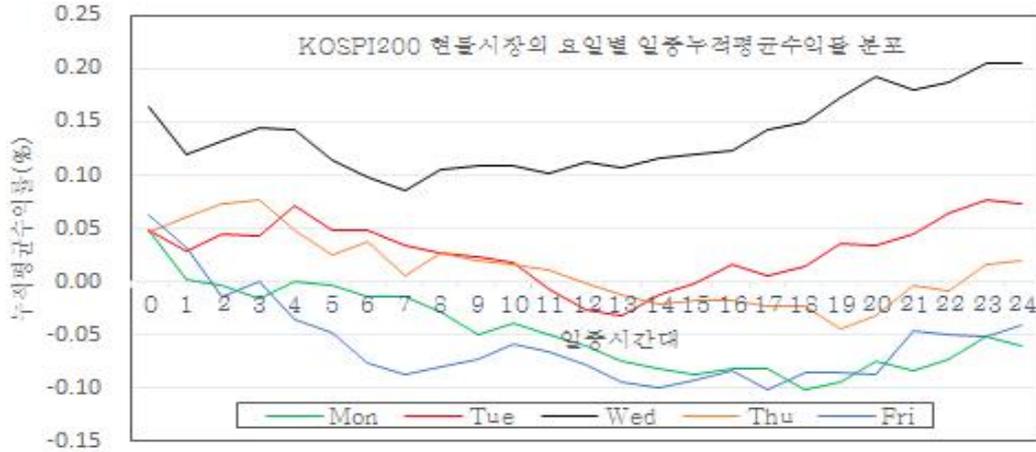
<그림 4-1> KOSPI200 현물시장의 일중 평균수익률 분포



<표 4-3> KOSPI200 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포(%)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
0	0.048	0.049	0.163	0.047	0.063
1	0.001	0.028	0.119	0.061	0.032
2	-0.003	0.045	0.132	0.073	-0.014
3	-0.016	0.042	0.144	0.077	0.000
4	0.000	0.072	0.143	0.048	-0.035
5	-0.004	0.049	0.115	0.025	-0.048
6	-0.014	0.049	0.099	0.037	-0.077
7	-0.015	0.033	0.086	0.005	-0.087
8	-0.029	0.027	0.106	0.027	-0.080
9	-0.050	0.023	0.109	0.019	-0.073
10	-0.039	0.019	0.109	0.017	-0.058
11	-0.049	-0.007	0.102	0.010	-0.065
12	-0.060	-0.026	0.112	-0.003	-0.079
13	-0.076	-0.033	0.107	-0.012	-0.095
14	-0.081	-0.012	0.115	-0.021	-0.100
15	-0.088	-0.002	0.120	-0.018	-0.092
16	-0.082	0.016	0.124	-0.018	-0.083
17	-0.082	0.006	0.143	-0.023	-0.101
18	-0.101	0.015	0.150	-0.024	-0.085
19	-0.094	0.035	0.173	-0.045	-0.086
20	-0.075	0.034	0.192	-0.032	-0.088
21	-0.084	0.045	0.180	-0.003	-0.047
22	-0.074	0.064	0.188	-0.009	-0.050
23	-0.051	0.077	0.205	0.016	-0.051
24	-0.061	0.073	0.205	0.019	-0.041
관찰일수	221일	223일	224일	226일	224일

<그림 4-2> KOSPI200 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포



3.2. KOSPI200 선물시장

<표 4-4>에서 F_{day} 는 요일에 따른 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 개장 근처인 4시간대를 제외한 모든 시간대에서 수익률이 같다는 귀무가설을 기각하지 않으며, 이는 일중 평균수익률의 행태가 요일별로 큰 차이가 없음을 의미한다.

t_{MON} 는 월요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 이 검정에서 첫째, 거래시간대인 5시간대는 다른 요일들보다 크고 유의한 양(+)의 수익률을 나타내고 있다는 점이고, 둘째, 월요일은 다른 요일에 비하여 오후 장 폐장 근처인 18시간대에서는 유의하게 낮은 음(-)의 수익률이 발생한다는 점이다. 셋째, 비거래(야간)시간인 0시간대에서 유의한 차이를 나타내지는 않지만 음(-)의 야간수익률을 나타내고 있다는 점이다. 이는 일별 수익률자료를 이용한 기존연구에서 밝혀진 월요일효과가 일중 수익률자료에서 더욱 구체적으로 발견되고 있다.

t_{TUE} 는 화요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 월요일 폐장부터 화요일 개장까지의 야간시간대 수익률은 다른 요일들에 비하여 유의한 차이를 나타내지는 않으나 음(-)의 야간수익률이 발생하고 있음을 보여준다.

t_{FRI} 는 금요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 개장 직후 2시간대, 4시간대의 수익률은 다른 요일들에 비하여 유의한 음(-)의 수익률이 발생하고 있고, 폐장 근처 20시간대에서는 음(-)의 수익률이 발생하고, 폐장 24시간대에서는 양(+)의 수익률이 발생하고 있다.

F_{time} 는 각 요일에서 25시간대의 모든 수익률이 동일한가를 검정하는 것으로 수요일에서 수익률이 같다는 가설을 기각하고 있어 수요일에서 각 시간대별 수익률의 변화폭이 큼을 알 수 있다. t_{TR-NTR} 는 요일별 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 모든 요일에 있어 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률과의 관계가 유의하게 나타나지 않고 있다. t_{AM-PM} 는 오전 시간대의 수익률과 오후 시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 유의하게 나타나지 않고 있다. t_{CL-OTR} 는 폐장거래시간대(24시간대)와 다른 거래시간대의 수익률이 같은가를 검증하는 것이고, t_{OP-NCL} 는 개장시간대(1시간대)와 폐장거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이며, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률에 대한 일초효과와 일말효과를 검정하는 것이다.

검정결과 수요일에 있어 폐장시간대의 수익률보다 다른 거래시간대의 수익률이 높게 나타나고 있어 일말효과가 발견되지 않는다. 또한 다른 거래시간대보다 개장시간대에 수익률이 높다는 일초효과도 나타나지 않고 있다.

<표 4-5>과 <그림 4-4>의 월요일의 시간대별 누적평균수익률은 다른 요일에 비하여 현물에서와 마찬가지로 아주 낮게 형성되고 있으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 알 수 있다.

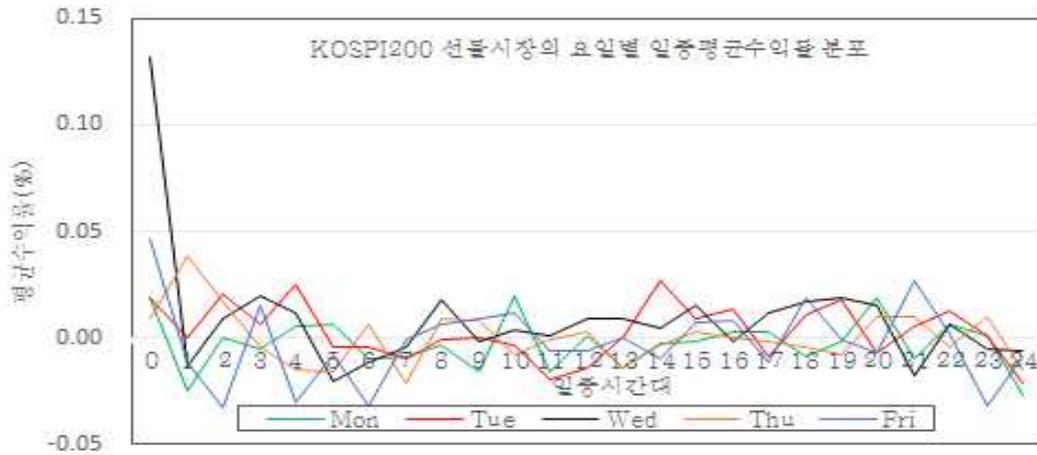
이는 현물과 마찬가지로 일주일 중에서 월요일의 추가하락폭이 가장 크다는 것을 알 수 있으며, 따라서 월요일효과는 월요일의 특정 시간대에서 발생하는 것이 아니고 하루 종일 지속적인 추가하락으로 인하여 음(-)의 수익률이 발생한다는 것을 보여주며, 월요일은 금요일 폐장부터 월요일 개장까지의 주말폐장기간 동안 매우 큰 음(-)의 수익률이 발생하고 있다는 점을 알 수 있다.

<표 4-4> KOSPI200 선물시장의 일중 평균수익률 분포(10^3)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	F_{day}	t_{MON}	t_{TUE}	t_{WED}	t_{THU}	t_{FRI}
0	0.19	0.19	1.32	0.09	0.46	0.66	-1.18	-1.32	0.13	-1.54	-0.92
1	-0.25	0.00	-0.13	0.38	-0.11	0.97	-0.83	0.22	-0.29	1.49	-0.34
2	0.00	0.21	0.09	0.17	-0.33	1.91	-0.24	0.67	0.34	0.49	-2.30*
3	-0.05	0.06	0.19	-0.05	0.15	0.59	-1.17	-0.31	0.36	-1.19	-0.15
4	0.05	0.25	0.12	-0.15	-0.31	2.23 [†]	0.41	1.62	0.88	-0.83	-1.87 [†]
5	0.06	-0.05	-0.20	-0.16	-0.08	0.55	1.99*	1.12	0.27	0.52	0.62
6	-0.10	-0.05	-0.12	0.07	-0.32	1.28	1.29	1.53	1.08	2.17*	-0.53
7	-0.09	-0.09	-0.04	-0.21	-0.01	0.33	0.74	0.96	1.21	0.20	1.56
8	-0.03	-0.01	0.18	0.09	0.07	0.37	-1.29	-1.07	0.31	-0.45	-0.53
9	-0.16	0.00	-0.02	0.08	0.09	0.65	-1.05	-0.11	0.004	0.42	0.72
10	0.20	-0.03	0.04	-0.08	0.11	0.93	0.58	-0.98	-0.60	-1.51	0.38
11	-0.16	-0.19	0.01	-0.01	-0.06	0.53	0.28	-0.06	1.47	1.35	1.05
12	0.01	-0.15	0.09	0.03	-0.06	0.75	0.07	-0.98	0.97	0.40	-0.33
13	-0.14	0.00	0.09	-0.14	0.00	1.12	-0.50	0.53	1.63	-0.57	0.57
14	-0.02	0.27	0.05	-0.04	-0.10	1.57	-0.88	1.45	-0.18	-1.04	-1.42
15	-0.01	0.09	0.15	0.03	0.07	0.19	-1.28	-0.63	-0.18	-1.01	-0.76
16	0.03	0.13	-0.02	0.00	0.08	0.20	-0.39	0.09	-1.06	-0.74	-0.37
17	0.02	-0.08	0.12	-0.02	-0.12	0.57	0.36	-0.44	1.38	0.15	-0.05
18	-0.09	0.10	0.17	-0.04	0.19	1.13	-1.79 [†]	-0.40	0.09	-1.57	0.18
19	-0.01	0.18	0.19	-0.08	-0.01	0.97	-1.11	0.33	0.34	-1.55	-1.04
20	0.19	-0.07	0.15	0.10	-0.07	0.92	0.13	-1.63	-0.001	-0.50	-1.77 [†]
21	-0.10	0.05	-0.18	0.10	0.27	1.88	-1.18	-0.31	-2.10*	-0.08	1.08
22	0.06	0.12	0.06	-0.04	0.02	0.20	-0.36	-0.17	-0.21	-0.98	-0.50
23	0.01	0.01	-0.05	0.10	-0.32	1.14	0.63	0.90	0.14	1.14	-1.42
24	-0.27	-0.21	-0.06	-0.15	-0.09	0.69	0.84	1.14	2.57*	1.86 [†]	2.52*
F_{time}	0.53	0.54	2.55**	0.48	1.05						
t_{TR-NTR}	-1.26	0.37	-0.30	-0.64	-1.61						
t_{TR-OP}	-0.49	0.80	1.90 [†]	-1.13	-1.20						
t_{TR-CL}	-0.47	1.57	1.69 [†]	0.35	-1.34						
t_{AM-PM}	-0.38	-0.75	-0.60	0.44	-1.44						
t_{CL-OTR}	0.47	-1.57	-1.69 [†]	-0.35	1.34						
t_{OP-NCL}	0.08	-1.16	-2.02*	0.93	1.08						
t_{CL-OP}	-0.007	-0.95	0.20	-2.00*	0.13						
관찰일수	221일	223일	224일	226일	224일						

주) <표 4-2> 참조

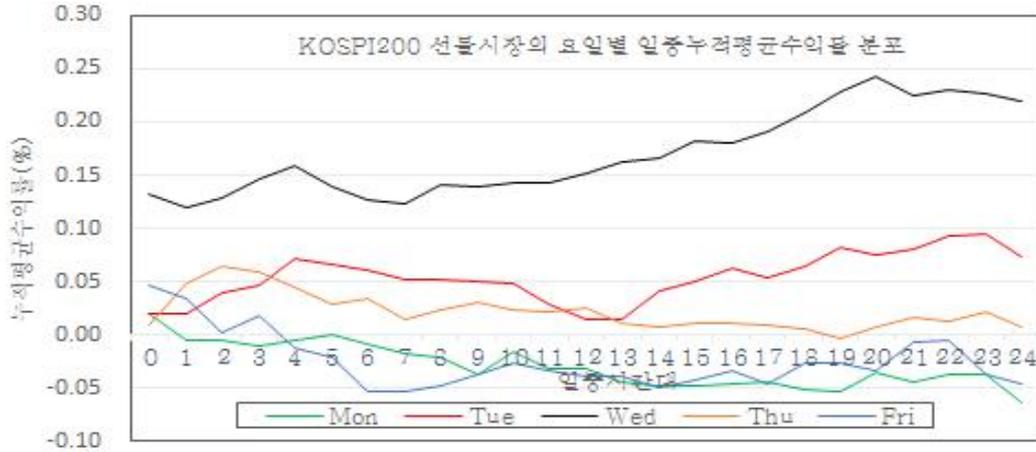
<그림 4-3> KOSPI200 선물시장의 일중 평균수익률 분포



<표 4-5> KOSPI200 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포(%)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
0	0.019	0.019	0.132	0.009	0.046
1	-0.006	0.019	0.119	0.048	0.035
2	-0.005	0.040	0.128	0.064	0.002
3	-0.011	0.046	0.147	0.059	0.018
4	-0.006	0.071	0.159	0.044	-0.013
5	0.001	0.066	0.139	0.028	-0.021
6	-0.009	0.061	0.127	0.035	-0.053
7	-0.018	0.052	0.123	0.014	-0.054
8	-0.021	0.051	0.141	0.023	-0.047
9	-0.037	0.051	0.139	0.031	-0.038
10	-0.017	0.048	0.143	0.023	-0.027
11	-0.032	0.028	0.143	0.022	-0.033
12	-0.031	0.014	0.153	0.025	-0.039
13	-0.045	0.014	0.162	0.011	-0.039
14	-0.048	0.041	0.167	0.007	-0.049
15	-0.049	0.049	0.182	0.010	-0.042
16	-0.046	0.063	0.180	0.010	-0.034
17	-0.044	0.054	0.192	0.009	-0.046
18	-0.052	0.065	0.209	0.005	-0.027
19	-0.054	0.083	0.228	-0.003	-0.027
20	-0.035	0.076	0.242	0.007	-0.034
21	-0.044	0.081	0.224	0.017	-0.007
22	-0.038	0.093	0.231	0.012	-0.006
23	-0.037	0.094	0.226	0.022	-0.037
24	-0.064	0.073	0.219	0.007	-0.046
관찰일수	221일	223일	224일	226일	224일

<그림 4-4> KOSPI200 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포



3.3. KODEX200 ETF 시장

<표 4-6>에서 F_{day} 는 요일에 따른 동일시간대 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 개장 근처인 4시간대와 폐장 근처인 21시간대를 제외한 모든 시간대에서 수익률이 같다는 귀무가설을 기각하지 않고 있어 이는 일중 평균수익률의 행태가 요일별로 큰 차이가 없음을 의미한다.

t_{MON} 는 월요일과 다른 요일 간의 동일시간대 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 거래시간대인 5시간대는 다른 요일들보다 크고 유의한 양(+)의 수익률을 나타내고 있다는 점이고, 둘째 월요일은 비거래(야간)시간인 0시간대에서 유의하게 차이를 나타내지는 않으나 음(-)의 야간수익률을 나타내고 있다는 점이다. 이는 일별 수익률자료를 이용한 기존연구에서 밝혀진 월요일효과가 일중 수익률자료에서 구체적으로 발견되고 있다.

t_{TUE} 는 화요일과 다른 요일 간의 동일시간대 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 월요일 폐장부터 화요일 개장까지의 야간시간대 수익률은 다른 요일들에 비하여 유의한 차이는 없으나 음(-)의 수익률이 발생하고 있다.

t_{FRI} 는 금요일과 다른 요일 간의 동일시간대 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 개장 직후 2시간대, 개장근처 4시간대, 그리고 폐장 근처 20시간대에서는 다른 요일들에 비하여 유의한 음(-)의 수익률이 발생하고 있다.

F_{time} 는 각 요일에서 25시간대의 모든 수익률이 동일한가를 검정하는 것으로 선물에서와 마찬가지로 수요일에서 수익률이 같다는 가설을 기각하고 있어 수요일에서 각 시간대별 수익률의 변화폭이 큼을 알 수가 있다. t_{TR-NTR} 는 요일별 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 금요일의 거래시간대 수익률이 비거래시간대의 수익률보다 유의하게 낮은 것으로 나타났다. t_{AM-PM} 는 오전 시간대의 수익률과 오후 시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 모든 요일에 있어 유의하게 나타나지 않고 있다. t_{CL-OTR} 는 폐장 거래시간대(24시간대)와 다른 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이고, t_{OP-NCL} 는 개장시간대(1시간대)와 폐장거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이며, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률에 대한 일초효과와 일말효과를 검정하는 것이다. 검정결과 금요일에 있어 폐장시간대의 수익률이 다른 거래시간대의 수익률보다 높다는 일말효과와 다른 거래시간대보다 개장시간대에 수익률이 높다는 일초효과는 나타나지 않고 있다.

<표 4-7>과 <그림 4-6>의 월요일, 금요일의 시간대별 누적평균수익률은 다른 요일에 비하여 현물, 선물에서와 마찬가지로 아주 낮게 형성되고 있으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 알 수 있다.

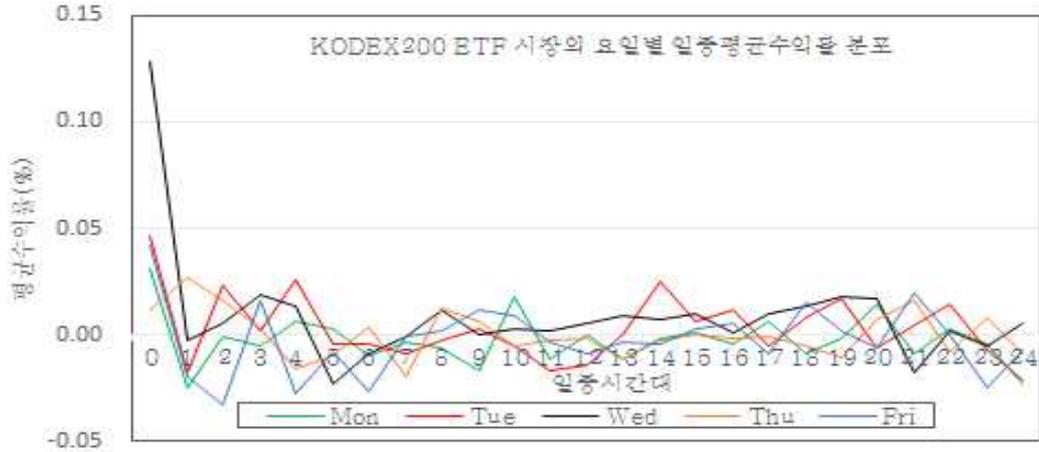
이는 현물, 선물과 마찬가지로 일주일 중에서 월요일의 추가하락폭이 가장 크다는 것을 알 수 있으며, 따라서 월요일효과는 월요일의 특정 시간대에서 발생하는 것이 아니고 하루 종일 지속적인 추가하락으로 인하여 음(-)의 수익률이 발생한다는 것을 보여주고 있으며, 또한 월요일은 금요일 폐장부터 월요일 개장까지의 주말폐장기간 동안 매우 큰 음(-)의 수익률이 발생하고 있다는 점을 그 특징으로 볼 수 있다.

<표 4-6> KODEX200 시장의 일중 평균수익률 분포(10³)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	F_{day}	t_{MON}	t_{TUE}	t_{WED}	t_{THU}	t_{FRI}
0	0.31	0.47	1.29	0.12	0.42	0.58	-1.36	-1.20	-0.08	-1.65	-1.22
1	-0.25	-0.18	-0.03	0.27	-0.20	0.83	-0.22	0.05	0.62	1.71 [†]	-0.15
2	-0.01	0.23	0.05	0.16	-0.33	1.90	-0.27	0.98	0.02	0.54	-2.10*
3	-0.06	0.01	0.18	0.02	0.16	0.53	-1.46	-0.90	0.08	-0.92	-0.16
4	0.07	0.26	0.14	-0.16	-0.28	2.32 [†]	0.35	1.51	0.86	-1.19	-1.86 [†]
5	0.03	-0.04	-0.23	-0.10	-0.08	0.55	1.73 [†]	1.26	-0.09	0.81	0.92
6	-0.10	-0.04	-0.09	0.04	-0.27	0.86	1.03	1.54	1.17	1.94 [†]	-0.23
7	-0.03	-0.08	-0.01	-0.20	-0.01	0.41	0.95	0.63	1.22	-0.11	1.19
8	-0.06	-0.03	0.12	0.12	0.02	0.49	-1.23	-1.01	0.30	0.27	-0.54
9	-0.17	0.03	0.00	0.07	0.11	0.82	-1.44	-0.02	-0.15	0.25	0.60
10	0.18	-0.06	0.02	-0.05	0.09	0.77	0.83	-1.06	-0.41	-1.11	0.04
11	-0.11	-0.17	0.02	-0.03	-0.04	0.44	0.38	-0.06	1.45	1.08	0.97
12	0.00	-0.15	0.06	-0.02	-0.09	0.64	0.78	-0.54	1.17	0.50	-0.02
13	-0.11	0.00	0.09	-0.11	-0.03	0.72	-0.29	0.67	1.46	-0.21	0.34
14	-0.02	0.25	0.07	-0.03	-0.05	1.20	-1.15	0.96	-0.48	-1.33	-1.39
15	0.01	0.07	0.10	0.00	0.03	0.16	-0.87	-0.31	-0.03	-0.95	-0.82
16	-0.04	0.12	0.01	-0.01	0.05	0.35	-0.93	0.41	-0.49	-0.70	-0.07
17	0.06	-0.05	0.10	-0.01	-0.09	0.50	0.56	-0.38	0.83	-0.01	-0.65
18	-0.09	0.08	0.13	-0.05	0.15	0.98	-1.57	-0.25	0.23	-1.24	0.35
19	-0.02	0.17	0.18	-0.11	0.02	1.25	-1.06	0.42	0.46	-1.88 [†]	-0.72
20	0.15	-0.06	0.17	0.07	-0.07	0.96	0.12	-1.58	0.29	-0.54	-1.66 [†]
21	-0.09	0.05	-0.18	0.16	0.20	1.96 [†]	-1.27	-0.36	-2.18*	0.57	0.78
22	0.03	0.15	0.02	-0.08	0.00	0.41	-0.22	0.65	-0.07	-0.74	-0.23
23	-0.04	-0.07	-0.05	0.08	-0.25	0.79	0.88	0.67	0.59	1.59	-0.78
24	-0.23	-0.22	0.06	-0.09	-0.07	1.10	0.24	0.41	2.56*	1.53	1.56
F_{time}	0.54	0.84	2.60**	0.42	0.91						
t_{TR-NTR}	-1.42	-0.22	-0.35	-0.57	-1.65 [†]						
t_{TR-OP}	-0.65	0.97	1.55	-0.79	-1.09						
t_{TR-CL}	-0.69	1.10	1.29	0.24	-1.54						
t_{AM-PM}	-0.19	-0.98	-0.64	0.40	-1.34						
t_{CL-OTR}	0.69	-1.10	-1.29	-0.24	1.54						
t_{OP-NCL}	0.30	-1.34	-1.53	0.53	0.98						
t_{CL-OP}	0.06	-0.16	0.32	-1.39	0.50						
관찰일수	221일	223일	224일	226일	224일						

주) <표 4-2> 참조

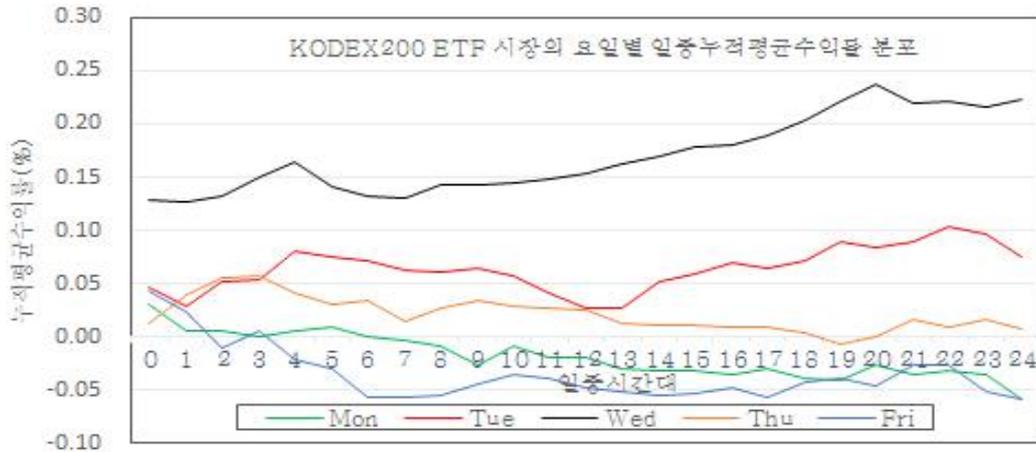
<그림 4-5> KODEX200 시장의 일중 평균수익률 분포



<표 4-7> KODEX200 시장의 일중 누적평균수익률 분포(%)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
0	0.031	0.047	0.129	0.012	0.042
1	0.006	0.029	0.126	0.039	0.023
2	0.005	0.052	0.132	0.055	-0.010
3	0.000	0.054	0.150	0.057	0.006
4	0.006	0.080	0.164	0.041	-0.022
5	0.010	0.076	0.141	0.031	-0.030
6	0.000	0.071	0.132	0.035	-0.057
7	-0.004	0.063	0.131	0.015	-0.058
8	-0.010	0.061	0.143	0.027	-0.056
9	-0.026	0.064	0.143	0.034	-0.044
10	-0.008	0.058	0.145	0.029	-0.035
11	-0.020	0.041	0.148	0.026	-0.039
12	-0.019	0.026	0.153	0.024	-0.048
13	-0.030	0.027	0.162	0.013	-0.051
14	-0.032	0.052	0.169	0.011	-0.056
15	-0.031	0.058	0.179	0.011	-0.053
16	-0.035	0.070	0.180	0.010	-0.048
17	-0.030	0.064	0.190	0.009	-0.057
18	-0.038	0.072	0.203	0.004	-0.042
19	-0.040	0.090	0.221	-0.007	-0.040
20	-0.026	0.084	0.238	0.000	-0.047
21	-0.035	0.088	0.220	0.016	-0.027
22	-0.032	0.103	0.222	0.008	-0.027
23	-0.036	0.096	0.217	0.017	-0.052
24	-0.060	0.074	0.222	0.008	-0.059
관찰일수	221일	223일	224일	226일	224일

<그림 4-6> KODEX200 시장의 일중 누적평균수익률 분포



본 연구에서 발견되고 있는 월요일효과를 설명하기 위해 정보효과가설을 검증한 결과를 <표 4-9>에 제시하였다.

먼저 지수별 수익률의 크기를 기준으로 5개 집단으로 분류하여 현물의 경우는 상위 20%에 해당하는 5,609건의 경우를 호재(0.001341925 이상), 하위 20%에 해당하는 5,607건(-0.001302872 이하)을 악재로, 선물은 경우는 상위 20%에 해당하는 5,608건의 경우를 호재(0.001284781 이상), 하위 20%에 해당하는 5,681건(-0.001218522 이하)을 악재로, ETF의 경우는 상위 20%에 해당하는 5,608건의 경우를 호재(0.001192009 이상), 하위 20%에 해당하는 5,608건(-0.001151366 이하)을 악재로 각각 구분하였다.

호재와 악재가 요일별로 동일한 분포를 나타내는지 분석하기 위한 χ^2 검정을 실시한 결과 <표 4-9>에서 보는 것처럼 다른 요일에 비하여 목요일에 상대적으로 악재의 수가 많은 것으로 나타났고, 호재의 경우 월, 화요일이 상대적으로 적은 것으로 나타났다.

이는 본 연구의 결과를 부분적으로 뒷받침하는 것으로 볼 수 있으며, 월요일의 수익률이 상대적으로 낮은 것은 금요일에 공시되는 호재의 수는 적고, 악재의 수는 많기 때문이라고 해석할 수 있을 것이다.

또한 투자자의 단순 반복적인 투자 행태의 규칙적인 현상에서 본다면 자본시장개방 이전기간 동안 발견되었던 월요일효과가 자본시장의 개방이 본격화된 1996년 이후부터 최근에 이르기까지 지속적으로 나타나는 것으로 보인다.

<표 4-8> 한국시장의 요일별 평균수익률(10³)

		Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	
	표본수	5,537	5,599	5,620	5,658	5,620	<i>F</i> 값
현물	평균	-0.025	0.031	0.086	0.005	-0.013	1.465
	표준편차	2.585	2.781	2.673	2.774	2.823	(0.210)
	<i>t</i> 값	-0.722	0.832	2.417**	0.147	-0.348	
	<i>p</i> 값	0.470	0.406	0.016	0.883	0.728	
선물	평균	-0.026	0.031	0.093	-0.0001	-0.014	1.732
	표준편차	2.607	2.790	2.643	2.670	2.821	(0.140)
	<i>t</i> 값	-0.749	0.819	2.630***	-0.002	-0.381	
	<i>p</i> 값	0.454	0.413	0.009	0.999	0.703	
ETF	평균	-0.024	0.032	0.093	0.001	-0.021	2.012*
	표준편차	2.449	2.602	2.507	2.555	2.637	(0.090)
	<i>t</i> 값	-0.740	0.906	2.774***	0.029	-0.592	
	<i>p</i> 값	0.459	0.365	0.006	0.977	0.554	

1) ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

<표 4-9> 한국시장의 정보의 요일별 분포(%)

		Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	TTL	χ^2
현물	호재	1,029 (18.3%)	1,105 (19.7%)	1,147 (20.4%)	1,179 (21.0%)	1,149 (20.5%)	5,609 (100.0%)	47,898***
	악재	1,108 (20.9%)	1,096 (19.5%)	1,027 (19.4%)	1,206 (21.5%)	1,170 (20.9%)	5,607 (100.0%)	188,625***
선물	호재	1,077 (19.2%)	1,075 (19.2%)	1,154 (20.6%)	1,160 (20.7%)	1,143 (20.4%)	5,608 (100.0%)	50,117***
	악재	1,141 (20.1%)	1,058 (18.6%)	1,056 (18.6%)	1,248 (22.0%)	1,178 (20.7%)	5,681 (100.0%)	156,214***
ETF	호재	1,105 (19.7%)	1,111 (19.8%)	1,121 (20.0%)	1,151 (20.5%)	1,120 (20.0%)	5,608 (100.0%)	7,922***
	악재	1,093 (19.5%)	1,079 (19.2%)	1,050 (18.7%)	1,194 (21.3%)	1,192 (21.3%)	5,608 (100.0%)	164,900***

1) 5%, 1%의 통계적 유의수준에서 $\chi^2(5)$ 분포의 임계치는 각각 11.07, 15.09임.

2) ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.

최근 세계증시의 동조화에 비추어 볼 때, 자본시장개방 이후 외국인 투자자의 참여비율이 높아짐에 따라 세계증시를 선도하는 금요일 뉴욕증시의 결과를 보고 월요일 한국 주식시장에서 거래를 행할 수 있다는 점에서 Harris(1986) 등 실증 연구에서 언급된 미국의 뉴욕증시에서 나타나는 월요일효과가 한국의 요일효과에 영향을 미칠 수 있을 것이다.

수요일은 월요일과는 반대로 일중 모든 시간대에서 양(+)의 누적수익률이 발생하여 대조적인 결과를 보여주고 있으며, 수요일은 폐장시간대의 누적수익률이 현물, 선물, ETF에서 각각 0.205%, 0.219%, 0.222%에 달해 다른 요일의 폐장시간대의 누적수익률과 비교하여 가장 높게 형성되고 있다.

<그림 4-1>~<그림 4-6>에서 나타나는 바와 같이, 수익률에서 일중 행태가 없는 매우 노이즈(noise)한 행태를 보여주고 있어 일반적으로 분명한 일중 수익률의 U자형 행태를 보여준 Wood-Mdnish-Ord(1985), Harris(1986) 등의 국외 실증연구는 물론 V자형 행태를 보여준 장하성(1992) 등의 국내 실증연구의 결과와는 다른 것이다. 일반적으로 일중 수익률은 시장에서의 거래제도, 정보요인, 주문 불균형 등 여러 요인에 영향을 받는 것으로 알려져 있다.

한편 주식시장에서 수익률의 일중 행태에서 투자자들의 투자에 대한 경제적 의미는 거의 없다고 볼 수 있다. 예를 들면, 자본제약을 받지 않는 투자자라고 하더라도 현물의 경우 수요일 오전 8시간대(10:45)에 KOSPI200 구성종목들을 매입하여 폐장시간 24시간대(14:45)에 매도한다면 거래비용 전 평균적으로 현물은 0.119%이고, 선물과 ETF의 경우는 수요일 오전 2시간대(09:15)에 KOSPI200 구성종목들을 매입하여 오후 21시간대(14:00)에 매도한다면 거래비용 전 평균적으로 선물은 0.123%, ETF는 0.112%의 수익률을 얻을 수 있다. 그러나 일반투자자들이 부담하는 0.30%의 거래비용(HTS 인터넷거래 기준)을 고려하면 이익은 발생하지 않는다. 이 전략을 이용한다고 하면 요일별 수익률은 현물의 경우 월요일 -0.036%, 화요일 0.044%, 목요일 0.011%, 금요일 0.036%이고, 선물의 경우 월요일 -0.029%, 화요일 0.057%, 목요일 -0.041%, 금요일 -0.069%이며, ETF의 경우는 월요일 -0.032%, 화요일 0.055%, 목요일 -0.039%, 금요일 -0.070%로 거래비용을 고려하면 이익은 발생하지 않는다고 볼 수 있다.

3.4. S&P500 현물시장

<표 4-10>에서 F_{day} 는 요일에 따른 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 8시간대, 14시간대, 19시간대를 제외한 모든 시간대에서 수익률이 같다는 귀무가설을 기각하지 않고 있으며, 이는 일중 평균수익률의 행태가 요일 별로 큰 차이가 없음을 의미한다.

t_{MON} 는 월요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 이 검정에서 첫째, 거래시간대인 5시간대, 14시간대, 25시간대는 다른 요일들보다 작고 유의한 음(-)의 수익률을 나타내고 있다는 점이고, 둘째, 비거래시간인 0시간대에서 유의하게 나타나지는 않지만 음(-)의 야간수익률을 나타내고 있다는 점이다.

t_{TUE} 는 화요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 마지막 오전 시간대인 10시간대, 폐장 근처 19시간대, 23시간대의 수익률은 다른 요일에 비하여 양(+)의 수익률이 발생하고 있다. 이러한 수익률의 행태는 <그림 4-7>과 <그림 4-8>의 일중 평균수익률에서 분명하게 나타났다.

t_{FRI} 는 금요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로 개장 직후 2시간대, 8시간대의 수익률은 다른 요일들에 비하여 유의한 음(-)의 수익률이 발생하고 있다.

F_{time} 는 각 요일에서 25시간대의 모든 수익률이 동일한가를 검정하는 것으로 모든 요일에서 수익률이 같다는 가설이 기각되지 않고 있어 모든 요일에서 각 시간대별 수익률의 변화폭이 없음을 알 수 있다. t_{TR-NTR} 는 요일별 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 모든 요일에 있어 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률과의 관계가 유의하게 나타나지 않고 있다. t_{AM-PM} 는 오전 시간대의 수익률과 오후 시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 목요일, 금요일에 있어 오전 시간대의 수익률이 오후 시간대의 수익률보다 낮다는 것을 나타낸다. t_{CL-OTR} 는 폐장거래시간대(26시간대)와 다른 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이고, t_{OP-NCL} 는 개장시간대(1시간대)와 폐장거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이

<표 4-10> S&P500 현물시장의 일중 평균수익률의 분포(10³)

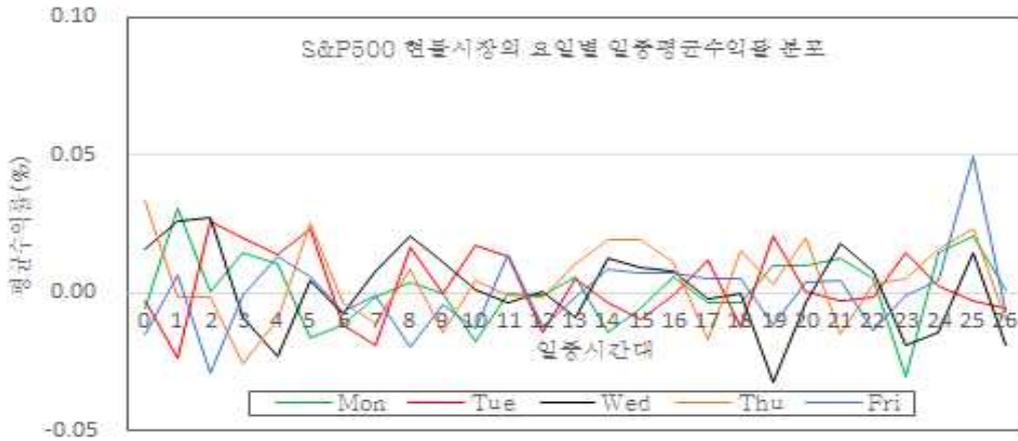
시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	F_{day}	t_{MON}	t_{TUE}	t_{WED}	t_{THU}	t_{FRI}
0	-0.06	-0.03	0.16	0.34	-0.15	0.34	-1.47	-0.61	0.23	0.74	-0.65
1	0.31	-0.24	0.26	-0.01	0.07	0.77	0.48	-1.43	0.52	-0.53	-0.22
2	.004	0.25	0.27	-0.04	-0.33	1.45	-0.49	0.84	0.90	-0.47	-1.69 [†]
3	0.14	0.20	-0.09	-0.26	-0.01	1.33	0.69	1.13	-0.69	-1.58	-0.26
4	0.11	0.14	-0.23	-0.09	0.13	1.46	0.57	0.94	-1.45	-0.52	0.90
5	-0.16	0.23	0.05	0.26	0.06	1.66	-2.43*	0.06	-1.05	0.15	-1.14
6	-0.11	-0.12	-0.08	-0.03	-0.07	0.08	0.52	0.59	1.16	1.24	1.01
7	-0.02	-0.19	0.08	-0.11	-0.01	0.68	0.83	-0.03	1.88 [†]	0.62	1.20
8	0.04	0.16	0.21	0.09	-0.20	2.34 [†]	-0.94	-0.05	0.47	-0.60	-3.04**
9	-.001	-.0004	0.11	-0.14	-0.04	0.66	0.33	0.23	1.14	-0.92	-0.05
10	-0.18	0.18	0.01	0.05	-0.13	1.89	-1.26	1.69 [†]	0.32	0.55	-0.85
11	-.001	0.14	-0.03	-0.01	0.14	0.79	-1.11	-0.07	-1.75 [†]	-1.38	0.06
12	-0.01	-0.14	0.01	-0.01	-0.12	0.56	1.01	-0.09	1.27	1.13	-0.01
13	0.06	0.06	-0.09	0.11	-0.02	0.62	0.09	0.28	-0.95	0.82	-0.26
14	-0.15	-0.04	0.13	0.20	0.09	1.98 [†]	-2.43*	-1.39	0.30	0.78	-0.25
15	-0.06	-0.10	0.09	0.19	0.07	1.46	-1.27	-1.70 [†]	0.06	1.03	-0.31
16	0.06	-0.01	0.08	0.11	0.07	0.23	-1.17	-1.67 [†]	-0.93	-0.71	-1.06
17	-0.03	0.12	-0.02	-0.17	0.05	1.16	-0.02	1.34	0.13	-1.21	0.94
18	-0.03	-0.12	0.001	0.15	0.06	0.96	-0.56	-1.57	-0.47	0.81	0.06
19	0.10	0.20	-0.32	0.03	-0.11	3.49**	1.00	2.23*	-2.35*	0.77	-0.62
20	0.10	.005	-0.04	0.20	0.04	0.65	-0.42	-1.18	-1.31	0.41	-0.84
21	0.12	-0.03	0.18	-0.15	0.04	0.64	0.21	-0.78	0.54	-1.34	-0.30
22	0.05	-0.01	0.08	-0.04	-0.13	0.41	0.24	-0.35	0.46	0.12	-1.19
23	-0.30	0.15	-0.19	0.06	-0.01	1.68	-0.93	2.11*	-0.07	1.48	1.01
24	0.14	0.03	-0.14	0.16	0.04	0.88	0.24	-0.55	-1.68 [†]	0.34	-0.44
25	0.21	-0.03	0.15	0.23	0.49	1.75	-2.02*	-3.66**	-2.55*	-2.01*	-0.40
26	0.01	-0.06	-0.19	-0.09	-0.07	0.20	1.15	0.70	0.01	0.55	0.66
F_{time}	0.78	0.87	1.23	0.87	1.07						
t_{TR-NTR}	0.63	1.07	0.16	0.50	0.45						
t_{TR-OP}	-0.27	1.93 [†]	-0.40	1.09	0.02						
t_{TR-CL}	0.58	1.34	1.05	1.19	0.51						
t_{AM-PM}	-0.25	0.77	1.45	-1.68 [†]	-1.87 [†]						
t_{CL-OTR}	-0.58	-1.34	-1.05	-1.19	-0.51						
t_{OP-NCL}	0.32	-2.02*	0.10	-1.25	-0.15						
t_{CL-OP}	-0.90	0.57	-1.65 [†]	-0.27	-0.51						
관찰일수	210일	231일	233일	230일	226일						

1) 요일별 동일시간대의 수익률이 0과 다른가를 검정하는 t 값의 보고는 생략하였음.

2) F_{time} 은 각 요일에서 25시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것이고, t_{TR-NTR} 는 각 요일에서 거래시간대와 비거래시간대의 수익률이, t_{TR-OP} 는 거래시간대와 개장시간대의 수익률이, t_{TR-CL} 는 거래시간대와 폐장시간대의 수익률이, t_{AM-PM} 는 오전 거래시간대와 오후 거래시간대의 수익률이, t_{CL-OTR} 는 폐장시간대와 다른 거래시간대의 수익률이, t_{OP-NCL} 는 개장시간대와 폐장거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것이다.

3) **, *, †는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

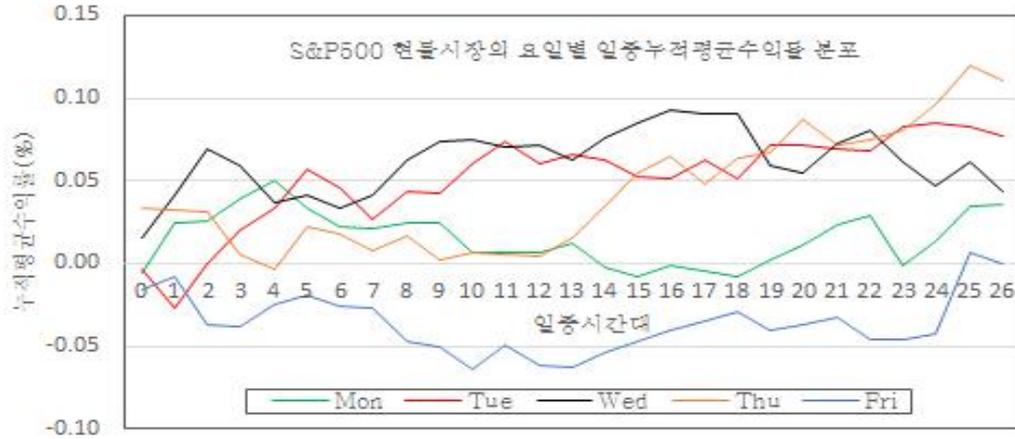
<그림 4-7> S&P500 현물시장의 일중 평균수익률 분포



<표 4-11> S&P500 현물시장의 일중 누적평균수익률 분포(%)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
0	-0.006	-0.003	0.016	0.034	-0.015
1	0.025	-0.027	0.042	0.032	-0.008
2	0.025	0.000	0.069	0.031	-0.037
3	0.040	0.020	0.060	0.005	-0.038
4	0.050	0.034	0.036	-0.004	-0.025
5	0.034	0.057	0.041	0.022	-0.019
6	0.023	0.045	0.034	0.018	-0.026
7	0.021	0.027	0.041	0.008	-0.027
8	0.025	0.043	0.062	0.016	-0.047
9	0.025	0.043	0.073	0.002	-0.051
10	0.007	0.061	0.074	0.007	-0.063
11	0.007	0.074	0.071	0.006	-0.049
12	0.006	0.060	0.072	0.005	-0.061
13	0.012	0.066	0.063	0.015	-0.063
14	-0.002	0.062	0.076	0.035	-0.054
15	-0.008	0.052	0.085	0.054	-0.047
16	-0.002	0.051	0.093	0.065	-0.040
17	-0.005	0.063	0.091	0.048	-0.035
18	-0.008	0.051	0.091	0.064	-0.030
19	0.002	0.072	0.059	0.067	-0.041
20	0.012	0.072	0.055	0.087	-0.037
21	0.024	0.069	0.073	0.072	-0.032
22	0.029	0.068	0.080	0.075	-0.046
23	-0.001	0.083	0.062	0.081	-0.046
24	0.014	0.085	0.047	0.097	-0.042
25	0.035	0.083	0.062	0.120	0.007
26	0.036	0.077	0.043	0.111	0.000
관찰일수	210일	231일	233일	230일	226일

<그림 4-8> S&P500 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포



며, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률에 대한 일초효과와 일말효과를 검증하는 것이다. 검증결과 금요일에 있어 폐장시간대의 수익률이 다른 거래시간대의 수익률보다 높다는 일말효과와 다른 거래시간대보다 개장시간대에 수익률이 높다는 일초효과는 나타나지 않고 있다.

<표 4-11>와 <그림 4-8>의 금요일의 시간대별 누적평균수익률은 다른 요일에 비하여 아주 낮게 형성되고 있으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 알 수 있다. 이는 일주일 중에서 금요일의 주가하락폭이 가장 크다는 것을 알 수 있으며, 따라서 금요일효과는 금요일의 특정 시간대에서 발생하는 것이 아니고 하루 종일 지속적인 주가하락으로 인하여 음(-)의 수익률이 발생한다는 것이 그 특징으로 볼 수 있다.

3.5. S&P500 선물시장

<표 4-12>에서 F_{day} 는 요일에 따른 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검증하는 것으로, 개장 근처인 6시간대, 오후 시간대 직후인 12시간대, 폐장 근처인 18시간대, 23시간대를 제외한 모든 시간대에서 수익률이 같다는 귀무가설을 기각하지 않고 있어 이는 일중 평균수익률의 행태가 요일별로 큰 차이가 없음을 의미한다.

t_{MON} 는 월요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은 가를 검정하는 것으로서, 이 검정에서 첫째, 개장시간대인 1시간대, 개장 직후 2시간대는 다른 요일보다 크고 유의한 양(+의) 수익률을 나타내고 있다는 점이고, 둘째, 월요일은 다른 요일에 비하여 마지막 오전 시간대 직전의 9시간대와 오후 18시간대에서는 유의하게 낮은 음(-)의 수익률이 발생한다는 점이다. 셋째, 비거래(야간)시간대인 0시간대에서 유의하게 나타나지는 않지만 음(-)의 야간수익률을 나타내고 있다는 점이다.

t_{TUE} 는 화요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로서, 월요일 폐장부터 화요일 개장까지의 야간시간대 수익률은 다른 요일들에 비하여 유의한 음(-)의 수익률이 발생하고 있고, 오후 14시간대, 23시간대의 수익률은 다른 요일에 비하여 양(+의) 수익률이 발생하고 있으며, 오후 20시간대는 양(+의) 수익률이 발생하고 있다. 이러한 수익률의 행태는 <그림 4-9>과 <그림 4-10>의 일중 평균수익률의 행태에서 분명하게 나타났다.

t_{FRI} 는 금요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로서, 개장 근처 4시간대의 수익률은 다른 요일에 비하여 유의한 양(+의) 수익률이 발생하고 있으며, 6시간대, 오후 시간대 직후 12시간대에서는 음(-)의 수익률이 발생하고 있다.

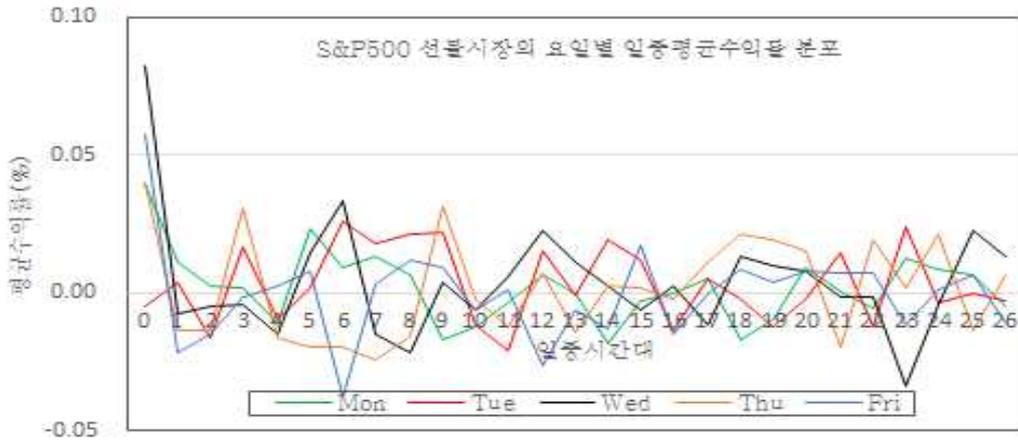
F_{time} 는 각 요일에서 27시간대의 모든 수익률이 동일한가를 검정하는 것으로, 수요일에서 수익률이 같다는 가설을 기각하고 있어 수요일에서 각 시간대별 수익률의 변화폭이 큼을 알 수가 있다. t_{TR-NTR} 는 요일별 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 모든 요일에 있어 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률과의 관계가 유의하게 나타나지 않고 있다. t_{AM-PM} 는 오전시간대의 수익률과 오후시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 목요일에 있어 오전의 수익률이 오후의 수익률보다 낮다는 것을 나타낸다. t_{CL-OTR} 는 폐장거래시간대(26시간대)와 다른 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이고, t_{OP-NCL} 는 개장시간대(1시간대)와 폐장거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이며, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률에 대한 일초효과와 일말효과를 검정하는 것이다.

<표 4-12> S&P500 선물시장의 일중 평균수익률의 분포(10^3)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	F_{day}	t_{MON}	t_{TUE}	t_{WED}	t_{THU}	t_{FRI}
0	0.40	-0.05	0.82	0.40	0.58	0.29	-1.02	-1.83 [†]	-0.34	-0.95	-0.75
1	0.12	0.04	-0.07	-0.14	-0.22	1.54	2.02 [*]	1.58	0.60	0.09	-0.65
2	0.03	-0.16	-0.05	-0.14	-0.15	0.61	2.61 ^{**}	0.79	1.72 [†]	0.10	0.90
3	0.02	0.17	-0.04	0.31	-0.01	1.06	-1.23	-0.38	-1.66 [†]	0.69	-1.49
4	-0.11	-0.10	-0.15	-0.16	0.02	0.77	1.47	1.52	1.07	1.13	2.99 ^{**}
5	0.24	0.02	0.15	-0.20	0.08	0.68	0.47	-0.43	0.25	-1.44	-0.08
6	0.09	0.26	0.33	-0.19	-0.38	2.40 [*]	0.20	1.16	1.63	-1.01	-1.76 [†]
7	0.14	0.18	-0.15	-0.24	0.04	1.14	0.65	0.95	-0.98	-1.39	-0.04
8	0.06	0.22	-0.22	-0.15	0.12	1.59	0.39	1.51	-1.16	-0.75	0.88
9	-0.17	0.22	0.04	0.32	0.09	1.72	-2.50 [*]	-0.26	-1.24	0.28	-1.07
10	-0.12	-0.12	-0.06	-0.02	-0.06	0.10	0.31	0.45	1.06	1.10	0.87
11	-0.04	-0.21	0.06	-0.12	0.01	0.59	0.75	0.01	1.70 [†]	0.64	1.43
12	0.07	0.16	0.23	0.07	-0.26	2.73 [*]	-0.47	0.04	0.74	-0.47	-3.07 ^{**}
13	.001	-.005	0.11	-0.14	-0.06	0.59	0.40	0.30	1.15	-0.77	-0.07
14	-0.18	0.20	0.02	0.02	-0.13	1.83	-1.23	1.66 [†]	0.37	0.30	-0.82
15	-0.03	0.12	-0.06	0.02	0.18	0.91	-1.21	-0.21	-1.82 [†]	-0.99	0.36
16	-.004	-0.14	0.03	-0.02	-0.15	0.63	1.01	0.01	1.38	1.03	-0.15
17	0.05	0.05	-0.12	0.11	-.002	0.67	0.12	0.31	-1.03	0.89	-0.03
18	-0.17	-0.02	0.14	-0.22	0.09	1.98 [†]	-2.47 [*]	-1.25	0.29	0.81	-0.29
19	-0.10	-0.12	0.10	0.19	0.04	1.58	-1.15	-1.37	0.52	1.35	-0.18
20	0.09	-0.02	0.08	0.15	0.08	0.37	-1.15	-1.88 [†]	-1.16	-0.59	-1.23
21	0.01	0.15	-0.01	-0.20	0.07	1.37	0.02	1.10	-0.16	-1.65	0.72
22	-0.06	-0.12	-0.02	0.20	0.07	1.19	-0.76	-1.52	-0.64	1.02	0.15
23	0.13	0.24	-0.34	0.02	-0.11	3.56 ^{**}	1.04	2.16 [*]	-2.51 [*]	0.43	-0.79
24	0.08	-0.04	-0.04	0.21	0.01	0.74	-0.22	-1.13	-0.98	0.81	-0.67
25	0.06	-.0003	0.23	-0.13	0.06	0.54	-0.26	-0.72	0.59	-1.26	-0.31
26	-0.05	-0.03	0.13	0.07	-0.11	0.39	-0.41	-0.39	0.70	0.29	-0.93
F_{time}	0.56	0.69	1.80 ^{**}	0.91	0.98						
t_{TR-NTR}	-0.25	1.15	-0.62	-0.34	-1.45						
t_{TR-OP}	-0.09	1.34	0.80	0.43	-0.40						
t_{TR-CL}	0.43	1.59	0.10	-0.08	-0.73						
t_{AM-PM}	0.66	0.87	-1.17	-1.72 [†]	-0.43						
t_{CL-OTR}	-0.43	-1.59	-0.10	0.08	0.73						
t_{OP-NCL}	0.02	-1.43	-0.61	-0.32	0.22						
t_{CL-OP}	-1.08	-0.49	1.33	0.72	0.64						
관찰일수	210일	231일	233일	230일	226일						

주) <표 4-9> 참조

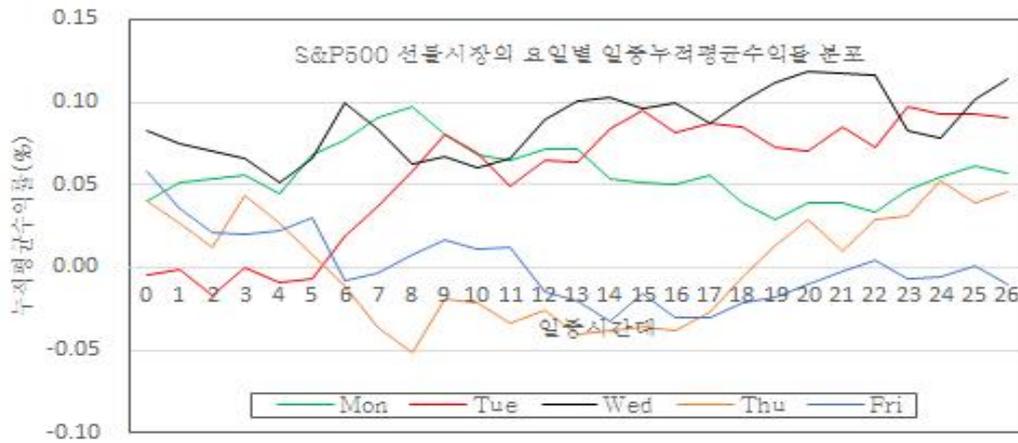
<그림 4-9> S&P500 선물시장의 일중 평균수익률 분포



<표 4-13> S&P500 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포(%)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
0	0.040	-0.005	0.082	0.040	0.058
1	0.051	-0.001	0.075	0.026	0.036
2	0.054	-0.017	0.070	0.013	0.021
3	0.056	0.000	0.066	0.044	0.020
4	0.045	-0.009	0.051	0.027	0.022
5	0.068	-0.007	0.066	0.008	0.030
6	0.078	-0.019	0.099	-0.012	-0.007
7	0.091	0.037	0.084	-0.036	-0.004
8	0.097	0.059	0.063	-0.051	0.008
9	0.080	0.081	0.067	-0.019	0.017
10	0.068	0.069	0.061	-0.022	0.011
11	0.065	0.049	0.066	-0.034	0.012
12	0.071	0.064	0.089	-0.026	-0.014
13	0.072	0.064	0.101	-0.040	-0.020
14	0.053	0.084	0.103	-0.038	-0.033
15	0.051	0.096	0.097	-0.036	-0.015
16	0.050	0.082	0.099	-0.038	-0.030
17	0.056	0.087	0.088	-0.027	-0.030
18	0.039	0.085	0.101	-0.005	-0.022
19	0.030	0.073	0.111	0.014	-0.018
20	0.039	0.071	0.119	0.029	-0.010
21	0.039	0.085	0.118	0.010	-0.003
22	0.034	0.073	0.116	0.029	0.005
23	0.047	0.097	0.083	0.031	-0.007
24	0.055	0.093	0.078	0.052	-0.005
25	0.061	0.093	0.101	0.039	0.001
26	0.057	0.090	0.114	0.046	-0.010
관찰일수	210일	231일	233일	230일	226일

<그림 4-10> S&P500 선물시장의 일중 누적평균수익률 분포



검정결과 모든 요일에 있어 폐장시간대의 수익률이 다른 거래시간대의 수익률보다 높다는 일말효과와 다른 거래시간대보다 개장시간대에 수익률이 높다는 일초효과는 발견되지 않았다.

<표 4-13>과 <그림 4-10>의 금요일의 시간대별 누적평균수익률은 다른 요일에 비하여 아주 낮게 형성되고 있으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 알 수 있다. 이는 일주일 중에서 금요일의 추가하락폭이 가장 크다는 것을 알 수 있으며, 따라서 금요일효과는 금요일의 특정 시간대에서 발생하는 것이 아니고 하루 종일 거의 모든 시간대에서 지속적인 추가하락으로 인하여 음(-)의 수익률이 발생한다는 것을 보여준다.

3.6. SPDR ETF 시장

<표 4-14>에서 F_{day} 는 요일에 따른 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로, 개장 직후인 2시간대, 8시간대와 오후시간대인 14, 19시간대를 제외한 모든 시간대에서 수익률이 같다는 귀무가설을 기각하지 않고 있으며, 이는 일중 평균수익률의 행태가 요일별로 큰 차이가 없음을 의미한다.

t_{MON} 는 월요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은 가를 검정하는 것으로서, 이 검정에서 첫째, 오전 5시간대, 오후 7시간대, 폐장 직전 25시

간대에서는 다른 요일들보다 낮고 유의한 음(-)의 수익률을 나타내고 있다는 점이고, 둘째, 월요일은 다른 요일에 비하여 폐장 26시간대에서는 유의하게 높은 양(+)의 수익률이 발생한다는 점이다. 셋째, 비거래(야간)시간인 0시간대에서 유의하게 나타나지는 않지만 음(-)의 야간수익률을 나타내고 있다는 점이다.

t_{TUE} 는 화요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로서, 오후 16시간대, 폐장 직전 25시간대의 수익률은 다른 요일들에 비하여 유의한 음(-)의 수익률이 발생하고, 오후 19시간대의 수익률은 다른 요일에 비하여 양(+)의 수익률이 발생하고 있다. 이러한 수익률의 행태는 <그림 4-11>과 <그림 4-12>의 일중 평균수익률의 행태에서 분명하게 나타났다.

t_{FRI} 는 금요일과 다른 요일 간의 동일시간대의 수익률이 서로 같은가를 검정하는 것으로서, 오전 8시간대에서 다른 요일들에 비하여 유의한 양(+)의 수익률이 발생하고 있다.

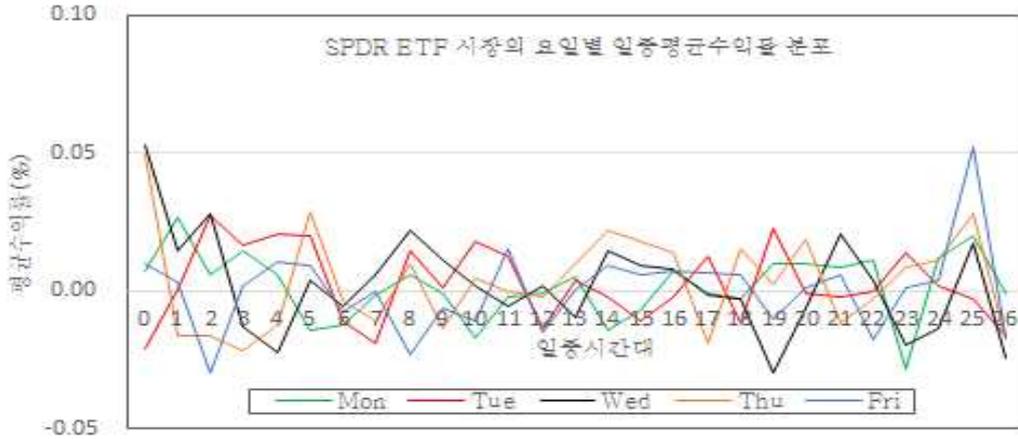
F_{time} 는 각 요일에서 27시간대의 모든 수익률이 동일한가를 검정하는 것으로, 수요일에서 수익률이 같다는 가설을 기각하고 있어 수요일에서 각 시간대별 수익률의 변화폭이 큼을 알 수가 있다. t_{TR-NTR} 는 요일별 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 모든 요일에 있어 거래시간대의 수익률과 비거래시간대의 수익률과의 관계가 유의하게 나타나지 않고 있다. t_{AM-PM} 는 오전 시간대의 수익률과 오후 시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것으로 모든 요일들에 있어 유의하게 나타나지 않고 있다. t_{CL-OTR} 는 폐장거래시간대(26시간대)와 다른 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이고, t_{OP-NCL} 는 개장시간대(1시간대)와 폐장거래시간대를 제외한 거래시간대의 수익률이 같은가를 검정하는 것이며, t_{CL-OP} 는 폐장시간대와 개장시간대의 수익률에 대한 일초효과와 일말효과를 검정하는 것이다. 검정결과 화요일에 있어 폐장시간대의 수익률이 다른 거래시간대의 수익률보다 낮게 나타나고 있어 일말효과는 발견되지 않으며, 또한 다른 거래시간대보다 개장시간대에 수익률이 낮게 나타나고 있어 일초효과도 발견되지 않고 있다. <표 4-15>과 <그림 4-12>의 금요일의 시간대별 누적평균수익률은 다른 요일에 비하여 아주 낮게 형성되고 있으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 알 수 있다.

<표 4-14> SPDR 시장의 일중 평균수익률의 분포(10³)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	F_{day}	t_{MON}	t_{TUE}	t_{WED}	t_{THU}	t_{FRI}
0	0.07	-0.21	0.53	0.50	0.10	0.40	-0.71	-1.43	0.22	0.19	-0.60
1	0.27	0.01	0.15	-0.16	0.03	0.76	0.64	-0.55	0.25	-1.39	-0.33
2	0.06	0.27	0.28	-0.16	-0.30	2.24 [†]	0.01	1.27	1.48	-1.09	-1.64
3	0.14	0.17	-0.13	-0.22	0.02	1.10	0.68	0.89	-0.95	-1.38	-0.15
4	0.06	0.21	-0.22	-0.12	0.11	1.60	0.33	1.47	-1.28	-0.61	0.84
5	-0.14	0.20	0.04	0.29	0.09	1.49	-2.39*	-0.36	-1.26	0.18	-1.07
6	-0.12	-0.11	-0.05	-0.04	-0.07	0.09	0.37	0.58	1.25	1.15	0.90
7	-0.02	-0.19	0.06	-0.11	.002	0.58	0.80	-0.01	1.69 [†]	0.58	1.28
8	0.06	0.15	0.22	0.10	-0.23	2.64*	-0.67	-0.14	0.59	-0.43	-3.13**
9	-0.01	0.01	0.11	-0.14	-0.06	0.66	0.30	0.40	1.16	-0.85	-0.19
10	-0.17	0.18	0.02	0.04	-0.11	1.80	-1.34	1.58	0.26	0.39	-0.85
11	-0.02	0.13	-0.05	-.003	0.15	0.90	-1.16	-0.08	-1.77 [†]	-1.17	0.28
12	-.005	-0.14	0.02	-0.02	-0.15	0.71	1.14	0.11	1.50	1.18	-0.15
13	0.05	0.04	-0.09	0.10	0.01	0.55	0.06	0.18	-0.92	0.78	-0.02
14	-0.14	-0.02	0.15	0.22	0.09	2.07 [†]	-2.61**	-1.54	0.15	0.66	-0.45
15	-0.07	-0.11	0.09	0.18	0.06	1.43	-1.12	-1.51	0.31	1.14	-0.16
16	0.07	-0.02	0.08	0.14	0.07	0.35	-1.18	-1.84 [†]	-1.04	-0.58	-1.17
17	-0.01	0.13	-0.01	-0.19	0.06	1.37	.003	1.22	.0001	-1.51	0.89
18	-0.03	-0.11	-0.03	-0.15	0.06	0.93	-0.46	-1.39	-0.68	0.86	0.15
19	0.10	0.23	-0.30	0.03	-0.10	3.33*	0.81	2.15*	-2.37*	0.45	-0.75
20	0.10	-0.01	-0.06	0.19	0.02	0.74	-0.11	-0.96	-1.16	0.68	-0.67
21	0.09	-0.02	0.21	-0.11	0.06	0.59	-0.16	-0.95	0.53	-1.35	-0.40
22	0.11	-.002	0.04	-0.03	-0.17	0.64	0.90	0.05	0.49	-0.06	-1.21
23	-0.28	0.14	-0.20	0.09	0.01	1.59	-0.94	1.82 [†]	-0.28	1.50	0.90
24	0.12	0.02	-0.14	0.12	0.04	0.64	0.32	-0.38	-1.40	0.27	-0.20
25	0.20	-0.03	0.18	0.28	0.52	1.88	-2.34*	-3.99**	-2.63**	-1.94 [†]	-0.54
26	-.005	-0.16	-0.25	-0.18	-0.17	0.29	2.08*	1.10	0.63	1.06	1.11
F_{time}	0.55	0.74	1.50*	1.11	0.98						
t_{TR-NTR}	0.43	1.42	-0.57	-0.06	-0.08						
t_{TR-OP}	-0.16	1.47	-0.31	1.14	-0.03						
t_{TR-CL}	0.68	1.92 [†]	1.04	1.13	0.64						
t_{AM-PM}	-0.62	1.45	1.53	-1.31	-1.52						
t_{CL-OTR}	-0.68	-1.92 [†]	-1.04	-1.13	-0.64						
t_{OP-NCL}	0.19	-1.72 [†]	-0.11	-1.43	-0.26						
t_{CL-OP}	-1.12	-0.64	-1.74 [†]	-0.06	-0.75						
관찰일수	210일	231일	233일	230일	226일						

주) <표 4-9> 참조

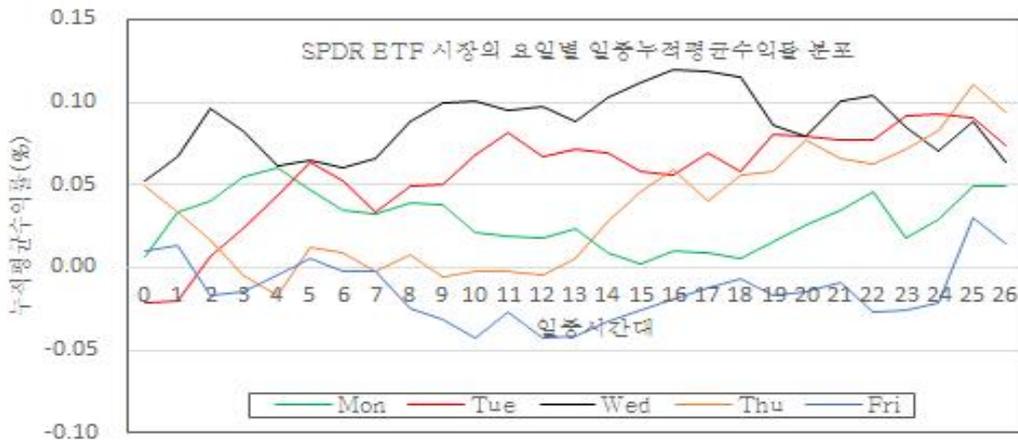
<그림 4-11> SPDR 시장의 일중 평균수익률 분포



<표 4-15> SPDR 시장의 일중 누적평균수익률 분포(%)

시간대	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
0	0.007	-0.021	0.053	0.050	0.010
1	0.034	-0.021	0.068	0.033	0.013
2	0.040	0.007	0.096	0.017	-0.017
3	0.055	0.023	0.083	-0.005	-0.015
4	0.061	0.044	0.061	-0.017	-0.004
5	0.046	0.064	0.065	0.012	0.005
6	0.034	-0.053	0.060	0.009	-0.002
7	0.033	0.034	0.066	-0.002	-0.002
8	0.039	0.049	0.088	0.007	-0.025
9	0.038	0.050	0.099	-0.006	-0.031
10	0.021	0.069	0.101	-0.002	-0.042
11	0.019	0.081	0.096	-0.002	-0.027
12	0.018	0.068	0.098	-0.004	-0.042
13	0.024	0.072	0.088	0.006	-0.041
14	0.009	0.070	0.103	0.028	-0.032
15	0.003	0.059	0.112	0.045	-0.026
16	0.010	0.056	0.120	0.059	-0.019
17	0.009	0.069	0.118	0.040	-0.013
18	0.006	0.058	0.116	0.056	-0.007
19	0.016	0.081	0.086	0.058	-0.017
20	0.026	0.080	0.080	0.077	-0.015
21	0.034	0.078	0.100	0.066	-0.009
22	0.046	0.078	0.104	0.063	-0.027
23	0.018	0.092	0.085	0.072	-0.025
24	0.029	0.093	0.071	0.083	-0.021
25	0.049	0.090	0.089	0.111	0.031
26	0.049	0.074	0.064	0.094	0.014
관찰일수	210일	231일	233일	230일	226일

<그림 4-12> SPDR 시장의 일중 누적평균수익률 분포



이는 현물에서와 마찬가지로 일주일 중에서 금요일의 주가하락폭이 가장 크다는 것을 알 수 있으며, 따라서 금요일효과는 금요일의 특정 시간대에서 발생하는 것이 아니고 하루 종일 거의 모든 시간대에서 지속적인 주가하락으로 인하여 음(-)의 수익률이 발생한다는 것을 보여준다.

본 연구에서 발견되고 있는 월요일효과를 설명하기 위해 정보효과가설을 검정한 결과를 <표 4-17>에 제시하였다.

먼저 지수별 수익률의 크기를 기준으로 5개 집단으로 분류하여 현물의 경우는 상위 20%에 해당하는 6,107건의 경우를 호재(0.00114935 이상), 하위 20%에 해당하는 6,091건(-0.00108775 이하)을 악재로, 선물은 상위 20%에 해당하는 6,102건의 경우를 호재(0.001157226 이상), 하위 20%에 해당하는 6,091건(-0.001096001 이하)을 악재로, ETF의 경우는 상위 20%에 해당하는 6,102건의 경우를 호재(0.001140158 이상), 하위 20%에 해당하는 6,102건(-0.001078423 이하)을 악재로 각각 구분하였다. 그리고 호재와 악재가 요일별로 동일한 분포를 나타내는 지를 분석하기 위한 χ^2 검정을 실시한 결과 <표 4-17>에서 보는 것처럼 현물, 선물, ETF에서 다른 요일에 비하여 각각 화요일, 목요일, 수요일에 상대적으로 악재의 수가 많은 것으로 나타났고, 호재의 경우 모두 월요일이 상대적으로 적은 것으로 나타났다. 그러나 <표 4-16>에서 보는 것처럼 평균수익률은 현물, 선물, ETF 모두 금요일에서 가장 낮은 것으로 나타나고 있어 금요일효과

<표 4-16> 미국시장의 요일별 평균수익률(10^3)

		Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	
	표본수	5,644	6,263	6,291	6,210	6,101	<i>F</i> 값
현물	평균	0.013	0.029	0.016	0.035	-0.0001	0.253
	표준편차	2.080	2.197	2.070	2.335	2.089	(0.908)
	<i>t</i> 값	0.477	1.029	0.610	1.195	-0.002	
	<i>p</i> 값	(0.633)	(0.304)	(0.542)	(0.232)	(0.998)	
선물	평균	0.021	0.034	0.042	0.019	-0.004	0.278
	표준편차	2.476	2.546	2.420	2.913	2.615	(0.893)
	<i>t</i> 값	0.640	1.041	1.385	0.522	-0.114	
	<i>p</i> 값	(0.522)	(0.298)	(0.166)	(0.601)	(0.909)	
ETF	평균	0.018	0.027	0.024	0.034	0.005	0.127
	표준편차	2.328	2.415	2.232	2.555	2.325	(0.973)
	<i>t</i> 값	0.584	0.898	0.842	1.042	0.176	
	<i>p</i> 값	(0.559)	(0.369)	(0.400)	(0.298)	(0.861)	

1) ()는 *p-value*을 나타냄.

<표 4-17> 미국시장의 정보의 요일별 분포(%)

		Mon	Tue	Wed	Thu	Fri	TTL	χ^2
현물	호재	1,058 (17.3%)	1,297 (21.2%)	1,238 (20.3%)	1,306 (21.4%)	1,208 (19.8%)	6,107 (100.0%)	190,036***
	악재	1,054 (17.3%)	1,285 (21.1%)	1,279 (21.0%)	1,254 (20.6%)	1,219 (20.0%)	6,091 (100.0%)	365,312***
선물	호재	1,038 (17.0%)	1,274 (20.9%)	1,237 (20.3%)	1,325 (21.7%)	1,228 (20.1%)	6,102 (100.0%)	106,656***
	악재	1,029 (16.9%)	1,228 (20.2%)	1,284 (21.1%)	1,296 (21.3%)	1,254 (20.6%)	6,091 (100.0%)	237,197***
ETF	호재	1,066 (17.5%)	1,272 (20.8%)	1,245 (20.4%)	1,318 (21.6%)	1,201 (19.7%)	6,102 (100.0%)	116,270***
	악재	1,061 (17.4%)	1,260 (20.6%)	1,291 (21.2%)	1,275 (20.9%)	1,215 (19.9%)	6,102 (100.0%)	143,633***

1) 1%의 통계적 유의수준에서 $\chi^2(5)$ 분포의 임계치는 15.09임.

2) ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.

가 나타나고 있음을 알 수 있다. 이는 본 연구의 결과를 부분적으로 뒷받침하는 것으로 볼 수 있으며, 금요일의 수익률이 상대적으로 낮은 것은 주말에 발생할지도 모르는 대외변수에 대한 불안을 회피하고자 하는 경향이 강해져 기관들의 금

요일 매수에 소극적인 결과로 볼 수 있으며, 금요일에 공시되는 호재의 수는 적고, 악재의 수는 많기 때문이라고 해석할 수 있다. 그러나 주말을 지나 대외 여건 불확실성이 완화된 주초부터는 누적수익률이 점진적으로 증가하여 지수흐름이 안정세를 나타내는 점 등을 볼 때 금요일 추가약세는 시장에 진입할 수 있는 기회가 될 수도 있다.

최근 세계증시의 동조화에 비추어 볼 때, 세계증시를 선도하는 금요일 뉴욕증시의 결과를 보고 월요일 한국 주식시장에서 거래를 행할 수 있다는 점에서 Harris(1986) 등 실증연구에서 언급된 미국의 뉴욕증시에서 나타나는 금요일효과가 한국의 요일효과에 영향을 미칠 수 있을 것이다.

수요일은 금요일과는 반대로 일중 모든 시간대에서 양(+)의 누적수익률이 발생하여 대조적인 결과를 보여주고 있으며, 폐장시간대의 누적수익률이 각각 현물은 목요일에 0.111%, 선물은 수요일에 0.114%, ETF는 목요일에 0.094%로서 다른 요일의 폐장시간대의 누적수익률과 비교하여 가장 높게 형성되고 있다.

<그림 4-7>~<그림 4-12>에서 나타나는 바와 같이 수익률에서 분명한 일중 행태가 없는 매우 노이즈(noise)한 모습을 보여주고 있으며, 일반적으로 일중 수익률의 U자형 행태를 보여준 Wood-Mdnish-Ord(1985), Harris(1986) 등의 실증연구결과와는 다른 것이다.

한편 주식시장에서 수익률의 일중 행태에서 투자자들의 투자에 대한 경제적인 의미는 한국과 마찬가지로 거의 없다고 볼 수 있다. 예를 들면, 자본제약을 받지 않는 투자자인 경우에도 현물과 ETF는 목요일 오전 5시간대(10:30)에 S&P500 구성종목들을 매입하여 오후 26시간대(15:45)에 매도하고, 선물은 수요일 오전 5시간대(09:30)에 S&P500 SPDR을 매입하여 오후 21시간대(13:30)에 매도한다면 거래비용 전 평균적으로 현물은 0.124%, 선물은 0.068%, ETF는 0.128%의 수익률을 얻을 수 있다. 그러나 일반투자자들이 부담하는 0.30%의 거래비용(HTS 인터넷 거래 기준)을 고려하면 이익은 발생하지 않는다. 이 전략을 이용한다면 요일별 수익률은 현물의 경우 월요일 -0.015%, 화요일 0.049%, 수요일 0.029%, 금요일 0.032%이고, 선물의 경우 월요일 -0.006%, 화요일 0.080%, 목요일 0.056%, 금요일 -0.032%이며, ETF는 월요일 -0.012%, 화요일 0.046%, 수요일 0.028%, 금요일 0.035%로 거래비용을 고려하면 이익은 발생하지 않는다고 볼 수 있다.



V. 한국과 미국시장의 정보전이효과 비교

1. 시장효율성과 정보전이효과

기존연구에 따르면 우리나라 현·선물시장은 상호 영향을 미치고 있으나 선물시장이 현물시장을 선도하는 것이 보다 강하게 나타난다고 보고하고 있다. 실제로 우리나라 선물시장은 매수차익거래기회보다 매도차익거래기회가 훨씬 많다고 보고하고 있으나 거래소에 보고된 차익거래잔고는 대부분 매수차익거래잔고이고 매도차익거래잔고는 절반이 안 된다. 그 원인은 우리나라 차익거래시장의 시장 참여자들이 진정한 차익거래보다는 베이스의 단기적인 등락을 이용하는 스프레드 트레이딩을 주로 실시하기 때문이라고 말할 수 있다. 이와 같은 매매형태의 현·선물 차익거래자들이 있기 때문에 선물가격이 새로운 정보에 먼저 반응하고, 이에 현물가격이 후행하여 반응하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 한국과 미국 주식시장의 시장효율성 관점에서 정보의 효율성을 비교 검토하고 자본시장의 비효율성을 보여주는 주가 변동 유형으로서 요일효과, 1월효과 및 일중효과의 관련성 분석을 통하여 시장효율성을 검증하는 것이다.²⁴⁾

2. 표본자료

본 논문에서 사용하는 자료는 보다 현실적인 분석을 위하여 1분 및 5분 간격의 일중 자료를 사용하였으며, 표본기간은 ETF의 가격자료가 횡단면으로 비교 가능한 2009년 1월 2일부터 2013년 6월 28일까지이며, 거래시각이 일치된 ETF 시장가격의 시계열자료를 이용하였다. 한국의 일중 자료분석시간은 오전 9시부터 오후 3시까지로 하였다.

한편 미국의 일중 자료분석시간은 뉴욕증권거래소 정규시장 기준으로 오전 9

24) Admati & Pfleiderer(1988), and Foster & Viswanathan(1990)

시 30분부터 오후 4시까지로 하였다.²⁵⁾ 나스닥 현물시장이 뉴욕시간으로 오전 9시 30분부터 오후 4시까지 거래되고, 시카고선물시장은 시카고시간으로 오전 8시 30분부터 오후 3시 15분까지 거래되므로 15분 연장되는 셈이다. 당일 선물시장의 정산가격은 정규거래시간(Regular Trading Hours; RTH)의 종가를 따른다. 따라서 이 15분 동안 현물시장에서 시간 외 거래와 장 마감 후 발표되는 기업실적 등이 반영되기 때문에 나스닥 선물시장의 종가는 현물시장의 종가와 큰 차이를 보일 수 있다. 나스닥 선물시장은 시카고시간으로 오후 3시 45분에 시작해 다음 날 오전 8시 15분에 마감하는 글로백스2 시스템으로 넘어간다.

3. 연구방법론

본 장에서는 현물, 선물 및 ETF 수익률에서 특정변수들 간의 예측력을 분석한다. 분석방법은 자기상관분석, 회귀분석, 그리고 공적분 검정과 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 통하여 ETF 시장과 현·선물시장 간의 가격발견기능과 변동성전이효과에 대하여 분석한다.

현물지수, 선물가격 및 ETF 가격의 수익률은 다음과 같이 나타낼 수 있다. 수익률은 당일 로그 증가($\ln P_t$)와 전일 로그 증가($\ln P_{t-1}$)의 차분으로 구한다.

$$r_{1,t} = \ln P_{1,t} - \ln P_{1,t-1} \quad (5.1)$$

$$r_{2,t} = \ln P_{2,t} - \ln P_{2,t-1} \quad (5.2)$$

$$r_{3,t} = \ln P_{3,t} - \ln P_{3,t-1} \quad (5.3)$$

25) 거래시간은 현물시장과 함께 거래되는 정규거래시간(Regular Trading Hours; RTH)과 현물시장 마감 뒤에 거래되는 글로백스2(global exchange 2; Globex2)시스템의 전자거래시간(Electronic Trading Hours; ETH)으로 구분된다. 뉴욕증권거래소의 정규시장(뉴욕시간 09:30~16:00)의 거래는 손동작 매매(out-cry)인 RTH시스템방식으로 거래하고, 정규시장 이외 여타시간(16:30~이튿날09:15)은 전산 매매하는 Globex 2시스템으로 거래함으로써 개념상 24시간을 거래하게 된다. Globex2가 끝나고 RTH 시작 전 09:15~09:30(15분간), RTH가 끝나고 Globex2의 시작 전 16:00~16:30(30분간) 거래가 없기 때문이다. 그리고 한국시간으로 06:45~23:15까지 Globex2에서 거래되는 S&P500 지수선물과 나스닥100 지수선물은 한국의 정규시장과 맞물려 있고 특히 나스닥 선물은 나스닥과의 상관관계가 높고 장중 미국시장의 방향을 가늠할 수 있어 한국시장 투자자들에게 많이 영향을 미치게 된다.

여기서 $r_{1,t}, r_{2,t}, r_{3,t}$: 현물, 선물, ETF 시장의 주식수익률

3.1. 선·후행 관계 분석

각 시장의 수익률에 대한 선·후행 관계(lead-lag)를 검증하기 위하여 Chan(1992)의 회귀분석모형을 이용하여 분석하였으며, 현물과 선물(5.4), 현물과 ETF(5.5), ETF와 선물(5.6) 간의 회귀분석모형은 다음과 같다.

$$r_{1,t} = \alpha_0 + \sum_{k=-10}^{10} \beta_k r_{2,t+k} + \epsilon_{1,t} \quad (5.4)$$

$$r_{1,t} = \alpha_0 + \sum_{k=-10}^{10} \beta_k r_{3,t+k} + \epsilon_{1,t} \quad (5.5)$$

$$r_{3,t} = \alpha_0 + \sum_{k=-10}^{10} \beta_k r_{2,t+k} + \epsilon_{3,t} \quad (5.6)$$

여기서 $r_{1,t}, r_{2,t}, r_{3,t}$: 현물수익률, 선물수익률, ETF 수익률

일반적으로 회귀분석모형으로 추정했을 때 추정모형이 이분산성(heteroskedasticity)을 가지고 있으면, 이에 근거하여 추정한 계수는 오류가 발생할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 추정계수의 신뢰성을 높이기 위하여 이분산성과 자기상관계수의 형태를 알 수 없을 때 이를 일반화한 것으로 Newey-West(1987)의 방법을 사용하여 분석한다.

3.2. 공적분 검증

현물시장, 선물시장 및 ETF 시장이 균형관계를 가지는 공적분(cointegration) 관계에 있으면 시간의 흐름에 따라 장기적으로는 평균으로 회귀하게 된다. 이와 같이 한 시장의 가격변화가 다른 시장의 가격변화에 영향을 주면서 장기적인 균형관계로 회귀하는 과정을 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$e_t = F_t - \beta_0 - \beta_1 S_t - \beta_2 E_t \quad (5.7)$$

여기서 S_t, F_t, E_t : t 시점의 현물, 선물 및 ETF 가격

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$: 모수, e_t : 균형관계로부터의 오차

위 식에서 표준오차의 불일치로 인하여 S_t, F_t, E_t 가 비안정적(nonstationary)이라면 OLS 방법은 적절하지 않아 공적분 계수 β_1, β_2 에 관한 가설검정을 불가능하게 만든다. Engle and Granger(1987)에 의하면 시계열벡터(vector)의 변수들이 비안정적이어서 차분이 필요함에도 불구하고 변수의 선형조합이 차분 없이 안정적이라면 공적분 상태에 있다고 한다. 즉 S_t, F_t, E_t 가 비안정적이고 오차 e_t 가 안정적이라면 S_t, F_t, E_t 는 공적분 되어 있고 S_t, F_t, E_t 사이에는 균형관계가 존재한다는 것을 알 수 있다.

식(5.7)에서 S_t, F_t, E_t 가 공적분 계수 β_1, β_2 의 유의성 검정을 가능하게 하고, S_t, F_t, E_t 가격이 공적분 관계를 가지기 위해서는 동일한 차수(order)로 적분(integration)되어 있어야 하며, 차수는 각 시장가격의 시계열에 단위근 검정을 실시하여 결정할 수 있다. 만약 각 시계열이 수준변수에서 비안정적이고 1차 차분된 시계열이 안정적이며, 선형관계식의 잔차가 안정적이면 가격은 공적분되어 있다고 보고 β_1, β_2 를 공적분 계수로 가지는 CI(1, 1)으로 표시할 수 있다.

3.3. 벡터오차수정모형 검정

벡터오차수정모형(VECM)을 통한 인과관계검정은 오차수정계수의 유의성과 추정계수의 상대적인 크기로 검정할 수 있다. 따라서 S_t, F_t, E_t 사이에서 공적분이 존재하여 장기균형관계를 갖게 되는 경우 공적분 관계의 추론은 변수들이 갖는 비정상성들을 차분 없이 동적이고 안정적인 장기균형을 유용하게 도출할 수 있는 Engle and Granger(1987)의 오차수정모형으로 검증할 수 있다.

본 연구에서는 ETF 시장가격이 현물과 선물시장 가격과는 그 단위가 다르기

때문에 가격에 로그를 취하여 사용하였으며, 1차 차분된 시차변수 대신에 수익률을 사용한다. 분석에 사용할 S_t , F_t , E_t 사이의 VECM은 다음과 같다.

$$r_{1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}^{(i)} r_{2,t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12}^{(i)} r_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{13}^{(i)} r_{3,t-i} + \epsilon_{1,t} \quad (5.8)$$

$$r_{2,t} = \alpha_2 + \alpha_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21}^{(i)} r_{2,t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22}^{(i)} r_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{23}^{(i)} r_{3,t-i} + \epsilon_{2,t} \quad (5.9)$$

$$r_{3,t} = \alpha_3 + \alpha_3 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{31}^{(i)} r_{2,t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{32}^{(i)} r_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{33}^{(i)} r_{3,t-i} + \epsilon_{3,t} \quad (5.10)$$

$$(\text{단, } \hat{e}_{t-1} = F_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 S_{t-1} - \hat{\beta}_2 E_{t-1})$$

여기서 $r_{1,t}$: t 시점의 현물수익률, $r_{2,t}$: t 시점의 선물수익률,
 $r_{3,t}$: t 시점의 ETF 수익률

위 식에서 항 ($\hat{e}_{t-1} = F_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 S_{t-1} - \hat{\beta}_2 E_{t-1}$)은 $t-1$ 시점에서 각 수익률과의 불균형오차를 나타내며, 이 때 조정속도는 현물, 선물, ETF 지수의 오차수정 항계수인 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 의 통계적 유의성을 통하여 검증된다. VAR 모형에서 적정 lag(p)의 선택은 AIC(Akaike's Information Criterion) 기준에 의거한다.

3.4. 변동성전이효과의 측정

변동성전이효과의 측정은 Engle(1982)과 Bollerslev(1986)의 ARCH와 GARCH 모형에 의하여 변동성 시계열의 수익률과 시변적 특성의 연구에 광범위하게 활용되어 왔다. Chan, Chan, and Karolyi(1991), Koutmos and Tucker(1996) 등의 연구는 현물시장과 선물시장 간의 변동성전이효과를 연구하였으며, Ross(1989)의 연구는 변동성전이효과가 정보의 흐름과 직접적인 관련이 있다고 주장하였다.

본 연구에서 KOSPI200 현물시장, KOSPI200 선물시장 및 KODEX200 시장 간 변동성전이효과의 분석결과는 동일한 거시경제 정보요인에 의해 영향을 받는 관

런 자산시장 간 변동성전이효과의 실증적 증거를 제공할 것이다. 이를 위하여 다변량(multivariate) GARCH 모형을 이용하여 변동성전이효과를 검증하고자 다음과 같이 식을 구성하여 분석한다. 식(5.11)~식(5.14)의 무자기상관 e_t 는 식(5.8)~식(5.10)으로부터 구해진다.

$$e_t = (e_{1,t}, e_{2,t}, e_{3,t})' | I_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (5.11)$$

$$h_{1,t} = \alpha_{1,0} + \alpha_1 e_{1,t-1}^2 + \beta_1 h_{1,t-1} + \gamma_1 e_{2,t-1}^2 + \delta_1 e_{3,t-1}^2 \quad (5.12)$$

$$h_{2,t} = \alpha_{2,0} + \alpha_2 e_{2,t-1}^2 + \beta_2 h_{2,t-1} + \gamma_2 e_{1,t-1}^2 + \delta_2 e_{3,t-1}^2 \quad (5.13)$$

$$h_{3,t} = \alpha_{3,0} + \alpha_3 e_{3,t-1}^2 + \beta_3 h_{3,t-1} + \gamma_3 e_{1,t-1}^2 + \delta_3 e_{2,t-1}^2 \quad (5.14)$$

(단, $\alpha_{i,0} > 0, 0 \leq \alpha_i, \beta_i < 1$)

여기서 h_t : VECM 모형의 3×3 시변적조건부공분산 행렬

I_{t-1} : $t-1$ 시점의 해당 시장에서의 모든 정보들의 집합

위 식에서 시장1은 KOSPI200 현물, 시장2는 KOSPI200 선물, 시장3은 KODEX200 시장을 의미하며, 모수는 Marquardt 알고리즘을 이용하여 추정한다.

다변량 GARCH모형의 식(5.12)에서 추정계수의 의미는 다음과 같다. 첫째, 계수 α_i 와 β_i 는 시장 i 의 변동성 군집(volatility clustering) 현상을 측정하는 계수로서 두 계수의 값이 양수(+)로 유의적이면 어떤 변수의 변동에 대한 충격이 시간이 경과할수록 지속하게 되는 것을 의미하며, 변동성의 지속성은 두 계수들의 크기 정도에 달려 있다. 그리고 두 계수의 합이 1에 근사할수록 충격의 지속성은 더 크다는 것을 의미한다. 둘째, 계수 γ_i 와 δ_i 는 다른 두 시장으로부터 어느 한 시장으로의 변동성전이효과를 측정하는 계수로서 두 계수의 값이 모두 유의적이면 γ_1 계수를 통하여 KOSPI200 선물시장으로부터 KOSPI200 현물시장으로의 전이효과를 측정할 수 있으며, δ_1 계수를 통하여 KODEX200 시장으로부터 KOSPI200 현물시장으로의 전이효과를 측정할 수가 있다.

4. 실증분석결과

4.1. 기초통계량

<표 5-1a>, <표 5-1b>는 각각 한국과 미국의 5분, 1분 간격 주식수익률의 기초통계량을 나타낸다. 표에서 한국과 미국의 시계열자료는 모든 지수에서 유사한 결과를 보여준다. 즉 분포의 대칭도(skewness)는 모두 음(-)의 값을 나타내고 있어 왼쪽으로 긴 꼬리 형태의 분포를 이루고 있으며, 정규분포의 형태보다 뾰족한 정도를 나타내는 첨도(kurtosis)는 3보다 크기 때문에 모두 정규분포보다 첨예한 분포를 이루고 있음을 알 수 있다. 그리고 표본의 정규성을 검정하는 Jarque-Bera(J-B)는 정규분포를 검정하는 통계량으로 표본분포가 정규분포 한다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 모두 기각되어 실증분석에서의 분포형태는 정규분포하지 않는 것으로 나타났다.

<표 5-1a> 한국시장의 지수별 수익률의 기초통계량

구분	5분 자료			1분 자료		
	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$
평균(10^{-4})	0.063	-0.024	0.060	0.015	0.012	0.012
중앙값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
최대값	0.040	0.027	0.040	0.034	0.037	0.035
최소값	-0.055	-0.047	-0.053	-0.051	-0.055	-0.047
표준편차	0.002	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001
왜도	-1.543	-0.924	-1.325	-2.015	-1.411	-1.116
첨도	124.916	50.436	133.244	529.708	482.453	437.580
J-B(10^4) (확률)	4,865*** (0.000)	737*** (0.000)	5,552*** (0.000)	454,000*** (0.000)	376,000*** (0.000)	309,000*** (0.000)
관측 수	78,511	78,511	78,511	392,519	392,519	392,519

1) $r_{1,t}$: KOSPI200 현물수익률, $r_{2,t}$: KOSPI200 선물수익률, $r_{3,t}$: KODEX200 수익률

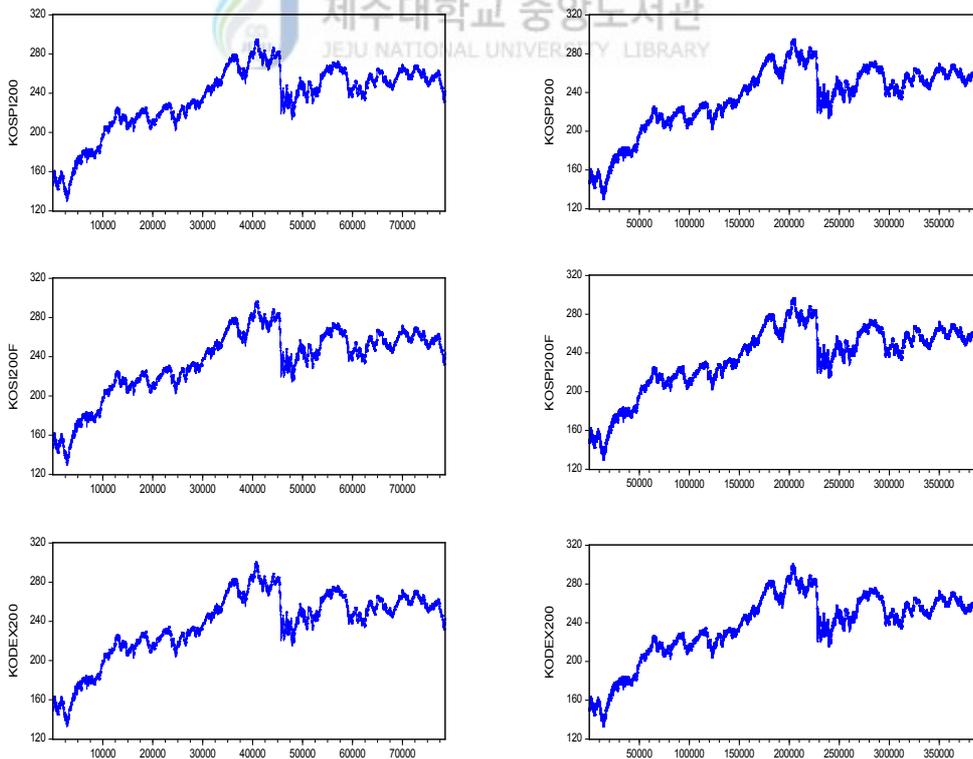
2) Jarque-Bera 검정통계량은 표본의 정규성(normality)을 검정하는 통계량이며, 귀무가설(H_0)하에서 χ^2 분포를 따르고, ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.

<표 5-1b> 미국시장의 지수별 수익률의 기초통계량

구분	5분 자료			1분 자료		
	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$
평균(10^{-4})	0.065	0.078	0.076	0.013	0.016	0.015
중앙값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
최대값	0.026	0.057	0.040	0.020	0.057	0.040
최소값	-0.042	-0.050	-0.039	-0.018	-0.046	-0.031
표준편차	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001
왜도	-0.666	-0.056	-0.844	-0.685	0.516	-0.725
첨도	41.933	150.647	81.434	93.811	587.057	294.296
J-B(10^4) (확률)	557*** (0.000)	8,006*** (0.000)	2,260*** (0.000)	15,100*** (0.000)	626,000*** (0.000)	156,000*** (0.000)
관측 수	88,139	88,139	88,139	440,699	440,699	440,699

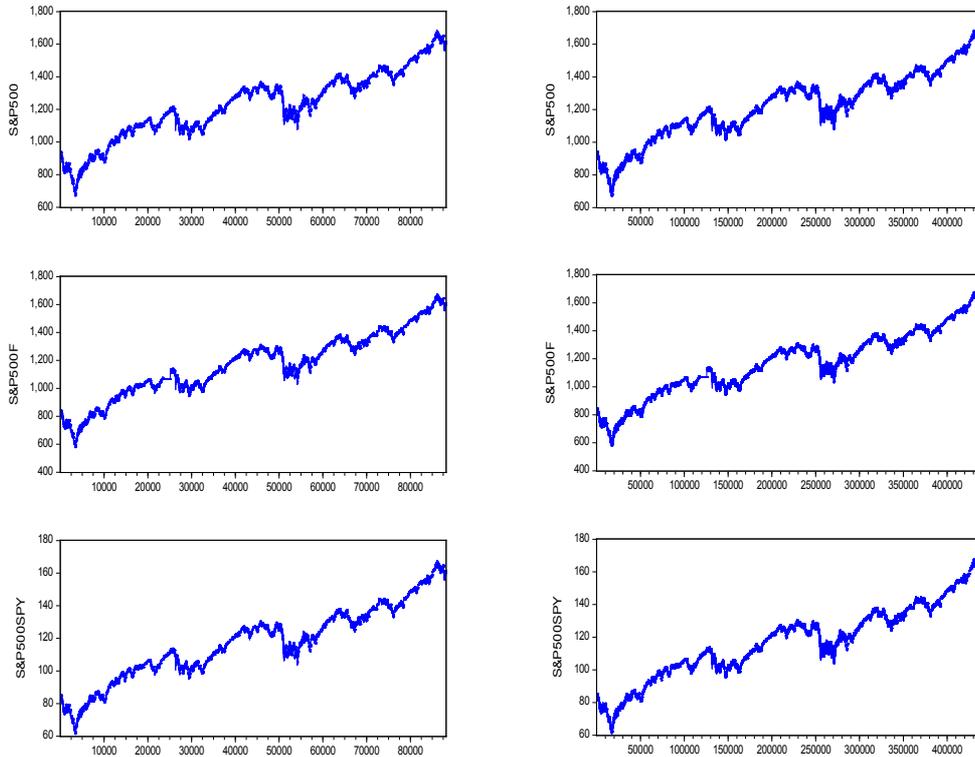
- 1) $r_{1,t}$: S&P500 현물수익률, $r_{2,t}$: S&P500 선물수익률, $r_{3,t}$: SPDR 수익률
 2) Jarque-Bera 검정통계량은 표본의 정규성(normality)을 검정하는 통계량이며, 귀무가설(H_0)하에서 χ^2 분포를 따르고, ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.

<그림 5-1> 한국시장의 지수별 시계열 그래프



주) 왼쪽 그림은 5분 자료, 오른쪽 그림은 1분 자료에 대한 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 시계열 분포도를 나타낸다.

<그림 5-2> 미국시장의 지수별 시계열 그래프



주) 왼쪽 그림은 5분 자료, 오른쪽 그림은 1분 자료에 대한 S&P500 현물, S&P500 선물 및 SPDR의 시계열 분포도를 나타낸다.



4.2. 자기상관계수

4.2.1. 한국시장

<표 5-2>는 한국시장의 지수별 수익률의 자기상관계수이다. 먼저 5분 자료의 분석결과 KOSPI200 현물수익률과 KOSPI200 선물수익률의 1차 자기상관계수는 모두 유의하게 음(-)의 부호를 나타냈으며, 자기상관계수의 크기에서도 KOSPI200 현물수익률과 KOSPI200 선물수익률의 자기상관계수가 비슷한 값을 나타내었다. 특히 KOSPI200 현물수익률의 자기상관계수가 1차, 2차 lag까지 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있고, 유의한 상관계수는 4차 lag까지 지속되고 있다. 반면 KOSPI200 선물수익률의 자기상관계수는 1차 lag에서 유의하게 음(-)의 상관관계를 보이고 있어 KOSPI200 선물시장에서의 정보전달이 KOSPI200 현물시장보다 신속하게 이루어지고 있음을 알 수 있다. KODEX200 시장의 경우에

는 KOSPI200 선물시장과 비슷하게 1차 lag에서 유의하게 음(-)의 부호를 나타내어 정보전달이 KOSPI200 현물시장보다 신속하게 이루어지고 있음을 알 수 있으며, 상관계수의 크기는 KOSPI200 현·선물수익률에 비하여 작게 나타났다.

1분 수익률의 분석결과는 5분 수익률의 결과와는 다른 현상을 보여준다. 일반적으로 1차에서 유의하게 양(+)의 값을 나타내는 경우 빈번하지 못한 거래로 인하여 정보전달이 지연되는 것으로 볼 수 있다. KOSPI200 현물수익률의 자기상관계수는 1차, 2차 lag까지 유의하게 양(+)의 부호를 나타내어 정보전달의 지연을 보이다가 4차부터 8차 lag까지는 유의한 음(-)의 상관관계가 지속되고 있다. 반면 KOSPI200 선물수익률은 1차 lag에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있어 5분 수익률과 같이 정보전달이 신속하게 이루어지고 있음을 알 수 있다. 그리고 KODEX200 수익률에서도 1차 자기상관계수는 유의한 음(-)의 부호를 나타내어 1분 수익률의 정보전달이 신속하게 이루어지고 있음을 알 수 있으며, 상관계수의 크기는 KOSPI200 선물수익률에 비하여 크게 나타났다.

<표 5-2> 한국시장의 지수별 수익률의 자기상관계수

lag	5분 자료			1분 자료		
	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$
1	-0.0237*** (-4.148)	-0.0231*** (-3.258)	-0.0186*** (-3.655)	0.0170*** (4.357)	-0.0186*** (-4.305)	-0.0423*** (-10.633)
2	-0.0221*** (-3.006)	-0.0107 (-1.191)	-0.0031 (-0.434)	0.0156*** (5.312)	-0.0002 (-0.060)	0.0010 (0.313)
3	-0.0021 (-0.439)	0.0041 (0.830)	0.0072 (1.466)	-0.0027 (-0.928)	0.0003 (0.095)	-0.0002 (-0.056)
4	-0.0124*** (-2.614)	0.0059 (1.051)	-0.0103* (-2.395)	-0.0128*** (-3.960)	-0.0009 (-0.317)	-0.0044 (-1.572)
5	0.0019 (0.428)	0.0060 (0.648)	0.0048 (0.897)	-0.0056* (-1.897)	-0.0040 (-1.382)	0.0002 (0.049)
6	0.0008 (0.140)	0.0049 (0.968)	0.0034 (0.685)	-0.0065** (-2.192)	-0.0045 (-1.434)	-0.0046 (-1.645)
7	-0.0002 (-0.041)	0.0031 (0.601)	-0.0006 (-0.127)	-0.0099*** (-3.508)	-0.0005 (-0.172)	-0.0025 (-0.854)
8	0.0019 (0.357)	0.0015 (0.192)	0.0003 (0.055)	-0.0071*** (-3.266)	-0.0034 (-1.242)	0.0005 (0.178)
9	-0.0018 (-0.459)	0.0004 (0.078)	0.0049 (1.184)	-0.0038 (-1.524)	-0.0001 (-0.033)	-0.0010 (-0.401)
10	-0.0038 (-0.779)	-0.00004 (-0.007)	-0.0011 (-0.207)	-0.0019 (-0.560)	-0.0005 (-0.185)	0.0010 (0.346)

1) $r_{1,t}$: KOSPI200 현물수익률, $r_{2,t}$: KOSPI200 선물수익률, $r_{3,t}$: KODEX200 수익률

2) ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

4.2.2. 미국시장

<표 5-3>는 미국시장의 지수별 수익률의 자기상관계수이다. 우선 5분 자료의 분석결과 S&P500 현물수익률의 1차 자기상관계수는 유의하게 양(+)의 부호를 나타냈으며, S&P500 선물수익률과 SPDR 수익률은 1차부터 2차 lag까지 유의하게 음(-)의 부호를 나타냈다. 따라서 S&P500 선물시장과 SPDR 시장에서의 정보전달이 S&P500 현물시장보다 신속하게 이루어지고 있음을 알 수 있으며, SPDR 수익률에 대한 상관계수는 S&P500 선물수익률에 비하여 크게 나타났다.

1분 자료의 분석결과 S&P500 현물수익률의 1차 자기상관계수는 유의한 양(+)의 부호를 나타냈으며, S&P500 선물수익률과 SPDR 수익률은 1차부터 2차까지 유의한 음(-)의 부호를 나타냈다. 따라서 S&P500 선물시장과 SPDR 시장에서의 정보전달이 S&P500 현물시장보다 신속하게 이뤄지고 있음을 알 수 있다.

<표 5-3> 미국시장의 지수별 수익률의 자기상관계수

lag	5분 자료			1분 자료		
	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$
1	0.0859*** (9.702)	-0.0199*** (-3.973)	-0.0238*** (-3.958)	0.1073*** (19.654)	-0.0368*** (-9.191)	-0.0086* (-1.940)
2	-0.0220*** (-2.630)	-0.0147*** (-3.383)	-0.0158** (-2.292)	0.0190*** (6.393)	-0.0071*** (-2.968)	-0.0062* (-1.955)
3	0.0042 (0.602)	-0.0119 (-1.494)	-0.0008 (-0.136)	0.0016 (0.507)	0.0008 (0.376)	-0.0104* (-1.926)
4	-0.0075 (-1.056)	-0.0091* (-1.858)	-0.0013 (-0.182)	-0.0104*** (-3.754)	-0.0051** (-2.087)	-0.0122*** (-4.619)
5	0.0085 (1.406)	0.0084 (1.535)	0.0023 (0.352)	0.0055* (1.937)	0.0012 (0.528)	0.0015 (0.418)
6	0.0044 (0.837)	0.0025 (0.451)	0.0072 (1.379)	0.0009 (0.313)	0.0004 (0.137)	0.0019 (0.631)
7	-0.0166*** (-2.999)	-0.0005 (-0.106)	-0.0110** (-2.086)	-0.0047 (-1.535)	-0.0068*** (-2.579)	-0.0033 (-1.023)
8	0.0099 (1.400)	-0.0039 (-0.862)	0.0017 (0.251)	-0.0009 (-0.259)	-0.0059** (-2.182)	-0.0050* (-1.828)
9	-0.0018 (-0.268)	-0.0054 (-1.430)	0.0002 (0.032)	-0.0056** (-2.206)	-0.0034 (-1.262)	-0.0025 (-1.002)
10	-0.0049 (-0.984)	-0.0075* (-1.689)	0.0001 (0.017)	0.0002 (0.064)	0.0005 (0.188)	0.0007 (0.240)

1) $r_{1,t}$: S&P500 현물수익률, $r_{2,t}$: S&P500 선물수익률, $r_{3,t}$: SPDR 수익률

2) ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

특히 SPDR 수익률의 자기상관계수는 1차부터 4차 lag까지 유의한 음(-)의 상관관계가 지속되고 있다. 그리고 SPDR 수익률의 1차 자기상관계수의 크기는 S&P500 선물수익률에 비하여 작게 나타났다.

4.2.3. 자기상관계수의 분석결과

한국은 5분 자료의 분석결과 KODEX200 시장의 정보전달은 KOSPI200 현물시장보다 신속하게 이루어지고, KOSPI200 선물시장은 KOSPI200 현물시장보다 신속하게 이루어지는 것으로 나타났다. 1분 자료의 분석결과는 KOSPI200 현물시장의 정보전달이 지연되는 것으로 나타나 KOSPI200 선물시장의 정보전달이 KOSPI200 현물시장에 비하여 신속하게 이루어지고, KODEX200 시장은 KOSPI200 선물시장보다 신속하게 이루어지는 것으로 나타났다.

미국은 5분 자료의 분석결과 S&P500 선물시장의 정보전달은 S&P500 현물시장보다 신속하게 이루어지고, SPDR 시장은 S&P500 선물시장보다 신속하게 이루어지는 것으로 나타났다. 1분 자료의 분석결과는 SPDR 시장의 정보전달이 S&P500 현물시장보다 신속하게 이루어지고, S&P500 선물시장은 SPDR 시장보다 신속하게 이루어지는 것으로 나타났다.

4.3. 선·후행 관계 분석결과

4.3.1. 한국시장

<표 5-4>는 한국시장의 5분 자료와 1분 자료의 회귀분석에 의한 선·후행 관계를 분석한 결과이다. 식(5.4)은 현물과 선물, 식(5.5)은 현물과 ETF, 식(5.6)은 ETF와 선물 간의 수익률 관계를 나타낸다. 음(-)의 부호를 나타내는 계수($\beta_{-10} \sim \beta_{-1}$)는 후행계수(lag coefficient)이고 양(+)의 부호를 나타내는 계수($\beta_1 \sim \beta_{10}$)는 선행계수(lead coefficient)이다. 그리고 β_0 는 동시계수(concurrent coefficient)를 나타낸다. 만약 식(5.4)에서 후행계수가 유의한 양(+)의 값을 나타

내면 현물이 선물을 후행한다는 의미이고, 선행계수가 유의한 양(+)의 값을 나타내면 현물이 선물을 선행한다고 해석될 수 있다.

먼저 5분 자료에서 식(5.4)의 현물과 선물수익률 간의 분석결과 β_0 의 값이 모든 계수들 중에서 가장 큰 값을 보여 두 시장이 시장의 정보에 대해 동시에 반응하는 것으로 나타났다. β_{-1} 의 값은 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보여 선물시장이 현물시장에 영향을 주는 것으로 나타났고, β_{-1} 의 값이 β_1 의 값보다 크게 나타나 선물시장이 현물시장을 강하게 선도하는 경향을 보였다. 식(5.5)의 현물과 ETF 수익률 간의 분석결과 β_0 의 값이 모든 계수들 중에서 가장 큰 값을 보여, β_{-1} 과 β_1 는 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타나 현물시장과 ETF 시장 간에 상호 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 β_{-1} 의 값이 β_1 의 값보다 크게 나타나 ETF 시장이 현물시장을 강하게 선도하는 경향을 보였다. 식(5.6)의 ETF와 선물수익률 간의 분석결과 β_0 의 값이 모든 계수들 중에서 가장 큰 값을 보이고, β_{-1} 은 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타나 선물시장이 ETF 시장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 β_{-1} 의 값이 β_1 의 값보다 크게 나타나 선물시장이 ETF 시장을 강하게 선도하는 경향을 보였다.

다음으로 1분 자료로는 5분 자료에 비하여 어느 시차까지 영향을 미치는지를 보다 세밀하게 분석할 수 있다.

우선 식(5.4)의 현물과 선물수익률 간의 분석결과 1분 자료는 β_{-3} 까지 유의한 양(+)의 값으로 나타나 선물수익률이 현물수익률을 3분 정도 선행하였으나 5분 자료는 β_{-1} 까지 유의한 양(+)의 값을 보여 선물수익률이 현물수익률을 5분 정도 선행하였다. 식(5.5)의 현물과 ETF 수익률 간의 분석결과 1분 자료는 β_{-3} 까지 유의한 양(+)의 값으로 나타나 ETF 수익률이 현물수익률을 3분 정도 선행하였으나 5분 자료는 β_{-3} 까지 유의한 양(+)의 값을 보여 ETF 수익률이 현물수익률을 15분 정도 선행하였다. 식(5.6)의 ETF와 선물수익률의 분석결과 1분 자료는 β_{-2} 까지 유의한 양(+)의 값으로 나타나 선물수익률이 ETF 수익률을 2분 정도 선행하였으나 5분 자료는 β_{-2} 까지 유의한 양(+)의 값을 보여 선물수익률이 ETF 수익률을 10분 정도 선행하였다.

<표 5-4> 한국시장의 선·후행 관계 분석결과

구분	5분 자료			1분 자료		
	(5.4)	(5.5)	(5.6)	(5.4)	(5.5)	(5.6)
β_{-10}	-0.0035 (-0.507)	-0.0031 (-1.605)	0.0016 (0.247)	-0.0033* (-1.687)	-0.0047** (-2.555)	0.0011 (0.743)
β_{-9}	0.0050 (1.022)	-0.0017 (-0.919)	0.0054 (1.252)	-0.0003 (-0.209)	-0.0001 (-0.098)	0.0010 (0.807)
β_{-8}	-0.0068 (-1.156)	0.0001 (0.053)	-0.0058 (-1.069)	-0.0040*** (-2.659)	-0.0062*** (-4.011)	0.0017 (1.389)
β_{-7}	-0.0037 (-0.718)	-0.0017 (-0.827)	-0.0021 (-0.441)	-0.0034** (-2.121)	-0.0032** (-2.047)	-0.0002 (-0.107)
β_{-6}	-0.0015 (-0.295)	-0.0002 (-0.107)	-0.0027 (-0.566)	-0.0023 (-1.469)	-0.0040** (-2.399)	0.0005 (0.362)
β_{-5}	-0.0049 (-0.791)	-0.0015 (-0.685)	-0.0020 (-0.347)	0.0000 (0.023)	-0.0019 (-1.138)	0.0025 (1.596)
β_{-4}	-0.0054 (-0.863)	-0.0028 (-1.361)	-0.0045 (-0.768)	0.0006 (0.270)	-0.0018 (-0.979)	0.0019 (1.135)
β_{-3}	-0.0050 (-0.734)	-0.0046* (-1.868)	0.0074 (1.323)	0.0134*** (6.230)	0.0114*** (5.654)	0.0012 (0.615)
β_{-2}	-0.0040 (-0.599)	-0.0118*** (-3.733)	0.0153** (2.460)	0.0473*** (18.440)	0.0413*** (15.949)	0.0081*** (4.240)
β_{-1}	0.1239*** (16.304)	0.0457*** (12.351)	0.0550*** (12.055)	0.1733*** (29.606)	0.1601*** (30.760)	0.0875*** (23.679)
β_0	0.8390*** (81.256)	0.9613*** (182.609)	0.8610*** (91.253)	0.7147*** (76.046)	0.7466*** (73.581)	0.8096*** (150.823)
β_1	-0.0004 (-0.056)	0.0219*** (8.431)	-0.0103 (-1.493)	0.0257*** (9.951)	0.0711*** (25.999)	0.0155*** (8.702)
β_2	-0.0114* (-1.705)	-0.0003 (-0.154)	-0.0070 (-1.143)	-0.0009 (-0.514)	0.0039** (2.166)	0.0012 (1.007)
β_3	0.0050 (0.651)	0.0011 (0.536)	0.0019 (0.284)	-0.0002 (-0.109)	0.0025* (1.682)	-0.0006 (-0.380)
β_4	-0.0181*** (-2.843)	0.0001 (0.071)	-0.0169*** (-3.074)	-0.0018 (-1.079)	0.0004 (0.230)	-0.0025* (-1.880)
β_5	0.0091 (1.428)	0.0005 (0.276)	0.0092 (1.638)	0.0020 (1.395)	0.0020 (1.368)	0.0014 (1.152)
β_6	0.0018 (0.335)	-0.0004 (-0.192)	0.0033 (0.722)	0.0007 (0.497)	0.0018 (1.148)	-0.0013 (-1.131)
β_7	0.0021 (0.326)	0.0014 (0.742)	0.0008 (0.134)	-0.0020 (-1.468)	-0.0022 (-1.509)	-0.0002 (-0.205)
β_8	0.0033 (0.561)	0.0022 (1.205)	0.0021 (0.377)	0.0001 (0.039)	-0.0005 (-0.368)	0.0010 (0.839)
β_9	0.0010 (0.201)	-0.0036* (-1.884)	0.0030 (0.679)	-0.0002 (-0.162)	0.0006 (0.452)	-0.0006 (-0.602)
β_{10}	-0.0011 (-0.233)	0.0000 (0.008)	-0.0016 (-0.362)	0.0011 (0.832)	0.0008 (0.540)	0.0006 (0.500)
R^2	0.3761	0.8165	0.4423	0.5712	0.5611	0.7179
Log L	410,782	458,818	420,056	2,452,648	2,448,084	2,539,669

1) 식(5.4)은 현물과 선물, 식(5.5)은 현물과 ETF, 식(5.6)은 ETF와 선물 간의 관계를 나타냄.

2) ()는 Newey-West 모형으로 자기상관관계와 이분산성을 조정하여 구한 t 값을 나타냄.

3) ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

4.3.2. 미국시장

<표 5-5>는 미국시장의 회귀식에 의한 선·후행 관계를 분석한 결과이다. 식(5.4)은 현물과 선물, 식(5.5)은 현물과 ETF, 식(5.6)은 ETF와 선물 간의 관계를 나타낸다.

먼저 5분 자료에서 식(5.4)의 현물과 선물수익률 간의 분석결과 β_0 의 값이 모든 계수들 중에서 가장 크게 나타나며, 이는 두 시장이 시장의 정보에 대해 동시에 반응함을 의미한다. β_{-1} 와 β_1 의 값이 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타내어 현물시장과 선물시장 간에 상호 영향을 주는 것으로 나타났고, β_{-1} 의 값이 β_1 의 값보다 크게 나타나 선물시장이 현물시장을 보다 강하게 선도하는 것으로 나타났다. 식(5.5)의 현물과 ETF 수익률 간의 분석결과 β_0 의 값이 모든 계수들 중에서 가장 큰 값을 나타내고, β_{-1} 의 값이 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보여 ETF 시장이 현물시장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 β_{-1} 의 값이 β_1 의 값보다 크게 나타나 ETF 시장이 현물시장을 선도하는 경향을 보였다. 식(5.6)의 ETF와 선물수익률 간의 분석결과 β_0 의 값이 모든 계수들 중에서 가장 크게 나타났고, β_{-1} 은 1% 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. β_1 은 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 동시에 나타내어 선물과 ETF 시장 간에 상호 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 β_1 의 값이 양(+)의 값으로 크게 나타나 ETF 시장이 선물시장을 강하게 선도하는 경향을 보였다.

다음으로 1분 자료는 5분 자료에 비하여 어느 시차까지 영향을 미치고 있는지를 보다 세밀하게 분석할 수 있다.

먼저 식(5.4)의 현물과 선물수익률 간의 분석결과 1분 자료는 β_{-3} 까지 유의하게 양(+)의 값을 나타내므로 선물수익률이 현물수익률을 3분 정도 선행하는 것으로 나타났으나 5분 자료는 β_{-1} 까지 유의한 양(+)의 값을 보여 선물수익률이 현물수익률을 5분 정도 선행하는 것으로 나타났다. 식(5.5)의 현물과 ETF 수익률 간의 1분 자료의 분석결과 β_{-5} 까지 유의한 양(+)의 값을 나타내어 5분 정도 선행하였으나 5분 자료는 β_{-2} 까지 유의한 양(+)의 값을 보여 ETF 수익률이 현물

<표 5-5> 미국시장의 선·후행 관계 분석결과

구분	5분 자료			1분 자료		
	(5.4)	(5.5)	(5.6)	(5.4)	(5.5)	(5.6)
β_{-10}	0.0092** (2.462)	-0.0012 (-0.789)	0.0106** (2.539)	-0.0012 (-0.507)	0.0018 (1.442)	-0.0020 (-0.767)
β_{-9}	0.0055 (1.276)	-0.0011 (-0.577)	0.0074* (1.650)	-0.0009 (-0.443)	-0.0002 (-0.226)	-0.0015 (-0.606)
β_{-8}	-0.0055 (-1.262)	0.0033** (2.035)	-0.0076* (-1.649)	0.0001 (0.064)	0.0011 (0.873)	0.0003 (0.154)
β_{-7}	-0.0090** (-2.033)	-0.0044** (-2.447)	-0.0086* (-1.662)	-0.0015 (-0.664)	-0.0006 (-0.349)	-0.0014 (-0.588)
β_{-6}	0.0028 (0.592)	0.0002 (0.109)	0.0004 (0.074)	-0.0015 (-0.751)	0.0014 (0.862)	-0.0008 (-0.343)
β_{-5}	0.0067 (1.468)	0.0037* (1.900)	0.0063 (1.186)	-0.0045** (-2.093)	0.0037*** (2.842)	-0.0079*** (-3.495)
β_{-4}	0.0033 (0.610)	-0.0025 (-1.360)	0.0044 (0.815)	0.0005 (0.214)	0.0067*** (2.591)	-0.0044* (-1.936)
β_{-3}	0.0082* (1.686)	0.0018 (0.979)	0.0090 (1.618)	0.0095*** (4.139)	0.0202*** (5.973)	-0.0021 (-0.970)
β_{-2}	0.0014 (0.289)	0.0051** (2.065)	-0.0008 (-0.138)	0.0247*** (9.215)	0.0352*** (12.552)	0.0019 (0.864)
β_{-1}	0.0824*** (9.136)	0.1516*** (24.212)	-0.0105** (-2.452)	0.0574*** (12.465)	0.2088*** (82.924)	0.0090*** (3.984)
β_0	0.2030*** (15.999)	0.8316*** (100.195)	0.2905*** (14.470)	0.1781*** (16.399)	0.7098*** (143.248)	0.2614*** (14.641)
β_1	0.0318*** (6.450)	0.0006 (0.330)	0.0332*** (6.065)	0.0114*** (4.869)	0.0031* (1.936)	0.0145*** (4.947)
β_2	0.0052 (1.152)	-0.0007 (-0.358)	0.0052 (1.087)	0.0065*** (3.256)	0.0007 (0.655)	0.0063*** (2.906)
β_3	0.0133** (2.542)	0.0010 (0.481)	0.0164*** (3.186)	0.0076*** (3.997)	-0.0002 (-0.214)	0.0073*** (3.912)
β_4	0.0216*** (4.080)	-0.0027 (-1.331)	0.0212*** (3.378)	0.0075*** (4.345)	-0.0021* (-1.781)	0.0090*** (4.690)
β_5	0.0084* (1.945)	0.0013 (0.726)	0.0073 (1.602)	0.0074*** (4.009)	0.0016 (1.441)	0.0071*** (3.294)
β_6	0.0220*** (6.393)	0.0003 (0.182)	0.0228*** (5.969)	0.0041** (2.249)	0.0002 (0.193)	0.0047** (2.134)
β_7	0.0091* (1.882)	-0.0027 (-1.472)	0.0095* (1.760)	0.0028 (1.425)	0.0004 (0.345)	0.0030 (1.516)
β_8	0.0096 (1.534)	0.0042** (1.984)	0.0066 (0.990)	0.0045** (2.467)	0.0003 (0.264)	0.0038* (1.692)
β_9	0.0104** (1.973)	-0.0016 (-1.025)	0.0134** (2.244)	0.0028 (1.396)	-0.0024** (-1.987)	0.0028 (1.321)
β_{10}	-0.0017 (-0.323)	-0.0023 (-1.411)	-0.0002 (-0.045)	0.0017 (0.914)	0.0004 (0.264)	0.0027 (1.187)
R^2	0.0737	0.8830	0.1040	0.0605	0.7592	0.0852
Log L	466,527	557,679	458,301	2,705,847	3,005,836	2,638,971

1) 식(5.4)은 현물과 선물, 식(5.5)은 현물과 ETF, 식(5.6)은 ETF와 선물 간의 관계를 나타냄.
 2) ()는 Newey-West 모형으로 자기상관관계와 이분산성을 조정하여 구한 t 값을 나타냄.
 3) ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

수익률을 10분 정도 선행하는 것으로 나타났다. 식(5.6)의 ETF와 선물수익률 간의 1분 자료는 β_6 까지 유의한 양(+)의 값을 보여 ETF 수익률이 선물수익률을 6분 정도 선행하는 것으로 나타났으나 5분 자료는 β_1 까지 유의한 양(+)의 값을 보여 ETF 수익률이 선물수익률을 5분 정도 선행하는 것으로 나타났다.

4.3.3. 한국과 미국시장의 선·후행 관계 비교

한국시장의 회귀식에 의한 선·후행 관계에서 5분 자료의 분석결과 현물시장과 선물시장은 두 시장 간의 많은 양의 정보에 대해 동시에 반응하는 것으로 나타났다. 전체기간 동안 선물시장이 현물시장에 영향을 주며, 선물시장이 현물시장을 더 강하게 선도함을 알 수 있었다. 현물시장과 ETF 시장의 분석결과에서 두 시장 간에는 상호 영향을 주며, ETF 시장은 현물시장을 강하게 선도하는 것으로 나타났다. 선물시장과 ETF 시장의 분석결과는 선물시장이 ETF 시장에 영향을 주며, 선물시장이 ETF 시장을 더 강하게 선행하는 것으로 나타났다. 1분 자료에서 시장 상호 간의 관계는 5분 자료로 분석하였을 때와 큰 차이는 없으나 어느 시차까지 영향을 미치는지 보다 세밀하게 분석할 수 있다. 분석결과 선물시장이 현물시장을 3분 정도 선행하였고, ETF 시장은 현물시장을 3분 정도 선행하였으며, 선물시장은 ETF 시장을 2분 정도 선행하는 것으로 나타났다.

미국시장에서도 5분 자료의 분석결과 현물시장과 선물시장은 두 시장이 시장의 정보에 대해 동시에 반응하는 것으로 나타났다. 전체기간 동안 현물과 선물시장은 상호 영향을 주며, 선물시장이 현물시장을 보다 강하게 선도하는 것으로 나타났다. 현물시장과 ETF 시장의 분석결과는 ETF 시장이 현물시장에 영향을 주며, ETF 시장이 현물시장을 강하게 선도하는 것으로 나타났다. 선물시장과 ETF 시장은 두 시장 간에 상호 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 미국시장은 한국시장과는 반대로 ETF 시장이 선물시장을 강하게 선도하는 것으로 나타났다. 1분 자료의 분석결과는 선물시장이 현물시장을 3분 정도 선행하였고, ETF 시장은 현물시장을 5분 정도 선행하였으며, ETF 시장은 선물시장을 6분 정도 선행하는 것으로 나타났다.

4.4. VECM의 인과관계 분석

4.4.1. 단위근 검정

현물가격, 선물가격, ETF 가격 간의 공적분 관계는 각 시계열이 불안정적이지만 그 선형결합이 안정적일 때 공적분 관계를 이룬다고 할 수 있으므로 각 시계열에 대한 안정성 검정이 선행되어야 한다. 또한 시계열자료에 대한 단위근의 여부는 Dickey-Fuller(1979)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정으로 판단할 수 있다. 그리고 단위근이 있다는 귀무가설에 대한 유의성 검정은 MacKinnon(1991)이 제시하고 있는 임계치(critical value)를 이용하였다.

<표 5-6>, <표 5-7>의 분석결과에서 한국과 미국시장의 가격수준 시계열자료는 단위근이 존재하여 시계열이 안정적이지 못한 것으로 나타났다. 그러나 한국과 미국시장의 로그차분 시계열자료는 MacKinnon(1996)이 제시하는 임계치(-3.958)보다 작아서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 모두 기각하기 때문에 단위근이 존재하지 않는 안정적인 것으로 나타났다.

적정 lag(p)를 선택하기 위해서는 AIC(Akaike's Information Criterion) 또는 SIC(Schwarz Information Criterion)를 사용할 수 있으며, 최적의 lag p는 이들 값을 최소화하는 숫자이다. 그러나 AIC는 lag p를 큰 값으로 나타내는 경우가 있으므로 본 연구에서는 SIC 기준에 의거하여 적정 lag p를 선택하였다.

<표 5-6>에서 한국시장의 5분 자료(A-2)의 경우 현물은 p=1, 선물은 p=0, ETF는 p=0일 때 SIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 1분 자료(B-2)의 경우 현물은 p=7, 선물은 p=0, ETF는 p=0일 때 SIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다.

<표 5-7>에서 미국시장의 5분 자료(C-2)의 경우 현물은 p=1, 선물은 p=1, ETF는 p=1일 때 SIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 1분 자료(D-2)의 경우 현물은 p=4, 선물은 p=1, ETF는 p=3일 때 SIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다.

<표 5-6> 한국시장의 단위근 검정결과

구분	KOSPI200 현물	KOSPI200 선물	KODEX200
A-1: 가격수준시계열(5분 자료)			
ADF(p)	-2.331(2)	-2.342(1)	-2.178(1)
PP	-2.269	-2.324	-2.151
A-2: 로그차분시계열(5분 자료)			
ADF(p)	-203.825***(1)	-285.811***(0)	-286.029***(0)
PP	-287.252***	-285.824***	-286.031***
B-1: 가격수준시계열(1분 자료)			
ADF(p)	-2.351(8)	-2.352(1)	-2.177(1)
PP	-2.272	-2.308	-2.149
B-2: 로그차분시계열(1분 자료)			
ADF(p)	-227.476***(7)	-639.752***(0)	-655.627***(0)
PP	-624.219***	-640.027***	-655.967***

- 1) ADF(p)와 PP는 Augmented Dickey-Fuller와 Phillips-Perron 검정방법에 의한 시계열의 비정상성 검정통계량을 의미하고, ADF의 (p)는 차분추가항을 나타냄. 차분추가항은 SIC 기준에 의거하여 선정함. MacKinnon(1996)이 제시하는 1% 임계치는 -3.958임.
 2) ***는 0.1%의 통계적 유의수준을 나타냄.



<표 5-7> 미국시장의 단위근 검정결과

구분	S&P500 현물	S&P500 선물	SPDR
C-1: 가격수준시계열(5분 자료)			
ADF(p)	-3.038(2)	-3.175(2)	-3.063(2)
PP	-3.038	-3.163	-3.086
C-2: 로그차분시계열(5분 자료)			
ADF(p)	-205.291(1)	-214.668(1)	-215.623(1)
PP	-270.454	-302.164	-302.781
D-1: 가격수준시계열(1분 자료)			
ADF(p)	-3.102(5)	-3.220(2)	-3.105(4)
PP	-3.038	-3.143	-3.085
D-2: 로그차분시계열(1분 자료)			
ADF(p)	-286.889***(4)	-482.723***(1)	-340.378***(3)
PP	-589.740***	-691.085***	-668.934***

주) <표 5-6> 참조

4.4.2. 공적분 검정(Cointegration Procedure)

공적분 검정은 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량으로 확장한 것이며, 시계열 분석에서는 장기적 균형관계를 공적분이라고 한다. Johansen의 공적분 검정법은 Trace 통계량(λ_{trace})과 최대고유치 통계량(λ_{max})을 이용하여 2개의 귀무가설($r=0$, $r=1$)을 검정하여 공적분 유무를 판별하게 된다. 공적분 관계가 성립하기 위해서 해당 시계열이 동일한 lag(p)로 적분되어 있어야 한다.

<표 5-6>의 한국 주가지수에 대한 시계열 정상성 검정에서 로그차분 시계열은 1차 적분 시계열이므로 공적분 관계가 성립하기 위한 전제조건을 충족한다. <표 5-8>, <표 5-9>는 한국의 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200 시장에서 각각 5분, 1분 자료에 대한 공적분 분석결과를 보여주고 있다. 공적분 검정의 시차는 한국과 미국시장에서 VAR(p)모형에 기초하여 AIC(1973)값이 최소값을 나타내는 lag(p)를 최종 시차로 결정하였다.

<표 5-8>의 한국시장에 대한 5분 자료(A-1)에서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($r=0$)은 λ_{trace} 와 λ_{max} 이 각각 213.462와 186.982로 추정되어 1% 유의수준에서 기각되고 있으며, 공적분 관계가 1개 존재한다는 귀무가설($r=1$) 또한 λ_{trace} 와 λ_{max} 통계량이 26.480과 18.954로 추정되어 1% 유의수준에서 기각되고 있다. 따라서 모든 표본에 대하여 공적분식이 1개 존재하는 것으로 확인되어, VECM은 공적분식이 1개인 모형을 사용한다. 그러나 이들 세 변수들 간의 공적분 관계가 2개 존재한다는 귀무가설($r=2$)은 각각 7.527과 7.527로 추정되어 5% 유의수준에서도 기각되지 않고 있음을 보여준다. 따라서 KOSPI200 현물, KOSPI200 선물 및 KODEX200의 가격 시계열은 공적분 관계가 있으며, 이들 변수들이 밀접하게 연관되어 있음을 보여주고 있다. 5분 자료(A-2)는 공적분식에서 β 를 추정한 결과로서 $\beta_F=1$ 로 정규화 시켰을 때 현물가격을 나타내는 β_S 가 -1.1102를 나타냈고, ETF 가격을 나타내는 β_E 는 0.1008을 나타냈다. 이는 장기평균으로 회귀하는 과정에서 현물가격이 크게 조정되고, ETF 가격은 큰 영향을 미치지 못하는 것을 의미한다. <표 5-9>의 1분 자료에 대한 공적분 검정에서도 5분 자료의 추정결과와 유사하게 나타났다.

<표 5-8> 한국시장의 공적분 검정결과(5분 자료)

A-1: 공적분 검정($p=6$)				
가설	고유값	λ_{trace}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.00238	213.462	35.193***	41.195***
$r=1$	0.00024	26.480	20.262***	25.078***
$r=2$	0.000096	7.527	9.165	12.761
가설	고유값	λ_{max}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.00238	186.982	22.300***	27.068***
$r=1$	0.00024	18.954	15.892***	20.161**
$r=2$	0.000096	7.527	9.165	12.761

A-2: β 의 추정: 공적분식(CE) = $F_{t-1} + \beta_S S_{t-1} + \beta_E E_{t-1}$		
β_F	β_S	β_E
1.0000	-1.1102(0.0411)	0.1008(0.0408)

1) 공적분 검정의 시차는 VAR(p)모형에 기초하여 AIC(1973)값이 최소값을 나타내는 lag(p)를 최종 시차로 결정함.

2) r 은 공적분 벡터의 수를 나타내고, $\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\lambda_i)$, $\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1-\lambda_{r+1})$

이며, λ 는 VECM의 장기조정행렬의 추정된 고유값을 나타냄.

3) β 는 정규화된 공적분 계수이며, ()는 표준오차를 나타냄.

4) ***, **는 1%, 5%의 통계적 유의수준을 나타냄.

<표 5-9> 한국시장의 공적분 검정결과(1분 자료)

B-1: 공적분 검정($p=9$)				
가설	고유값	λ_{trace}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.00088	382.437	35.193***	41.195***
$r=1$	0.000072	35.723	20.262***	25.078***
$r=2$	0.000019	7.591	9.165*	12.761*
가설	고유값	λ_{max}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.00088	346.714	22.300***	27.068***
$r=1$	0.000072	28.132	15.892***	20.161**
$r=2$	0.000019	7.591	9.165*	12.761*

B-2: β 의 추정: 공적분식(CE) = $F_{t-1} + \beta_S S_{t-1} + \beta_E E_{t-1}$		
β_F	β_S	β_E
1.0000	-1.1342(0.0308)	0.1246(0.0307)

주) <표 5-8> 참조

<표 5-10> 미국시장의 공적분 검정결과(5분 자료)

C-1: 공적분 검정($p=8$)				
가설	고유값	λ_{trace}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.022366	2,014.006	35.193***	41.195***
$r=1$	0.000143	20.448	20.262**	25.078**
$r=2$	0.000089	7.829	9.165*	12.761*
가설	고유값	λ_{max}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.00088	1,993.559	22.300	27.068
$r=1$	0.000072	12.618	15.892	20.161
$r=2$	0.000019	7.829	9.165*	12.761*
C-2: β 의 추정: 공적분식(CE) = $F_{t-1} + \beta_S S_{t-1} + \beta_E E_{t-1}$				
	β_F	β_S	β_E	
	1.0000	-0.2743(0.0113)	-7.7717(0.1037)	

주) <표 5-8> 참조

<표 5-11> 미국시장의 공적분 검정결과(1분 자료)

D-1: 공적분 검정($p=9$)				
가설	고유값	λ_{trace}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.004841	2,156.782	35.193***	41.195***
$r=1$	0.000026	18.309	20.262*	25.078*
$r=2$	0.000016	6.987	9.165	12.761
가설	고유값	λ_{max}	5% 임계치	1% 임계치
$r=0$	0.004841	2,138.473	22.300	27.068
$r=1$	0.000026	11.322	15.892	20.161
$r=2$	0.000016	6.987	9.165	12.761
D-2: β 의 추정: 공적분식(CE) = $F_{t-1} + \beta_S S_{t-1} + \beta_E E_{t-1}$				
	β_F	β_S	β_E	
	1.0000	-0.2743(0.0118)	-7.7710(0.1079)	

주) <표 5-8> 참조

한편 <표 5-7>의 미국 주가지수에 대한 시계열 정상성 검정에서도 로그 차분 시계열도 1차 적분 시계열이므로 공적분 관계가 성립하기 위한 전제조건을 충족한다. <표 5-10>, <표 5-11>는 미국의 S&P500 현물, S&P500 선물 및 SPDR 시장에서 각각 5분, 1분 자료에 대한 공적분 검정결과를 나타낸다.

<표 5-10>의 미국시장에 대한 5분 자료(C-1)에서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($r=0$)은 λ_{trace} 와 λ_{max} 통계량이 각각 2,014.006과 1,993.559로 측정되어 1% 유의수준에서 기각되고 있으며, 공적분 관계가 1개 존재한다는 귀무가설($r=1$)은 λ_{trace} 통계량이 20.448로 측정되어 5% 유의수준에서 기각되고 있으나 λ_{max} 통계량은 12.618로 측정되어 5% 유의수준에서 기각되지 않고 있음을 보여준다. 그러나 세 변수들 간의 공적분 관계가 2개 존재한다는 귀무가설($r=2$)은 각각 7.829와 7.829로 측정되어 10% 유의수준에서 기각되고 있음을 보여준다. 따라서 S&P500 현물, S&P500 선물 및 SPDR의 가격 시계열은 공적분 관계가 있으며, 이들 변수들이 밀접하게 연관되어 있음을 보여주고 있다. 5분 자료(C-2)는 공적분식에서 β 를 추정된 결과로서 $\beta_F=1$ 로 정규화 시켰을 때 현물가격을 나타내는 β_S 가 -0.2743을 나타냈고, ETF 가격을 나타내는 β_E 는 -7.7717을 나타냈다. 이는 한국시장과는 반대의 결과로서 장기평균으로 회귀하는 과정에서 ETF 가격이 크게 조정되고, 현물가격은 큰 영향을 미치지 못하는 것을 의미한다. <표 5-11>의 1분 자료에 대한 공적분 검정에서는 공적분 관계가 1개 존재한다는 귀무가설($r=1$)은 λ_{trace} 통계량이 18.309로 측정되어 10% 유의수준에서 기각되고 있으나 λ_{max} 통계량은 11.322로 측정되어 10% 유의수준에서도 기각되지 않고 있음을 보여준다.

4.4.3. 벡터오차수정모형(VECM)

<표 5-12>에서 조정계수 α 의 추정치는 균형관계에서 괴리에 대한 반응 정도를 나타내는 것으로 분석결과 한국시장의 5분 자료에서 선물 조정계수 α_2 가 유의하지 않은 0에 가까운 양(+)의 값으로 나타난 것을 제외하면 나머지 모든 시장의 5분, 1분 자료에서는 유의하게 음(-)의 값으로 나타났다. 즉 장기균형관계에 있어서 직전 기간에 현물가격이 선물가격보다 높은 경우이면 이를 조정하기 위하여 현물 조정계수 α_1 는 음(-)의 값을 나타내고, 선물 조정계수 α_2 는 양(+)의 값을 나타내는 것이며, 그 중에서 선물지수의 조정계수(α_2)가 유의하지는 않지만

<표 5-12> VECM 분석결과

구분	5분 자료		1분 자료	
	계수	t 값	계수	t 값
A. 한국시장				
α_1	-1.938***	-43.098	-1.946***	-136.079
α_2	0.001	1.467	-0.557***	-28.440
α_3	-0.344***	-7.968	-0.092***	-20.894
B. 미국시장				
α_1	-1.887***	-24.885	-2.299***	-95.375
α_2	-0.015***	-10.788	-0.004***	-17.574
α_3	-1.028***	-11.889	-1.130***	-37.243

- 1) 지수별 오차수형모형을 적용하고 SIC 기준에 따라 lag(p)을 결정함.
- 2) t 값은 Newey-West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정하여 구함.
- 3) $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 은 각각 두 시장에서의 현물, 선물 및 ETF 지수에 대한 오차수정항 계수를 나타냄.
- 4) ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.

가장 0에 가까운 값을 가지는 것으로 보아 세 변수 중 시장의 균형관계로 회귀 하는데 큰 역할을 못하는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 현물지수의 조정계수 (α_1)나 ETF 지수의 조정계수(α_3)는 1% 유의수준에서 시장의 균형관계에 큰 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. 그리고 미국시장에서는 모든 지수에서 조정계수의 추정치는 유의하게 음(-)의 값을 나타내고 있기 때문에 시장의 균형관계에 큰 역할을 하는 것으로 볼 수 있다.

4.5. 변동성전이효과의 측정 결과

4.5.1. 한국시장

<표 5-13>는 Bollerslev, Engle, and Woodridge(1988)의 시간가변 상관관계를 모형화한 다변량(multivariate) GARCH모형에 의한 KOSPI200 현물시장, KOSPI200 선물시장 및 KODEX200 시장 간의 변동성전이효과를 나타낸다. 표에서 보면 모든 시장에서 α_i 와 β_i 의 값이 0.1% 유의수준에서 양(+)의 값으로 유의하게 나타나는 것은 자체 시장의 변동성에 대한 충격이 시간이 경과할수록 지속

되고 있음을 보여주는 것이다.

KOSPI200 현물시장에 대한 다른 시장의 변동성전이효과를 살펴보면 다음과 같다. 5분 자료에서 식(5.12)의 KOSPI200 현물시장에 대한 KOSPI200 선물시장의 변동성전이효과(γ_1)는 0.1% 유의수준에서 KOSPI200 선물시장의 변동성이 KOSPI200 현물시장으로 전이되고 있으며, KOSPI200 현물시장에 대한 KODEX200 시장의 변동성전이효과(δ_1)도 0.1% 유의수준에서 유의하게 나타나 KODEX200 시장의 변동성이 KOSPI200 현물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. 식(5.13)의 KOSPI200 선물시장에 대한 변동성전이효과(δ_2)는 0.1% 유의수준에서 유의하게 나타나 KODEX200 시장의 변동성이 KOSPI200 선물시장으로 전이되고 있으며, 식(5.14)의 KODEX200 시장에 대한 KOSPI200 현·선물시장의 변동성전이효과는 0.1% 유의수준에서 KODEX200 시장으로 전이되고 있음을 보여준다.

결론적으로 5분 자료의 분석결과 첫째, KOSPI200 현물과 선물시장 간의 변동성전이효과는 선물시장에서 현물시장으로의 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. 둘째, KOSPI200 선물시장과 KODEX200 시장 간에는 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으나 전이계수의 크기를 비교할 때($\delta_2 > \delta_3$) KODEX200 시장에서 KOSPI200 선물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 셋째, KOSPI200 현물시장과 KODEX200 시장 간에도 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으며, 전이계수의 크기를 비교해 보면($\delta_1 > \gamma_3$) KODEX200 시장에서 KOSPI200 현물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 이는 KODEX200 시장이 가격발견 과정에서 의미 있는 가격발견기능을 제공하고 있음을 보여주는 것이다.

한편 1분 자료의 분석결과 첫째, KOSPI200 현물과 선물시장 간의 변동성전이효과도 선물시장에서 현물시장으로의 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. 둘째, KOSPI200 선물시장과 KODEX200 시장 간에는 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으며, 전이계수의 크기를 비교할 때($\delta_2 < \delta_3$) KODEX200 시장에서 KOSPI200 선물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 셋째, KOSPI200 현물시장과 KODEX200 시장 간에도 양방향의 변동성전이효과가 나타나며, 전이계수의 크기를 비교해 보면($\delta_1 > \gamma_3$) KODEX200 시장에서 KOSPI200 선물시

<표 5-13> 한국시장의 다변량 GARCH모형에 의한 추정결과

A-1: 5분 자료(관측수: 78,511)						
구분	KOSPI200 현물		KOSPI200 선물		KODEX200	
모수	계수	z 통계	계수	z 통계	계수	z 통계
$c(10^{-6})$	1.690***	45.675	0.014***	55.160	2.070***	48.219
α_i	0.149***	40.669	0.080***	125.979	0.150***	46.44
β_i	0.696***	113.317	0.909***	1,332.72	0.600***	75.044
$\gamma_i(10^{-6})$	0.078***	13.903	0.004***	7.574	-0.103***	-55.993
$\delta_i(10^{-6})$	-0.081***	-36.685	0.001***	2.576	-0.029***	-4.860
Log L	382,503		431,808		387,694	
A-2: 1분 자료(관측수: 392,519)						
구분	KOSPI200 현물		KOSPI200 선물		KODEX200	
모수	계수	z 통계	계수	z 통계	계수	z 통계
$c(10^{-7})$	0.068***	74.660	4.580***	318.214	0.173***	710.862
α_i	0.055***	82.881	0.184***	609.226	0.106***	658.942
β_i	0.805***	585.856	0.636***	594.171	0.892***	7,172.90
$\gamma_i(10^{-7})$	-0.991***	-191.254	-0.038***	-103.748	-0.021***	-102.632
$\delta_i(10^{-7})$	1.350***	277.088	-0.356***	-76.744	0.167***	327.187
Log L	2,515,482		2,220,921		2,336,981	

1) Bollerslrsv-Wooldrige(1992)의 강건한 표준오차와 공분산을 고려한 추정치를 나타냄.

2) ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.

장으로서의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 이는 5분 자료와 마찬가지로 VECM의 추정결과와도 일치하는 것이다.

4.5.2. 미국시장

<표 5-14>는 S&P500 현물시장, S&P500 선물시장 및 SPDR 시장 간의 변동성전이효과를 나타낸다. 모든 시장에서 α_i 와 β_i 의 값은 0.1% 유의수준에서 양(+)으로 유의하게 나타나 자체시장의 변동성에 대한 충격이 시간이 경과할수록 지속되고 있음을 보여준다.

전체기간 동안 S&P500 현물시장에 대한 다른 시장의 변동성전이효과를 살펴 보면 다음과 같다. 5분 자료에서 식(5.12)의 S&P500 현물시장에 대한 S&P500 선물시장의 변동성전이효과(γ_1)는 0.1% 유의수준에서 S&P500 선물시장의 변동성이 S&P500 현물시장으로 전이되고 있으며, S&P500 현물시장에 대한 SPDR 시장의 변동성전이효과(δ_1)도 0.1% 유의수준에서 유의하게 나타나 SPDR 시장의 변동성이 S&P500 현물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. 식(5.13)의 S&P500 선물시장에 대한 변동성전이효과(δ_2)는 0.1% 유의수준에서 유의하게 나타나 S&P500시장의 변동성이 S&P500 선물시장으로 전이되고 있으며, 식(5.14)의 SPDR 시장에 대한 S&P500현·선물시장의 변동성전이효과는 0.1% 유의수준에서 SPDR 시장으로 전이되고 있음을 보여준다.

<표 5-14> 미국시장의 다변량 GARCH모형에 의한 추정결과

B-1: 5분 자료(관측수: 88,140)						
	S&P500 현물		S&P500 선물		SPDR	
	계수	z 통계	계수	z 통계	계수	z 통계
$c(10^{-6})$	0.089***	137.805	1.850***	91.587	1.470***	50.940
α_i	0.192***	124.344	0.150***	61.173	0.159***	48.211
β_i	0.776***	498.447	0.600***	146.312	0.669***	110.522
$\gamma_i(10^{-8})$	-0.013***	-141.142	-2.220***	-151.522	-3.100***	-236.144
$\delta_i(10^{-8})$	-1.620***	-168.568	8.770***	18.342	-0.116***	-19.723
Log L	483,818		436,644		441,626	
B-2: 1분 자료(관측수: 440,700)						
	S&P500 현물		S&P500 선물		SPDR	
	계수	z 통계	계수	z 통계	계수	z 통계
$c(10^{-6})$	0.038***	285.707	0.025***	1,545.79	0.098***	375.895
α_i	0.193***	247.344	0.255**	1,077.05	0.190***	354.103
β_i	0.799***	1,352.72	0.719***	4,331.94	0.786***	1,512.16
$\gamma_i(10^{-8})$	-0.002***	-87,581	2.990***	827.875	-0.014***	-17.804
$\delta_i(10^{-8})$	0.510***	54.615	1.800***	365.902	-0.003***	2,510.34
Log L	2,762,672		2,646,651		2,634,232	

1) Bollerslrsv-Wooldrige(1992)의 강건한 표준오차와 공분산을 고려한 추정치를 나타냄.

2) ***는 1%의 통계적 유의수준을 나타냄.

5분 자료의 분석결과 첫째, S&P500 현물과 선물시장 간의 변동성전이효과는 선물시장에서 현물시장으로의 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. 둘째, S&P500 선물시장과 SPDR 시장 간에는 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으나 전이계수의 크기를 비교할 때($\delta_2 > \delta_3$) SPDR 시장에서 S&P500 선물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 셋째, S&P500 현물시장과 SPDR 시장 간에도 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으며, 전이계수의 크기를 비교해 보면($\delta_1 > \gamma_3$) SPDR 시장에서 S&P500 현물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다.

한편 1분 자료의 분석결과도 5분 자료의 분석결과와 동일하게 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. 즉 SPDR 시장에서 S&P500 선물시장으로, SPDR 시장에서 S&P500 현물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타나며, 이는 5분 자료에서처럼 VECM의 추정결과와도 일치하는 것이다.

4.5.3. 변동성전이효과의 비교

한국시장의 KOSPI200 현물시장에 대한 다른 시장의 변동성전이효과에서 5분 자료의 분석결과 KOSPI200 현물시장에 대한 KOSPI200 선물시장의 변동성전이효과(γ_1)는 KOSPI200 선물시장의 변동성이 KOSPI200 현물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. 또한 KOSPI200 현물시장에 대한 KODEX200 시장의 변동성전이효과(δ_1)는 KODEX200 시장의 변동성이 KOSPI200 현물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. KOSPI200 선물시장에 대한 변동성전이효과(δ_2)는 KODEX200 시장의 변동성이 KOSPI200 선물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. 그리고 KODEX200 시장에 대한 KOSPI200 현·선물시장의 변동성전이효과는 KODEX200 시장으로 전이되고 있음을 보여준다.

결론적으로 5분 자료의 분석결과 첫째, KOSPI200 현물과 선물시장 간의 변동성전이효과는 선물시장에서 현물시장으로의 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. 둘째, KOSPI200 선물시장과 KODEX200 시장 간에는 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으나 전이계수의 크기를 비교할 때($\delta_2 > \delta_3$) KODEX200 시장에

서 KOSPI200 선물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 셋째, KOSPI200 현물시장과 KODEX200 시장 간에도 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으며, 전이계수의 크기를 비교해 보면($\delta_1 > \gamma_3$) KODEX200 시장에서 KOSPI200 현물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타나며, 이는 VECM의 추정결과와 일치하는 것으로 KODEX200 시장이 가격발견과정에서 가격발견기능을 제공하고 있음을 보여준다.

1분 자료의 분석결과 첫째, KOSPI200 현물과 선물시장 간의 변동성전이효과도 선물시장에서 현물시장으로의 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. 둘째, KOSPI200 선물시장과 KODEX200 시장 간에는 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으며, 전이계수의 크기를 비교할 때($\delta_2 < \delta_3$) KODEX200 시장에서 KOSPI200 선물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 셋째, KOSPI200 현물시장과 KODEX200 시장 간에도 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으며, 전이계수의 크기를 비교해 보면($\delta_1 > \gamma_3$) KODEX200 시장에서 KOSPI200 현물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타나며, 이는 VECM의 추정결과와도 일치하는 것이다.

한편 미국시장의 S&P500 현물시장에 대한 다른 시장의 변동성전이효과에서 5분 자료의 분석결과 S&P500 현물시장에 대한 S&P500 선물시장의 변동성전이효과(γ_1)는 S&P500 선물시장의 변동성이 S&P500 현물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. 또한 S&P500 현물시장에 대한 SPDR 시장의 변동성전이효과(δ_1)는 SPDR 시장의 변동성이 S&P500 현물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. S&P500 선물시장에 대한 변동성전이효과(δ_2)도 S&P500시장의 변동성이 S&P500 선물시장으로 전이되고 있음을 보여준다. 그리고 SPDR 시장에 대한 S&P500 현·선물시장의 변동성전이효과는 SPDR 시장으로 전이되고 있음을 보여준다.

결론적으로 5분 자료의 분석결과 첫째, S&P500 현물과 선물시장 간의 변동성전이효과는 선물시장에서 현물시장으로의 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. 둘째, S&P500 선물시장과 SPDR 시장 간에는 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으나 전이계수의 크기를 비교할 때($\delta_2 > \delta_3$) SPDR 시장에서 S&P500 선

물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타난다. 셋째, S&P500 현물시장과 SPDR 시장 간에도 양방향의 변동성전이효과가 나타나고 있으며, 전이계수의 크기를 비교해 보면($\delta_1 > \gamma_3$) SPDR 시장에서 S&P500 현물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타나며, 이는 VECM의 추정결과와도 일치하는 것이다.

1분 자료의 분석결과도 5분 자료의 분석결과와 동일하게 양방향의 변동성전이효과를 보여준다. SPDR 시장에서 S&P500 선물시장으로, SPDR 시장에서 S&P500 현물시장으로의 변동성전이효과가 크게 나타나며, VECM의 추정결과와도 일치하는 것을 보여준다.



VI. 결 론

1. 연구의 요약

본 연구는 한국과 미국 ETF 시장의 시장효율성을 비교한 연구로 한국의 KODEX200과 미국의 SPDR을 대상으로 하여 크게 3가지의 주제를 가지고 분석하였다. 구체적으로 지수별 수익률과 변동성에 대한 한국과 미국시장의 요일효과, 일중효과, 그리고 정보전이효과의 분석결과를 다음과 같이 정리할 수 있다.

우선 한국과 미국 ETF 시장을 중심으로 요일효과의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한국의 KODEX200 ETF시장에서 수익률의 요일효과는 전체기간 동안 존재하지 않았다. 하위기간별로 수익률의 요일효과는 달리 나타났는데, 1기간에서 화요일효과가 나타났고, 2기간에서 금요일효과가 나타났으며, 3기간에서는 요일효과가 나타나지 않았다.

변동성의 요일효과는 전체기간 동안 존재하며, 월요일의 변동성이 가장 낮은 월요일효과가 나타났다.

기간별 분석결과 KODEX200 ETF 시장은 2기간에서 금요일의 변동성이 가장 작게 나타났으며, 수익률도 가장 낮게 나타났다. KOSPI200 현물은 1, 2기간에서 목요일의 변동성이 가장 크게 나타났으며, 3기간에서는 수요일의 변동성이 가장 크게 나타났다. 그러나 KOSPI200 현물은 2기간에서 수요일의 수익률이 높게 나타난 반면 변동성은 가장 작게 나타나 투자전략으로서 유리하다고 할 수 있으며, KOSPI200 선물은 3기간에서 화요일이 매도 전략에 가장 유리함을 보여주었다.

둘째, 미국은 수익률의 요일효과가 전체기간 동안 나타나지 않았으며, 기간별 분석결과 더 이상의 요일효과는 나타나지 않았다.

변동성의 요일효과는 전체기간의 분석결과 SPDR ETF와 S&P500 현물의 변동성이 가장 작게 나타났으나 화요일의 변동성은 비유의적이지만 양(+)의 값을 나타내어 가장 높은 변동성을 보였다. S&P500 선물도 화요일의 변동성이 비유의적

이나 가장 높게 나타났다.

기간별 분석결과 SPDR ETF는 1, 2기간에서 화요일의 변동성이 크게 나타났으며, 3기간에서는 목요일의 변동성이 가장 크게 나타났다. S&P500 현물은 1기간에서 화요일의 변동성이 크게 나타났으나 2, 3기간에서는 목요일의 변동성이 가장 높게 나타났다. S&P500 선물도 1기간에서 화요일의 변동성이 크게 나타났으나 2, 3기간에서는 목요일의 변동성이 가장 크게 나타났다.

셋째, 한국은 모든 시장의 거래량변화율이 전체기간 동안 월요일효과가 나타났다. 기간별 분석결과 KODEX200 ETF는 1기간에서 월요일효과가 나타났고, 2, 3기간에서 화요일효과가 나타났다. KOSPI200 현물은 하위기간 모두에서 월요일효과가 나타났다. KOSPI200 선물은 1, 3기간에서 월요일효과가 나타났으며, 2기간에서 금요일효과가 나타났다.

변동성의 요일효과는 전체기간의 분석결과 KODEX200 ETF는 목요일의 변동성이 가장 크게 나타났고, 거래량변화율도 가장 높게 나타났다. 이는 변동성과 거래량의 상관관계에 반하는 주식시장 이례현상으로 볼 수 있다. KOSPI200 현물은 월요일의 변동성이 가장 크게 나타났으나 거래량은 낮게 나타났고, KOSPI200 선물은 금요일의 변동성이 크게 나타났으나 거래량은 낮게 나타났다. 이는 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

기간별 분석결과 KODEX200 ETF는 2, 3기간에서, KOSPI200 현물은 1, 3기간에서 목요일의 변동성이 가장 크게 나타났으며, 목요일의 거래량도 가장 높게 나타났다. 이는 FV(1990)의 주장과는 상반되는 현상으로 변동성과 거래량의 관계에 반하는 주식시장 이례현상으로 볼 수 있다.

넷째, 미국은 거래량변화율이 전체기간 동안 SPDR ETF와 S&P500 현물은 월요일효과가 나타났고, S&P500 선물은 금요일효과가 나타났다.

기간별 분석결과 SPDR ETF와 S&P500 현물은 하위기간 모두에서 월요일효과가 나타났다. S&P500 선물은 1, 2기간에서 금요일효과가 나타났으며, 3기간에서 월요일효과가 나타났다.

변동성의 요일효과는 전체표본의 분석결과 SPDR ETF와 S&P500 현물은 금요일의 변동성이 가장 높게 나타났다. S&P500 선물은 월요일의 변동성이 가장 크

게 나타난 반면, 월요일의 거래량은 가장 낮게 나타났다. 이는 가격변동이 높은 기간에 거래하기를 기피하는 유동성 거래자들로 인하여 낮은 거래량을 동반하게 된다는 FV(1990)의 주장과도 일치하는 것이다.

기간별 분석결과 SPDR ETF는 1기간에서 화요일의 변동성이 가장 크게 나타났고, 2, 3기간에서 금요일의 변동성이 가장 크게 나타났다. S&P500 현물은 1, 3기간에서 금요일의 변동성이 가장 크게 나타났으며, 2기간에서 수요일의 변동성이 가장 크게 나타났다. S&P500 선물은 1, 2기간에서 월요일의 변동성이 가장 크게 나타났으며, 3기간에서는 금요일의 변동성이 가장 크게 나타났다. 특히 S&P500 선물은 2기간에서 화요일의 변동성은 가장 작게 나타난 반면, 화요일에 거래량은 가장 높게 나타나기 때문에 거래량에 따른 투자전략으로 볼 때 화요일이 다른 요일들에 비하여 유리하다는 것을 보여주었다.

다섯째, 요일효과와 1월효과의 관련성에 대하여 한국은 전체기간 동안 KODEX200 ETF는 1월에 대한 요일효과는 나타났으나 1월 이외 월에 대한 요일효과는 나타나지 않았다. 미국은 전체기간 동안 SPDR ETF를 포함한 모든 수익률에서 1월 이외 월에 대한 요일효과는 나타나지 않았으나 1월에 대한 요일효과는 나타났다. KOSPI200 현물 및 KOSPI200 선물은 1월 이외 월에 대한 요일효과는 나타났으나 1월에 대한 요일효과는 나타나지 않았다.

다음으로 한국과 미국시장의 일중효과의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한국은 수익률이 전체기간 동안 V자형 행태를 보여준 기존 연구와 달리 분명한 일중 행태가 없는 매우 노이즈(noise)한 모습을 보였으며, 미국도 기존 연구에서 수익률이 U자형 형태와는 다른 매우 노이즈한 일중 행태를 보였다.

둘째, KOSPI200 현물에서 금요일의 폐장시간대 수익률이 다른 거래시간대의 수익률보다 높게 나타나는 일말효과가 발견되었다. 그러나 나머지 주가수익률에서는 일초효과나 일말효과는 나타나지 않았다.

셋째, 한국은 월요일의 시간대별 누적평균수익률이 형성되고 있었고, 미국은 금요일의 누적평균수익률이 다른 요일에 비하여 아주 낮게 형성되고 있었으며, 지속적으로 음(-)의 누적평균수익률이 발생하고 있음을 알 수 있었다.

지수별 일중 누적평균수익률 분포에서 한국은 KODEX200 ETF, KOSPI200 현물, KOSPI200 선물에서 수요일에 가장 높게 나타났고, 미국은 SPDR ETF,

S&P500 현물은 목요일에, S&P500 선물은 수요일에 가장 높은 일중 누적평균 수익률을 나타냈다.

마지막으로 한국과 미국시장의 정보전이효과를 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 한국에서 KODEX200 ETF 시장은 KOSPI200 현물시장을 선행하였고, 미국에서는 SPDR ETF 시장은 S&P500 선물시장을 선행하는 것으로 나타났다. 특히 미국에서 SPDR ETF 시장은 S&P500 선물시장에 더욱 강하게 반응하는 것으로 나타났으며, 현·선물시장 간의 관계에서 선물시장은 한국과 미국시장 모두에서 현물시장을 선행하는 것으로 나타나 선행연구결과와 동일하게 나타났다.

둘째, 한국시장은 KODEX200 ETF 수익률과 KOSPI200 현물수익률이 양방향에서 서로 영향을 주었지만 KOSPI200 선물수익률이 KODEX200 ETF 수익률보다 강하게 선행하는 것으로 나타났다. 즉 5분 자료에서 KODEX200 ETF 시장과 KOSPI200 현물시장은 양방향에서 서로 영향을 주는 것으로 분석되었으나 1분 자료에서는 모두 양방향에서 서로 영향을 주는 것으로 분석되었다.

셋째, 미국시장은 S&P500 선물수익률과 SPDR ETF 수익률, S&P500 선물수익률과 현물수익률은 양방향에서 서로 영향을 주었지만 S&P500 선물수익률은 현물수익률을 선행하였고, SPDR ETF 수익률은 S&P500 선물수익률을 보다 강하게 선행하는 것으로 나타났다. 즉 5분 자료에서 S&P500 선물시장과 현물시장, S&P500 선물시장과 SPDR ETF 시장은 양방향에서 서로 영향을 주는 것으로 분석되었으나 1분 자료에서는 모든 시장이 양방향성을 나타내었다.

넷째, 한국시장은 5분 자료에서 KODEX200 ETF와 KOSPI200 현물시장에서 상호 간에 예측력을 갖는 것으로 나타났으나 미국시장은 SPDR ETF, S&P500 현물, 선물시장 모두에서 상호 간 예측력을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 미국시장이 한국시장에 비하여 가격발견기능에 있어서 우월한 시장이라고 볼 수 있을 것이다.

2. 연구의 시사점

본 논문은 세계적으로 높은 관심에도 불구하고 고빈도 자료(high-frequency

data)를 이용한 국가 간의 시장효율성 비교에 관한 연구는 상대적으로 거의 수행되지 않은 ETF 시장을 중심으로 시장효율성을 검증하기 위하여 주식시장 이례현상으로 요일효과, 일중효과, 그리고 시장 간의 전이효과에 대하여 분석하였다.

한국의 KODEX200 ETF와 미국의 SPDR ETF 시장의 시장효율성 비교에 관한 연구의 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 한국과 미국 ETF 시장에서 주식수익률의 일중 행태를 이용한 투자전략은 거래비용을 고려했을 경우 더 이상의 경제적 의미를 찾을 수 없었다.

둘째, 본 연구에서의 분석결과 한국시장의 정보의 효율성에 대한 의구심이 나타나고 있어 여전히 유동성이 미비한 주식에 대하여 거래제도의 보완점이 필요한 것으로 나타났다. 이는 한국시장이 제도 개선과 투자의 저변 확대를 통하여 자본시장 운영의 효율성을 제고해야 함과 동시에 올바른 시장정보를 제공함으로써 투자자들의 합리적인 투자행위를 유도해야 할 필요성이 있음을 시사한다.

셋째, 자산관리와 포트폴리오의 선택에서 자본시장에 대한 변동성의 예측력은 중요한 연구주제로 인식되고 있다. 특히 한국 주식시장은 급격한 가격변동을 방지하기 위해 가격제한폭제도가 시행되고 있음에도 불구하고 과잉 변동성이 존재하는 것으로 알려져 있다. 따라서 본 논문의 연구 결과에서처럼 투자자나 정책담당자들이 이러한 변동성의 발생 원인을 파악하는 것은 예측하지 못한 새로운 정보의 영향력에 따른 변동성의 예측력 향상에 크게 도움이 될 것이다.

3. 연구의 한계점과 향후 연구방향

본 연구의 분석 과정에서의 한계점과 그에 따른 향후 연구방향은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 분석기간의 구분에 따라 주식시장에서의 이례현상인 요일효과와 존재 여부를 중심으로 분석했기 때문에 주식시장 전반에 걸쳐서 시장효율성에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 요인들을 고려하여 시장효율성 변화와 요일효과를 분석하지 못한 한계점이 있으며, 미국을 비롯한 선진시장에서 증권시장의 효율성을 부정하는 연구 결과들에서 시장효율성이 부정되는 원인을 규명하는 것은 앞으로 보다 추가적인 분석으로 심도 있게 풀어가야 할 과제로 남아 있다.

둘째, 본 연구는 증권시장의 이례현상 중 요일효과에 대하여 거래빈도수가 가장 많은 한국과 미국의 ETF 시장을 중심으로 분석하였다. 그러나 이는 주식시장 이례현상의 일부이며, 최근의 주가 자료를 중심으로 한 배당락에 대한 연구와 개별 종목의 특성을 반영하는 베타나 주가수준 등을 고려한 후속 연구가 필요할 것이다. 또한 역사적 자료에 대한 체계적인 연구를 통하여 증권시장의 이례현상들의 원인을 규명하고, 효율적인 금융시장의 움직임을 합리적으로 예측하기 위해서는 여러 가지 주식시장 현상들의 상호 관련성과 종합적인 연구가 수행되어야 할 것이다.

셋째, 본 연구에서는 한국과 미국시장의 가격이 해외시장 정보에 반응하는 형태를 각 시장별로 구분하여 관찰하였다. 기존의 연구에 의하면 한국시장은 정보효율성이 높은 수준이어서 한국시장의 가격이 미국시장의 정보를 신속하게 반영하고 있음을 보여준다. 미국시장의 정보가 한국의 야간수익률의 움직임에 대해 높은 설명력을 나타내고 있으나 야간수익률은 동시호가 기준이고, 미국시장 정보를 이용하여 초과수익을 얻기에는 어렵기 때문에 한국시장이 효율적인 시장임을 보여주고 있다. 우선 두 시장을 분리시킴으로써 두 시장을 관련시킨 경우보다 모형의 전체 설명력을 개선할 수 있을 것인지는 향후 추가적인 분석을 통하여 분석할 필요성이 있을 것이다.

넷째, ETF 시장에서도 거래빈도가 낮은 종목들은 즉시 거래가 어렵고 거래상품에 대한 정보도 부족하여 거래비용이 높고 시장성이 떨어져서 내재가치에 비하여 할인되어 거래되는 경향이 있을 뿐만 아니라 상대적으로 선진시장에 비하여 인위적인 가격왜곡의 가능성이 높기 때문에 시장 위험에 노출되어 있다. 따라서 향후 연구에서는 시장의 범위를 확대하여 분석해야 할 필요성이 있을 것이다.

다섯째, 본 연구에서는 일중효과의 검증을 위한 자료의 분석기간을 글로벌 금융위기 기간(2009년~2013년) 이후의 고빈도 자료를 활용하여 검증을 수행하였으나 일중평균수익률에 민감하게 반응하는 연구인만큼 실증분석기간을 글로벌 금융위기 기간을 포함하여 분석하고 이를 비교해 볼 필요성이 있을 것이다.

한편 주식시장 이례현상으로 요일효과나 일중효과의 수익률은 거래제도, 정보요인, 주문불균형 등 여러 요인에 의해 영향을 받는 것으로 알려져 있지만 요일 또는 일중효과의 수익률의 행태에 관한 논의는 향후 많은 부분이 해결해야 할 과제이며 본 연구에서의 한계점으로 남아 있다.

부 록

<부록 1> 기간별 한국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 현물						KOSPI200 선물						KODEX200						
	1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간		
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	
수익률방정식																			
c	0.0352 (0.0011)	0.3382 (0.0021)	-0.1111 (0.0025)	0.1423 (0.0026)	0.0252 (0.0008)	-0.2828* (0.0017)	0.0598 (0.0012)	0.2463 (0.0021)	-0.1575 (0.0026)	0.4118* (0.0024)	0.0082 (0.0009)	-0.7678** (0.0034)	0.0475 (0.0012)	0.2420 (0.0019)	-0.1204 (0.0026)	0.4595* (0.0024)	0.0293 (0.0008)	-0.2431 (0.0016)	
a_M	0.0433 (0.0014)	-0.0809 (0.0013)	0.1994 (0.0035)	-0.0800 (0.0024)	-0.0634 (0.0010)	0.0021 (0.0010)	0.0212 (0.0015)	-0.0998 (0.0014)	0.2371 (0.0035)	-0.1212 (0.0024)	-0.0243 (0.0011)	0.1535 (0.0013)	0.0283 (0.0015)	-0.0810 (0.0013)	0.1708 (0.0035)	-0.1995 (0.0023)	-0.0556 (0.0010)	-0.0157 (0.0009)	
a_T	-0.0334 (0.0013)	-0.2730** (0.0012)	0.0661 (0.0029)	-0.2312 (0.0021)	0.0639 (0.0010)	0.1252 (0.0010)	-0.0708 (0.0014)	-0.2596** (0.0013)	0.0955 (0.0030)	-0.3122 (0.0022)	0.0862 (0.0011)	0.2448** (0.0012)	-0.0227 (0.0014)	-0.2407** (0.0012)	0.0831 (0.0030)	-0.3722* (0.0022)	0.0597 (0.0010)	0.0894 (0.0010)	
a_W	0.0530 (0.0015)	-0.1209 (0.0012)	0.2580 (0.0031)	0.0075 (0.0023)	0.0760 (0.0011)	0.1267 (0.0011)	0.0667 (0.0017)	-0.0514 (0.0013)	0.3311 (0.0032)	-0.0996 (0.0022)	0.0716 (0.0012)	0.2237* (0.0012)	0.0885 (0.0016)	-0.0246 (0.0013)	0.2756 (0.0032)	-0.2334 (0.0022)	0.0728 (0.0011)	0.0910 (0.0011)	
a_F	0.1103 (0.0015)	-0.0516 (0.0013)	-0.0806 (0.0031)	-0.2287 (0.0023)	-0.0172 (0.0012)	0.0106 (0.0011)	0.0435 (0.0016)	-0.0754 (0.0014)	0.0109 (0.0034)	-0.3162 (0.0024)	0.0150 (0.0013)	0.0626 (0.0011)	0.0321 (0.0015)	-0.0780 (0.0014)	-0.0509 (0.0034)	-0.4895** (0.0025)	-0.0458 (0.0011)	-0.0468 (0.0010)	
b_1	0.0436 (0.0339)	0.0473 (0.0369)	-0.0030 (0.0606)	0.0027 (0.0455)	0.0122 (0.0366)	-0.0181 (0.0285)	0.0126 (0.0372)	0.0126 (0.0375)	-0.0581 (0.0486)	-0.0666 (0.0437)	-0.0297 (0.0465)	-0.0403 (0.0298)	0.0279 (0.0387)	0.0314 (0.0380)	-0.0458 (0.0597)	-0.0514 (0.0403)	0.0204 (0.0371)	-0.0058 (0.0280)	
b_2	-0.0568 (0.0416)	-0.0394 (0.0389)	0.0075 (0.0604)	0.0064 (0.0447)	-0.0499 (0.0421)	-0.0173 (0.0301)	-0.0665* (0.0396)	-0.0356 (0.0389)	0.0187 (0.0566)	0.0071 (0.0447)	-0.0372 (0.0377)	-0.0364 (0.0302)	-0.0632 (0.0412)	-0.0392 (0.0375)	0.0136 (0.0633)	-0.0094 (0.0483)	-0.0378 (0.0400)	-0.0070 (0.0300)	
d		-0.1043 (0.1690)		-0.0035 (0.1134)		0.2717** (0.1357)		-0.0227 (0.1612)		-0.0819 (0.0931)		0.4557** (0.2277)		-0.0284 (0.1560)		-0.0660 (0.0994)		0.2677** (0.1356)	
변동성방정식																			
α_0		0.0021 (0.00002)		0.0085*** (0.0000)		0.0011 (0.00002)		0.0003 (0.00002)		0.0056*** (0.000002)		0.0083*** (0.000003)		-0.0006 (0.00002)		0.0078*** (0.000002)		0.0009 (0.00002)	
α_1		0.0731** (0.0294)		0.1115*** (0.0295)		0.0604*** (0.0165)		0.0781*** (0.0263)		0.0990*** (0.0283)		0.0880*** (0.0223)		0.0851*** (0.0285)		0.0902*** (0.0292)		0.0616*** (0.0153)	
β_1		0.8911*** (0.0379)		0.8780*** (0.0275)		0.9137*** (0.0223)		0.8883*** (0.0320)		0.8998*** (0.0257)		0.8593*** (0.0367)		0.8790*** (0.0349)		0.9052*** (0.0248)		0.9119*** (0.0201)	
a_M		-0.0047* (0.00003)		-0.0053* (0.00003)		-0.0026 (0.00002)		-0.0029 (0.00003)		-0.0065* (0.00003)		-0.0125*** (0.00001)		-0.0021 (0.00003)		-0.0087*** (0.00003)		-0.0025 (0.00002)	
a_T		-0.0031 (0.00003)		-0.0132*** (0.00003)		-0.0022 (0.00002)		-0.0011 (0.00003)		-0.0079*** (0.00002)		-0.0095*** (0.00002)		-0.0001 (0.00003)		-0.0102*** (0.00002)		-0.0024 (0.00002)	
a_W		-0.0012 (0.00003)		-0.0088*** (0.00002)		0.0010 (0.00003)		0.0013 (0.00004)		-0.0056*** (0.00001)		-0.0040* (0.00001)		0.0031 (0.00004)		-0.0075*** (0.00007)		0.0016 (0.00003)	
a_F		-0.0012 (0.00003)		-0.0118*** (0.00003)		-0.0001 (0.00002)		0.0040 (0.00003)		-0.0060** (0.00003)		-0.0090*** (0.00002)		-0.0051** (0.00003)		-0.0107*** (0.00003)		0.0007 (0.00002)	
Log L	2,310.50	2,366.99	1,242.80	1,331.67	3,736.94	3,855.62	2,247.24	2,302.92	1,214.46	1,307.66	3,657.48	3,735.63	2,279.93	2,343.83	1,223.06	1,322.87	3,764.88	3,880.69	
Q(12)	8.7515 [0.724]	13.343 [0.345]	8.9391 [0.708]	8.8430 [0.716]	16.108 [0.186]	7.5757 [0.817]	10.900 [0.537]	9.9132 [0.624]	9.4730 [0.662]	10.154 [0.602]	13.531 [0.332]	10.967 [0.532]	10.611 [0.562]	13.464 [0.336]	9.5000 [0.660]	8.2351 [0.766]	17.434 [0.134]	11.345 [0.500]	
ARCH-LM	140.249**	9.9435	135.481**	16.273	174.709**	10.166	132.814**	11.1041	133.979**	16.3526	106.333**	6.4769	144.478**	10.6958	151.823**	15.4530	179.165**	9.6709	
$\chi^2(12)$	[0.000]	[0.621]	[0.000]	[0.179]	[0.000]	[0.601]	[0.000]	[0.520]	[0.000]	[0.176]	[0.000]	[0.890]	[0.000]	[0.555]	[0.000]	[0.218]	[0.000]	[0.645]	

1) ()는 표준오차, []는 p-value, ***, **, *는 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타냄.

2) Ljung-Box Q 검정통계량은 수익률의 모든 계수가 0이라는 귀무가설(H_0)을 검정하는 방법으로 χ^2 통계량을 나타내며, ARCH-LM 검정은 ARCH 효과에 대한 LM(lagrange multiplier)검정으로 귀무가설(H_0 : 시차12까지 동시적으로 고려할 때 ARCH 효과가 없다.)의 검정결과를 나타냄.

3) Log L(log likelihood)은 모형에 대한 적합성 정도를 표시하는 로그 값(logarithm)으로 p-value를 구하거나, 대립가설(alternative hypothesis)을 지지하고 영가설(null hypothesis)의 기각을 결정하는 임계치(critical value) 산출 통계량으로 확률분포는 χ^2 분포를 나타냄.

4) 전체기간(2004~2014.03) 중 1기간은 금융위기 이전(2004~2007.02), 2기간은 금융위기 기간(2007.03~2009.03), 3기간은 금융위기 이후(2009.04~2014.03)로 구분함.

<부록 2> 기간별 미국시장의 수익률과 변동성의 요일효과

	S&P500 현물						S&P500 선물						SPDR					
	1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간	
	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)	(3.2)	(3.7)
수익률방정식																		
c	0.0155 (0.0005)	-0.2269 (0.0023)	-0.2210 (0.0019)	-0.0033 (0.0018)	0.1157 (0.0008)	-0.0283 (0.0011)	-0.0142 (0.0005)	-0.2235 (0.0023)	-0.2061 (0.0018)	-0.0556 (0.0017)	0.1438* (0.0007)	-0.0264 (0.0011)	-0.0051 (0.0005)	-0.1627 (0.0023)	-0.2212 (0.0018)	-0.0185 (0.0016)	0.1148 (0.0007)	-0.0359 (0.0011)
a_M	0.0248 (0.0008)	0.0583 (0.0008)	-0.1074 (0.0030)	0.0774 (0.0016)	-0.0736 (0.0011)	-0.0762 (0.0008)	0.0788 (0.0008)	0.1127 (0.0008)	0.1017 (0.0031)	0.0383 (0.0016)	-0.1645 (0.0011)	-0.1384 (0.0008)	0.0430 (0.0007)	0.0752 (0.0008)	-0.0628 (0.0030)	0.0028 (0.0016)	-0.0662 (0.0011)	-0.0644 (0.0008)
a_T	-0.0024 (0.0008)	-0.0146 (0.0010)	0.3674 (0.0027)	0.1179 (0.0017)	-0.0121 (0.0010)	-0.0272 (0.0008)	0.0152 (0.0008)	-0.0056 (0.0011)	0.3330 (0.0025)	0.1582 (0.0016)	-0.0273 (0.0010)	-0.0319 (0.0008)	0.0167 (0.0008)	0.0118 (0.0010)	0.3694 (0.0025)	0.2370 (0.0017)	-0.0059 (0.0010)	-0.0243 (0.0008)
a_W	0.0854 (0.0007)	0.0741 (0.0008)	0.0094 (0.0028)	0.2164 (0.0017)	-0.0978 (0.0009)	-0.0791 (0.0008)	0.1081 (0.0007)	0.0853 (0.0008)	-0.0233 (0.0027)	0.2197 (0.0016)	-0.1306 (0.0009)	-0.1044 (0.0008)	0.1357* (0.0007)	0.1212 (0.0008)	0.0434 (0.0026)	0.2893* (0.0016)	-0.0781 (0.0009)	-0.0586 (0.0008)
a_F	-0.0270 (0.0007)	-0.0185 (0.0007)	0.1153 (0.0024)	0.0927 (0.0017)	-0.0633 (0.0009)	-0.0095 (0.0008)	0.0265 (0.0007)	0.0267 (0.0007)	0.0967 (0.0025)	0.1638 (0.0017)	-0.0704 (0.0009)	-0.0103 (0.0009)	-0.0161 (0.0007)	-0.0160 (0.0007)	0.0397 (0.0024)	0.0579 (0.0017)	-0.0959 (0.0009)	-0.0519 (0.0008)
b_1	-0.0295 (0.0361)	-0.0205 (0.0343)	-0.1735 (0.0548)	-0.1744*** (0.0413)	-0.0726* (0.0415)	-0.0391 (0.0282)	-0.0169 (0.0372)	-0.0047 (0.0356)	-0.1374** (0.0568)	-0.1193*** (0.0439)	-0.0722* (0.0433)	-0.0594** (0.0292)	-0.0258 (0.0376)	-0.0159 (0.0359)	-0.1433** (0.0580)	-0.1517*** (0.0436)	-0.0584 (0.0421)	-0.0296 (0.0278)
b_2	-0.0795** (0.0389)	-0.0730** (0.0353)	-0.1584** (0.0691)	-0.0461 (0.0463)	-0.0374 (0.0665)	-0.0167 (0.0301)	-0.0538 (0.0369)	-0.0442 (0.0347)	-0.1943** (0.0774)	-0.0893* (0.0476)	0.0324 (0.0624)	-0.0169 (0.0296)	-0.0630 (0.0389)	-0.0541 (0.0353)	-0.1768** (0.0797)	-0.0796* (0.0480)	0.0319 (0.0661)	-0.0179 (0.0302)
d		0.3907 (0.3684)		-0.0893 (0.1012)		0.1887* (0.1070)		0.3442 (0.3682)		-0.0533 (0.1027)		0.2066** (0.1017)		0.2566 (0.3599)		-0.0825 (0.1042)		0.1973* (0.1080)
변동성방정식																		
α_0		-0.0002 (0.00001)		0.0029 (0.00002)		0.0018** (0.00001)		-0.0003 (0.00001)		0.0025 (0.00002)		0.0013* (0.00001)		-0.0002 (0.00001)		0.0002 (0.00002)		0.0017** (0.00001)
α_1		0.0507** (0.0219)		0.0938*** (0.0245)		0.1016*** (0.0246)		0.0518** (0.0235)		0.1077*** (0.0271)		0.1179*** (0.0257)		0.0536** (0.0244)		0.1159*** (0.0290)		0.1018*** (0.0242)
β_1		0.8922*** (0.0515)		0.9127*** (0.0195)		0.8741*** (0.0284)		0.8875*** (0.0536)		0.8973*** (0.0214)		0.8561*** (0.0302)		0.8796*** (0.0560)		0.8926*** (0.0222)		0.8735*** (0.0281)
a_M		-0.0003 (0.00001)		-0.0066** (0.00003)		-0.0023** (0.00001)		-0.0001 (0.00001)		-0.0058** (0.00003)		-0.0018 (0.00001)		-0.0004 (0.00001)		-0.0034 (0.00003)		-0.0023** (0.00001)
a_T		0.0025** (0.00001)		-0.0005 (0.00003)		-0.0010 (0.00001)		0.0027* (0.00001)		-0.0011 (0.00003)		-0.0009 (0.00001)		0.0027* (0.00001)		0.0022 (0.00003)		-0.0009 (0.00001)
a_W		-0.0002 (0.00001)		-0.0036 (0.00003)		-0.0017 (0.00001)		-0.0002 (0.00001)		-0.0033 (0.00003)		-0.0011 (0.00001)		-0.0004 (0.00002)		-0.0014 (0.00003)		-0.0017 (0.00001)
a_F		0.0002 (0.00001)		-0.0037 (0.00004)		-0.0026* (0.00001)		0.0007 (0.00001)		-0.0018 (0.00003)		-0.0013 (0.00001)		0.0005 (0.00001)		0.0019 (0.00003)		-0.0021 (0.00001)
Log L	2,851.70	2,865.90	1,291.76	2,851.70	3,898.39	4,061.85	2,848.30	2,863.21	1,286.507	1,451.77	3,886.87	4,040.07	2,839.90	2,857.01	1,293.28	1,456.38	3,908.76	4,067.43
$Q(12)$	7.0580 [0.854]	6.5510 [0.886]	13.831 [0.312]	7.0580 [0.854]	21.966** [0.038]	6.4460 [0.892]	7.2745 [0.839]	6.4106 [0.894]	15.347 [0.223]	8.6797 [0.730]	20.955* [0.051]	7.4573 [0.826]	7.4054 [0.830]	6.2580 [0.903]	11.148 [0.516]	10.033 [0.613]	23.443** [0.024]	7.2392 [0.841]
ARCH-LM	18.079	5.8979	173.605***	18.079	226.963***	23.387**	16.962	7.8783	213.912***	16.506	195.734***	21.088**	15.644	5.2462	186.756***	27.250***	227.141***	24.018**
$\chi^2(12)$	[0.113]	[0.921]	[0.000]	[0.113]	[0.000]	[0.025]	[0.151]	[0.795]	[0.000]	[0.169]	[0.000]	[0.049]	[0.208]	[0.949]	[0.000]	[0.007]	[0.000]	[0.020]

주) <부록 1> 참조

<부록 3> 기간별 한국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	KOSPI200 현물						KOSPI200 선물						KODEX200					
	1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식																		
c	0.0616*** (0.0173)	0.0536** (0.0216)	0.0369** (0.0159)	0.0036* (0.0200)	0.0616*** (0.0173)	0.0419*** (0.0132)	0.0228 (0.0143)	0.0122 (0.0170)	0.0275 (0.0184)	0.0289 (0.0235)	0.0616*** (0.0173)	0.0657*** (0.0147)	0.0376 (0.0443)	-0.0060 (0.0443)	0.1934*** (0.0671)	0.2312** (0.0899)	0.0616*** (0.0173)	0.0889** (0.0403)
a_M	-0.1636*** (0.0281)	-0.1565*** (0.0218)	-0.0821*** (0.0253)	-0.0847*** (0.0233)	-0.1636*** (0.0281)	-0.1443*** (0.0155)	-0.1073*** (0.0225)	-0.0944*** (0.0203)	-0.0823*** (0.0251)	-0.0795*** (0.0253)	-0.1636*** (0.0281)	-0.1427*** (0.0183)	-0.1510** (0.0681)	-0.1118** (0.0527)	-0.2621*** (0.0974)	-0.2886*** (0.0837)	-0.1636*** (0.0281)	-0.1361*** (0.0405)
a_T	-0.0799*** (0.0230)	-0.0706*** (0.0204)	-0.0306 (0.0244)	-0.0318 (0.0229)	-0.0799*** (0.0230)	-0.0302* (0.0162)	0.0057 (0.0244)	0.0096 (0.0210)	0.0335 (0.0236)	0.0347 (0.0248)	-0.0799*** (0.0230)	-0.0347** (0.0173)	-0.0123 (0.0719)	-0.0065 (0.0533)	-0.2744*** (0.0953)	-0.3087*** (0.0781)	-0.0799*** (0.0230)	-0.1944*** (0.0406)
a_W	-0.0169 (0.0235)	-0.0045 (0.0208)	0.0060 (0.0226)	0.0090 (0.0203)	-0.0169 (0.0235)	-0.0064 (0.0150)	0.0656*** (0.0191)	0.0454** (0.0202)	0.0184 (0.0254)	0.0172 (0.0247)	-0.0169 (0.0235)	-0.0460*** (0.0166)	0.0656 (0.0592)	0.0350 (0.0507)	-0.2369** (0.0938)	-0.2569*** (0.0822)	-0.0169 (0.0235)	-0.0519 (0.0407)
a_F	-0.0576*** (0.0225)	-0.0568*** (0.0211)	-0.0678*** (0.0217)	-0.0686*** (0.0205)	-0.0576*** (0.0225)	-0.0538*** (0.0147)	-0.0815*** (0.0238)	-0.0650*** (0.0204)	-0.0999*** (0.0305)	-0.1019*** (0.0261)	-0.0576*** (0.0225)	-0.1425*** (0.0190)	-0.0796 (0.0680)	-0.0164 (0.0581)	-0.1974* (0.1043)	-0.2637*** (0.0855)	-0.0576*** (0.0225)	-0.0464 (0.0425)
b_1	-0.4667*** (0.0388)	-0.4719*** (0.0364)	-0.2553*** (0.0466)	-0.2725*** (0.0418)	-0.4667*** (0.0388)	-0.5011*** (0.0301)	-0.4670*** (0.0432)	-0.5011*** (0.0387)	-0.2608*** (0.0578)	-0.2360*** (0.0480)	-0.4667*** (0.0388)	0.4567*** (0.0291)	-0.5459*** (0.0401)	-0.5796*** (0.0366)	-0.4457*** (0.0456)	-0.4600*** (0.0440)	-0.4667*** (0.0388)	-0.4046*** (0.0294)
b_2	-0.2447*** (0.0347)	-0.2549*** (0.0346)	-0.1795*** (0.0494)	-0.1634*** (0.0436)	-0.2447*** (0.0347)	-0.2433*** (0.0294)	-0.1094*** (0.0373)	-0.1583*** (0.0365)	-0.1044** (0.0418)	-0.0968** (0.0425)	-0.2447*** (0.0347)	-0.1506*** (0.0282)	-0.2739*** (0.0380)	-0.3009*** (0.0372)	-0.2582*** (0.0460)	-0.2753*** (0.0433)	-0.2447*** (0.0347)	-0.2076*** (0.0292)
@trend	0.000005 (0.00003)		0.00002 (0.00005)		0.00001 (0.00001)		0.00001 (0.00003)		-0.00001 (0.00005)		0.00002 (0.00002)		0.0001 (0.00008)		0.00001 (0.0002)		-0.000002 (0.00004)	
변동성방정식																		
α_0	0.0069* (0.0041)		0.0042 (0.0038)		0.0094*** (0.0036)		0.0132** (0.0061)		0.0188* (0.0106)		0.0033 (0.0043)		0.0662** (0.0311)		0.1005*** (0.0357)		0.0587** (0.0232)	
α_1	0.0082 (0.0086)		0.0099 (0.0196)		0.0993*** (0.0282)		0.2371*** (0.0630)		0.0538 (0.0517)		0.0478*** (0.0135)		0.1128*** (0.0234)		0.0493** (0.0198)		0.0868*** (0.0238)	
β_1	0.9868*** (0.0110)		0.8545*** (0.1078)		0.6757*** (0.0974)		0.3170** (0.1593)		0.5336** (0.2716)		0.8918*** (0.0353)		0.8542*** (0.0274)		0.9311*** (0.0277)		0.8090*** (0.0559)	
a_M	-0.0031 (0.0057)		0.0071 (0.0060)		-0.0012 (0.0043)		-0.0002 (0.0072)		-0.0116 (0.0108)		-0.0045 (0.0069)		-0.1191*** (0.0398)		-0.1518*** (0.0587)		-0.0506 (0.0317)	
a_T	-0.0139*** (0.0053)		-0.0006 (0.0051)		-0.0030 (0.0049)		0.0075 (0.0057)		-0.0166* (0.0095)		-0.0100 (0.0072)		-0.0675* (0.0359)		-0.1099*** (0.0370)		-0.0437 (0.0313)	
a_W	-0.0056 (0.0066)		-0.0109* (0.0061)		-0.0072 (0.0046)		0.0020 (0.0062)		-0.0041 (0.0101)		-0.0068 (0.0065)		-0.0751** (0.0366)		-0.0907 (0.0581)		-0.0322 (0.0356)	
a_F	-0.0112* (0.0064)		0.0004 (0.0060)		-0.0027 (0.0051)		0.0143** (0.0069)		-0.0011 (0.0149)		0.0187** (0.0019)		-0.0117 (0.0594)		-0.1138* (0.0635)		-0.0463 (0.0381)	
Log L	186.574	212.28	216.94	223.47	186.57	451.31	156.16	174.36	170.65	183.28	186.57	188.47	-667.37	-610.71	-486.66	-462.61	186.57	-828.69
$Q(12)$	39.845*** [0.000]	37.352*** [0.000]	21.529** [0.043]	20.281* [0.062]	39.845*** [0.000]	55.178*** [0.000]	35.846*** [0.000]	35.437*** [0.000]	27.476*** [0.007]	27.723*** [0.006]	39.845*** [0.000]	57.362*** [0.000]	111.380*** [0.000]	94.996 [0.000]	34.657*** [0.001]	31.667*** [0.002]	39.845*** [0.000]	104.540*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	33.286*** [0.001]	12.866 [0.379]	11.700 [0.470]	7.1781 [0.846]	33.286*** [0.001]	7.9807 [0.787]	28.780*** [0.004]	8.4340 [0.750]	26.177** [0.010]	8.8947 [0.712]	33.286*** [0.001]	10.031 [0.613]	81.752*** [0.000]	6.7070 [0.876]	21.874** [0.039]	8.9714 [0.705]	33.286*** [0.001]	7.0114 [0.857]

주) <부록 1> 참조

<부록 4> 기간별 미국시장의 거래량변화율과 변동성의 요일효과

	S&P500 현물						S&P500 선물						SPDR					
	1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간		1기간		2기간		3기간	
	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)	(3.8)	(3.9)
수익률방정식																		
c	0.0232** (0.0103)	0.0212* (0.0114)	0.0477** (0.0190)	0.0135 (0.0172)	0.0348*** (0.0103)	0.0444*** (0.0118)	-0.1021*** (0.0285)	-0.1130*** (0.0336)	-0.0526* (0.0303)	-0.0442 (0.0379)	-0.0005 (0.0206)	0.0779*** (0.0249)	0.0465** (0.0218)	0.0339 (0.0262)	0.0603** (0.0257)	0.0614* (0.0362)	0.0659*** (0.0158)	0.0670*** (0.0207)
a_M	-0.0967*** (0.0188)	-0.0977*** (0.0127)	-0.1193*** (0.0304)	-0.0987*** (0.0238)	-0.1221*** (0.0176)	-0.1287*** (0.0136)	0.1420** (0.0696)	0.1200* (0.0628)	0.0235 (0.0630)	0.0332 (0.0574)	0.0221 (0.0562)	-0.1980*** (0.0243)	-0.2200*** (0.0382)	-0.2309*** (0.0306)	-0.2614*** (0.0440)	-0.2482*** (0.0399)	-0.2309*** (0.0263)	-0.2378*** (0.0242)
a_T	0.0300* (0.0160)	0.0371** (0.0144)	-0.0240 (0.0323)	0.0145 (0.0257)	0.0073 (0.0146)	0.0144 (0.0129)	0.2755*** (0.0375)	0.2515*** (0.0346)	0.1863*** (0.0353)	0.2026*** (0.0369)	0.1148*** (0.0270)	0.0133 (0.0247)	0.0293 (0.0350)	0.0349 (0.0308)	0.0278 (0.0391)	0.0362 (0.0395)	-0.0469* (0.0244)	-0.0463* (0.0241)
a_W	0.0363*** (0.0120)	0.0352*** (0.0112)	-0.0125 (0.0329)	0.0187 (0.0299)	-0.0117 (0.0165)	-0.0133 (0.0133)	0.1457*** (0.0336)	0.1553*** (0.0329)	0.1071** (0.0420)	0.1140** (0.0404)	0.0466* (0.0249)	0.0058 (0.0235)	0.0722** (0.0292)	0.0779*** (0.0253)	0.0392 (0.0392)	0.0312 (0.0368)	-0.0130 (0.0227)	-0.0141 (0.0238)
a_F	-0.0862*** (0.0192)	-0.0923*** (0.0176)	-0.0784*** (0.0260)	-0.0542** (0.0224)	-0.0595*** (0.0155)	-0.0844*** (0.0136)	-0.0413 (0.0365)	-0.0320 (0.0351)	-0.0591 (0.0402)	-0.0546 (0.0412)	-0.1865*** (0.0322)	-0.1533*** (0.0259)	-0.1148*** (0.0331)	-0.1052*** (0.0311)	-0.1088*** (0.0413)	-0.1052*** (0.0360)	-0.0606** (0.0241)	-0.0719*** (0.0238)
b_1	-0.4255*** (0.0543)	-0.3978*** (0.0436)	-0.4738*** (0.0719)	-0.3836*** (0.0578)	-0.4145*** (0.0327)	-0.4279*** (0.0361)	-0.1377*** (0.0397)	-0.1856*** (0.0365)	-0.1294*** (0.0494)	-0.1206*** (0.0247)	-0.3251*** (0.0343)	-0.4743*** (0.0338)	-0.5367*** (0.0338)	-0.5109*** (0.0334)	-0.3613*** (0.0468)	-0.3501*** (0.0466)	-0.4742*** (0.0281)	-0.4825*** (0.0291)
b_2	-0.1986*** (0.0404)	-0.1510*** (0.0386)	-0.2220*** (0.0506)	-0.1292*** (0.0482)	-0.1802*** (0.0275)	-0.2026*** (0.0346)	-0.0107 (0.0277)	0.0069 (0.0124)	-0.0840 (0.0564)	-0.0303 (0.0440)	-0.1670*** (0.0308)	-0.2685*** (0.0333)	-0.1888*** (0.0317)	-0.1753*** (0.0177)	-0.1929*** (0.0431)	-0.1846*** (0.0421)	-0.2275*** (0.0253)	-0.2364*** (0.0280)
@trend	-0.000003 (0.00002)		0.00003 (0.00004)		0.0000001 (0.00001)		0.00003 (0.00005)		-0.00007 (0.00009)		0.00008 (0.00003)		0.00002 (0.00004)		-0.00002 (0.00009)		0.000007 (0.00002)	
변동성방정식																		
α_0	0.0043** (0.0018)		-0.0003 (0.0161)		-0.0001 (0.0034)		0.1020*** (0.0159)		0.0613*** (0.0156)		0.0195*** (0.0059)		0.0918*** (0.0149)		-0.0299* (0.0161)		0.0104 (0.0141)	
α_1	0.2364*** (0.0903)		0.1841 (0.1296)		0.3078*** (0.0790)		0.0722** (0.0287)		-0.0153*** (0.0024)		0.5324*** (0.0746)		0.1258** (0.0490)		0.0354*** (0.0132)		0.0623** (0.0264)	
β_1	0.3157* (0.1631)		0.3162 (0.2421)		0.5593*** (0.0832)		-0.1216** (0.0544)		0.2211* (0.1331)		0.4169*** (0.0402)		-0.4992*** (0.1613)		0.9381*** (0.0243)		0.7125*** (0.1590)	
a_M	-0.0034 (0.0045)		0.0219* (0.0125)		0.0047 (0.0049)		0.3921*** (0.1085)		0.1814*** (0.0598)		0.0161 (0.0179)		0.0229* (0.0134)		0.0499** (0.0241)		0.0037 (0.0132)	
a_T	0.00002 (0.0029)		0.0273 (0.0267)		-0.0030 (0.0039)		0.0348 (0.0320)		-0.0497** (0.0206)		-0.0223* (0.0127)		0.0330** (0.0150)		0.0183 (0.0199)		-0.0019 (0.0125)	
a_W	-0.0008 (0.0021)		0.0379 (0.0352)		0.0111 (0.0078)		-0.0212 (0.0175)		0.0050 (0.0289)		-0.0080 (0.0090)		0.0083 (0.0118)		0.0408 (0.0308)		0.0104 (0.0158)	
a_F	0.0235*** (0.0072)		0.0176 (0.0166)		0.0142** (0.0061)		-0.0030 (0.0183)		0.0209 (0.0219)		0.0339** (0.0142)		0.0241** (0.0112)		0.0527** (0.0227)		0.0162 (0.0160)	
Log L	425.29	559.31	93.16	133.652	374.26	534.346	-419.00	-303.28	-174.89	-135.90	-828.48	-413.60	-123.04	-109.13	-102.34	-88.62	-123.96	-115.41
$Q(12)$	48.324*** [0.000]	42.900*** [0.000]	23.187** [0.026]	16.209 [0.182]	58.641*** [0.000]	52.288*** [0.000]	68.718*** [0.000]	54.781*** [0.000]	25.928** [0.011]	18.507 [0.101]	58.157*** [0.000]	42.647*** [0.000]	45.478*** [0.000]	45.207 [0.000]	22.639** [0.031]	17.371 [0.136]	64.662*** [0.000]	62.225*** [0.000]
ARCH-LM $\chi^2(12)$	117.833*** [0.000]	5.9443 [0.919]	23.624** [0.023]	2.2937 [0.999]	96.656 [0.000]	20.172* [0.064]	7.9149 [0.792]	43.529*** [0.000]	7.1626 [0.847]	7.8675 [0.795]	211.661*** [0.000]	8.1545 [0.773]	16.895 [0.154]	3.9650 [0.984]	11.684 [0.471]	7.1831 [0.845]	22.697** [0.030]	9.5336 [0.657]

주) <부록 1> 참조

참 고 문 헌

1. 국내 문헌

- 강석규 (2009), “한국주가지수시장의 가격발견에 관한 연구: KODEX200, KOSPI200과 KOSPI200 선물,” 선물연구, 제17권 제3호, 67 - 97.
- _____ (2000), “주식시장의 일중효과와 요일효과에 관한 연구,” 한국산업경제학회, 제13권 제6호, 475 - 488
- 김동희·정정현 (2004), “한국 증권시장의 변동성과 요일효과,” 금융공학연구, 3(1), 43 - 60.
- 김서경·고광수 (2000), “주가지수와 주가지수선물 관계의 일중 거래자료 분석,” 증권학회지, 제27집, 101 - 137.
- 김찬웅·문규현 (2001), “우리나라 주식, 선물, 옵션시장에서의 선도·지연효과에 관한 연구,” 재무관리연구, 제18권 제1호, 129 - 156.
- 남명수 (1991), “시간대별 거래량과 수익률의 형태와의 관계에 관한 실증적 연구,” 증권학회지, 제13집, 39 - 65.
- 송치영·박해식 (2010), “글로벌 금융위기가 각국의 주식시장에 미치는 영향 분석: 금융중심지에 대한 함의,” 금융연구, 제2010권 제12호, 1 - 40.
- 이일균 (1989), “증권의 일별수익률과 월별수익률의 특성에 관한 연구,” 증권학회지, 제11집, 199 - 229.
- 이지윤·정현철 (2008), “시장효율성연구: 주식시장의 월요일효과를 중심으로,” 경영사학, 23(2), 253-281
- 장국현 (1992), “진정한 월요일효과에 관한 연구: 한국과 미국시장에서의 실증분석,” 재무연구, 5, 207 - 230.
- _____ (1992), “진정한 월요일효과에 관한 연구-한국 및 미국 주식시장에서의 실증분석,” 재무연구, 제5호, 207 - 230.
- 장하성 (1992), “한국증권시장에서의 하루 중 수익률과 거래량에 관한 기술적 분

석,” 재무연구, 제5호, 1 - 47.

정법석 (1994), “주식수익률의 조건부분산에 대한 요일효과 분석,” 재무관리연구, 제11권 제11호, 233 - 262.

한국거래소, (2014. 3), KRX ETF Monthly.

_____ : <http://etf.krx.co.kr/>

2. 국외 문헌

Admati, A. and P. Pfleiderer (1998), “A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability,” *Review of Financial Studies*, 1, 3 - 40.

Berument, H. and H. Kiyamaz (2001), “The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility,” *Journal of Economics and Finance*, 25, 181 - 193.

_____ and N. Dogan (2012), “Stock Market Return and Volatility: Day-of-the-Week Effect,” *Journal of Economics and Finance*, 36(2), 282 - 302.

Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307 - 327.

_____, R. F. Engle and J. M. Wooldridge, (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, 96, 116 - 131.

_____, R. Y. Chou, and K. F. Kroner (1992), “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, 52, 5 - 59.

_____ and J. M. Wooldridge (1992), “Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances,” *Econometric Reviews*, 11, 43 - 72.

Chan, K. (1992), “Further Analysis of the Lead/Lag Relationship between the

- Cash Market and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, 5, 123 - 152
- _____, K. C. Chan, and G. A. Karolyi (1991), “Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, 4(4), 657 - 684.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel (1992), “No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 31, 281 - 318.
- Chang, E., M. Pinegar, and B. Schachter (1997), “Intraday Variations in Volume, Variance, and Participation of Large Speculators,” *Journal of Banking and Finance*, 21, 797 - 810.
- Cross, F. (1973), “The Behaviour of Stock Prices on Fridays and Mondays,” *Financial Analysts Journal*, 67 - 69.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 50(4), 987 - 1007.
- _____, F. Robert, D. Lilien, and R. Robins (1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model,” *Econometrica*, 55, 391 - 407.
- _____ and C. W. Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55(2), 251 - 276.
- Fama, E. F. (1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.” *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Foster, F. D. and S. Viswanathan (1990), “A Theory of the Interday Variations in Volume, Variances, and Trading Cost in Securities Market,” *Review of Financial Studies*, 3, 593 - 624.
- _____ and S. Viswanathan (1993), “Variations in Trading Volume, Return Volatility, and Trading Cost: Evidence from Recent Price

- Formation Models,” *Journal of Finance*, 48(1), 187 - 211.
- French, K. R. (1980), “Stock Returns and the Weekend Effect,” *Journal of Financial Economics*, 8, 55 - 69.
- _____ and R. Roll (1986), “Stock Return Variances: The Arrival of Information of the Reaction of Traders,” *Journal of Financial Economics*, 17, 5 - 26.
- _____, G. Schwert, and R. Stambaugh (1987), “Expected Stock Returns and Volatility,” *Journal of Financial Economics*, 19, 3 - 30.
- Gibbons, M. and P. Hess (1981), “Day of the Week Effects and Asset Returns,” *Journal of Business*, 54(4), 579 - 596.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle (1993), “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks,” *Journal of Finance*, 48, 1779 - 1801.
- Harris, L. (1986), “A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns,” *Journal of financial Economics*, 16, 99 - 117.
- Harvey, C. and R. Huang (1991), “Volatility in Foreign Exchange Futures Markets,” *Review of Financial Studies*, 4, 543 - 570.
- Hasbrouck, J. (2003), “Intraday Price Formation in U. S. Equity Index Markets,” *The Journal of Finance*, 57(6), 2375 - 2399.
- Hatch, B. (2003), “The Intraday Relation between NYSE and CBOE Prices,” *The Journal of Financial Research*, 26(1), 97 - 112.
- Jaffe, J. F. and R. Westfield (1985), “The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence,” *Journal of Finance*, 40, 433 - 454.
- _____, R. Westfield, and C. Ma (1989), “A Twist on the Monday Effect in Stock Prices: Evidence from the U. S. and Foreign Stock Markets,” *Journal of Banking and Finance*, 13, 641 - 650.
- Keim, D. B. and F. Stambaugh (1984), “A Further Investigation of Weekend Effects in Stock Returns,” *Journal of Finance*, 39, 819 - 840.

- Kiyamaz, H. and H. Berument (2003), "The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility and Volume: International Evidence," *Review of Financial Economics*, 12, 363 - 380.
- Koutmos, G. and M. Tucker (1996), "Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets," *Journal of Futures Markets*, 16, 55 - 69.
- Lakonishok, J. and M. Levi (1982), "Weekend Effect in Stock Return: A Note," *Journal of Finance*, 37, 883 - 889.
- _____ and E. Maberly (1990), "The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors," *Journal of Finance*, 40, 231 - 243.
- Merton, R. C. (1980), "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics*, 8, 323 - 361.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347 - 370.
- Newey, W. and R. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703 - 708.
- Rogalski, R. J. (1984), "New Findings regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note," *Journal of Finance*, 35, 1603 - 1614.
- Rose, A. K. and M. M. Spiegel (2009b), "Cross-Country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: International Linkages and American Exposure," NBER Working Paper No. 15358.
- Ross, S. A. (1989), "Information and Volatility: The No-Arbitrage Matingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44, 1 - 17.
- Wei, P. and S. Zee (1998), "Intraday Variation in Price Volatility, Volume and

Open Interest in the Market for Foreign Currency Futures,” *Journal of Research in Finance*, 1, 6 - 27.

Wood, R. A., T. H. McInish, and J. K. Ord (1985), “An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks,” *The Journal of Finance*, 40, 723 - 741.

Zopounidis, C., M. Doumpos, and P. Pardalos (2008) “Exchange Traded Funds: History, Trading and Research,” *Handbook of Financial Engineering*, 1 - 37.



Abstract

A Study on the Efficiency Comparison of Korea and U. S. ETF Markets: Focused on KODEX200 and SPDR

Tae-Heorn Ha

Dept. of Business Administration

The Graduate School of Jeju National University



This paper explores the efficiency comparison of Korea and U. S. Exchange Traded Fund(ETF hereafter) markets with respect to the KODEX200 and SPDR and their corresponding the day-of-the-week effect, the intraday effect and the information spillover effect among the cash, futures, and ETF Markets. We investigate the efficiency comparison using transaction data from the KODEX200, the most actively traded ETF in Korea with the underlying index of KOSPI200 and SPDR in U. S. ETF Markets with the underlying index of S&P500. We examine the day-of-the-week effect in Korea and U. S. stock market from using average return and the conditional variance equation of the GARCH-M model. In addition, we determine whether the daily returns and volatility effect is related with the day-of-the-week effect. The empirical results are summarized as follows. First, there is the day-of-the-week effect in the conditional returns equation. That is, the

results of the-day-of-the-week of returns for Korea stock indices, the average returns on Tuesday is statistically significant lower than that observed on Thursday, and for S&P500 futures and SPDR, the average returns on Tuesday is statistically significant higher than that observed on Thursday.

Second, there is the-day-of-the-week effect in the conditional volatility equation. That is, the findings of the volatility for KODEX200, KOSPI200 spot and futures is observed on Monday and Tuesday statistically significant lower than that observed on Thursday, and for S&P500 spot is observed on all days statistically significant lower than that observed on Thursday and S&P500 futures is observed on Wednesday and SPDR on Tuesday statistically significant higher than that observed on Thursday. and the results of the-day-of-the-week effect of volume for KOSPI200 spot, the average volume on Monday, Tuesday and Friday is statistically significant lower than that observed on Thursday, and for S&P500 spot and SPDR, the average volume on Friday is statistically significant lower than that observed on Thursday.

Third, the results of the-day-of-the-week effect and January effect, the-day-of-the-week effect showed that the returns for KOSPI200 spot and futures on January excluded is statistically significant, and for KODEX200 on January included is statistically significant. While, the-day-of-the-week effect for SPDR, S&P500 spot and futures on January included is statistically significant.

Fourth, the results of analysis to the intraday effect and the day of the week effect showed the noise pattern that there is not clear intraday pattern in returns which is very different from the previous studies of USA(U-shaped) and Korean Stock Market(V-shaped). and Korea is very low accumulation average return on Monday compared to another days of the week, the United States had the day of the week on Friday, it was found

that negative returns occurs for the accumulation average return continuously. Therefore, it suggests that considering transaction costs can not be found any more economic investment strategies using the intraday pattern of returns in all price indices in Korea and the United States.

Fifth, we determine the information spillover effect among the stock indices using M(multivariate)-GARCH model and the high frequency data(HFD) of Korea and U. S. stock market. We have found that the KOSPI200 spot (SPDR) adjusted to restore equilibrium when the cointegrating relationship between KOSPI200 (S&P500) spot and KOSPI200 futures (SPDR) is perturbed by the arrival of market information.

While, we have also found that KODEX200 (S&P500 spot) does not adjust to restore equilibrium when the cointegrating relationship is perturbed by the arrival of market information, KOSPI200 futures (SPDR) and KODEX200 (S&P500 futures) use the KOSPI200 (S&P500) spot to represent the market equilibrium price with the KOSPI200 futures (SPDR) responding faster than the KOSPI200 (S&P500) spot.

Lastly, KOSPI200 futures (SPDR) volatilities spillover both KODEX200 (S&P500 futures) and KOSPI200 (S&P500) spot markets and this happen in the reverse direction with a strong effect from the KOSPI200 (S&P500) spot to KODEX200(S&P500 futures) the overall findings indicate that the KOSPI200 futures (SPDR) dominates KODEX200 (S&P500 futures) and KOSPI200 (S&P500) spot in the price discovery process.

Keywords: Market Efficiency, Market Anomalies, Exchange-Traded Fund, Volatility, High-Frequency Data, GARCH-M, Day-of-the-week Effect, January effect, Intraday Effect, ANOVA, Beginning(End)-of-the-day effect, Information Spillover, VECM.