

주식시장의 구조적 변화: 거래회전율 감소의 원인 분석

2015. 5.

연구위원	강소현
연구위원	김준석
연구위원	양진영



자본시장연구원
Korea Capital Market Institute

序 言

1980년 시가총액 1조 5천억원에 불과했던 한국 주식시장은 시가총액 1,300조원이 넘는 시장으로 성장했다. 국내총생산 대비 주식시장 시가총액은 100% 수준으로 자본시장이 발달한 북미·유럽 국가들과 어깨를 나란히 한다. 그러나 주식시장의 거래대금은 최근 몇 년 새 30% 가까이 감소했으며 거래회전율은 1999년 이후 15년 동안 지속적으로 하락하는 모습이다. 시가총액의 성장에도 불구하고 거래가 감소하는 현상, 특히 거래회전율의 장기적 하락 추세는 국내 주식시장에 구조적 변화가 일어나고 있다는 추정을 가능케 한다.

주식시장 거래의 감소는 증권업의 수익성에 부정적인 영향을 주는 것에 그치지 않는다. 거래감소에 따른 유동성의 위축은 시장의 가격발견 기능을 약화시킬 수 있고, 변동성을 증폭시킬 수 있으며, 기업의 자금조달 비용을 증가시킬 수 있다. 궁극적으로 경제 내 효율적인 자원배분을 제약하는 요인이 될 수 있기 때문에, 주식시장 거래감소의 원인을 정확히 파악하는 것은 실무적으로 뿐만 아니라 정책적으로도 매우 중요한 과제라 하겠다.

이러한 인식에 따라, 본 보고서는 주식시장 거래회전율 감소의 원인을 파악하고 정책적 시사점을 제공하는 것을 목표로 한다. 이를 위해 투자자 유형별 거래회전율 및 보유 비중의 변화, 주가 변동성의 변화, 거래비용의 변화, 경제성장률 둔화 및 고령화, 가계 투자여력의 변화, 개인투자자의 직접투자성과, 투자자 유형별 거래행태의 변화, 대체투자수단의 발전 등 주식 거래에 영향을 미치는 여덟 가지 요인에 대한 실증분석을 수행하고 있으며, 실증분석 결과를 토대로 정책적 대응 방안을 모색하고 있다.

본 보고서는 최근의 주식시장 거래감소 현상을 새롭게 조명하고, 주식시장의 투자수요 및 거래수요에 영향을 주는 미시적, 거시적 요인들을

포괄적으로 분석하고 있다는 점에서 큰 의미를 가진다. 본 보고서가 한국 주식시장의 구조적 변화를 파악하고 대응방안을 마련하는데 유용한 자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

본 보고서 작성에 많은 노고를 아끼지 않은 김준석 박사, 강소현 박사, 양진영 박사에게 감사의 뜻을 전한다. 또한 보고서 작성과정에서 지정논평을 맡아 훌륭한 조언을 아끼지 않으신 김재철 박사님, 송홍선 박사님께 감사의 말씀을 드린다. 아울러, 본 보고서의 기초 자료 수집을 도와준 유혜정 연구원, 태희 연구원과 원고 교정과 편집을 맡아준 김옥엽 연구조원, 임수아 연구조원에게 감사드린다. 마지막으로 본 보고서의 내용은 연구진 개인의 의견이며 본 연구원의 공식의견이 아님을 밝혀둔다.

2015년 5월
자본시장연구원
원장 신인석

목 차

Executive Summary	xi
Abstract	xv
I. 연구의 배경	3
II. 거래회전을 감소의 원인: 시장요인	31
1. 분석자료	13
2. 투자자 유형별 거래회전을 및 보유비중 변화	14
3. 주가변동성 변화	26
4. 거래비용 변화	42
III. 거래회전을 감소의 원인: 거시경제 요인	55
1. 경제성장 둔화 및 고령화	55
2. 가계 투자여력	72
IV. 거래회전을 감소의 원인: 투자자 요인	58
1. 직접투자성과	85
2. 거래행태 변화	108
3. 대체투자수단	174

V. 거래회전을 감소의 평가	19
1. 가격효율성	190
2. 국제비교	210
VI. 결론 및 시사점	21
1. 분석결과의 요약	221
2. 전망과 시사점	225
참고 문헌	231

표 목 차

<표 II-1> 투자자 유형별 거래회전을	16
<표 II-2> 투자자 유형별 보유 비중	20
<표 II-3> 투자자 유형별 거래회전을 및 보유 비중 변화	21
<표 II-4> 기업규모별 거래회전을 및 개인 거래비중 추이	23
<표 II-5> 거래회전을 결정요인(1)	31
<표 II-6> 거래회전을 결정요인(2)	35
<표 II-7> Granger 인과관계 분석	39
<표 II-8> 호가 스프레드 결정요인	50
<표 III-1> 기간별 주요 거시경제지표 변동성	59
<표 III-2> 거래회전율과 GDP성장률	66
<표 III-3> 거래회전율과 설비투자 증가율	67
<표 III-4> 거래회전율과 민간소비 증가율	68
<표 III-5> 금융자산 유형별 보유 비중 변화	79
<표 III-6> 금융자산 유형별 참여율 변화	80
<표 III-7> 가계 금융자산 구성 변화	82
<표 IV-1> 거래회전율 포트폴리오: 기초통계	87
<표 IV-2> 거래회전율 포트폴리오: 수익률	88
<표 IV-3> 개인 거래회전율 포트폴리오: 기초통계	91
<표 IV-4> 개인 거래회전율 포트폴리오: 수익률	92
<표 IV-5> 개인 거래비중 포트폴리오: 기초통계	94
<표 IV-6> 개인 거래비중 포트폴리오: 수익률	96
<표 IV-7> 개인 순매수비율 포트폴리오: 기초통계	98
<표 IV-8> 개인 순매수비율 포트폴리오: 수익률	100

<표 IV-9> 수익률 결정요인 분석	104
<표 IV-10> 수익률 결정요인 분석: 투자자 유형별 분석(1)	106
<표 IV-11> 수익률 결정요인 분석: 투자자 유형별 분석(2)	107
<표 IV-12> 시장 VAR 분석	112
<표 IV-13> 시장 VAR 분석: 기간별 분석	115
<표 IV-14> 개별주식 VAR 분석	120
<표 IV-15> 개별주식 VAR 분석: 기간별 분석	124
<표 IV-16> 개별주식 VAR 분석: 기업규모별 분석	129
<표 IV-17> TS 및 ES: 기초통계	134
<표 IV-18> TS 및 ES: 상관계수	135
<표 IV-19> 기업규모별 TS 및 ES	139
<표 IV-20> 거래활동변수 기초통계	147
<표 IV-21> 설명변수 기초통계	149
<표 IV-22> 설명변수 상관관계	151
<표 IV-23> 단변량분석: 거래회전을	153
<표 IV-24> 단변량분석: 투자자 유형별 거래회전을	156
<표 IV-25> 단변량분석: 투자자 유형별 거래비중	157
<표 IV-26> 단변량분석: 투자자 유형별 순매수비율	158
<표 IV-27> 거래회전을 결정요인	162
<표 IV-28> 거래회전을 결정요인: 투자자 유형별 분석	165
<표 IV-29> 거래비중 결정요인: 투자자 유형별 분석	166
<표 IV-30> 순매수비율 결정요인: 투자자 유형별 분석	167
<표 IV-31> 거래회전을 결정요인: 기간별 분석	169
<표 IV-32> 개인 거래회전을 결정요인: 기간별 분석	171
<표 IV-33> 개인 거래비중 결정요인: 기간별 분석	172
<표 IV-34> 개인 순매수비율 결정요인: 기간별 분석	173
<표 V-1> 가격효율성 지표 기초통계	195

<표 V-2> 기간별 가격효율성 변화	197
<표 V-3> 가격효율성 단변량 분석	200
<표 V-4> 가격효율성 단변량 분석: 투자자 유형별 거래회전율	200
<표 V-5> 가격효율성 단변량 분석: 투자자 유형별 거래비중	201
<표 V-6> 가격효율성 결정요인	203
<표 V-7> 가격효율성 결정요인: 투자자 유형별 분석	206

그 립 목 차

<그림 I-1> 주식시장 시가총액 및 거래대금 추이	4
<그림 I-2> 월간 거래회전을 및 추이	5
<그림 II-1> 투자자 유형별 거래대금 비중	18
<그림 II-2> 투자자 유형별 누적순매수 비율	25
<그림 II-3> 유가증권시장 수익률 변동성 추이	28
<그림 II-4> 위탁매매수수료율 추이	46
<그림 II-5> 거래세 추이	47
<그림 II-6> 호가 스프레드율 추이	48
<그림 II-7> 총거래비용 추이	51
<그림 III-1> 주요 거시경제지표 추이	57
<그림 III-2> 주요 거시경제지표 변동성 추이	58
<그림 III-3> 거시경제지표 변동성과 KOSPI 수익률 변동성의 상관관계 ..	61
<그림 III-4> 미국 주식형 펀드 및 채권형 펀드 비중 추이	62
<그림 III-5> 연령대별 인구 비중 추이	70
<그림 III-6> 연령대별 유가증권시장 상장주식 보유 비중	72
<그림 III-7> 민간소득 대비 가계소득 비중 추이	73
<그림 III-8> 가계소득 대비 가계지출 비중 추이	74
<그림 III-9> 가계부채 추이	75
<그림 IV-1> 거래회전을 포트폴리오: 누적수익률	90
<그림 IV-2> 개인 거래회전을 포트폴리오: 누적수익률	93
<그림 IV-3> 개인 거래비중 포트폴리오: 누적수익률	97
<그림 IV-4> 개인 순매수비율 포트폴리오: 누적수익률	101
<그림 IV-5> 시장 VAR 분석: 충격반응	113

<그림 IV-6> 시장 VAR 분석: 누적충격반응	117
<그림 IV-7> 개별주식 VAR 분석: 충격반응	122
<그림 IV-8> 개별주식 VAR 분석: 누적충격반응	127
<그림 IV-9> 개별주식 VAR 분석: 기업규모별 누적충격반응	130
<그림 IV-10> TS(좌) 및 ES(우) 추이	137
<그림 IV-11> 기업규모별 TS 및 ES 추이	140
<그림 IV-12> ETF 거래대금 및 순자산총액 추이	176
<그림 IV-13> KOSPI 대비 ETF시장 규모 추이	177
<그림 IV-14> 개인 ETF 거래대금 비중 추이	178
<그림 IV-15> 개인 KOSPI 거래대금 대비 개인 ETF 거래대금 비중 추이 ..	178
<그림 IV-16> 기초자산 유형별 ETF 순자산총액 비중	179
<그림 IV-17> ELS 신규발행액 및 미상환잔액 추이	181
<그림 IV-18> DLS 신규발행액 및 미상환잔액 추이	182
<그림 IV-19> ELS 공모비중 추이	183
<그림 IV-20> DLS 공모비중 추이	183
<그림 IV-21> ELS 상환수익률 추이	184
<그림 IV-22> DLS 상환수익률 추이	184
<그림 V-1> 가격효율성 지표 추이	196
<그림 V-2> 거래회전을 국제비교	211
<그림 V-3> 거래회전을 및 주가지수 추이: 선진국	213
<그림 V-4> 거래회전을 및 주가지수 추이: 신흥국	214
<그림 V-5> 거래회전을 및 변동성 추이: 선진국	215
<그림 V-6> 거래회전을 및 변동성 추이: 신흥국	216
<그림 V-7> 변동성-거래회전을 상관관계	218
<그림 VI-1> 주식시장 거래회전을 변화의 메커니즘	224

약 어 표

CPI	Consumer Price Index
DLS	Derivatives Linked Securities
ELS	Equity Linked Securities
ETF	Exchange Traded Fund
HTS	Home Trading System
MTS	Mobile Trading System

《 Executive Summary 》

1999년 이후 한국 주식시장의 거래회전율은 지속적으로 감소하고 있다. 1999년부터 2000년대 초반까지 연간 거래회전율은 300~400%에 달했으나 이후 꾸준히 하락하여 2014년에는 100% 수준에 불과하다. 같은 기간 주식시장의 시가총액이 네 배 가량 증가했음을 감안할 때 거래회전율의 장기적 감소추세는 주식거래에 영향을 미치는 요인들에 구조적 변화가 있었음을 시사한다.

본 보고서는 주식의 투자수요와 거래수요에 영향을 미치는 미시적, 거시적 요인의 변화를 분석하여 거래회전율 감소의 원인을 밝히고, 이를 바탕으로 정책적 시사점을 제시하는 것을 목적으로 한다.

1999년부터 2013년까지의 유가증권시장 자료를 이용하여 실증 분석을 수행한 결과 다음의 요인들이 거래회전율 감소에 영향을 준 것으로 나타났다. 첫째, 투자자 유형별 거래회전율과 보유 비중이 변화하였다. 거래회전율이 높은 개인투자자의 비중이 감소하고 거래회전율이 낮은 외국인·연기금·보험의 비중이 증가하였으며, 개인투자자의 거래회전율 자체도 크게 감소한 것으로 확인된다.

둘째, 주가 변동성이 감소하였다. 변동성이 추세적으로 감소하면서 단기 투자수요, 포트폴리오 조정 수요, 헤지거래 수요가 줄고, 이에 따라 거래회전율이 감소한 것으로 분석된다. 특히, 변동성의 감소는 단기투자성향이 강한 개인투자자의 거래회전율 감소에 큰 영향을 미친 것으로 파악된다.

셋째, 경제성장 둔화와 고령화가 진전되고 있다. 경제성장이 둔화될수록 주식시장 기대수익률은 하락하고 주식투자 수요가

위축된다. 또한 경제성장 둔화에 경기변동성 축소가 동반되면서 주식시장의 변동성이 감소하는 결과로 이어지고 있다. 한편, 급속한 고령화로 개인투자자의 거래회전율이 감소하고, 거래회전율이 높은 단기투자·직접투자가 거래회전율이 낮은 장기투자·간접투자로 대체되고 있는 것으로 분석된다.

넷째, 가계의 투자여력이 감소하였다. 민간소득에서 가계소득이 차지하는 비중이 감소하고, 가계소득에서 소비지출이 차지하는 비중이 늘고 있으며, 가계부채는 빠르게 증가하고 있다. 이는 개인투자자의 투자여력을 감소시켜 주식시장에서 개인투자자의 비중을 줄이는 결과로 나타나고 있다.

다섯째, 개인투자자는 열악한 직접투자 성과를 보였다. 개인투자자의 거래회전율이나 거래비중이 높은 종목일수록 수익률이 저조했던 것으로 나타났다. 지속적인 투자손실의 경험이 거래를 둔화시키는 결과를 가져왔을 것으로 추정된다.

여섯째, 개인투자자의 비합리적 거래행태가 완화되었다. 투자의 사결정 능력을 과신하는 과잉확신과 이익실현은 앞당기고 손실실현은 미루는 처분효과를 실증적으로 검토한 결과 이러한 비합리적 거래행태가 다소 개선된 것으로 나타났다.

일곱째, 대체투자수단이 발달하였다. 최근 ETF시장이 급격하게 성장하고 있으며 개인투자자가 큰 거래비중을 차지하고 있다. ELS·DLS에 대한 투자규모 역시 빠르게 증가하고 있다. 이러한 대체투자상품은 개인투자자들의 직접투자 수요를 일부 흡수한 것으로 보인다.

주식시장 거래회전율이 지난 15년간 지속적으로 하락하였음에도, 주식시장 가격효율성의 악화를 유발하지는 않은 것으로 분석된다. 기관투자자가 개인투자자에 비해 가격효율성에 기여하는 바가 크기 때문에, 거래회전율의 감소에도 불구하고 기관투자자 비중이 증가하면서 가격효율성이 저하되지 않은 것으로 판단된다.

외국 주식시장과 비교할 때 2000년 전후 한국 주식시장의 거래회전율은 과도하게 높았던 것으로, 최근의 거래회전율은 평균적인 수준으로 나타난다. 이를 고려하면 한국 주식시장의 거래회전율 감소는 과도한 거래가 정상화되는 과정으로 평가할 수 있다.

거래회전율 감소 추세는 향후에도 이어질 것으로 보인다. 인구 고령화, 저성장 기조, 거래행태 개선, 대체투자수단 발달, 장기투자 및 간접투자 확대, 기관투자자 비중 증가 등의 변화는 앞으로도 지속될 가능성이 크기 때문이다. 국내 주식시장 참여자와 정책당국은 이러한 구조적 변화양상을 인식하고 효율적인 시장을 조성하기 위한 방안을 마련해나가야 할 것이다.

먼저, 기관투자자의 다양성이 확보되어야 한다. 장기투자성향의 기관투자자 비중이 과도할 경우 유동성 위축, 거래비용 증가, 변동성 증가가 우려된다. 따라서 장기투자성향의 기관투자자 뿐만 아니라 단기투자 성향의 기관투자자 기반이 함께 확대되어야 한다. 즉 개인투자자들의 유동성이 기관투자자의 유동성으로 대체될 수 있도록 해야 한다는 것이다.

둘째, 기관투자자의 기업가치 제고 및 기업지배구조 개선을 위한 노력이 강화되어야 한다. 영향력과 책임성을 바탕으로 의결권 및

주주권을 행사함으로써 투자수익을 높이는 동시에 한국 자본시장의 질적 수준 향상을 주도적으로 이끌어야 한다.

셋째, 기관투자자의 주문집행 효율화가 이루어져야 한다. 개인투자자의 유동성공급이 감소할수록 기관투자자들은 시장충격비용의 증가로 인한 수익률 저하에 직면하게 될 가능성이 높다. 따라서 주문집행 최적화 기술과 관련 인프라에 대한 투자가 요구된다.

넷째, 주식특성에 따른 투자자 양극화가 해소되어야 한다. 개인투자자는 저가·소형주·고변동성주, 기관투자자는 고가·대형주를 중심으로 보유·거래하는 경향이 강한 것으로 나타났다. 개인투자자의 투자손실이 축적되고 소형주의 가격효율성이 저하될 가능성이 높으므로, 고가주에 대한 개인투자자 접근성을 높이고 기관투자자의 소형주 투자확대를 유도하는 방안이 강구되어야 한다.

다섯째, 금융투자상품의 다양성이 강화되어야 한다. 국내 주식시장의 기대수익률 둔화를 극복할 대안은 외국자산, 구조화 상품 등의 새로운 유형의 투자상품이 될 것이다. 이러한 투자수요 변화에 대응하기 위해서는 국내 금융회사의 국제화 역량, 금융공학 역량의 강화가 필수적이다. 한편 새로운 투자상품은 정보비대칭성에 따른 문제를 야기할 수 있으므로 상품의 투명성을 높이고, 금융시장의 체계적 위험에 미치는 영향을 엄격히 관리해야 한다.

《 Abstract 》

**Structural Changes in the Korean Stock Market:
Analysis on the decrease in trading activities**

The Korean equity market has seen a remarkable growth over the last 25 years. In the KOSPI market space, market capitalization rose from 66 trillion won in 1990 to 1,212 trillion won in 2013, an 18-fold increase, and also trading volume from 53 trillion won to 884 trillion won during the same period. But, in recent years, the equity market appears to have lost momentum. Trading volume (per month) reached a peak at 193 trillion won in April, 2011, and then fell rapidly to 81 trillion won in 2013. Likewise, market capitalization has been moving up at a slow pace, from 1,000 trillion won in 2011 to 1,200 trillion won in 2013. Turnover has been decreasing as well, and its slowdown started much earlier than trading volume and market capitalization. Monthly turnover declined from 43% in 1999 to 7% in 2013.

Changing composition of trading volume by investor type is one of the key reasons for falling turnover. Individual investors, exhibiting relatively higher turnover, make up a smaller portion of total trading volume, and their turnover is much lower than before. This is mainly because households have become more

financially constrained, resulting in lower households' savings flowing into the equity market. Individual investors' trading behavior is changing as well. They trade less after years of trading losses, and exhibit less irrational trading behaviors.

Second, a large fraction of traditional equity investors have moved to alternative investment vehicles such as ETF, ELS, and DLS. Individual investors account for 30~40% of ETF trading volume and about half of ELS/DLS trading volume. Third, as a result of low volatility, day traders and hedgers have been less active. Lastly, in the face of low economic growth and aging, investors prefer safer financial products to equity investments.

A decrease in the level of trading activity may not result in market quality reduction. Suppose that the level of trading volume is mainly driven by investors' irrational trading behaviors. If so, market efficiency can be rather improved as trading volume declines. This paper finds evidence that several price efficiency measures (autocorrelations of price changes, variance ratio, price discovery, etc.) are not negatively affected by decreased trading volume.

Trading activity will continue to decline mainly due to changes in the structure of the economy including slow economic growth and population aging. Against this backdrop, market participants and policy makers will need new strategies for financial market

developments. The equity market needs a diverse group of institutional investors. In addition to long-term investors, short-term market makers are also required for the provision of liquidity. Also, institutional investors should consider the use of more sophisticated trading strategies, such as algorithmic trading and transaction cost analysis, to deal with lower liquidity as a result of decreasing individual investors' trading volume. Lastly, active exercise of voting rights can greatly improve transparency and corporate governance, enhancing investment performances, and eventually quality of the equity market.

The Korean equity market is undoubtedly at a crossroads in its history. A large number of individual investors are moving out of the equity market, leading to substantially lower level of trading activity measured by trading volume and turnover. But, notice that market quality has not declined. All in all, the market is now less active, but does not exhibit lower quality. This requires market participants and policy makers to devise new strategies for financial market developments and economic growth.

1. 연구의 배경

I. 연구의 배경

지난 35년간 한국 주식시장은 괄목할만한 성장을 이루었다. 1980년 1조 5천억원에 불과했던 한국거래소 상장기업 시가총액은 2014년 1,334조원으로 매년 22%씩 성장하였으며, 거래대금 역시 1980년 연간 1조원에서 2014년 1,459조원으로 매년 24%라는 높은 성장률을 기록하였다.¹⁾ 이 기간 국내총생산(명목)의 성장률이 연 11%였음을 감안하면 한국 주식시장의 성장속도가 얼마나 빨랐는지 짐작할 수 있다. 또한 최근 한국의 국내총생산(명목) 대비 주식시장 시가총액 규모는 90~100% 수준으로 자본시장이 발달한 북미와 유럽의 주요 국가들과 어깨를 나란히 하며, 국내총생산(명목) 대비 주식시장 거래대금은 세계적으로 홍콩과 미국 다음으로 높은 수준을 기록하고 있다.²⁾

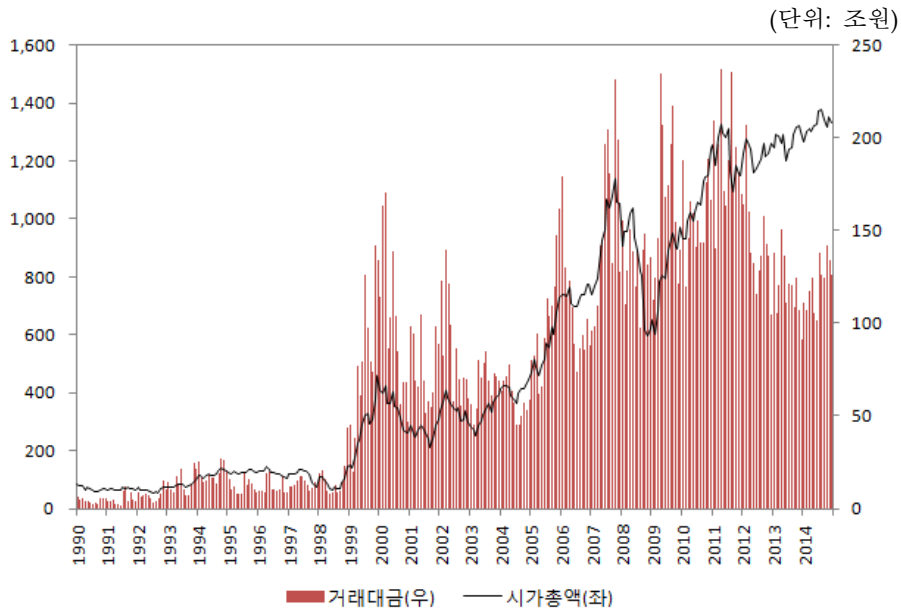
그러나 최근 한국 주식시장의 성장세는 급격히 둔화되는 양상이다. 시가총액 성장률은 2010년 이후 연 2% 수준에 머물러 있으며 거래대금은 2011년 월평균 188조원을 기록한 이후 급격히 하락하여 2014년에는 월평균 122조원 수준에 불과하다(<그림 I-1>). 이와 같은 한국 주식시장의 부진, 특히 거래대금의 급격한 감소는 주식시장 참여자들의 많은 우려를 자아내고 있다.

1) CAGR(Compound Annual Growth Rate)기준이며, 유가증권시장과 코스닥 시장을 함께 고려한 수치이다.

2) 관련 통계는 World bank에서 확인할 수 있다.

4 주식시장의 구조적 변화: 거래회전율 감소의 원인 분석

<그림 1-1> 주식시장 시가총액 및 거래대금 추이



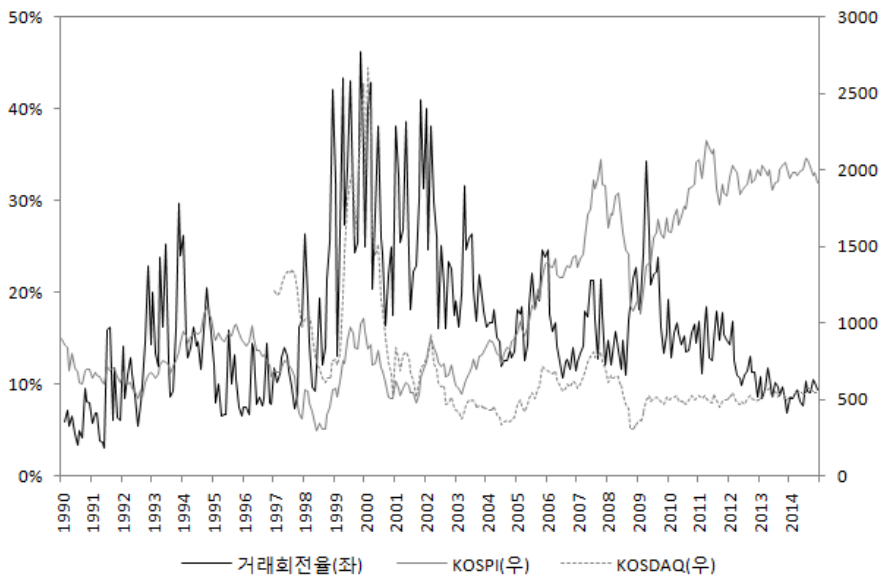
주 : 유가증권시장과 코스닥시장 합산
 자료: KRX

거래대금은 시가총액과 함께 증가하는 특성을 보이므로 주식시장 거래활동의 변화를 정확히 평가하려면 거래대금을 시가총액으로 나눈 거래회전율을 기준으로 보는 것이 적절하다. <그림 1-2>에 나타나는 주식시장 거래회전율 추이는 <그림 1-1>의 거래대금 추이와는 다른 변화양상을 보여준다. 거래대금이 2011년에 최대치를 기록하고 하락했던 것과는 달리 거래회전율은 1999년에 최대치를 기록한 이후 추세적으로 하락하는 모습이 나타난다.

1995~1996년 약 10%에 불과했던 월간 거래회전율은 1997년 외환위기 이후 주가지수 반등과 함께 1999년 30~40%로 크게 증가하였다. 이후 꾸준히 감소하여 2008년 상반기 15%까지 하락하였고, 글로벌 금융위기 전후로 일시적으로 증가하기도 하였으나 하락추세는 다시 이어져 2014년 월간 거래회전율은 약 9%에 불과하다.

최근 몇 년간 나타난 거래대금이라는 절대적 지표의 급격한 감소에 시장참여자들의 이목이 집중되고 있으나, 거래회전율이라는 상대적 지표의 감소는 15년에 걸쳐 장기적으로 나타나고 있었던 것을 확인할 수 있다. 이는 한국 주식시장의 거래활동 변화를 평가할 때 장기적인 관점이 필요하다는 것을 시사한다.

<그림 1-2> 월간 거래회전율 및 지수추이



주 : 거래회전율은 유가증권시장과 코스닥시장 합산
 자료: DataGuide

6 주식시장의 구조적 변화: 거래회전율 감소의 원인 분석

본 보고서는 지난 15년간 한국 주식시장 거래회전율이 지속적으로 감소한 원인을 주식 투자수요 및 거래수요 변화의 관점에서 다각적으로 분석하는 것을 목표로 한다. 아울러 거래회전율의 감소가 주식시장의 효율성에 부정적인 영향을 미쳤는지 분석하고, 거래회전율 감소가 한국시장에서만 나타나는 현상인지 외국시장과 비교, 검토한다. 이러한 분석결과를 토대로 한국 주식 유통시장의 향후 전망과 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

본 보고서에서는 주식시장 거래회전율 감소에 영향을 미쳤을 것으로 예상되는 일곱 가지 요인에 주목하여 실증분석을 수행하였다. 우선 시장요인 혹은 직접적 요인으로 세 가지 요인을 검토하였다. 첫째, 투자자유형별 거래회전율과 보유 비중의 변화이다. 한국 주식시장에서 개인투자자의 거래회전율은 매우 높은 것으로 알려져 있다. 이러한 개인투자자들의 거래회전율이 감소했거나, 거래회전율은 감소하지 않았더라도 보유 비중이 감소했다면 시장전체 거래회전율이 감소할 수 있다. 거래회전율이 낮은 장기투자성향 투자자의 보유 비중이 증가했을 경우에도 시장전체 거래회전율의 하락이 나타날 것으로 예상할 수 있다.

둘째, 주가 변동성의 변화이다. 기존의 이론적·실증적 연구에 따르면 주식가치에 영향을 미치는 정보의 발생, 확산, 해석의 과정에서 수익률 변화와 거래활동의 변화가 함께, 혹은 순차적으로 일어난다. 따라서 변동성과 거래활동 사이에는 뚜렷한 양(+)의 상관관계가 관찰된다. 한국 주식시장의 거래회전율 감소는 주식시장 변동성의 감소와 동반되어 나타난 현상일 가능성이 높다.

셋째, 거래비용의 변화이다. 거래비용은 투자기회의 수익성을 낮추므로 거래를 위축시키는 요인으로 작용한다. 따라서 거래비용의 증가로 거래회전율이 감소했을 가능성을 생각해볼 수 있다. 장기투자보다는 단기투자에서,

기대수익률이 높을 때보다는 기대수익률이 낮을 때 거래비용의 상대적 중요성이 더 부각될 것으로 예상된다.

다음으로, 주식 거래수요와 투자수요에 영향을 미칠 것으로 판단되는 두 가지 거시경제 요인의 변화를 검토한다. 그 중 첫 번째는 경제성장의 둔화와 인구고령화이다. 경제성장 전망이 부정적일 때 안전자산 선호도가 증가하여 주식투자비중이 축소되며, 경제성장 둔화와 동반되는 경기 변동성 감소는 주식시장 변동성 감소를 유발한다. 이는 결국 주식시장 거래회전율의 감소로 이어질 가능성이 높다. 한편, 고령화가 진전될수록 단기투자·직접투자보다는 장기투자·간접투자의 비중이 증가하기 마련이다. 이 경우 거래회전율이 높은 투자자가 거래회전율이 낮은 투자자로 대체되면서 주식시장 거래회전율은 감소하게 될 것이다.

두 번째 거시경제 요인은 가계의 투자여력 변화이다. 가계의 주식투자는 가계의 여유자금을 전제로 한다. 가계의 소득증가율이 지출증가율보다 낮거나, 가계부채 증가로 가계의 재정 건전성이 악화되었을 경우 위험자산에 대한 투자비중을 유지할 수 없을 것이다. 가계의 투자여력 감소는 주식시장에서의 개인투자자 수요기반의 위축을 가져오고, 결국 거래회전율 감소로 이어질 것이다.

마지막 세 가지 요인은 투자자의 투자행태와 관련된 요인들이다. 첫째, 개인투자자의 주식투자성향이다. 개인투자자가 합리적 투자자이고 학습효과가 존재한다면 실패한 투자행태를 반복하지 않을 것이다. 즉, 개인투자자의 단기투자성향, 즉 높은 거래회전율이 저조한 투자성향을 보였다면 개인투자자의 거래회전율 감소는 투자행태가 합리적으로 변화한 결과일 수 있다.

둘째, 비합리적 거래행태의 변화이다. 투자자, 특히 개인투자자들의 비합리적 거래행태가 존재한다는 많은 연구결과들이 제시되어 있다. 자신의 투자의사결정 능력을 과대평가하거나, 다른 투자자를 단순히 추종하거나,

8 주식시장의 구조적 변화: 거래회전율 감소의 원인 분석

막연히 손실을 만회할 수 있을 것이라 기대하는 경향이 발견된다. 이러한 비합리성은 과도한 거래를 불러일으킬 가능성이 높고, 저조한 투자성과로 이어질 가능성 역시 높다. 거래회전율의 감소는 주식시장의 건전성이 제고되고 주식투자에 대한 투자자의 이해도가 높아지면서 비합리적 투자행태가 개선된 결과일 수 있다.

셋째, 대체투자수단의 발달이다. 금융시장과 금융산업이 발전하면서 금융투자상품이 다양화되고 있다. 주식이나 채권과 같은 전통적인 자산에 직접 투자하지 않더라도 동일한 위험-수익률을 달성할 수 있을 뿐만 아니라 기존에 존재하지 않는 위험-수익률 특성을 제공하는 금융상품도 쉽게 찾아볼 수 있다. 금융투자상품의 다양화는 개인투자자의 주식투자 수요를 흡수하는 한편 개인투자자의 주식거래 수요를 기관투자자의 주식거래 수요로 대체하는 결과를 가져올 수 있다.

거래회전율 감소의 원인분석에 이어, 지난 15년 동안 나타난 한국 주식시장의 거래회전율 하락이 어떠한 원인에서 비롯되었든 결과적으로 시장의 품질(market quality)에 변화를 가져왔는가를 검토한다. 일반적으로 유동성이 높을수록 주식가치에 관련된 정보가 활발하게 생산되고 효율적으로 가격에 반영된다고 본다. 거래회전율을 유동성의 척도로 간주한다면 거래회전율의 하락은 가격효율성의 저하를 가져왔을 것으로 예상할 수 있다. 그러나 높은 거래회전율이 주로 비합리적 투자자 혹은 무정보거래자(uninformed traders)로부터 비롯된 것이라면 이러한 논리는 성립되기 어렵다. 거래회전율이 높더라도 가격효율성이 낮을 수 있고 거래회전율이 감소하더라도 가격효율성은 감소하지 않는 결과가 나타날 수 있다. 기존 문헌에서 제안된 여러 가격효율성 지표를 이용하여 한국 주식시장의 가격효율성이 어떠한 변화를 보였는지, 가격효율성에 미치는 요인이 무엇인지 분석함으로써 거래회전율 감소의 영향을 주식시장의 질적 측면에서 평가하도록 한다.

추가적으로, 한국 주식시장과 주요 선진국 및 신흥국 주식시장의 거래회전을 변화양상을 비교, 검토한다. 한국 주식시장에서 나타나는 변화는 전 세계적인 변화의 한 단면일 수 있으며 주식시장의 발전단계에서 공통적으로 겪는 하나의 과정일 수 있다. 이러한 비교를 통해 한국 주식시장의 위상 혹은 발전수준을 가늠하고 향후 전망에 대한 시사점을 얻을 수 있을 것으로 기대한다.

본 보고서에서 거래회전을 감소의 원인으로 다루고 있는 일곱 가지 요인들은 주식시장의 투자수요 또는 거래수요와 관련된 미시적, 거시적 요인을 사실상 모두 포괄한다. 바꿔 말하면, 지난 15년간 나타난 거래회전의 추세적 감소는 주식시장의 투자수요 또는 거래수요를 둘러싼 변화가 집약적으로 드러나는 상징적인 사건이라 할 수 있는 것이다. 거래회전을 감소의 원인분석을 주된 내용으로 삼고 있음에도 불구하고 본 보고서의 제목에 '구조적 변화'라는 표현을 담고 있는 이유가 바로 여기에 있다.

본 보고서는 다음과 같이 구성된다. II장, III장, IV장에서는 주식 거래회전을 감소에 영향을 미치는 시장 요인, 거시경제 요인, 투자자 요인을 각각 제시하고 실증적으로 분석한다. V장에서는 주식 거래회전의 감소가 가격효율성에 미친 영향을 분석하고, 한국시장 거래회전의 변화양상을 외국 주요시장 거래회전의 변화양상과 비교, 검토한다. VI장에서는 실증분석결과를 종합하고 한국 주식시장에 대한 정책적 시사점을 제시한다.

II. 거래회전율 감소의 원인: 시장요인

1. 분석자료
2. 투자자 유형별 거래회전율 및 보유 비중 변화
3. 주가변동성 변화
4. 거래비용 변화

II. 거래회전을 감소의 원인: 시장요인

1. 분석자료

본 보고서의 모든 실증분석은 유가증권시장 상장기업을 대상으로 한다. 한국 주식시장에서 코스닥시장 역시 높은 비중을 차지하고 있으나, 개인투자자의 비중이 높아 투자자 유형별 분석이 용이하지 않다는 문제가 있다.³⁾ 본 보고서의 실증분석에서 투자자 유형별 분석이 많은 비중을 차지하고 있으므로 코스닥시장은 분석 대상에서 제외하기로 한다. 다만, 코스닥시장 개인투자자의 투자행태는 유가증권시장 소형주에서 나타나는 개인투자자의 투자행태와 크게 다르지 않다는 점을 미리 밝혀둔다.

분석에 사용된 주가 및 거래와 관련된 자료는 FnGuide의 DataGuide, 재무제표 관련자료는 DataGuide와 KLCA(Korea Listed Companies Association)의 KOCOinfo로부터 확보하였다. 주식의 소유구조와 관련된 자료는 KRX(Korea Exchange)와 KSD(Korea Securities Depository)의 자료를 이용한다. 재무제표 자료는 한국채택 국제회계기준(K-IFRS)에 따른 연결재무제표 자료를 기준으로 하되, K-IFRS 채택 이전에는 일반기업회계기준(K-GAAP)에 따른 연결재무제표를 사용하도록 한다. 분석기간은 투자자 유형별 거래 자료와 소유구조 자료를 확보할 수 있는 1999년부터 2013년까지로 설정하였다.

3) 코스닥시장의 2013년 개인투자자 보유 비중(시가총액 기준)은 63%, 거래대금비중은 89%에 이른다.

2. 투자자 유형별 거래회전을 및 보유비중 변화

거래회전의 변화는 투자자 유형별 거래회전율 변화와 보유 비중의 변화의 결과로 나타난다. 투자자 유형별 보유 비중은 변하지 않았으나 보유 비중이 높은 투자자 유형의 거래회전율이 감소한 경우, 투자자 유형별 거래회전율은 변하지 않았으나 거래회전율이 높은 투자자 유형의 보유 비중이 감소한 경우, 또는 두 가지가 동시에 일어난 경우 시장전체의 거래회전율이 감소하는 결과가 나타나게 될 것이다. 이 사실은 다음의 식(1)을 통해 간단히 설명할 수 있다.

$$TURN_t = \frac{TV_t}{MV_t} = \frac{\sum_{i=1}^I TV_{it}}{MV_t} = \sum_{i=1}^I \frac{TV_{it}}{MV_{it}} \frac{MV_{it}}{MV_t} = \sum_{i=1}^I TURN_{it} \alpha_{it} \quad (1)$$

여기서 $TURN$, MV , TV 는 각각 거래회전율, 시가총액, 거래대금을 의미한다. i 는 투자자 유형을 의미하며 α_i 는 투자자 유형 i 의 시가총액 보유 비중을 나타낸다. 시장 전체의 거래회전율은 투자자 유형별 거래회전율을 투자자 유형별 보유 비중으로 가중평균한 값을 쉽게 알 수 있다. 이 식에 따르면 거래회전율의 변화는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta TURN_t = \sum_{i=1}^I (\alpha_{it} \Delta TURN_{it} + TURN_{it} \Delta \alpha_{it} + \Delta TURN_{it} \Delta \alpha_{it}) \quad (2)$$

투자자 유형별 보유 비중이 변하지 않았다면($\Delta\alpha_{it} = 0$), 시장 전체 거래회전율의 변화는 보유 비중이 높은 투자자 유형의 거래회전율 변화에 가장 큰 영향을 받게 된다. 반면, 투자자 유형별 거래회전율이 변하지 않았다면($\Delta TURN_{it} = 0$) 거래회전율이 높은 투자자 유형의 보유 비중 변화에 가장 큰 영향을 받게 된다.

먼저 유가증권시장의 투자자 유형별 거래회전율을 살펴보자. 투자자 유형별 연간 거래회전율은 연간 매수대금과 매도대금의 평균값을 직전 연도말 보유금액과 당해 연도말 보유금액의 평균값으로 나눈 값으로 정의한다.

<표 II-1>는 2000~2013년⁴⁾ 유가증권시장의 투자자 유형별 연간 거래회전율을 제시하고 있다. 전체기간의 평균값을 보면, 증권회사의 평균 연간 거래회전율이 1,370%로 가장 높고, 이어서 개인투자자 470%, 펀드 365%, 보험 204%, 연기금 167%, 외국인 89%, 은행 45%의 순으로 나타난다. 차익거래와 ELW 및 ELS 헤지거래의 비중이 높은 증권의 거래회전율이 가장 높고, 자사주 신탁 등 잦은 거래를 요하지 않는 주식의 보유 비중이 높은 은행의 거래회전율이 가장 낮다. 개인투자자의 거래회전율은 증권회사에 이어 두 번째로 높은 것으로 나타난다.

대표적인 장기투자자인 연기금의 거래회전율이 외국인에 비해 높은 것으로 나타나는데, 이는 분석기간 동안 연기금의 규모가 급격히 증가함에 따라 국내 주식 보유액을 크게 늘리는 과정에서 나타난 거래의 결과로 보인다. 보험의 경우에도 거래회전율이 기대보다는 높는데, 특별계정 보유주식을 거래회전율이 비교적 높은 자산운용사에 일임하여 운용하기 때문으로 파악된다.

4) 1998년말 투자자 유형별 보유금액 자료가 분석자료에 포함되어 있지 않아 1999년 거래회전율은 제외되었다.

<표 II-1> 투자자 유형별 거래회전율

연도	개인	외국인	금융기관						기타 ⁵⁾
			전체	펀드	연기금	보험	증권	은행	
2000	683%	87%	224%	237%	72%	117%	807%	209%	17%
2001	762%	69%	198%	270%	192%	135%	744%	65%	17%
2002	928%	91%	251%	388%	395%	94%	1,344%	62%	33%
2003	560%	72%	173%	298%	122%	54%	868%	43%	25%
2004	445%	80%	134%	323%	102%	48%	557%	27%	24%
2005	491%	75%	119%	230%	111%	56%	576%	23%	21%
2006	352%	84%	115%	185%	104%	44%	668%	23%	20%
2007	434%	118%	142%	213%	188%	60%	1,059%	25%	25%
2008	351%	139%	205%	393%	259%	104%	1,738%	21%	20%
2009	397%	111%	355%	1,715%	212%	298%	3,423%	23%	18%
2010	298%	86%	228%	327%	144%	695%	3,151%	28%	16%
2011	414%	88%	241%	237%	186%	855%	2,865%	42%	23%
2012	271%	75%	152%	163%	143%	203%	812%	26%	17%
2013	196%	69%	113%	130%	107%	93%	562%	18%	7%
평균	470%	89%	189%	365%	167%	204%	1,370%	45%	20%

자료: KRX, DataGuide

5) 기타에는 일반법인, 정부, 정부관리기업이 포함된다.

투자자 유형별 거래회전율을 연도별로 살펴보면, 가장 확연한 변화는 개인투자자의 거래회전율에서 나타난다. 개인투자자의 거래회전율은 2002년 무려 928%에 이르렀으나 이후 추세적으로 감소하여 2013년에는 2002년의 1/5 수준인 196%로 하락하였다. 시장 전체의 거래회전율 감소에는 개인투자자의 거래회전율 감소가 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

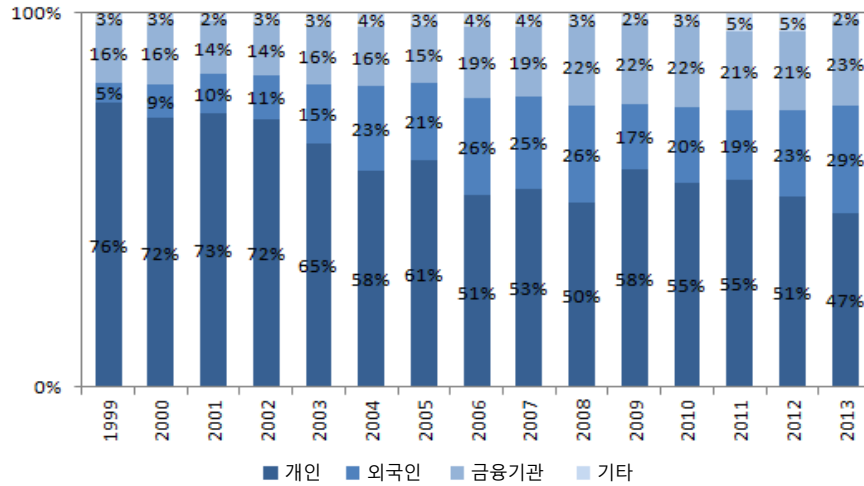
금융기관의 경우에는 개인투자자와는 다른 변화양상이 확인된다. 2002년 251%에서 2006년 115%로 하락한 후, 금융위기 이후 주가지수가 급등한 2009년 355%로 크게 상승하는 것으로 나타난다. 2010년부터 다시 하락세로 전환하여 2013년 연간 거래회전율은 2009년의 1/3 수준인 113%에 불과하다. 금융기관 중 증권과 펀드의 경우 2009년의 거래회전율은 각각 무려 3,423%, 1,715%에 달했던 것으로 나타나는데, 2013년에는 각각 562%, 130%로 큰 폭으로 감소하였다.

외국인의 경우 금융위기로 대량의 순매도를 기록했던 2008년 139%의 높은 거래회전율이 관찰된다. 외국인 역시 2013년의 거래회전율은 69%로 역시 크게 감소한 상황이다.

개인투자자의 거래회전율 하락과 함께 개인투자자가 전체 거래대금에서 차지하는 비중도 크게 감소하였다. <그림 II-1>에 나타나듯이, 개인투자자의 거래대금 비중은 1999년 76%에서 2013년 47%로 29%p 감소하였다. 반면 외국인의 경우 5%에서 29%로, 국내 금융기관의 경우 16%에서 23%로 각각 24%p, 7%p 증가하였다. 한국 주식시장의 주요 거래주체가 개인투자자에서 외국인과 금융기관으로 옮겨가고 있음을 볼 수 있다.

2000년대 중반까지의 거래회전율 하락에는 개인투자자의 거래회전율 하락이 가장 큰 영향을 준 것으로 보이며, 국내 금융기관의 거래회전율 감소도 영향을 주었을 것으로 파악된다. 금융위기 전후의 거래회전율 상승은 국내 금융기관과 외국인의 거래회전율 증가가 주도하였으며, 2010년 이후에는 모든 투자자 유형의 거래회전율 감소가 공통적으로 확인된다.

<그림 II-1> 투자자 유형별 거래대금 비중



자료: DataGuide

다음으로 투자자 유형별 주식보유 비중을 살펴보자. <표 II-2>는 유가증권시장 상장주식의 투자자 유형별 시가총액 기준 보유 비중을 연도별로 보여주고 있다.

먼저 투자자 유형별 전체 표본기간 평균 보유 비중을 보면, 외국인이 34%로 가장 높고, 이어 개인 22%, 금융기관이 17%의 순이다. 기타 투자자 유형 중에서는 일반법인의 평균 보유 비중이 22%로 매우 높게 나타난다. 국내 금융기관 중에서는 펀드와 은행의 보유 비중이 가장 높고, 이어 연기금, 보험, 증권의 순이다. 통계상 연기금 보유 비중에는 국민연금의 간접운용 규모가 반영되지 않는 것으로 파악되는데, 2014년 3분기 기준으로 국민연금 국내 주식 운용금액의 50.8%가 간접운용되고 있다는 점을 고려하면 실질적으로 국내 금융기관 중에서는 연기금의 보유 비중이 가장 높다고 할 수 있다.

표본기간 동안 개인투자자의 보유 비중 변화는 거래회전율 변화와는 차이가 있다. 거래회전율이 2002년 이후 추세적으로 감소한 것과는 달리, 보유 비중은 2002년부터 2006년까지 22%에서 18%로 감소, 2009년까지 31%로 증가, 2013년까지 다시 20%로 감소하는 패턴을 보인다. 외국인의 보유 비중은 개인투자자의 보유 비중과 대칭적인 변화를 보여주는 데, 1999년 21%에서 2004년 42%까지 증가, 2008년 29%로 감소, 2013년 35%로 다시 증가하는 패턴이다. 국내 금융기관의 보유 비중 변화는 외국인 보유 비중 변화와 유사하다. 2000년 16%에서 2006년 22%로 증가, 2008년 12%로 감소, 2013년 17%로 다시 증가한다.

<표 II-2> 투자자 유형별 보유 비중

연도	개인	외국인	금융기관							기타
			전체	펀드	연기금	보험	증권	은행		
1999	26.08%	21.04%	17.05%	8.57%	1.08%	2.73%	0.70%	3.00%	35.83%	
2000	20.04%	30.19%	15.83%	7.50%	1.14%	0.79%	1.40%	2.59%	33.94%	
2001	22.32%	36.62%	15.75%	4.63%	0.45%	2.79%	0.67%	6.60%	25.30%	
2002	22.33%	36.01%	15.85%	5.98%	0.70%	2.26%	0.72%	5.51%	25.81%	
2003	19.70%	40.11%	16.70%	4.58%	2.42%	2.80%	0.66%	5.91%	23.49%	
2004	18.00%	41.97%	17.64%	3.73%	2.83%	2.23%	0.47%	8.14%	22.40%	
2005	18.43%	39.73%	19.60%	6.80%	2.98%	2.17%	0.53%	6.90%	22.24%	
2006	17.94%	37.26%	21.96%	8.73%	2.29%	3.92%	0.50%	6.31%	22.84%	
2007	21.79%	32.37%	21.18%	7.94%	2.05%	3.42%	0.39%	7.09%	24.66%	
2008	27.05%	28.78%	12.36%	1.44%	1.47%	2.20%	0.17%	7.07%	31.80%	
2009	31.02%	32.65%	12.52%	1.59%	3.34%	0.75%	0.20%	6.45%	23.81%	
2010	21.22%	33.00%	13.93%	6.47%	2.52%	0.40%	0.20%	4.23%	31.85%	
2011	20.66%	32.91%	13.62%	6.19%	3.09%	0.64%	0.27%	3.26%	32.82%	
2012	20.26%	34.70%	16.74%	5.56%	3.37%	2.88%	0.72%	4.15%	28.31%	
2013	19.69%	35.23%	17.08%	5.05%	4.24%	3.02%	0.85%	3.91%	28.00%	
평균	21.92%	34.10%	16.52%	5.65%	2.26%	2.20%	0.56%	5.41%	27.51%	

주 : 투자자 유형별 보유주식의 시가총액을 기준으로 계산한 비중이다.
자료: KRX

투자자 유형별 거래회전율과 보유 비중의 변화가 시장 전체 거래회전율 변화에 미친 영향을 종합적으로 평가해 보도록 하자. <표 II-3>은 시장 전체 거래회전율의 변화추이에 따라 표본기간을 세 개의 구간으로 나누고, 투자자 유형별 거래회전율 및 보유 비중의 변화를 구간별로 요약하고 있다.

1999~2006년에 나타난 거래회전율의 급격한 감소는 거래회전율이 가장 높은 개인투자자의 거래회전율과 보유 비중이 동시에 감소하고 거래회전율이 가장 낮은 외국인의 보유 비중이 증가했기 때문으로 파악된다. 2006~2009년에 관찰되는 거래회전율의 증가추세는 금융기관과 외국인의 거래회전율이 급증하고 거래회전율이 높은 개인투자자의 보유 비중이 증가한 결과로 보인다. 마지막으로 2009~2013년의 거래회전율 감소는 모든 투자자 유형의 거래회전율 감소, 거래회전율이 높은 개인투자자의 보유 비중 감소가 유발한 것으로 나타난다.

<표 II-3> 투자자 유형별 거래회전율 및 보유 비중 변화

구분		1999~2006년	2006~2009년	2009~2013년
시장전체		감소	증가	감소
개인	거래회전율	감소	불변	감소
	보유 비중	감소	증가	감소
금융기관	거래회전율	감소	증가	감소
	보유 비중	증가	감소	증가
외국인	거래회전율	불변	증가	감소
	보유 비중	증가	감소	증가

시장 전체에 대한 분석결과는 시가총액과 거래대금의 비중이 큰 대형주에 의해 나타나는 결과일 수 있으므로, 개별주식에서 보편적으로 관찰되는 현상이라고 단언할 수는 없다. 이를 고려하여 투자자 유형별 거

래회전율과 보유 비중의 변화를 개별주식 단위로 살펴볼 필요가 있다. 분석자료의 한계로 개별주식의 투자자 유형별 보유 비중을 파악할 수 없으므로 간접적인 방법으로 분석하도록 한다.

<표 II-4>는 유가증권시장 상장기업의 시가총액 규모별 거래회전율과 개인투자자 거래대금비중의 변화를 보여준다. 소형주, 중형주, 대형주는 각각 월간 시가총액 상위, 중위, 하위 1/3에 속하는 기업으로 구성하며, 거래회전율과 개인투자자 거래대금 비중은 각 그룹 내 평균값을 의미한다.

전체 표본기간에서 소형주의 거래회전율이 가장 높고 대형주의 거래회전율이 가장 낮다. 평균 거래회전율은 소형주, 중형주, 대형주 각각 635%, 426%, 276%로 나타난다. 시계열적으로 2000년대 중반까지 시가총액 규모에 상관없이 거래회전율의 하락이 공통적으로 나타난다. 1999년과 2006년의 거래회전율을 비교해보면, 소형주의 경우 814%에서 411%, 중형주의 경우 678%에서 244%, 대형주의 경우 558%에서 179%로 감소한 것을 확인할 수 있다. 상대적 하락폭은 대형주가 가장 크다. 2006년 이후의 거래회전율 변화는 그룹별로 약간 다르게 나타나는데, 소형주와 중형주의 경우 추세적으로 감소하고 있다고 보기 어려운 반면, 대형주의 경우에는 2009년 282%로 증가한 이후 2013년 103%로 다시 큰 폭으로 감소하는 모습을 보이고 있다.

<표 II-4>의 오른쪽 세 열에는 시가총액 규모별 개인투자자의 거래대금비중 추이가 제시되어 있다. 변화의 양상은 대형주, 중형주, 소형주 모두 유사하고, 거래회전율의 변화양상과 흡사하다. 변화의 폭은 대형주의 경우 가장 큰데, 개인투자자 거래대금 비중은 소형주의 경우 91~97% 범위에서 변동하는 반면, 대형주의 경우 47~77% 범위에서 변동하고 있다. 대형주의 거래회전율은 중소형주에 비해 투자자 구성의 변화에 영향을 상대적으로 많이 받고 있는 것으로 보인다. 한편, 전 기간에 걸쳐 대부분의 거래가 개인투자자에 의해 이루어지고 있는, 즉 투자자구성의 변화가 크지 않은 소형주의 경우에서도, 2000년대 중반까지 큰 폭의 거래회

전율 감소가 확인되고 있다. 전체 시장에서 관찰되는 개인투자자의 거래회전율 감소가 대형주는 물론 소형주에서도 공통적으로 나타나는 현상임을 보여준다.

<표 II-4> 기업규모별 거래회전율 및 개인 거래비중 추이

연도	거래회전율			개인투자자 거래대금 비중		
	소형주	중형주	대형주	소형주	중형주	대형주
1999	814%	678%	558%	96%	87%	74%
2000	905%	576%	426%	97%	92%	77%
2001	923%	710%	455%	97%	92%	71%
2002	1,069%	744%	452%	96%	91%	71%
2003	611%	419%	330%	96%	87%	67%
2004	813%	503%	239%	96%	86%	60%
2005	927%	557%	255%	96%	83%	57%
2006	411%	244%	179%	92%	78%	54%
2007	498%	283%	211%	91%	78%	55%
2008	352%	207%	186%	91%	76%	55%
2009	505%	318%	282%	94%	83%	62%
2010	419%	292%	171%	94%	83%	59%
2011	344%	283%	178%	94%	84%	58%
2012	567%	358%	123%	94%	82%	51%
2013	360%	214%	103%	93%	80%	47%
평균	635%	426%	276%	94%	84%	61%

자료: KRX, DataGuide

보다 구체적으로, 투자자 유형별 보유 비중의 변화를 기업규모별로 살펴보자. 앞서 언급했듯이 각 상장기업의 투자자 유형별 보유 비중에 대한 자료가 미비하므로, 투자자 유형별 일간 매수·매도 거래량과 발행 주식수를 토대로 추정된 투자자 유형별 보유 비중 변화를 이용하여 분석하도록 한다.

각 주식에 대해 각 투자자 유형의 월간 순매수량⁶⁾을 발행주식수로 나눈 값은 각 투자자 유형의 보유 비중 변화로 간주할 수 있다. 이 값이 음(-)인 경우에는 보유 비중 감소, 양(+)인 경우에는 보유 비중 증가를 의미한다.⁷⁾ <그림 II-2>는 유가증권시장 상장기업의 투자자 유형별 월간 보유 비중 변화를 계산하여 시가총액 그룹별로 평균한 뒤 시계열적으로 누적한 값을 보여준다.

소형주의 투자자 유형별 보유 비중 변화를 살펴보면, 개인투자자의 보유 비중만 유일하게 전 표본기간에 걸쳐 지속적으로 증가하고, 다른 모든 투자자 유형의 보유 비중은 하락하고 있는 것을 볼 수 있다. 앞서 소형주의 거래회전은 2000년대 중반까지 큰 폭으로 하락한 이후 일정한 수준으로 유지되는 것으로 나타났는데, 이는 개인투자자의 보유 비중이 감소해서가 아니라 개인투자자의 거래회전이 감소했기 때문임을 확인할 수 있다.

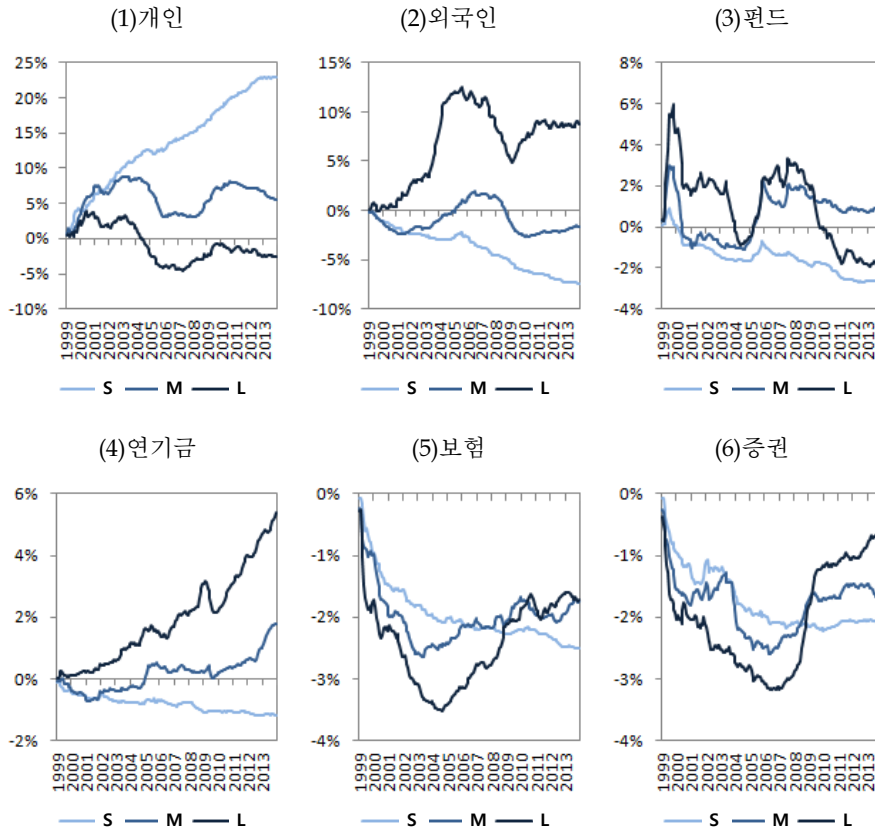
대형주에서의 투자자 유형별 보유 비중 변화를 살펴보면 소형주와는 전혀 다른 모습이 나타난다. 먼저 개인과 펀드의 경우 표본기간 동안 감소, 증가, 감소의 변화를, 외국인의 경우 증가, 감소, 증가의 변화를 보여준다. 개인과 펀드의 보유 비중 변화는 대형주 거래회전율 변화와 동일한 패턴을 따르며, 외국인의 보유 비중 변화는 거래회전율 변화와 반대의 패턴을 따른다. 연기금 보유 비중은 전 기간에 걸쳐 증가하고, 보험 보유 비중은 2000년대 중반까지 감소한 이후 증가하는 모습을 보여준다. 대형주 거래회전율의 변화는 거래회전율이 높은 투자자와 거래회전율이 낮은 투자자의 상대적 보유 비중 변화와 밀접하게 연관됨을 추론할 수 있다.

6) 월간 순매수량 = 월간 매수주식수 - 월간 매도주식수

7) 이렇게 계산된 보유 비중 변화에는 신규공모나 유상증자와 같이 한국거래소를 통하지 않고 취득되는 수량은 포함되지 않으므로 실제 보유 비중 변화를 과소평가하고 있을 가능성이 있다.

한편, 증권의 경우 2000년대 중반 이후 보유 비중이 크게 증가하는 것으로 나타나는데, 이는 대부분 ELS 및 ELW 발행에 따라 헤지목적으로 매수한 주식으로 알려져 있다. 증권의 거래회전을 높으나 주식 보유 비중이 작아 보유 비중의 증가가 시장전체 거래회전의 상승으로 이어지지 않는 것으로 파악된다.

<그림 II-2> 투자자 유형별 누적순매수 비율



주: S,M,L은 각각 소형주, 중형주, 대형주 그룹을 의미한다.

3. 주가변동성 변화

주가의 변동성이 주식 거래활동과 밀접한 연관성이 있다는 사실은 잘 알려져 있다. 거래량과 변동성 사이의 관계를 설명하는 대표적인 이론으로는 혼합분포가설(mixture of distribution hypothesis), 순차적 정보도착가설(sequential arrival of information hypothesis), 정보분산가설(dispersion of beliefs hypothesis) 등을 들 수 있다.

혼합분포가설은 Clark(1973)의 연구를 시초로, Epps and Epps(1976), Tauchen and Pitts(1983), Andersen(1996), Liesenfeld(2001) 등에 의해 발전되었다. 혼합분포가설에서는 변동성과 거래량이 동일한 정보발생과정에 종속되어 있다고 가정한다. 따라서 정보가 발생하면 균형가격의 조정과 거래의 증가가 함께 발생하고, 변동성과 거래량 사이에는 양(+)의 상관관계가 나타난다고 주장한다.

순차적 정보도착가설은 Copeland(1976)가 처음 제시하였다. 주식에 대한 정보는 모든 투자자에게 동시에 전달되는 것이 아니라 한 투자자에서 다른 투자자로 순차적으로 전달된다. 정보를 접한 투자자들이 순차적으로 투자결정을 내리기 때문에 과거의 거래량은 미래의 가격변동에 대한 예측력을 가지며, 과거의 가격변동은 미래의 거래량에 대한 예측력을 가지게 된다. Jennings, Starks, and Fellingham(1981), Smirlock and Starks(1985), Jennings and Barry(1983) 등이 순차적 정보도착가설에 기반한 연구결과를 제시하고 있다.

정보분산가설은 Kim and Verrecchia(1991)와 Harris and Raviv(1993)의 연구가 대표적이다. 정보분산가설에서는 모든 투자자들이 동일한 정보를 얻지만 정보의 중요성에 대해서는 서로 다른 해석을 내린다고 본다. 따라서 투자자들이 판단하는 자산가치에 차이가 발생하고 결국 서로 다른 투자의사결정을 내린다. 투자자간 의견차이가 클수록 거래가 많이

발생하며 가격의 변동성도 증가하게 된다. 동일한 정보가 주어졌을 때 투자자간 의견차이가 발생하는 근본원인에 대해서는 여러 견해가 존재하는데, Kim and Verrecchia(1991)는 투자자가 가진 사전적 사적(private) 정보의 차이를 원인으로 보고 있으며, Harris and Raviv(1993)는 정보에 대한 해석의 차이를 원인으로 보고 있다.

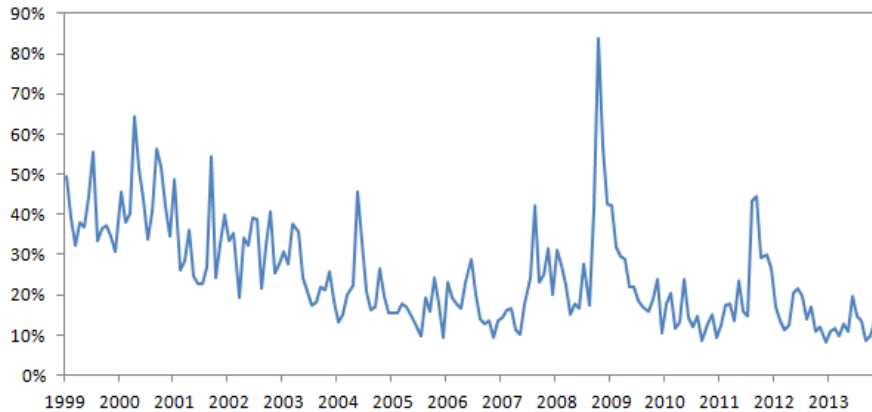
변동성과 거래활동의 관계에 대한 초기 실증연구에서는 대부분 양(+)의 상관관계를 보고하고 있다. Karpoff(1987)의 조사에 따르면, 19개 실증연구 중 18개 연구에서 변동성과 거래량 사이에 동시대적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 보고하고 있다.

수익률 변동성(혹은 수익률 절대값)과 거래량 사이의 Granger 인과관계를 분석한 논문에서는 양방향의 인과관계가 존재한다는 결과를 제시하고 있다. Smirlock and Starks(1988)와 Brooks(1998)는 미국 NYSE(New York Stock Exchange) 상장주식에 대한 분석을 통해 변동성과 거래량 사이의 양방향 인과관계를 확인하였다. Brooks(1998)는 추가적으로 거래량이 변동성에 미치는 영향보다 변동성이 거래량에 미치는 영향이 더 크다는 결과를 보고하고 있다. Lee and Rui(2002)는 미국, 일본, 영국 등 3개국 자료를 분석하여 변동성과 거래량 사이에 양성 피드백(positive feedback)관계가 존재한다는 결과를 제시하고 있으며, Chen et al.(2001)는 9개국 주식시장을 분석하여 유사한 결과를 확인하였다.

이외에 Gallant et al.(1992), Lamoureux and Lastrapes(1990), Bollerslev(1990), Glosten et al.(1993) 등 GARCH류 방법론을 이용한 분석에서도 거래량과 변동성 사이에 동시대적 양(+)의 관계 혹은 과거의 거래량과 변동성 사이의 양(+)의 관계를 보고하고 있다. 한편, 수익률 변동성과 거래량과의 관계는 주식시장뿐만 아니라 선물시장, 실물상품시장에서도 광범위하게 나타나는 것으로 파악된다.⁸⁾

8) Clark(1973), Rutledge(1984), Cornell(1981), Garcia, Leuthold, and Zapata(1986),

<그림 II-3> 유가증권시장 수익률 변동성 추이



이와 같은 논의를 바탕으로, 한국 주식시장의 거래회전을 감소가 변동성의 감소와 관련이 있는지 분석해 보자. <그림 II-3>은 KOSPI 수익률 변동성을 시계열적으로 보여주고 있다. 여기서 변동성은 KOSPI의 일별수익률의 월간 표준편차를 계산하여 연율화한 값이다.

1999~2000년 40~50% 수준이었던 수익률 변동성은 추세적으로 감소하여 2007년 상반기 14% 수준까지 하락한다. 미국발 금융위기가 진전되던 2007년 하반기부터 2009년 상반기까지와, 유럽 재정위기가 발생한 2011년 하반기에 변동성이 일시적으로 급격히 증가하는 모습을 볼 수 있다. 2012년 이후에는 주가지수의 정체와 함께 변동성도 크게 감소하여, 2013년 4분기의 변동성은 11%에 불과하다.

시장 전체의 변동성과 거래회전의 동시대적 관계를 다음과 같은 실증모형을 토대로 분석해 보자.

Grammatikos and Saunders(1986), Tauchen and Pitts(1983), Bhar and Malliaris(1998)

$$TURN_t = \beta_0 + \beta_1 MVLT_t + \beta_2 IVLT_t + \beta_3 CVLT_t + \epsilon_t \quad (3)$$

여기서 $TURN_t$ 은 t 시점의 거래회전을, $MVLT_t$, $IVLT_t$, $CVLT_t$ 은 각각 t 시점의 시장변동성, 고유변동성, 횡단면 변동성을 의미한다. 시장변동성과 고유변동성은 Campbell et al.(2001)의 변동성 분해방법론을 통해 계산하였으며,⁹⁾ 횡단면 변동성은 t 시점 개별 상장기업 수익률의 횡단면 표준편차를 의미한다. 횡단면 변동성은 개별 주식의 수익률 격차가 나타남에 따라 발생하는 포트폴리오 조정 수요를 측정하는 변수로써 추가하였다. 투자자 유형별 분석을 위해 투자자 유형을 개인, 외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험으로 분류하였다.¹⁰⁾

추가수익률 변동성이 높은 자기상관(autocorrelation) 특성을 가진다는 점을 고려하여 Cochrane-Orcutt 추정방법¹¹⁾을 이용하였으며, $MVLT_t$ 와 $IVLT_t$ 가 높은 상관관계를 가진다는 점을 감안하여 $IVLT_t$ 는 $MVLT_t$ 에 대해 직교화(orthogonalization)한 값을 이용하였다. 모든 분석은 월간 자료를 토대로 이루어졌으며 추정결과는 <표 II-5>에 정리되어 있다.

<표 II-5> 패널 A의 (1)에 제시된 시장전체 거래회전율에 대한 추정결과를 보면, 거래회전율은 예상과 같이 시장변동성, 고유변동성과 유의한 양(+)의 관계를 갖고 있는 것으로 나타난다. 특히 거래회전율 변화는 시장변동성보다는 고유변동성의 변화와 더 밀접한 관계가 있음이 확인된다. 반면 횡단면 변동성은 거래회전율과 유의한 관계가 관찰되지 않는다.

9) Campbell et al.(2001)에서는 변동성을 시장요인, 산업요인, 기업요인 등 세 가지 요소로 분해하였으나, 본 연구에서는 시장요인과 기업요인 두 가지 요소로 분해한다. 이 경우 산업요인은 시장요인에 포함된다.

10) 표본기간의 초기에 연기금의 거래비중이 작아 충분한 표본이 확보되지 않으므로 투자성향이 유사한 보험과 묶어 하나의 유형으로 분류한다.

11) Cochrane and Orcutt(1949)

패널 A의 (2)부터 (6)에서는 투자자 유형별 거래회전율을 종속변수로 이용한 추정결과를 제시하고 있다. 투자자 유형별 거래회전율은 시가총액 대비 투자자 유형별 거래대금으로 정의한다. 이 정의에 의하면 투자자 유형별 거래회전율의 합은 시장전체 거래회전율과 동일하다.

추정결과, 투자자 유형에 관계없이 거래회전율은 시장변동성 및 고유변동성과 유의한 양(+)의 관계가 있고, 시장변동성보다는 고유변동성에 대한 민감도가 더 큰 것으로 나타난다. 횡단면 변동성의 경우 유일하게 펀드의 거래회전율과 관계가 있는 것으로 나타나는데, 개별종목의 거래에 집중하는 개인이나 장기보유 성향을 갖는 외국인, 연기금, 보험과 달리, 벤치마크를 추종하는 펀드는 개별주식 수익률의 변동에 따라 포트폴리오 조정의 필요성이 높기 때문으로 보인다. 추정모형의 R^2 값은 0.48~0.72로 상당히 높게 나타나며, 특히 개인과 펀드의 거래회전율에 대한 변동성의 설명력이 매우 높음을 확인할 수 있다.

패널 B에서는 패널 A의 모형에 기간더미변수를 포함한 분석결과를 제시하고 있다. 기간더미변수를 추가한 것은 거래회전율의 시계열적 변화 중에서 변동성의 변화로 설명되지 않는 부분이 있는지 확인하기 위함이다. 거래회전율의 수준을 고려하여, 표본기간을 1999~2003년, 2004~2007년, 2008~2010년, 2011~2013년 등 네 구간으로 구분하고, 각각의 기간에 해당될 경우 1, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 네 개의 더미변수, D^{99-03} , D^{04-07} , D^{08-10} , D^{11-13} 를 구성하여 포함하였다. 회귀모형에 상수(intercept)가 포함되므로 D^{11-13} 은 독립변수에서 제외하고 추정한다.¹²⁾

12) 기간더미변수를 임의로 정한 4개의 구간 대신 연도별 더미변수로 구성하여 분석하더라도 추정결과에 질적인 차이는 없다.

<표 II-5> 거래회전을 결정요인(1)

패널 A. 기본모형

	TURN					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	전체	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
Intercept	11.8009 ^a (17.38)	6.9839 ^a (10.82)	2.3654 ^a (23.92)	1.0708 ^a (15.67)	0.4174 ^a (14.29)	0.4479 ^a (11.95)
MVLT	0.0307 ^a (6.19)	0.0232 ^a (5.68)	0.0025 ^a (3.91)	0.0018 ^a (4.17)	0.0007 ^a (3.54)	0.0007 ^a (4.45)
IVLT	0.1130 ^a (7.87)	0.0841 ^a (7.15)	0.0081 ^a (4.46)	0.0075 ^a (5.96)	0.0025 ^a (4.66)	0.0027 ^a (5.90)
CVLT	0.0040 (1.11)	0.0026 (0.91)	-0.0006 (-1.46)	0.0009 ^a (2.98)	0.0002 (1.41)	0.0000 (-0.03)
R ²	0.7007	0.7225	0.4772	0.7280	0.6269	0.6898

패널 B. 기간더미변수 포함 모형

	TURN					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	전체	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
Intercept	9.5625 ^a (11.80)	4.9306 ^a (7.01)	2.1826 ^a (18.43)	0.6932 ^a (7.36)	0.4266 ^a (15.06)	0.6946 ^a (25.38)
MVLT	0.0235 ^a (5.18)	0.0180 ^a (4.86)	0.0024 ^a (4.10)	0.0016 ^a (3.76)	0.0004 ^b (2.19)	0.0007 ^a (5.00)
IVLT	0.1072 ^a (8.31)	0.0812 ^a (7.72)	0.0065 ^a (3.90)	0.0072 ^a (5.94)	0.0026 ^a (5.61)	0.0030 ^a (7.60)
CVLT	0.0022 (0.65)	0.0015 (0.55)	-0.0006 (-1.45)	0.0010 ^a (3.13)	0.0002 (1.27)	-0.0001 (-0.87)
D ⁹⁹⁻⁰³	6.8521 ^a (6.31)	6.6361 ^a (7.06)	-0.3362 ^b (-2.13)	0.4800 ^a (3.84)	0.1700 ^a (4.48)	-0.4309 ^a (-11.79)
D ⁰⁴⁻⁰⁷	1.5701 (1.53)	1.0440 (1.16)	0.6617 ^a (4.36)	0.4094 ^a (3.38)	-0.1495 ^a (-4.18)	-0.3150 ^a (-9.01)
D ⁰⁸⁻¹⁰	2.4469 ^b (2.22)	1.0990 (1.15)	0.6464 ^a (4.01)	0.6534 ^a (5.11)	0.0364 (0.94)	-0.0289 (-0.77)
R ²	0.7467	0.7764	0.5552	0.7509	0.6972	0.7576

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

패널 B의 추정결과를 보면, 변동성 변수에 대한 결과는 전체시장은 물론 각 투자자 유형에 대해 패널 A의 결과와 매우 유사하다. 반면 기간더미변수의 추정결과는 투자자 유형별로 차별적으로 나타나고 있다.

먼저 시장전체 거래회전율에 대한 (1)의 결과를 보면, D^{99-03} 와 D^{08-10} 의 계수가 각각 6.8521, 2.4469로 1%, 5% 신뢰수준에서 유의한 것으로 나타난다. 즉 1999~2003년, 2008~2010년에 변동성으로 설명되지 않는 높은 거래회전율이 발생했다는 의미이다.

어떤 투자자 유형이 그러한 높은 거래회전율의 원인이었는지는 (2)~(6)의 결과를 통해 유추해 볼 수 있는데, 1999~2003년에는 개인, 펀드, 증권, 2008~2010년에는 외국인, 펀드의 거래로부터 비롯된 것으로 파악된다. 개인투자자 거래회전율을 종속변수로 이용한 (2)의 결과를 보면, D^{99-03} 의 계수가 6.6361로 매우 크고 통계적으로 유의하다. 펀드와 증권의 거래회전율에 대한 모형 (4)와 (5)에서도 D^{99-03} 의 계수가 유의하게 나타나지만 각각 0.4800, 0.1700으로 계수의 크기는 상대적으로 매우 작다. 즉 1999~2003년 사이에 관찰되는 변동성 수준에 비해 높은 거래회전율은 주로 개인투자자에 의한 것임을 알 수 있다. 한편, D^{08-10} 의 계수를 투자자 유형별로 살펴보면, 외국인과 펀드의 경우 각각 0.6464, 0.6534로 유의하다. 2008~2010년의 높은 거래회전율은 주로 금융위기 전후의 외국인과 펀드의 급격한 자금 유출입에 기인한 것으로 파악된다. 연기금·보험의 경우에는 D^{99-03} 과 D^{04-07} 의 계수가 유의한 음(-)의 값으로 나타나 이 시기 주식투자 비중이 작았거나 장기투자성향이 강했음을 보여주고 있다.

<표 II-5>의 분석에서는 투자자 유형별 거래회전율을 투자자 유형별 거래대금을 시장전체 시가총액으로 나눈 값으로 정의하여 이용하였는데, 이 경우 보고된 결과는 투자자 유형별 보유 비중의 변화에 따른 결과일 수 있다. 즉, 변동성으로 설명되지 않는 1999~2003년의 높은 거래회전율은 개인투자자가 변동성에 비해 과도하게 거래했기 때문이 아니라 이

시기 개인투자자의 보유 비중이 상대적으로 높았기 때문일 수 있다. 이를 고려하기 위해 각 투자자 유형별 거래대금을 투자자 유형별 보유대금으로 나눈 값을 투자자 유형별 거래회전율로 정의하여 종속변수로 이용한다. 투자자 유형별 보유대금은 연간자료만 존재하므로 직전년말 값으로 대신한다.

<표 II-6>의 패널 A에는 기간더미변수가 포함되지 않은 모형의 분석결과가, 패널 B에는 기간더미변수가 포함된 모형의 분석결과가 제시되어 있다. 변동성이 클수록 거래회전율이 높고, 시장변동성보다는 고유변동성에 더 민감하게 반응하는 결과는 <표 II-5>에서와 동일하다. 또한 변동성으로 설명되지 않는 1999~2003년의 높은 거래회전율은 개인투자자와, 2008~2010년의 높은 거래회전율은 외국인과 펀드와 밀접하게 연관된다는 사실 역시 동일하게 확인되고 있다.

다만, 펀드와 증권의 경우에는 분석결과에 변화가 관찰된다. 펀드 거래회전율에 대한 분석에서는 변동성 변수의 유의성이 모두 사라지는데, 이는 펀드의 거래회전율이 주어진 자금의 운용보다는 투자자금의 유출입에 의해 주도되는 측면이 있기 때문일 것으로 추정된다. 높은 변동성과 함께 대량의 환매가 이루어진 후 변동성 감소와 함께 대량의 유입이 일어나면, 보유 비중의 변화로 인해 거래회전율이 오히려 증가하는 모습이 나타날 수 있다.¹³⁾ 증권의 거래회전율에 대한 분석에서는 변동성 변수의 계수가 개인보다도 크게 나타난다. 헤지거래의 거래대금은 보유대금 및 수익률 변화에 비례하므로, 증권의 거래에서 헤지거래의 비중이 높을 경우 이러한 결과가 나올 수 있다. 주로 변동성이 높은 시기에 비정상적으로 높은 거래회전율이 관찰된다는 것은 거래회전율과 변동성

13) 예를 들어, 변동성이 50% 수준인 시기에 펀드규모가 100에서 20으로 감소하였다가 변동성이 10%로 낮아지면서 펀드규모가 다시 100으로 증가한 경우를 가정해 보자. 자금유출입에 의한 거래회전율은 $80\%(80/100)$ 에서 $400\%(80/20)$ 로 증가하게 되어 거래회전율은 변동성과 음(-)의 관계를 갖는다.

사이에 비선형(non-linear)관계가 존재하기 때문일 수 있다. 추가적인 분석을 통해 이러한 가능성을 검토해 보았으나 결과에 별다른 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

<표 II-6> 거래회전을 결정요인(2)

패널 A. 기본모형

	TURN				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
Intercept	35.8439 ^a (8.96)	7.1694 ^a (21.02)	31.7374 ^a (2.72)	116.1718 ^a (4.29)	12.1271 ^a (6.72)
MVLT	0.0846 ^a (4.28)	0.0106 ^a (4.73)	0.0064 (0.28)	0.1524 ^b (2.48)	0.0208 ^a (3.52)
IVLT	0.2854 ^a (4.99)	0.0427 ^a (6.49)	0.0724 (1.09)	0.7397 ^a (4.20)	0.0676 ^a (3.99)
CVLT	-0.0175 (-1.09)	-0.0016 (-0.84)	0.0129 (0.70)	-0.0156 (-0.32)	-0.0041 (-0.87)
R ²	0.6704	0.6350	0.8760	0.8725	0.7501

패널 B. 기간더미변수 포함 모형

	TURN				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
Intercept	25.4236 ^a (5.01)	6.5610 ^a (12.76)	6.1518 (0.48)	151.4065 ^a (5.19)	18.0393 ^a (8.47)
MVLT	0.0744 ^a (3.73)	0.0100 ^a (4.43)	0.0044 (0.19)	0.1485 ^b (2.27)	0.0195 ^a (3.16)
IVLT	0.2888 ^a (4.97)	0.0413 ^a (6.28)	0.0690 (1.06)	0.7476 ^a (3.98)	0.0682 ^a (3.83)
CVLT	-0.0186 (-1.12)	-0.0013 (-0.70)	0.0087 (0.48)	-0.0320 (-0.61)	-0.0051 (-1.02)
D ⁹⁹⁻⁰³	27.2737 ^a (4.01)	-0.2585 (-0.38)	23.1795 (1.38)	-69.7612 ^c (-1.81)	-7.3019 ^b (-2.57)
D ⁰⁴⁻⁰⁷	13.8500 ^b (2.12)	0.8628 (1.31)	31.8030 ^b (2.09)	-65.2753 ^c (-1.80)	-9.6684 ^a (-3.56)
D ⁰⁸⁻¹⁰	-0.5846 (-0.09)	2.2458 ^a (3.28)	57.8176 ^a (4.47)	37.4169 (1.14)	-3.2825 (-1.25)
R ²	0.6910	0.6542	0.8857	0.8674	0.7508

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

이상에서는 변동성과 거래회전율의 동시대적인 관계를 분석하였다. 거래회전율은 변동성과 뚜렷한 양(+)의 관계를 갖고 있어, 거래회전율의 감소는 변동성 감소와 밀접하게 연관된 현상이라는 사실을 확인하였다. 아울러 1999~2003년, 2008~2010년 기간에 변동성으로 설명되지 않는 높은 거래회전율이 관찰되며, 1999~2003년에는 주로 개인, 2008~2010년에는 주로 외국인과 펀드의 영향 때문이라는 사실을 확인하였다.

앞서 문헌연구에서 기술한 바와 같이 변동성과 거래회전율의 상호관계는 시차를 두고 발생할 수 있다. 따라서 이변량(bivariate) VAR(Vector Autoregression) 모형을 이용한 Granger 인과관계 테스트를 통해 변동성과 거래회전율의 시계열적 관계를 분석하도록 한다.

Granger 인과관계 분석에서는 거래회전율이 변동성에 선행하는지, 반대로 변동성이 거래회전율에 선행하는지를 분석한다. 거래회전율이 변동성을 Granger 인과한다는 것은 과거의 거래회전율이 미래의 변동성에 대해 설명력을 갖는 것을 의미하며, 반대로 변동성이 거래회전율을 Granger 인과한다는 것은 과거의 변동성이 미래의 거래회전율에 대해 설명력을 갖는다는 것을 의미한다. 분석모형은 다음과 같다.

$$\begin{pmatrix} TURN_t \\ VLT_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^I \begin{pmatrix} \beta_{11,i} & \beta_{12,i} \\ \beta_{21,i} & \beta_{22,i} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} TURN_{t-i} \\ VLT_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

여기서 $TURN_t$ 과 VLT_t 는 각각 t 시점의 거래회전율과 변동성을 의미한다. 투자자 유형별 거래회전율은 각 투자자 유형별 거래대금을 시가총액으로 나눈 값으로 정의하였고, 변동성은 총변동성(VLT), 시장변동성(MVLT), 고유변동성(IVLT) 등 세 가지 측정치를 이용하였다. 변동성과 거래회전율은 모두 시계열의 안정성(stationarity)을 확보하기 위해

Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 추세를 제거하였으며, 변동성과 거래회전율의 과거 자료는 SBC(Schwarz's Bayesian Criterion)에 따라 6기간의 값까지 이용하였다($I=6$). 추정에는 주간자료를 이용하였다.

<표 II-7>에 이변량 VAR 모델을 이용한 거래회전율과 변동성의 Granger 인과관계 테스트 결과가 보고되어 있다. 각 셀에는 χ^2 검정값과 함께 괄호 안에 p값이 제시되어 있다. 이는 거래회전율이 종속변수인 식에서 변동성의 과거 값에 대한 계수가 모두 0이라는 귀무가설($\beta_{12,1} = \dots = \beta_{12,6} = 0$)을 검정하는 통계량이다. 귀무가설이 기각될 경우 변동성이 거래회전율을 Granger 인과한다는 결론이 내려지게 된다. 변동성이 종속변수인 식에서는 거래회전율의 과거 값에 대한 계수가 모두 0이라는 귀무가설($\beta_{21,1} = \dots = \beta_{21,6} = 0$)에 대한 검정통계량이며, 귀무가설이 기각될 경우 거래회전율이 변동성을 Granger 인과한다는 결론에 도달한다.

총변동성(VLT)을 이용한 분석결과를 제시한 패널 A에서 시장전체-전체기간에 대한 결과를 보면, 변동성과 거래회전율은 상호 Granger 인과하는 것으로 나타난다. 통계적 유의성으로 보면 변동성의 거래회전율에 대한 예측력이 거래회전율의 변동성에 대한 예측력보다 더 높은 것으로 나타난다. 기간별로 살펴보면, 1999~2003년에는 변동성과 거래회전율의 상호 Granger 인과관계가 확인되며, 2004~2007년, 2008~2010년에는 변동성이 거래회전율을 Granger 인과하는 것으로 확인된다. 반면, 2011~2013년에는 유의한 결과가 나타나지 않는다.

투자자 유형별로 나누어 보면, 전체기간 분석에서는 모든 투자자 유형의 거래회전율이 변동성과 상호 Granger 인과하는 것으로 나타난다. 통계적 유의성은 투자자 유형별로 큰 차이가 없는데, 펀드와 연기금·보험에서 거래회전율의 변동성에 대한 영향력이 상대적으로 낮게 나타난다. 기간별로 나눠보면, 1999~2003년에는 개인, 증권, 연기금·보험에서 변동성과 거래회전율이 상호 Granger 인과하고, 2004~2007년에는 개인과 외국

인에서 변동성이 거래회전율을 Granger 인과하는 결과가 확인된다. 2008~2010년에는 외국인의 경우 상호 Granger 인과하는 것으로, 나머지 투자자 유형에서는 변동성이 거래회전율을 Granger 인과하는 것으로 나타난다. 2008~2010년에는 금융위기라는 외부적 충격이 투자자 포트폴리오의 변화에 큰 영향을 미쳤기 때문에 변동성의 거래회전율에 대한 영향력이 뚜렷하게 나타났을 것으로 추정된다.

<표 II-7> Granger 인과관계 분석

패널 A. 총변동성(VLT)

기간	귀무가설	시장전체	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
전체기간	VLT → TURN	45.39(0.00) ^a	45.64(0.00) ^a	22.50(0.00) ^a	37.18(0.00) ^a	37.84(0.00) ^a	19.31(0.00) ^a
	TURN → VLT	16.26(0.01) ^b	21.42(0.00) ^a	19.72(0.00) ^a	13.64(0.03) ^b	17.39(0.01) ^a	10.66(0.10) ^c
1999~2003	VLT → TURN	15.26(0.02) ^b	14.78(0.02) ^b	9.20(0.16)	9.66(0.14)	16.60(0.01) ^b	19.27(0.00) ^a
	TURN → VLT	13.00(0.04) ^b	12.76(0.05) ^b	9.30(0.16)	19.20(0.00) ^a	12.65(0.05) ^b	16.46(0.01) ^b
2004~2007	VLT → TURN	17.78(0.01) ^a	18.33(0.01) ^a	12.12(0.06) ^c	5.81(0.44)	10.19(0.12)	9.06(0.17)
	TURN → VLT	10.25(0.11)	8.74(0.19)	8.35(0.21)	10.04(0.12)	4.08(0.67)	6.26(0.39)
2008~2010	VLT → TURN	51.31(0.00) ^a	52.96(0.00) ^a	31.55(0.00) ^a	43.82(0.00) ^a	19.18(0.00) ^a	15.04(0.02) ^b
	TURN → VLT	2.53(0.86)	5.20(0.52)	16.40(0.01) ^b	4.17(0.65)	3.39(0.76)	5.51(0.48)
2011~2013	VLT → TURN	7.69(0.26)	14.82(0.02) ^b	3.76(0.71)	4.57(0.60)	7.99(0.24)	4.50(0.61)
	TURN → VLT	6.37(0.38)	4.91(0.56)	6.96(0.32)	6.48(0.37)	9.52(0.15)	7.22(0.30)

패널 B. 시장변동성(MVLT)

기간	귀무가설	시장전체	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
전체기간	VLT → TURN	50.07(0.00) ^a	52.66(0.00) ^a	18.14(0.01) ^a	32.98(0.00) ^a	42.17(0.00) ^a	17.85(0.01) ^a
	TURN → VLT	20.53(0.00) ^a	27.80(0.00) ^a	20.00(0.00) ^a	13.62(0.03) ^b	15.95(0.01) ^b	7.19(0.30)
1999~2003	VLT → TURN	18.70(0.00) ^a	18.19(0.01) ^a	11.85(0.07) ^c	11.15(0.08) ^c	20.07(0.00) ^a	18.00(0.01) ^a
	TURN → VLT	15.46(0.02) ^b	15.99(0.01) ^b	9.42(0.15)	16.17(0.01) ^b	12.02(0.06) ^c	12.24(0.06) ^c
2004~2007	VLT → TURN	18.56(0.01) ^a	18.27(0.01) ^a	9.71(0.14)	4.76(0.58)	11.77(0.07) ^c	8.76(0.19)
	TURN → VLT	6.80(0.34)	6.26(0.39)	6.90(0.33)	7.99(0.24)	5.85(0.44)	4.38(0.62)
2008~2010	VLT → TURN	45.26(0.00) ^a	48.87(0.00) ^a	25.54(0.00) ^a	35.68(0.00) ^a	16.48(0.01) ^b	14.12(0.03) ^b
	TURN → VLT	2.89(0.82)	6.47(0.37)	15.78(0.02) ^b	6.01(0.42)	2.52(0.87)	4.98(0.55)
2011~2013	VLT → TURN	6.44(0.38)	12.45(0.05) ^c	4.43(0.62)	2.96(0.81)	6.49(0.37)	3.31(0.77)
	TURN → VLT	10.14(0.12)	8.62(0.20)	8.49(0.20)	9.26(0.16)	12.58(0.05) ^c	10.70(0.10) ^c

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 II -7> Granger 인과관계 분석(계속)

패널 C. 고유변동성(IVLT)

기간	귀무가설	시장전체	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
전체기간	VLT → TURN	22.36(0.00) ^a	19.50(0.00) ^a	33.08(0.00) ^a	26.95(0.00) ^a	24.22(0.00) ^a	17.27(0.01) ^a
	TURN → VLT	4.85(0.56)	2.35(0.89)	19.53(0.00) ^a	6.62(0.36)	17.07(0.01) ^a	17.05(0.01) ^a
1999~2003	VLT → TURN	7.80(0.25)	8.34(0.21)	4.39(0.62)	4.68(0.59)	9.32(0.16)	9.62(0.14)
	TURN → VLT	3.20(0.78)	2.43(0.88)	2.32(0.89)	9.46(0.15)	9.99(0.13)	14.77(0.02) ^b
2004~2007	VLT → TURN	16.43(0.01) ^b	13.07(0.04) ^b	25.57(0.00) ^a	21.43(0.00) ^a	11.89(0.06) ^c	14.41(0.03) ^b
	TURN → VLT	9.17(0.16)	11.87(0.06) ^c	3.97(0.68)	14.79(0.02) ^b	3.94(0.68)	10.46(0.11)
2008~2010	VLT → TURN	47.03(0.00) ^a	43.76(0.00) ^a	38.66(0.00) ^a	46.19(0.00) ^a	20.40(0.00) ^a	16.41(0.01) ^b
	TURN → VLT	3.70(0.72)	3.39(0.76)	19.58(0.00) ^a	2.60(0.86)	7.37(0.29)	10.37(0.11)
2011~2013	VLT → TURN	9.03(0.17)	17.43(0.01) ^a	1.70(0.95)	8.35(0.21)	10.21(0.12)	7.90(0.25)
	TURN → VLT	5.07(0.53)	2.64(0.85)	8.90(0.18)	10.92(0.09) ^c	9.11(0.17)	13.36(0.04) ^b

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

앞서 변동성과 거래회전율의 동시대적 관계의 분석에서 거래회전율이 시장변동성보다는 고유변동성과 더욱 밀접하게 연관되는 것을 확인한 바 있다. 그렇다면 시계열적인 영향력 측면에서는 어떠한지, 총변동성을 시장변동성과 고유변동성으로 구분하여 동일한 방식으로 Granger 인과관계 분석을 시행하였다. 패널 B에는 시장변동성(MVLT)을 이용한 결과가, 패널 C에는 고유변동성(IVLT)을 이용한 결과가 각각 제시되어 있다.

패널 B의 결과는 전반적으로 패널 A의 결과와 매우 유사하다. 전체 기간에서 변동성과 거래회전율 사이에 상호 Granger 인과관계가 확인되며, 기간별로는 1999~2003년에 상호 Granger 인과관계가 뚜렷하게 나타난다. 2008~2010년에는 변동성이 거래회전율을 Granger 인과하는 결과가 모든 투자자 유형에서 관찰된다. 패널 A의 결과와 비교할 때, 투자자 유형과 기간에 따라 유의수준에 약간의 차이가 나타나지만 전반적인 결과는 질적으로 큰 차이가 없다.

고유변동성을 이용한 패널 C의 결과는 패널 A 및 패널 B와는 다소 차이를 보인다. 특히 1999~2003년의 분석결과에서 고유변동성과 거래회전율 사이의 상호 Granger 인과관계가 어떤 투자자 유형에서도 발견되지 않는다. 총변동성 혹은 시장변동성은 거래회전율과 상호 영향을 미치는데 반해 고유변동성은 그렇지 않았다는 것은 고유변동성의 정보 가치가 없었거나 수익률의 동조화현상이 강하게 존재했기 때문일 수 있다. 이것이 사실이라면 이 시기 가격효율성이 낮았다는 것을 시사한다. 한편, 2008~2010년에는 외국인에서 고유변동성과 거래회전율이 상호 Granger 인과하고, 나머지 투자자 유형에서는 고유변동성이 거래회전율을 Granger 인과하는 것으로 나타난다. 이 결과는 패널 A 및 패널 B의 결과와 동일하다.

이상의 Granger 인과관계 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 1999~2003년에는 시장변동성과 거래회전율 사이에 상호 Granger 인과관계가 존재한다. 2004~2007년에는 주로 고유변동성이 거래회전율을

Granger 인과하며, 2008~2010년에는 시장변동성과 고유변동성 모두 거래회전을 Granger 인과한다. 반면 2011~2013년에는 변동성과 거래회전을 사이에 명백한 Granger 인과관계가 확인되지 않는다. 투자자 유형별로는 개인투자자에게서 거래회전율과 변동성 사이의 인과관계가 가장 두드러지게 나타난다.

여기서 주목할 만한 결과는 1999~2003년의 변동성과 거래회전을 사이의 피드백(feedback) 관계가 있다는 사실이다. 거래회전율의 증가는 변동성의 증가로, 변동성의 증가는 거래회전율의 증가로 이어진다는 것으로 이 시기의 높은 변동성과 높은 거래회전율이 두 변수간 피드백효과에 기인한 것일 가능성을 생각해 볼 수 있다. 이 시기가 IT버블이 존재했던 시기라는 점과, Granger 인과관계가 개인투자자에게서 가장 뚜렷하게 나타난다는 점에서, 개인투자자의 무분별한 거래와 버블의 형성 및 붕괴가 이러한 결과의 배경으로 작용했을 것으로 추정된다.

변동성이 거래회전율을 Granger 인과한다는 2004~2010년의 결과는 가격에 대한 정보의 확산과정, 가격 충격에 따른 포트폴리오 조정으로 설명이 가능하다. 2011년 이후 변동성과 거래회전율 사이에 뚜렷한 인과관계가 나타나지 않는 것은 정보효율성의 증가, 비합리적 거래의 감소에 따른 결과로 해석할 수 있을 것이다. 이와 관련된 논의는 IV장 2절의 거래행태 분석과 V장 1절의 가격효율성 분석에도 찾아볼 수 있다.

4. 거래비용 변화

거래회전율에 영향을 미치는 직접적 요인 중 하나는 거래비용이다. 다른 조건이 동일하다면 거래비용이 높을수록 거래회전율이 낮아지는 것은 자명하다. 간단한 예로, 2%의 수익률이 예상되는 투자에 2%의 거

래비용이 소요된다면 투자를 실행할 이유가 없다. 표본기간 동안 주식 거래비용이 지속적으로 상승하였다면 거래회전율의 하락에 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다.

주식의 거래에 소요되는 거래비용은 크게 명시적(explicit) 비용과 암묵적(implicit) 비용으로 구분된다. 명시적 비용은 사전적으로 비용을 특정할 수 있는 위탁매매수수료, 거래수수료, 청산결제수수료, 증권거래세 등을 의미하며, 암묵적 비용은 잠재적·가변적이어서 비용을 사전에 특정할 수 없는 호가 스프레드(quoted spread) 또는 유효 스프레드(effective spread)를 의미한다.

위탁매매수수료는 각 증권사가 자율적으로 결정하므로 증권사에 따라 다르고, 매매방식, 매매규모에 따라서도 차별화되어 있다. 증권 지점을 통한 오프라인 거래보다는 홈트레이딩시스템(HTS: Home Trading System)이나 모바일트레이딩시스템(MTS: Mobile Trading System)을 통한 온라인 거래의 수수료가 낮고, 거래대금의 규모가 클수록 수수료가 낮아진다. 위탁매매수수료는 통상 거래대금에 대해 정률로 부과되는데, 경우에 따라 고정수수료가 추가되기도 한다. 온라인거래의 경우 거래대금의 0.01%에서 0.30% 수준이며 오프라인 거래의 경우 거래대금의 0.30%에서 0.60% 수준이다.¹⁴⁾

거래수수료와 청산결제수수료는 한국거래소가 부과하는 수수료로, 현재 주식 거래대금의 0.0022763%, 0.0004446%가 각각 부과된다. 거래수수료와 청산결제수수료는 증권의 위탁매매수수료에 포함되어 부과되므로 투자자가 별도로 지불해야 하는 비용은 아니다.

증권거래세는 증권거래세법에 근거하여 부과된다. 증권거래세법 및 시행령에 따르면, 주식 양도가액의 0.50%를 부과하는 것으로 규정되어 있

14) 증권사별 위탁매매수수료 현황은 금융투자협회 전자공시서비스의 금융투자회사공시를 통해 확인할 수 있다.

다. 예외적으로 유가증권시장에서 양도되는 경우에는 양도가액의 0.15%, 코스닥시장에서 양도되는 경우에는 양도가액의 0.30%의 세율이 적용된다. 단 유가증권시장에서의 주식양도에 대해서는 농어촌특별세법 및 시행령에 의거, 양도가액의 0.15%에 해당하는 농어촌특별세가 추가로 부과된다. 결과적으로 유가증권시장과 코스닥시장에서 주식을 양도할 경우 양도가액의 0.30%의 세금이 동일하게 부과되는 셈이다.

암묵적 거래비용은 기본적으로 매수호가와 매도호가의 차이에 의해 발생한다. 예를 들어 특정 주식의 최우선 매수호가 10,000원, 차우선 매수호가 9,900원, 최우선 매도호가 10,100원, 차우선 매도호가 10,200원에 형성되어 있고, 모든 가격대에서 호가잔량이 10주라고 하자. 주식을 1주 매수하고 곧바로 매도하는 것을 가정하면, 주당 10,100원에 매수해서 10,000에 매도하게 되어 100원의 손실이 발생한다. 이 손실은 주식가치의 변동에 의해서 발생한 것이 아니라 호가가 주어진 상태에서 순수하게 거래행위에 의해 발생한 것이므로 거래비용의 의미를 갖는다.

만약 20주를 매수하고 곧바로 매도한다고 하면, 주당 10,150원(10,100원에 10주, 10,200원에 10주)에 매수하고, 주당 9,950원(10,000원에 10주, 9,900원에 10주)에 매도하여, 주당 200원의 비용이 발생한다. 최우선 매수호가와 최우선 매도호가의 차이가 클수록, 호가잔량이 작을수록, 거래 규모가 클수록 비용이 증가함을 쉽게 알 수 있다.

이 주식의 경제적 기대가치는 10,000원과 10,100원 사이에 존재하므로, 경제적 기대가치보다 높은 가격에 매수하고 경제적 기대가치보다 낮은 가격에 매도하게 됨으로써 거래비용이 발생한다. 반대로 이 거래의 상대방이 되는 투자자는 이 비용만큼 유리한 가격에 거래하게 된다. 즉, 거래 체결을 일으켜 시장의 유동성을 '소비'하는 투자자는 거래비용을 지불하고, 이들의 거래상대방이 되어줌으로써 유동성을 '공급'하는 투자자는 거래비용을 수취하게 된다.

호가 스프레드와 유효 스프레드는 이러한 거래비용의 측정치이다. 호가 스프레드는 |최우선 매도호가-최우선 매수호가|로, 유효 스프레드는 $2 \times |체결가 - \text{최우선 매수호가와 최우선 매도호가의 중간값}|$ 으로 정의한다. 여기서 최우선 매수호가와 최우선 매도호가의 중간값은 경제적 기대가치의 대용치(proxy)이다. 앞의 예를 적용하면, 호가 스프레드는 100원¹⁵⁾이며, 유효 스프레드는 1주를 거래할 경우 100원,¹⁶⁾ 20주를 거래할 경우 주당 200원¹⁷⁾으로 계산된다.

호가 스프레드 또는 유효 스프레드는 호가단위, 정보비대칭, 변동성에 영향을 받아 변화한다. 먼저, 주가가 변동하는 최소단위¹⁸⁾를 의미하는 호가단위는 호가 스프레드의 하한선으로 작용하며, 호가 스프레드는 호가단위의 배수로 변동하게 된다. 둘째, 정보비대칭이 높을 경우 스프레드는 확대된다. 유동성을 공급하는 투자자의 입장에서 볼 때, 가격 변화에 대한 정보를 가진 투자자와 거래할 경우 손실을 피할 수 없다. 따라서 정보비대칭이 클수록 유동성을 공급하는 투자자는 역선택(adverse selection) 위험을 회피하고자 스프레드를 확대시키게 된다. 셋째, 변동성이 클수록 스프레드는 커진다. 매도(매수) 지정가 주문을 제출하는 것은 다른 투자자들에게 지정가에 주식을 살(팔) 권리, 즉 콜옵션(풋옵션)을 제공하는 것과 같다. 따라서 지정가 주문을 제출하는 투자자는 옵션제공에 따르는 손실을 보상할 수 있는 가격에 주문을 제출하게

15) 10,100원-10,000원=100원

16) 1주 매수하는 경우 $2 \times |10,100\text{원} - (10,100\text{원} + 10,000\text{원}) / 2| = 100\text{원}$, 1주 매도하는 경우 $2 \times |10,000\text{원} - (10,100\text{원} + 10,000\text{원}) / 2| = 100\text{원}$

17) 20주 매수하는 경우 $2 \times |10,150\text{원} - (10,100\text{원} + 10,000\text{원}) / 2| = 200\text{원}$, 20주 매도하는 경우 $2 \times |9,950\text{원} - (10,100\text{원} + 10,000\text{원}) / 2| = 200\text{원}$

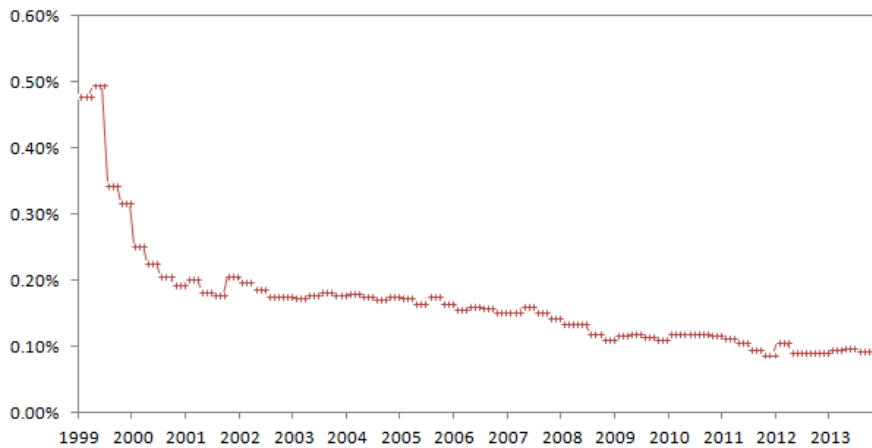
18) 현재 유가증권시장의 호가단위는 주가수준에 따라 다음과 같이 설정되어 있다. 1,000원 미만: 1원; 1,000원 이상 5,000원 미만: 5원; 5,000원 이상 1만원 미만: 10원; 1만원 이상 5만원 미만: 50원; 5만원 이상 10만원 미만: 100원; 10만원 이상 50만원 미만: 500원; 50만원 이상: 1,000원

된다. 매도 지정가 주문은 경제적 기대가치에 비해 높은 가격에, 매수 지정가 주문은 경제적 기대가치에 비해 낮은 가격에 제출되며, 이에 따라 호가 스프레드가 형성된다. 옵션의 가치는 변동성에 따라 증가하므로 변동성이 클수록 호가 스프레드는 확대된다.

이외에도 주문처리비용, 재고관리비용, 시장조성자(market maker)간 경쟁 등이 스프레드에 영향을 미치는 요인으로 언급되나, 주문주도형 연속경쟁매매(order driven continuous auction) 시스템으로 거래하는 한국 주식시장에서는 중요한 요인으로 간주하지 않는다.

이상의 논의를 염두에 두고, 한국 주식시장의 거래비용의 변화를 살펴보자. <그림 II-4>는 위탁매매수수료율의 추이를 보여주고 있다. 그림에서 표시하는 수수료율은 전체 증권사의 유가증권시장 위탁매매수수료 분기별 합계를 해당 분기의 유가증권시장 매수거래대금과 매도거래대금의 합계액으로 나눈 값이다.

<그림 II-4> 위탁매매수수료율 추이

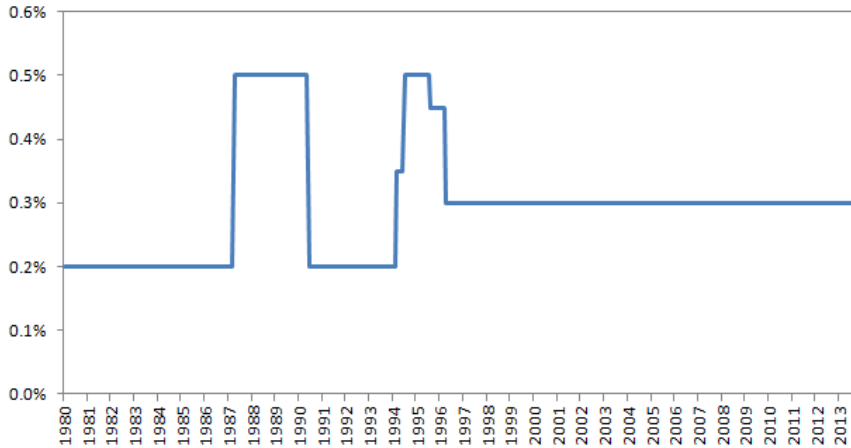


자료: 금융감독원

1999년초 0.5%에 달하던 위탁매매수수료율은 불과 2년만에 0.2%까지 급속히 감소한 것을 확인할 수 있다. 이 시기 위탁매매수수료율의 급격한 하락은 홈트레이딩시스템의 확산 때문으로 파악된다. 1998년 대신증권이 홈트레이딩시스템을 개발한 후 불과 1년만인 1999년에 30여개 증권사가 홈트레이딩시스템을 도입한 바 있다. 이후에도 인터넷의 대중화, IT 서비스 비용의 하락, 공격적인 시장점유율 경쟁이 동시에 일어나면서 위탁매매수수료율은 꾸준히 낮아져 2013년말에는 0.098%에 불과하다.

<그림 II-5>는 유가증권시장 거래세의 시계열적 변화를 보여준다.¹⁹⁾ 1980년대 후반과 1990년대 중반 일시적으로 기본세율인 0.50%가 적용되기도 하였으나 대부분의 기간에는 0.20% 또는 0.30%의 세율이 적용되었다. 본 연구의 표본기간인 1999년 이후에는 0.30%로 변동이 없다.

<그림 II-5> 거래세 추이



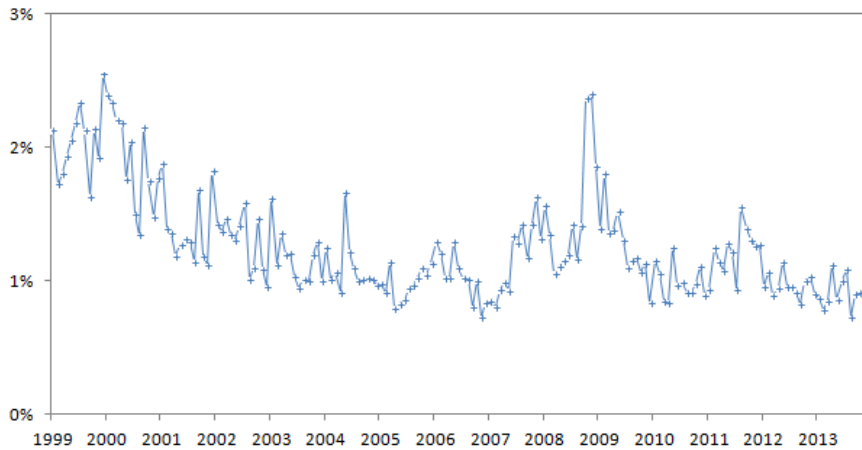
자료: KRX

19) 편의상 거래세는 증권거래세와 농어촌특별세를 합한 것으로 간주한다.

다음 <그림 II-6>은 암묵적 거래비용의 시계열적 추이를 나타내고 있다. 호가 스프레드 또는 유효 스프레드의 정확한 계산을 위해서는 호가 및 체결자료를 이용해야 하나 자료의 양이 많고 분석에 많은 시간이 소요된다. 따라서 Corwin and Schultz(2012)가 제안한 방법으로 추정된 값을 이용한다. 그림에 표시된 값은, 호가 스프레드율의 추정치를 시가총액으로 가중평균한 값이다.²⁰⁾

이 그림에 따르면 호가 스프레드율은 2000년을 전후로 가장 높은 수준을 기록하였다가 이후 급속히 감소하는 것으로 나타난다. 1999~2000년 2%에 달했던 호가 스프레드율은 2005~2006년 1% 수준까지 낮아진다. 금융위기와 함께 일시적으로 상승한 뒤 다시 하락하여 2013년에는 0.9%에 불과하다.

<그림 II-6> 호가 스프레드율 추이



20) 거래대금으로 가중평균하거나 단순 평균하더라도 추세에 차이는 없다.

앞서 호가 스프레드는 호가단위, 정보비대칭, 변동성 등에 영향을 받는다는 점을 언급한 바 있다. 호가 스프레드가 감소하는 추세를 보인다 하더라도 이들 영향요인에 의해 기대되는 호가 스프레드에 비해서는 오히려 증가하는 추세가 존재했을 가능성이 있다. 이를 다음과 같은 간단한 전환 회귀분석(switching regression) 모형을 통해 검토해 보자.

$$A_t = \beta_0 + \beta_1 VLT_t + \beta_2 \log MV_t + \sum_{i=1}^I \gamma_i D^{Period}$$

$$SPRD_t = \begin{cases} A_t + \epsilon_t & \text{if } A_t > TICK_t \\ TICK_t + \epsilon_t & \text{if } A_t \leq TICK_t \end{cases} \quad (5)$$

여기서 $SPRD_t$, $TICK_t$, VLT_t , $\log MV_t$ 는 각각 t 시점의 호가 스프레드를 추정치, 호가단위에 의한 호가 스프레드율의 하한선, 수익률 변동성, 시가총액의 로그값을 의미한다. 시가총액의 로그값은 정보비대칭의 정도를 측정하는 변수로 이용하였다. $SPRD_t$, $TICK_t$, VLT_t 는 모두 시가총액으로 가중평균한 값이며, 월간자료를 이용하여 추정하였다.

경제적으로 기대되는 호가 스프레드가 호가단위보다 작다 하더라도 호가 스프레드는 호가단위 이하로 작아질 수 없으므로 통상적인 회귀분석으로는 정확한 결과를 얻어낼 수 없다. 따라서 기대 호가 스프레드가 호가단위보다 클 때와 작을 때를 구분하여 분석할 수 있는 전환 회귀분석을 이용한다.

분석결과는 <표 II-8>에 제시되어 있다. 전환 회귀분석을 이용한 (1)과 (2)에 따르면, 호가 스프레드에 대한 변동성의 설명력이 매우 높음을 확인할 수 있다. 정보비대칭의 대응치로 활용한 시가총액의 경우엔 유의성이 낮거나 기대와 반대의 결과를 보이는데 변동성 변수와의 상관관계

의 영향으로 보인다. 기간 터미변수 중에서는 D^{99-03} 의 경우 유일하게 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다.

만약 D^{99-03} 혹은 D^{08-10} 의 계수가 유의한 음(-)의 값이었다면, 이 시기의 높은 거래회전율이 기대이하의 거래비용으로부터 비롯되었을 가능성을 생각해 볼 수 있겠으나, 분석결과는 이러한 가능성을 기각한다.

(3)과 (4)는 호가 스프레드율에서 호가단위에 따른 호가 스프레드율의 하한선을 차감한 값을 종속변수로 이용하여 Cochrane-Orcutt 회귀분석을 시행한 결과이다. 결과에 따르면 기간터미변수를 포함한 모든 독립변수 중에서 변동성만이 유일하게 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 역시 거래회전을 하락이 거래비용 증가로부터 비롯되었을 가능성은 확인할 수 없다.

<표 II-8> 호가 스프레드 결정요인

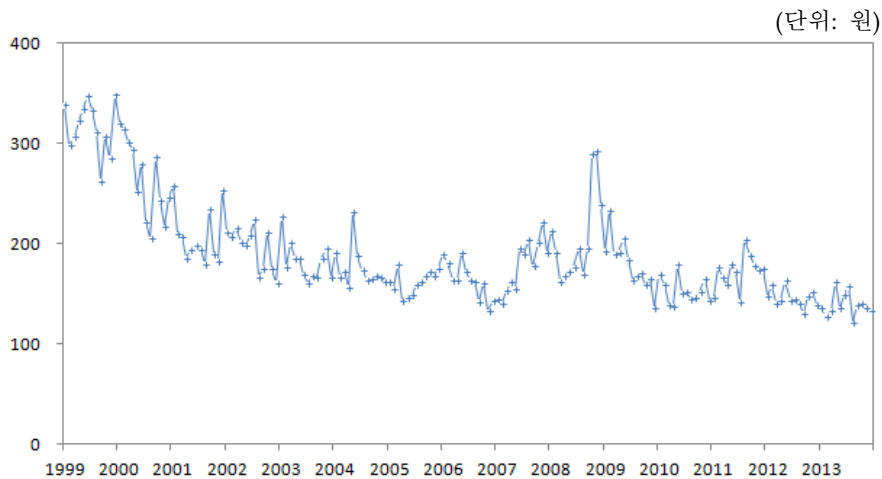
	$SPRD_t$		$SPRD_t - TICK_t$	
	(Switching regression)		(Cochrane-Orcutt regression)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Intercept	0.0254 (1.29)	-0.0746 (-1.53)	0.0267 ^c (1.78)	-0.0107 (-0.32)
VLT	0.0487 ^a (16.87)	0.0464 ^a (15.43)	0.0205 ^a (12.42)	0.0200 ^a (11.84)
IogMV	-0.0004 (-0.75)	0.0025 ^c (1.76)	-0.0006 (-1.43)	0.0005 (0.47)
D^{99-03}		0.0055 ^b (2.37)		0.0021 (1.30)
D^{04-07}		0.0013 (0.94)		0.0003 (0.30)
D^{08-10}		0.0015 (1.38)		0.0008 (0.92)
R^2	0.6942	0.7083	0.7624	0.7663

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

10,000원짜리 주식을 1주 매수한 뒤 바로 매도하는 거래를 가정하고, 명시적 거래비용과 암묵적 거래비용을 합한 총 거래비용의 추이를 살펴 보자. 1999년의 평균 위탁매매수수료율은 0.41%, 거래세율은 0.30%, 호가 스프레드율은 2.05%이다. 1999년에 이 거래를 시행할 경우 위탁매매 수수료 82원(=10,000원×0.41%×2), 거래세 30원(=10,000원×0.30%), 호가 스프레드 205원(=10,000원×2.05%) 등 총 317원의 거래비용이 소요된다. 반면, 2013년의 평균 위탁매매수수료율은 0.09%, 거래세율은 0.30%, 호가 스프레드율은 0.90%이므로, 거래비용은 위탁매매수수료 18원(=10,000원×0.09%×2), 거래세 30원(=10,000원×0.30%), 호가 스프레드 90원(=10,000원×0.90%) 등 총 138원이다. 2013년의 거래비용은 1999년의 거래비용의 절반에도 미치지 못하는 것으로 나타난다.

<그림 II-7>은 이렇게 계산한 거래비용의 시계열적 추이를 나타낸다. 금융위기 기간을 제외하고 하향하는 추세를 확인할 수 있으며, 특히 2000년대 초반에 빠르게 하락하는 양상을 볼 수 있다.

<그림 II-7> 총거래비용 추이



주: 10,000원 주식을 1주를 매수 직후 매도하는 거래를 가정한다.

이상에서 검토한 결과를 종합하면 거래비용이 거래회전율 하락의 원인으로 작용했을 가능성은 낮은 것으로 판단된다. 2000년대 초반과 같이 거래비용이 높았던 시기에 더 높은 거래회전율이 관찰된다는 것은 오히려 이 시기 투자자들, 특히 개인투자자가 높은 거래비용에도 불구하고 많은 거래를 함으로써 투자손실을 감수했을 가능성이 높다는 것을 시사한다.

III. 거래회전율 감소의 원인: 거시경제 요인

1. 경제성장 둔화 및 고령화
2. 가계 투자여력

III. 거래회전을 감소의 원인: 거시경제 요인

1. 경제성장 둔화 및 고령화

가. 경제성장률 둔화

주가지수를 경기선행지표로 활용하는 이유는 주식시장이 거시경제의 변화를 반영하기 때문이다. 경제성장의 둔화는 곧 기업의 수익성 둔화로 이어지며, 기업의 수익성 하락은 주가의 하락으로 나타나기 마련이다. 주가가 기업의 미래 현금흐름의 현가라고 할 때 거시경제 변화에 대한 전망은 주가에 집약적이고, 선행적으로 나타나게 된다.²¹⁾ 경기변동에 대한 주가의 예측력에 대해서는 상반된 실증결과들이 제시되어 있으나 (Fama(1981), Fischer and Merton(1984), Estrella and Mishkin(1998), Stock and Watson(2001)), 주가를 중요한 경기변동 선행지표 중 하나로 고려해야 한다는 점에 대해서는 학술적, 실무적으로 큰 이견이 없다.

주가의 변동성 역시 마찬가지다. 같은 논리로, 경기변동은 주가변동성의 변화와 밀접하게 연관된다. Shiller(1981)과 Hansen and Jagannathan(1991)은 이론 모형을 통해 이 같은 관계를 제시하고 있으며, Diebold and Yilmaz(2008), Engle and Rangel(2008) 등은 거시경제지표의 변동성과 주가 수익률 변동성 사이에 양(+)의 상관관계가 존재함을 실증적으로 보이고 있다.

21) 주가와 미래 거시경제와의 이론적 관련성은 자본비용 결정요인으로써의 역할을 통해서, 그리고 소비에 대한 부의 효과(wealth effect)를 통해서도 나타난다.

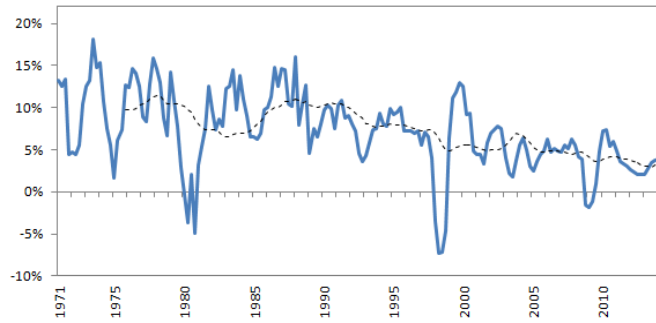
거시경제의 변화가 주식시장 거래회전에 영향을 미치는 경로는 크게 두 가지로 생각해 볼 수 있다. 첫 번째는, 주식시장 변동성이 거시경제 변동성을 반영하는 경우이다. 거시경제 변동성이 증가할 경우 기업 수익성의 변동성이 증가하는 것은 물론 기업 수익성에 대한 투자자간 의견의 격차가 증가한다. 그 결과 주식거래가 증가할 것으로 예상할 수 있다. 두 번째는, 투자자들이 거시경제에 대한 전망을 토대로 자산간 투자비중을 조정하는 경우이다. 경기전망이 부정적일 때 유동성이 높은 자산의 비중을 늘리거나(flight-to-liquidity) 안전자산의 비중을 늘리는(flight-to-quality) 현상이 나타나고, 주식시장 투자 수요기반이 위축되는 결과로 이어질 수 있다. 산업간, 기업간 전망이 차별화될 경우에는 주식 포트폴리오 내에서 투자비중을 조절하는 현상도 나타날 수 있다.

첫 번째 경로의 존재 가능성에 대해서 검토해보자. 먼저 몇 가지 거시경제지표의 추세를 보자. <그림 III-1>의 패널 A에 따르면 한국의 실질 GDP성장률은 추세적으로 하락하는 양상을 보여준다. 1970년대 평균 10.4%에서 1980년대 8.7%, 1990년대 6.7%, 2000년대 4.7%, 2010년대 3.9%로 지속적으로 감소하고 있다. 패널 B의 금리와 패널 C의 물가상승률 역시 장기적으로 하락 안정화되는 모습이 관찰된다. 1년 만기 통화안정채권 금리는 1990년대 평균 13.2%에 달했으나, 2000년대에 평균 4.5%로, 2010년대에는 평균 3.0%로 낮아지고 있다. 물가상승률 역시 1970년대부터 2010년대까지 15.2%, 8.4%, 5.7%, 3.1%, 2.4%로 지속적으로 하락하는 추세가 나타난다.

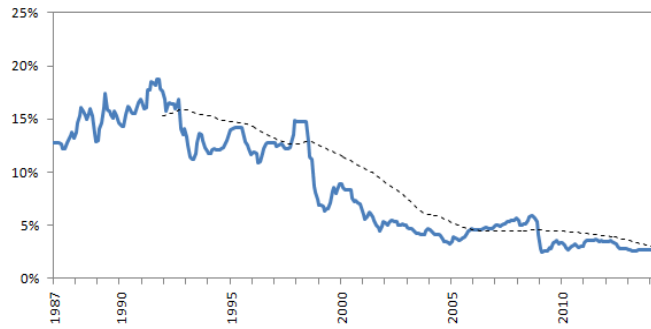
다음의 <그림 III-2>는 <그림 III-1>에 제시된 세 거시경제지표의 변동성 추세이다. 각 지표의 변동성은 2년 이동구간(rolling window) 표준편차로 계산한 것이다. 변동성이 급격히 상승한 1990년대 후반 외환위기와 2000년대 후반 금융위기를 제외하면, 공통적으로 변동성이 하향, 안정화 추세에 있음을 볼 수 있다.

<그림 III-1> 주요 거시경제지표 추이

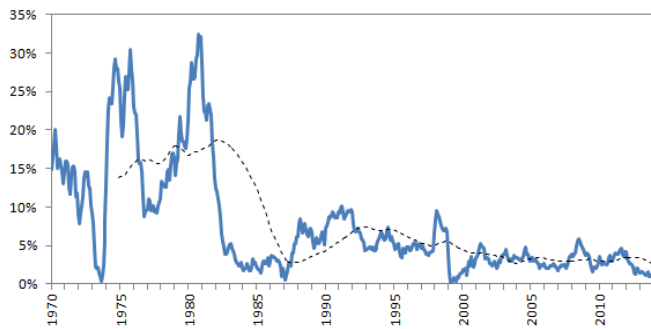
패널 A. GDP성장률



패널 B. 금리



패널 C. 물가상승률

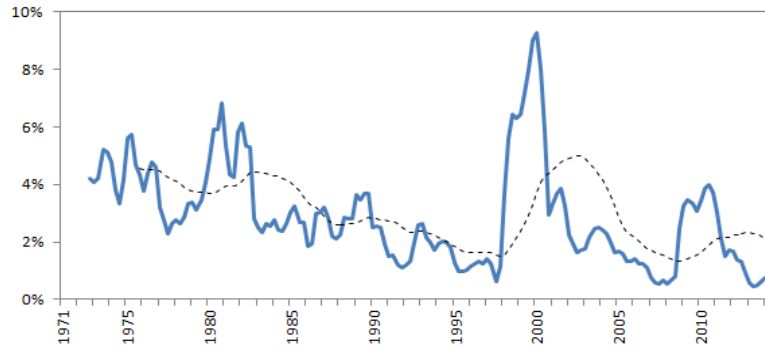


주 : 점선은 5년 이동평균선이다.

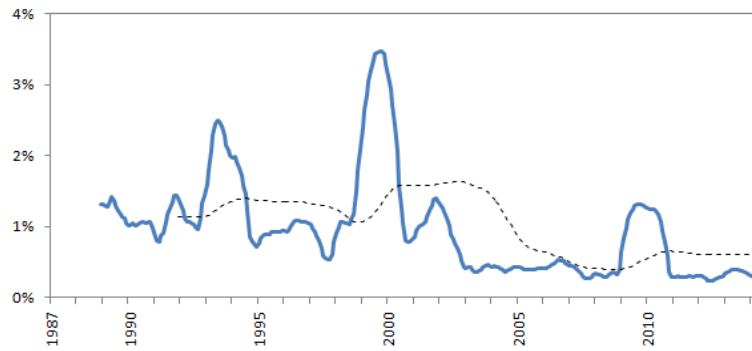
자료: 한국은행

<그림 III-2> 주요 거시경제지표 변동성 추이

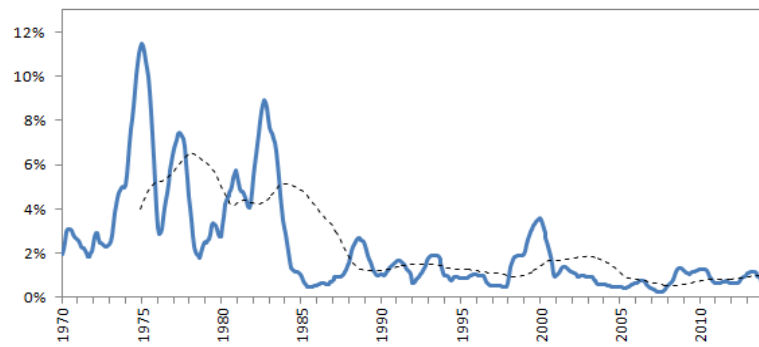
패널 A. GDP성장률 변동성



패널 B. 금리 변동성



패널 C. 물가상승률 변동성



주: 점선은 변동성의 5년 이동평균선이다.

<표 Ⅲ-1>에는 기간별 각 거시경제지표의 원계열과 순환변동치의 변동성이 수치로 제시되어 있다. 2000년 이후의 거시경제는, 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기 기간을 제외하고, 과거에 비해 한층 안정되어 있음을 다시 한번 확인할 수 있다. GDP성장률 변동성은 1980년대 4.72%에서 2010년대 1.18%로 1/4 이하로 줄었으며 순환변동치를 기준으로 보아도 마찬가지다. 물가상승률과 금리 역시 크게 다르지 않다.

<표 Ⅲ-1> 기간별 주요 거시경제지표 변동성

기간	GDP성장률		물가상승률(CPI)		금리	
	원계열	순환변동	원계열	순환변동	원계열	순환변동
1970~1979	4.17%	0.95%	6.10%	3.10%	-	-
1980~1989	4.72%	1.43%	8.90%	6.86%	1.39%	0.97%
1990Q1~1997Q3	1.85%	1.15%	1.89%	1.23%	2.15%	1.53%
1997Q4~2000Q3 ²²⁾	8.03%	0.31%	3.09%	0.83%	3.06%	1.65%
2000Q4~2008Q3	1.49%	0.66%	0.93%	0.23%	0.77%	0.65%
2008Q4~2010Q2 ²³⁾	4.14%	0.04%	0.90%	0.06%	0.84%	0.31%
2010Q3~2014Q2	1.18%	0.16%	1.16%	0.80%	0.39%	0.25%

주 : 금리는 1년 만기 통화안정채권의 수익률로 1987년 이후의 자료이다.

이처럼 거시경제 변동성이 줄어드는 이유는 여러 가지 측면으로 생각해 볼 수 있다. 수익성이 안정적인 성숙기업의 경제 내 비중이 늘어났거나, 경제 내 산업구성이 다양화되면서 분산화(diversification) 효과가 나타났기 때문일 수 있다. 즉 경제발전 혹은 성숙의 과정에서 자연스럽게 나타나는 현상일 수 있다. 정책적 대응능력이 향상되면서 거시경제 충격이 완화되고 충격에서 빠르게 회복되는 경우, 단순히 외부적 충격의

22) 아시아 금융위기 기간

23) 유럽 재정위기 기간

강도와 빈도가 감소했을 경우에도 거시경제 변동성은 감소할 수 있다. 거시경제 변동성 감소의 구체적 원인에 대해서는 여러 가설이 존재하겠으나 본 보고서의 범위를 벗어나므로 자세히 다루지는 않도록 한다.²⁴⁾

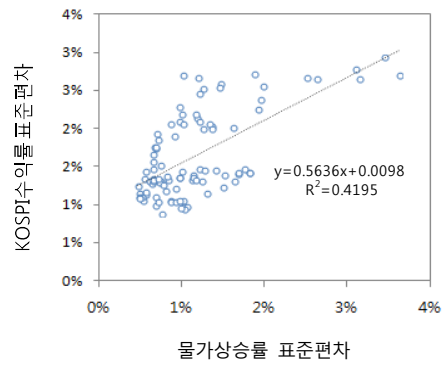
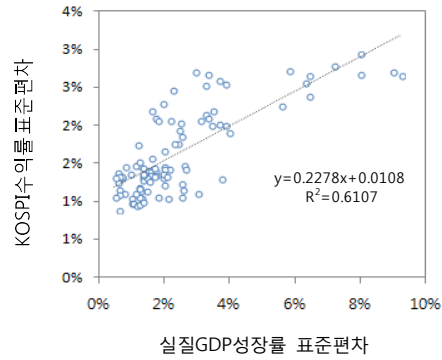
거시경제 변동성과 주식시장 변동성의 관련성을 확인해보자. <그림 III-3>은 KOSPI 수익률 변동성과 앞서 검토한 세 가지 거시경제지표 변동성과의 관계를 보여준다.²⁵⁾ 패널 A에 따르면 주식시장 변동성과 경제성장률 변동성은 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 가지며, 단변량 회귀분석의 R^2 는 0.6107에 이른다. 패널 B와 패널 C에서 확인할 수 있듯이 주식시장 변동성은 물가 변동성이나 금리 변동성과도 뚜렷한 양(+)의 관계가 나타난다. 단변량 회귀분석의 R^2 는 각각 0.4195, 0.2483으로 역시 높은 수준이다.

인과관계나 시차관계를 실증적으로 규명하긴 어렵다 하더라도 주가의 변동을 일으키는 정보에 거시경제 변동에 대한 정보가 포함된다라는 사실을 배제하긴 매우 어렵다. 이상에서 확인한 높은 상관관계만으로도 거시경제 변동성의 감소는 주식시장 변동성의 감소로, 주식시장 변동성의 감소는 거래회전을 감소로 이어지는 경로가 존재함을 충분히 예상할 수 있다.

24) 이에 관한 보다 구체적인 논의는 Mirman(1971), Black(1987), Lucas(1988), Ramey and Ramey(1995), Koren and Tenreiro(2007) 등을 참조하기 바란다.

25) 세 지표를 동일기간에서 비교하기 위해 1990년 이후의 자료만 이용하였다.

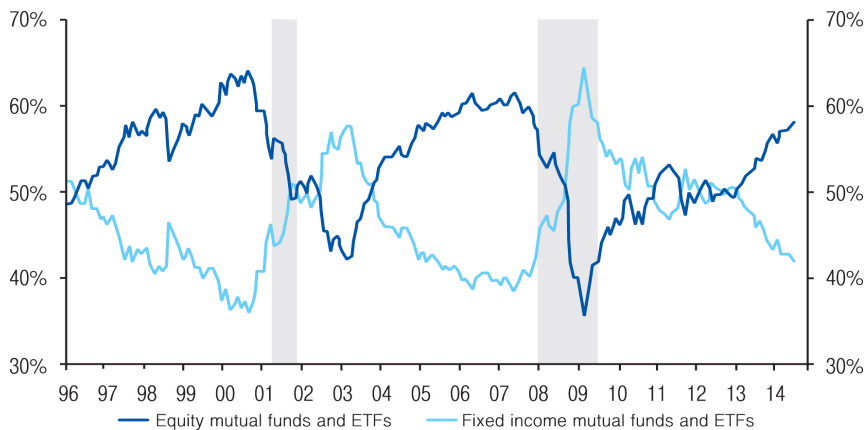
<그림 III-3> 거시경제지표 변동성과 KOSPI 수익률 변동성의 상관관계



거시경제 변화가 주식시장 거래회전에 영향을 미치는 두 번째 경로, 경기전망에 따라 자산간 투자비중이 조정되는 측면을 검토해보자.

먼저 미국의 가계자산에서 주식형 펀드(ETF 포함)와 채권형 펀드(ETF 포함)가 차지하는 비중의 추이를 분석한 Deutsche Bank의 자료를 보면 (<그림 III-4>), 경기침체와 함께 주식형 펀드의 비중이 큰 폭으로 감소했다가 경기가 회복되면서 다시 증가하는 모습을 확인할 수 있다. 이와 반대로, 채권형 자산의 비중은 경기침체기에 증가하였다가 경기회복기에 감소하는 경향을 보이고 있다.

<그림 III-4> 미국 주식형 펀드 및 채권형 펀드 비중 추이



주 : 짙은선은 주식형 펀드의 비중을, 옅은선은 채권형 펀드의 비중을 각각 나타낸다. 채권형 자산에는 채권과 MMF가 포함된다.

자료: Deutsche Bank Research

Næs, Skjeltorp, and Ødegaard(2011)는 미국과 노르웨이 시장을 대상으로 경기침체 이전에 주식시장 유동성이 감소하는 현상이 나타나는지 실증적으로 검토하였다. 분석결과, 경기침체가 시작되기 이전에 소형주의 거래회전율이 급격하게 하락하는 반면 대형주의 회전율에는 큰 변화

가 없음을 발견하여 ‘flight-to-quality’ 혹은 ‘flight-to-liquidity’ 현상이 존재함을 확인하였다.

Næs, Skjeltorp, and Ødegaard(2011)를 참조하여 한국시장에서 거래회전율이 경기변화에 선제적으로 반응하는지 검토해보자. 분석에는 다음과 같은 회귀모형을 적용한다.

$$GMACRO_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 TURN_t + \beta_2 GMACRO_t + \epsilon_{t+1} \quad (6)$$

이 식에서 $GMACRO_t$ 는 t 분기의 거시경제지표 증감률, $TURN_t$ 은 t 분기의 거래회전율을 의미한다. 거시경제지표로는 Næs et al.(2011)과 같이 분기별 GDP($GMACRO_GDP$), 설비투자($GMACRO_EI$), 민간소비($GMACRO_PC$)를 이용하며, 거래회전율의 경우 시계열의 안정성을 확보하기 위해 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 추세를 제거한 뒤 이용한다.

거래회전율은 시장전체 거래회전율과 함께 투자자 유형별 거래회전율을 별도로 계산하여 이용하였다. 투자자 유형별 거래회전율은 투자자 유형별 거래대금을 시가총액으로 나눈 값으로 정의한다. 회귀분석은 전체주식, 대형주, 소형주로 구분하여 실행하는데, 각 분기 시작일 시가총액을 기준으로 주식을 정렬한 뒤, 누적 시가총액이 총 시가총액의 50%에 해당하는 주식은 대형주로, 나머지는 소형주로 분류한다.²⁶⁾ 시장전체 거래회전율을 이용한 분석에서는 1990년부터 2013년까지의 자료를 ($N=95$), 투자자 유형별 거래회전율을 이용한 분석에서는 1999년부터 2013년까지의 자료를($N=59$) 이용한다.

26) 만약 시가총액 상위 3개 기업의 시가총액 합계가 전체 시가총액의 50%를 차지한다면 이들 3개 기업을 대형주로, 나머지 기업을 소형주로 분류하는 식이다.

<표 III-2>의 결과는 GDP성장률을 거시경제 변수로 이용한 회귀분석 결과이다. 시장 거래회전율을 설명변수로 포함한 패널 A의 결과에 따르면 시장 거래회전율의 계수가 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타난다. 표본을 대형주와 소형주로 나누어 분석할 경우, 대형주의 거래회전율 계수는 유의하지 않으나 소형주의 거래회전율 계수는 1% 수준에서 유의하다. 패널 B는 개인 거래회전율을 설명변수로 포함한 모형의 추정결과다. 거래회전율 계수는 전체주식과 소형주에서 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타난다. 패널 C와 패널 D에서는 각각 금융기관 거래회전율과 외국인 거래회전율을 설명변수로 사용하였는데, 전체주식, 대형주, 소형주 모두에서 거래회전율이 다음 분기 GDP성장률에 대한 예측력이 없음을 볼 수 있다. 경제성장률의 하락에 앞서 거래회전율이 감소하고 있으며, 개인투자자에서, 소형주에서 이 현상이 뚜렷하게 나타난다. Næs et al.(2011)과 일관된 결과이다.

<표 III-3>은 설비투자 증가율을 종속변수로 사용한 회귀분석 결과이다. 시장 거래회전율을 설명변수로 사용한 패널 A의 결과에 따르면, 거래회전율 계수는 전체주식, 대형주, 소형주 모두에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타난다. 전체주식과 소형주에서는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 개인 거래회전율을 이용할 경우 전체주식, 대형주, 소형주 모두에서(패널 B), 금융기관 거래회전율을 이용할 경우 대형주에서(패널 C) 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 외국인 거래회전율은 유의한 예측력이 관찰되지 않는다.

<표 III-4>는 민간소비 증가율을 종속변수로 사용한 분석결과다. 시장 거래회전율, 개인 거래회전율, 금융기관 거래회전율을 사용할 경우, 거래회전율의 계수는 전체주식과 소형주에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 외국인 거래회전율의 경우 대형주에서 유의한 값이 확인되는데 기대와 달리 음(-)의 값으로 나타났다.

이상의 분석결과를 요약하면, 주식시장 거래회전율은 GDP, 설비투자, 민간소비의 하락에 선행하여 하락한다. 특히, 이러한 현상은 개인투자자, 소형주에서 보다 뚜렷하게 나타난다. 경기전망이 악화될 때 위험자산인 주식, 특히 소형주에 대한 거래활동이 위축된다는 것을 보여주는 결과다. 이 결과를 통해 한국 주식시장 거래회전율의 지속적인 하락은 경제성장률이 지속적으로 낮아지고 있는 추세와 무관하지 않음을 확인할 수 있다.

<표 III-2> 거래회전율과 GDP성장률

	GMACRO_GDP _{t+1}		
	전체주식	대형주	중소형주
패널 A: 시장 거래회전율			
Intercept	0.8595 ^a (4.68)	0.7912 ^a (4.68)	0.8902 ^a (4.68)
TURN _t	0.0244 ^b (2.54)	0.0198 (1.14)	0.0172 ^a (2.83)
GMACRO_GDP _t	0.3099 ^a (3.23)	0.3648 ^a (3.76)	0.2853 ^a (2.94)
R ²	0.1671	0.1213	0.1802
패널 B: 개인 거래회전율			
Intercept	0.8542 ^a (4.19)	0.7838 ^a (3.77)	0.8596 ^a (4.19)
TURN _t	0.0385 ^b (2.18)	0.0573 (1.4)	0.0216 ^b (2.16)
GMACRO_GDP _t	0.2105 ^c (1.68)	0.2730 ^b (2.21)	0.2061 (1.63)
R ²	0.1285	0.0864	0.1273
패널 C: 금융기관 거래회전율			
Intercept	0.8089 ^a (3.86)	0.7879 ^a (3.77)	0.8237 ^a (3.86)
TURN _t	0.0845 (1.10)	0.0727 (0.87)	0.0811 (1.24)
GMACRO_GDP _t	0.2514 ^c (1.95)	0.2702 ^b (2.14)	0.2382 ^c (1.83)
R ²	0.0746	0.0673	0.0797
패널 D: 외국인 거래회전율			
Intercept	0.7231 ^a (3.41)	0.7367 ^a (3.59)	0.7522 ^a (3.47)
TURN _t	-0.1921 (1.14)	-0.2294 (1.65)	-0.0450 (0.29)
GMACRO_GDP _t	0.3276 ^b (2.55)	0.3150 ^b (2.56)	0.3021 ^b (2.29)
R ²	0.0759	0.0986	0.0560

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 III-3> 거래회전율과 설비투자 증가율

	GMACRO_EI _{t+1}		
	전체주식	대형주	중소형주
패널 A: 시장 거래회전율			
Intercept	0.9240 (1.53)	0.8470 (1.39)	0.9393 (1.56)
TURN _t	0.1149 ^a (2.70)	0.1505 ^b (2.02)	0.0737 ^a (2.73)
GMACRO_EI _t	0.3353 ^a (3.51)	0.3929 ^a (4.68)	0.3243 ^a (3.34)
R ²	0.2118	0.1853	0.2129
패널 B: 개인 거래회전율			
Intercept	1.0097 (1.55)	1.0037 (1.55)	1.0023 (1.53)
TURN _t	0.1396 ^c (1.95)	0.3604 ^b (2.16)	0.0738 ^c (1.83)
GMACRO_EI _t	0.3491 ^a (2.94)	0.3505 ^a (2.98)	0.3544 ^a (2.98)
R ²	0.1840	0.1956	0.1777
패널 C: 금융기관 거래회전율			
Intercept	1.0279 (1.55)	1.0243 (1.56)	1.0194 (1.53)
TURN _t	0.4974 (1.58)	0.6007 ^c (1.76)	0.3709 (1.39)
GMACRO_EI _t	0.3389 ^a (2.76)	0.3413 ^a (2.82)	0.3442 ^a (2.78)
R ²	0.1661	0.1744	0.1579
패널 D: 외국인 거래회전율			
Intercept	0.9039 (1.35)	0.9239 (1.38)	0.9040 (1.35)
TURN _t	-0.7241 (1.06)	-0.5537 (0.96)	-0.5403 (0.89)
GMACRO_EI _t	0.4152 ^a (3.41)	0.4023 ^a (3.34)	0.4161 ^a (3.39)
R ²	0.1458	0.1428	0.1410

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 III-4> 거래회전율과 민간소비 증가율

	GMACRO_PC _{t+1}		
	전체주식	대형주	중소형주
패널 A: 시장 거래회전율			
Intercept	0.6949 ^a (3.43)	0.6551 ^a (3.07)	0.7223 ^a (3.61)
TURN _t	0.0411 ^a (3.37)	0.0265 (1.14)	0.0292 ^a (3.87)
GMACRO_PC _t	0.3557 ^a (3.87)	0.3923 ^a (4.07)	0.3309 ^a (3.67)
R ²	0.2204	0.1361	0.2453
패널 B: 개인 거래회전율			
Intercept	0.5135 ^a (3.01)	0.4675 ^b (2.66)	0.5208 ^a (3.04)
TURN _t	0.0368 ^b (2.34)	0.0404 (1.07)	0.0205 ^b (2.30)
GMACRO_PC _t	0.4127 ^a (3.98)	0.4593 ^a (4.86)	0.4057 ^a (3.86)
R ²	0.2934	0.2396	0.2911
패널 C: 금융기관 거래회전율			
Intercept	0.4854 ^a (2.79)	0.4725 ^a (2.68)	0.4972 ^a (2.89)
TURN _t	0.1125 ^c (1.67)	0.0747 (1.00)	0.1155 ^b (2.05)
GMACRO_PC _t	0.4415 ^a (4.86)	0.4548 ^a (4.86)	0.4294 ^a (4.19)
R ²	0.2609	0.2375	0.2782
패널 D: 외국인 거래회전율			
Intercept	0.4558 ^b (2.58)	0.4655 ^a (2.72)	0.4769 ^a (2.67)
TURN _t	-0.1365 (0.90)	-0.2604 ^b (2.09)	0.0624 (0.46)
GMACRO_PC _t	0.4718 ^a (4.86)	0.4611 ^a (4.86)	0.4508 ^a (4.19)
R ²	0.2351	0.2803	0.2270

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

나. 인구고령화

거래회전율 감소에 영향을 미치는 두 번째 거시경제적 요인은 인구고령화이다. 인구고령화는 두 가지 경로를 통해 거래회전율에 영향을 준다. 첫 번째는 개인투자자 거래회전율의 감소이다. 고령의 투자자가 주식투자에 필요한 정보를 탐색하고 시장상황을 관찰하면서 잦은 거래를 일으킬 것으로 기대하긴 어렵다.²⁷⁾ 고령화가 진전될수록 거래회전율이 높은 투자자 비중이 줄고 전체 개인투자자의 평균 투자기간은 점차 장기화된다고 예상하는 데 무리가 없다.

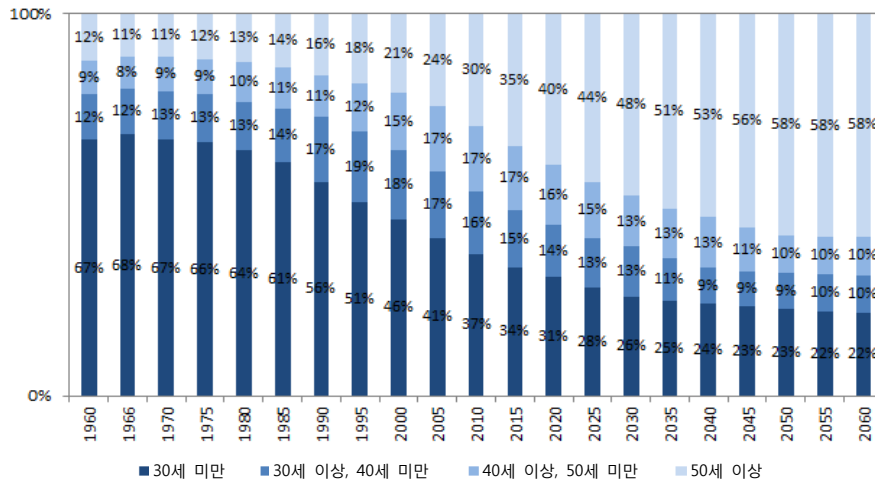
두 번째는 간접투자 및 대체투자의 확대이다. 고령화에 따라 근로소득에 대한 의존도가 낮아지게 되면 연금성, 보험성 금융상품에 대한 투자비중이 늘어나게 된다. 개인투자자의 주식 직접투자가 줄고 부분적으로 장기투자 성향의 기관투자자를 통한 주식 간접투자로 전환되는 효과가 나타난다. 한편, 고령화로 위험회피도가 증가하는 동시에, 충분한 노후소득을 확보하기 위해 위험자산 비중을 확대할 필요성이 높아지는 측면도 있다. 그러나 이 경우에도 직접투자보다는 펀드상품, 구조화상품, 대체투자상품 등을 통한 간접투자 비중의 증가로 나타날 가능성이 높다.

한국의 인구고령화 추세를 살펴보자. <그림 III-5>는 연령대별 인구구성비중을 연도별로 나타내고 있다. 2000년부터 2030년 사이의 50세 이상 인구비중의 급격한 증가와 1985년부터 2015년 사이의 30대미만 인구비중의 급격한 감소를 한눈에 확인할 수 있다. 50세 이상 인구비중은 2000년 21%에서 2030년 48%로 두 배 이상 증가하고, 30세 미만 인구비중은 1985년 61%에서 2015년 34%로 절반 가까이 감소한다. 2033년부터는 인구의 절반 이상이 50세 이상, 2041년부터는 인구의 1/4 이상이 70세 이상이 된다. 본 보고서의 표본기간인 1999년과 2013년의 30~40대와 50대

27) 실제 거래가 가장 잦은 투자자들은 30~40대 남성투자자들로 알려져 있다.

이상 인구비중을 비교해보면, 1999년 각각 33%, 20%에서 2013년 33%, 32%로 변화하여, 30~40대의 비중은 그대로인데 비해 50대 이상의 비중은 60%(12%p) 증가한다.

<그림 III-5> 연령대별 인구 비중 추이



자료: 통계청

<그림 III-6>은 유가증권시장 상장주식의 개인투자자 보유금액 중 연령대별 비중을 나타내고 있다. 2003년 30~40대의 보유금액 비중은 47%, 50대 이상의 보유금액 비중은 51%로 큰 차이가 없었는데 비해, 2013년 30~40대의 보유금액 비중은 31%, 50대 이상의 보유금액 비중은 67%로 격차가 크게 벌어진다.

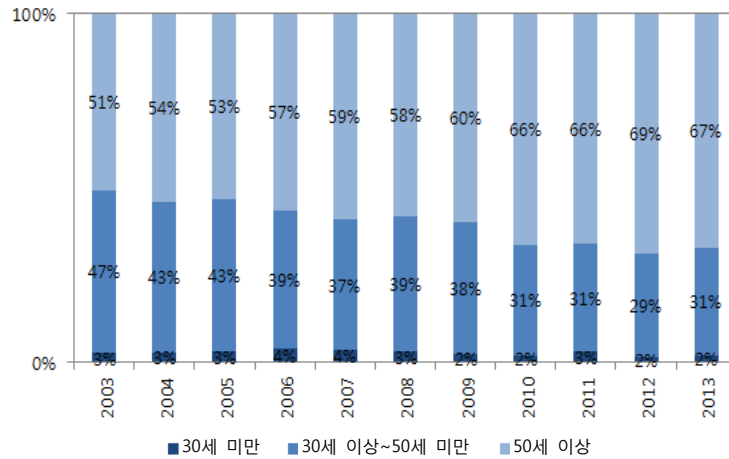
주식시장 개인투자자의 고령화는 전체 인구의 고령화보다 빠르게 진행되고 있다. 2003년 기준 30~40대와 50대 이상의 인구구성비율은 34% 대 23%, 주식보유 비중은 47%대 51%이므로, 30~40대가 1인당 주식 1원을 보유했다면 50대 이상은 1.60원을 보유했다고 할 수 있다. 2013년 기

준으로는, 인구구성비율이 33%대 32%, 주식보유 비중이 31%대 67%이므로, 30~40대 1인당 주식 1원을 보유했다면 50대 이상은 2.23원을 보유한 셈이 된다. 50대 이상 고령층의 주식 보유비중 증가속도가 인구비중 증가속도에 비해 더 빠른 셈이다. 이는 기존의 30~40대가 주식시장에서 이탈하거나, 20대에서 30대로 접어든 사람들이 기존의 30대만큼 주식을 보유하지 않거나, 혹은 50대 이상 또는 40대에서 50대로 접어든 투자자가 보유한 주식가치가 크게 늘었기 때문일 가능성이 있다.

이유가 무엇이든, 한국 주식시장에서 개인투자자의 고령화는 뚜렷하게 그리고 예상보다 빠르게 나타나고 있으며 주식시장 거래회전율 감소에 영향을 미치고 있을 것으로 판단된다. 자료의 한계로 개인투자자 연령대별 거래회전율의 차이를 직접적으로 비교해 볼 수는 없으나, 50대 이상 투자자의 거래회전율이 30~40대 투자자의 거래회전율에 비해 상대적으로 낮을 것이라는 사실을 부정하기는 어렵다.

인구고령화가 거래회전율에 영향을 미치는 두 번째 경로인 간접투자 확대에 대한 논의는 IV장 3절 대체투자수단에서 별도로 다루도록 한다.

<그림 III-6> 연령대별 유가증권시장 상장주식 보유 비중



주 : 보유 비중은 시가총액을 기준으로 한다.

자료: KRX

2. 가계 투자여력

주식시장에서 개인투자자의 비중을 감소시키는 요인 중 하나로 개인 투자자의 투자여력 감소를 생각해 볼 수 있다. 한국은행의 가계소득, 소비지출, 가계부채 통계를 통해 가계의 투자여력의 변화를 살펴보자.

<그림 III-7>은 가계소득, 기업소득, 그리고 가계소득과 기업소득의 합계에서 가계소득이 차지하는 비중을 나타내고 있다.²⁸⁾ 가계소득은 1990년 147조원에서 2013년 881조원으로 연평균 8.1%(CAGR)로 성장하였으며 기업소득은 같은 기간 33조원에서 370조원으로 연평균 11.1%로 성장한 것으로 나타난다. 기업소득 증가율이 가계소득 증가율 보다

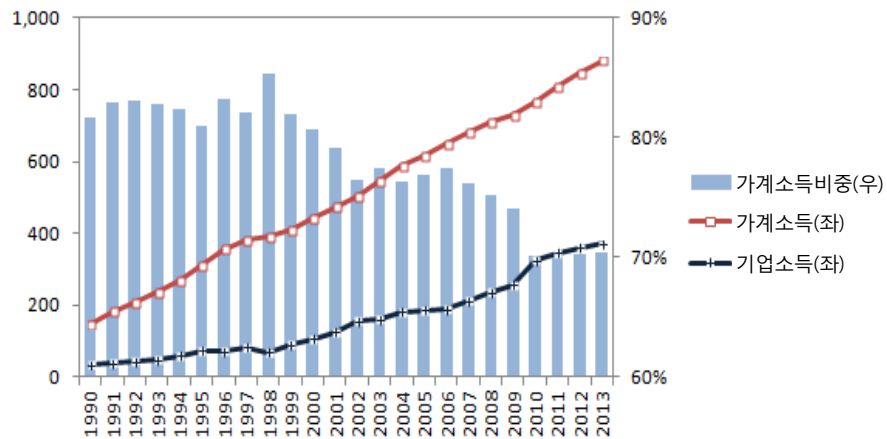
28) 소득은 모두 명목기준 본원소득을 의미하며, 가계소득은 비영리단체의 소득을 포함한다.

3.0%p 높다. 최근 10년을 별도로 살펴보면, 가계소득은 연평균 4.9%, 기업소득은 연평균 8.8%로 성장하여 성장률의 격차는 3.9%p로 더욱 커진다. 그 결과, 민간소득에서 가계소득이 차지하는 비중은 1990년대 80%대를 유지하였으나 2000년대 들어서면서부터 추세적으로 감소하여 최근에는 70% 수준에 불과하다. 경제성장의 과실이 가계보다는 기업에게 집중되고 있는 것이다.

한국은행의 분석²⁹⁾에 따르면, 가계소득과 기업소득의 성장률 격차가 나타나게 된 것은 주로 대외거래 비중의 증가와 기업의 시장지배력 상승 때문인 것으로 나타난다. 기업의 부가가치 증가에 비해 피용자의 임금상승이 저조하고 자영업자의 영업이익이 부진한 결과이다. 가계부채 증가로 이자부담이 증가한 것도 또 다른 원인으로 지목된다.

<그림 III-7> 민간소득 대비 가계소득 비중 추이

(단위: 조원)



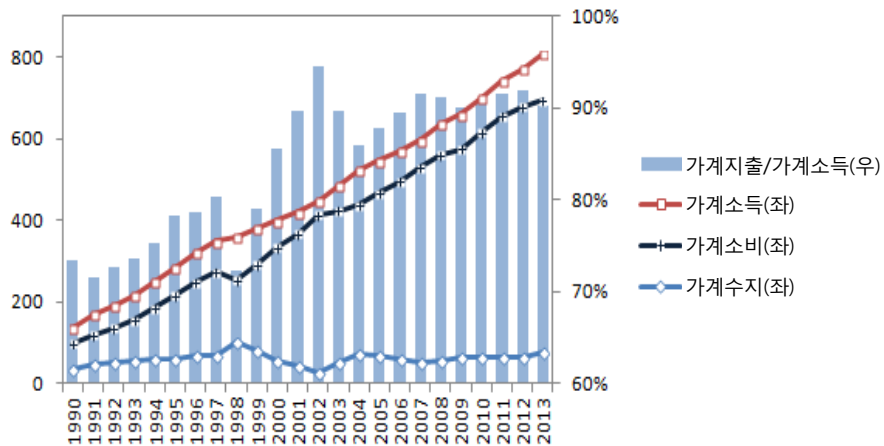
자료: 한국은행

29) 한국은행, 가계와 기업소득간 격차확대의 원인 분석, 『조사통계 월보 2014년 12월호』

<그림 III-8>은 가계의 총 가처분소득과 최종 소비지출의 추이를 나타내고 있다. 가계의 가처분소득은 1990년 136조원에서 2013년 808조원으로 연평균 8.0% 증가한 것으로 나타나며, 가계의 총 소비지출은 100조원에서 729조원으로 연평균 9.0% 증가한 것으로 나타난다. 소득의 증가율보다 소비지출의 증가율이 더 높다보니, 같은 기간 동안 가처분소득에서 소비지출을 차감한 가계수지의 증가율은 3.4%에 불과하다. 가계의 여유자금이 1990년대에는 소득의 20~30% 수준이었으나 2000년대 중반 이후에는 소득의 10%에도 채 미치지 못하고 있는 것이다. 황상필(2009), 문혜정, 황상필(2012)의 연구에 따르면 1990년 이후 가계 소비지출 증가에 가장 큰 영향을 미친 항목은 교육, 보건, 교통·통신, 광열·수도로 파악되며, 2000년 이후에는 교육과 보건의료 관련 소비의 증가율이 가장 가파른 것으로 나타난다.

<그림 III-8> 가계소득 대비 가계지출 비중 추이

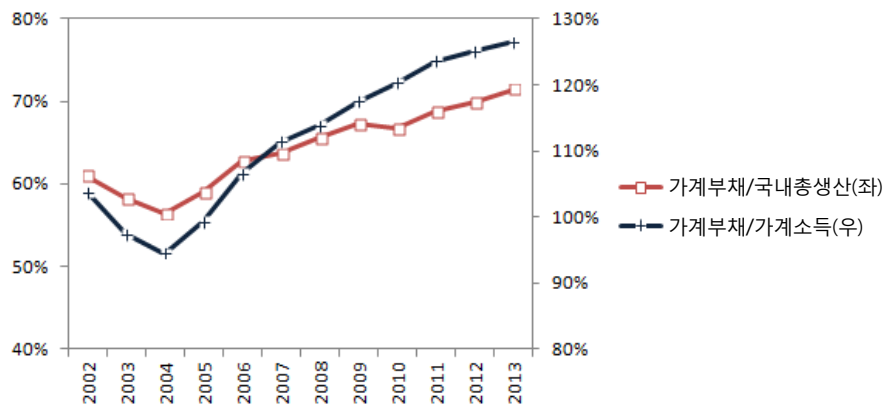
(단위: 조원)



자료: 한국은행

가계의 투자여력 감소를 보여주는 또 다른 지표는 가계부채이다. <그림 III-9>는 국내총생산 대비 가계부채와 가계 총 가치분소득 대비 가계부채의 추이를 보여준다. 최근 10년간 가계부채의 급격한 증가가 쉽게 확인된다. 국내총생산 대비 가계부채는 2004년 56%에서 2013년 72%로 16%p 증가했으며, 가계 총 가치분소득 대비 가계부채는 94%에서 126%로 32%p 증가한 것으로 나타난다. 가계부채의 증가는 이자부담을 높여 투자여력을 감소시키는 동시에, 가계의 재무적 위험을 높여 위험자산에 대한 투자를 줄이는 요인으로 작용하게 된다.

<그림 III-9> 가계부채 추이



자료: 한국은행

가계소득의 증가속도는 기업소득의 증가속도보다 느리고, 가계지출의 증가속도보다 느리다. 그리고 가계부채는 빠르게 증가하고 있다. 주식의 가치가 경제규모와 같은 속도로 성장한다고 가정하면, 가계의 주식보유 비중이 늘어날 것으로 기대하기 어렵다.

가계의 투자여력 감소로 인해 개인투자자가 주식시장으로부터 이탈하고 있다는 사실은 통계를 통해서 확인할 수 있다. <표 III-5>는 한국조세재정연구원의 재정패널자료를 토대로 가계 금융자산의 유형별 비중과 투자 참여율을 정리한 것이다.³⁰⁾

<표 III-5>의 전체 표본가계의 금융자산 유형별 보유 비중³¹⁾을 보면, 2007년 주식과 펀드의 비중은 각각 12.4%, 12.8%였으나 2011년에는 각각 9.6%, 7.4%로, 주식의 비중은 2.8%p, 펀드의 비중은 5.4%p 줄어든 것으로 나타난다. 위험자산의 비중이 전체 금융자산의 25.2%에서 17.6%로 1/3 정도 감소한 것이다.

주식과 펀드의 비중은 주가 변동으로 인하여 변할 수 있으므로 보유 비중의 감소가 반드시 투자자금의 이탈로 인한 것이 아닐 수 있다. 이를 감안해 주가가 상승세에 있었던 2009년 이후의 변화만을 살펴보더라도 주식의 비중은 1.9%p, 펀드의 비중은 2.2%p 감소한 것으로 나타난다. 2009년초부터 2011년말까지 KOSPI가 62% 상승했음에도 불구하고 가계의 주식과 펀드의 비중은 전체 금융자산의 21.1%에서 17.0%로 오히려 4.1%p 줄어든 것이다.

반면, 은행예적금의 비중은 크게 늘어난 것으로 나타난다. 가계금융자산 중 은행예적금의 비중은 2007년 55.7%에서 2011년 62.0%로 6.3%p 증가한다. 저축성 보험과 연금성 보험·저축·펀드가 포함되는 기타자산의 비중도 같은 기간 동안 소폭 증가한 것으로 나타난다.

주식 및 펀드의 비중을 연령대별로 보면 25~34세 저연령층과 65세 이상 고연령층에서 가장 낮고, 45~54세의 연령층에서 가장 높은 것으로 나타난다. 투자여력의 관점에서 볼 때, 위험자산에 대한 투자비중이 소득과 자산규모에 비례하는 것은 자연스러운 결과라 할 수 있다. 은행예

30) 이 자료를 제공해 주신 자본시장연구원 김재철 연구위원께 감사드린다.

31) 금융자산 유형에는 채권도 포함되나 비중이 미미하므로 편의상 생략한다.

적금의 비중은 근로소득에 대한 의존도가 낮고 안전자산을 선호하는 65세 이상 고령자층에서 가장 높게 나타난다.

연령대별 위험자산 보유 비중의 변화는 주식 보유 비중과 펀드 보유 비중을 합산할 때 변화가 명확하게 드러난다. 2007년과 2011년을 비교해 보면, 모든 연령대에서 위험자산 보유 비중이 감소한 것을 확인할 수 있다. 반면, 은행예적금은 55~64세를 제외한 모든 연령대에서 증가하였다. 55~64세의 경우 은행예적금 비중은 소폭 감소한 반면 기타금융자산의 비중이 크게 증가한 것으로 나타난다. 노후대비 목적으로 연금성 금융상품에 투자했기 때문으로 보인다.

주목할 만한 것은 25~34세의 경우다. 25~34세의 주식과 펀드의 보유 비중은 24.8%에서 9.0%로 무려 15.8%p 감소한 반면 은행예적금의 비중은 48.8%에서 68.1%로 크게 늘었다. 이는 해당 연령대의 가계 혹은 해당 연령대에 새롭게 진입하는 가계가 위험자산 비중을 낮추었거나 여유자금을 위험자산에 배분하지 않고 있음을 보여준다.

<표 III-6>은 금융자산 유형별 투자 참여율을 제시하고 있다. 전체 표본 가구의 주식투자 참여율을 보면 2007년 10.4%, 2009년 9.7%, 2011년 7.6%로 지속적으로 감소하고 있는 것으로 나타난다. 펀드투자 참여율도 마찬가지다. 2007년에는 18.8%에 이르렀으나 2009년 14.0%, 2011년 9.1%로 낮아져 4년 만에 절반 수준으로 줄어들었다. 반면, 은행예적금 참여율은 63.6%에서 71.8%로, 기타자산 참여율은 30.8%에서 42.6%로 높아진 것을 확인할 수 있다.

연령대별 주식과 펀드투자 참여율의 감소는 역시 25~34세 가구에서 두드러진다. 이들의 주식투자 참여율은 2007년 10.9%에서 2011년 5.9%로 감소하였으며, 펀드투자 참여율은 2007년 28.6%에서 2011년 8.0%로 주식투자 참여율에 비해 더 큰 폭으로 줄었다. 35~44세, 45~54세 가구에서도 주식 및 펀드투자 참여율의 뚜렷한 감소가 확인된다. 또한 모든 연령대

에서 은행예적금과 기타금융자산의 전반적인 상승세가 나타나는 것을 볼 수 있다.

한편, 연령대별 주식 및 펀드의 투자비중과 참여율을 비교해 보면, 고령층의 경우 적은 가구가 많은 금액을, 젊은 연령층의 경우에 많은 가구가 적은 금액을 위험자산에 배분하고 있는 것으로 보인다. 젊은 연령층이 투자여력은 부족하나 투자접근성이나 금융상품 이해도 측면에서 유리하기 때문인 것으로 판단된다.

<표 III-5> 금융자산 유형별 보유 비중 변화

연령	유형	2007	2008	2009	2010	2011	2011-2007	2011-2009
전체	은행예적금	55.7%	56.4%	56.7%	58.9%	62.0%	6.3%	5.3%
	주식	12.4%	10.9%	11.5%	11.1%	9.6%	-2.8%	-1.9%
	펀드	12.8%	11.9%	9.6%	7.6%	7.4%	-5.4%	-2.2%
25~34세	기타금융자산	18.5%	20.5%	21.7%	21.8%	20.4%	1.9%	-1.3%
	은행예적금	48.8%	56.8%	58.6%	65.7%	68.1%	19.4%	9.5%
	주식	9.2%	7.0%	5.8%	5.1%	5.6%	-3.6%	-0.2%
35~44세	펀드	15.6%	10.3%	9.2%	6.6%	3.4%	-12.2%	-5.8%
	기타금융자산	26.1%	25.7%	23.3%	22.5%	21.6%	-4.4%	-1.7%
	은행예적금	49.1%	47.4%	43.4%	52.7%	53.8%	4.7%	10.4%
45~54세	주식	13.2%	14.5%	15.4%	10.3%	8.4%	-4.9%	-7.1%
	펀드	14.3%	13.0%	12.1%	9.6%	10.0%	-4.3%	-2.1%
	기타금융자산	22.3%	25.1%	28.8%	25.3%	26.4%	4.1%	-2.4%
55~64세	은행예적금	51.4%	50.3%	50.5%	52.3%	55.1%	3.7%	4.6%
	주식	13.7%	10.6%	11.8%	12.8%	11.0%	-2.6%	-0.7%
	펀드	13.9%	14.5%	10.5%	8.4%	8.5%	-5.4%	-2.0%
65세 이상	기타금융자산	20.7%	24.3%	27.0%	26.3%	24.8%	4.1%	-2.2%
	은행예적금	65.8%	63.3%	62.5%	60.3%	60.4%	-5.3%	-2.1%
	주식	10.9%	9.6%	10.8%	10.2%	11.5%	0.6%	0.7%
65세 이상	펀드	9.4%	9.9%	9.9%	7.7%	7.0%	-2.4%	-2.9%
	기타금융자산	12.8%	16.9%	16.0%	21.6%	20.7%	8.0%	4.7%
	은행예적금	72.1%	78.1%	83.4%	78.5%	82.7%	10.6%	-0.8%
65세 이상	주식	11.3%	8.3%	7.7%	11.8%	6.8%	-4.5%	-0.9%
	펀드	9.2%	7.2%	3.3%	3.0%	3.9%	-5.3%	0.6%
	기타금융자산	7.4%	6.2%	5.6%	6.7%	6.2%	-1.3%	0.6%

자료: 조세정패널(재구성)

<표 III-6> 금융자산 유형별 참여율 변화

연령	유형	2007	2008	2009	2010	2011	2011-2007	2011-2009
전체	은행예적금	63.6%	66.6%	68.2%	74.0%	71.8%	8.2%	3.6%
	주식	10.4%	10.2%	9.7%	9.2%	7.6%	-2.8%	-2.2%
	펀드	18.8%	17.6%	14.0%	12.1%	9.1%	-9.7%	-4.9%
25~34세	기타금융자산	30.8%	42.0%	45.9%	45.3%	42.6%	11.8%	-3.3%
	은행예적금	67.6%	68.8%	73.0%	82.9%	77.3%	9.7%	4.3%
	주식	10.9%	10.0%	8.3%	5.9%	5.9%	-5.0%	-2.4%
35~44세	펀드	28.6%	23.4%	18.5%	14.3%	8.0%	-20.6%	-10.5%
	기타금융자산	33.6%	43.8%	47.1%	54.6%	48.4%	14.8%	1.3%
	은행예적금	67.9%	68.6%	70.8%	77.2%	72.6%	4.7%	1.8%
45~54세	주식	15.4%	15.8%	15.7%	13.4%	10.7%	-4.7%	-5.1%
	펀드	28.3%	27.2%	22.4%	18.2%	13.1%	-15.3%	-9.4%
	기타금융자산	38.4%	50.5%	53.2%	53.0%	49.6%	11.2%	-3.6%
55~64세	은행예적금	64.7%	65.8%	69.6%	75.7%	74.7%	10.0%	5.1%
	주식	13.1%	12.4%	11.9%	12.5%	10.8%	-2.3%	-1.1%
	펀드	21.7%	21.0%	16.3%	16.1%	13.5%	-8.1%	-2.8%
65세 이상	기타금융자산	33.0%	42.6%	45.0%	46.0%	48.7%	15.8%	3.7%
	은행예적금	61.5%	67.0%	71.9%	77.2%	76.9%	15.4%	5.0%
	주식	7.4%	8.2%	8.8%	9.8%	8.6%	1.1%	-0.2%
65세 이상	펀드	11.2%	13.7%	11.7%	11.5%	8.6%	-2.7%	-3.2%
	기타금융자산	17.4%	29.9%	32.7%	32.8%	33.9%	16.5%	1.2%
	은행예적금	53.4%	56.3%	58.4%	64.4%	63.4%	10.0%	5.0%
65세 이상	주식	3.1%	2.8%	2.3%	2.8%	1.9%	-1.2%	-0.4%
	펀드	3.6%	3.1%	2.5%	2.4%	2.4%	-1.2%	-0.1%
65세 이상	기타금융자산	5.7%	6.4%	5.7%	6.7%	8.8%	3.2%	3.1%

자료: 조세정폐년(재구성)

가계의 금융자산의 구성 변화를 보여주는 다른 통계를 보자. <표 III-7>은 한국은행의 자금순환동향을 재구성한 자료이다. 가계의 금융자산 중 주식 및 펀드가 차지하는 비중이 감소한 것을 다시 한번 확인할 수 있다.

주식 및 펀드의 비중은 2007년 31.1%로 최고치를 찍은 뒤 감소하기 시작하여 2013년 19.8%까지 낮아진 것을 볼 수 있다. 2014년 6월 주식 및 펀드의 비중은 21.8%로 다소 증가하였으나 여전히 낮은 수준에 머물러 있다. 특히 펀드의 비중감소가 두드러지는데, 2007년 9.8%에 달했던 펀드 비중은 2014년 6월 2.8%에 불과하다. 반면 보험 및 연금의 비중은 2014년 6월 30.7%로, 2005년 이후 가장 높은 수치를 기록하고 있다.

이상의 통계를 고려하면, 가계는 주식 및 펀드와 같은 위험자산에 대한 투자를 줄이고 있으며, 대신 안전자산이나 노후대비를 위한 금융상품에 대한 투자를 늘리고 있는 것으로 판단된다. 이는 가계소득의 정체, 가계부채의 증가, 여유자금의 감소와 밀접하게 연관된 것으로 보이며, 급속한 고령화의 진전과 최근의 주식시장 부진에도 큰 영향을 받은 것으로 판단된다.

<표 III-7> 가계 금융자산 구성 변화

(단위: 조원)

유형	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014.6	
통화예금	673 (45.2%)	718 (47.6%)	733 (42.9%)	790 (47.3%)	889 (44.7%)	982 (45.3%)	1,069 (46.8%)	1,129 (45.8%)	1,200 (45.8%)	1,184 (42.6%)	
보험 및 연금	406 (27.2%)	345 (22.9%)	391 (22.9%)	422 (25.3%)	474 (23.9%)	532 (24.5%)	590 (25.8%)	680 (27.6%)	763 (29.1%)	853 (30.7%)	
금융투자상품	주식 및 출자지분	289 (19.4%)	296 (19.6%)	364 (21.3%)	274 (16.4%)	410 (20.6%)	439 (20.2%)	426 (17.3%)	441 (16.8%)	529 (19.0%)	
	펀드 (수익증권)	81 (5.4%)	111 (7.4%)	168 (9.8%)	119 (7.1%)	132 (6.6%)	101 (4.7%)	84 (3.7%)	78 (3.0%)	77 (2.8%)	
	주식, 출자지분, 펀드	370 (24.8%)	407 (27.0%)	532 (31.1%)	393 (23.5%)	542 (27.2%)	540 (24.9%)	502 (22.0%)	513 (20.8%)	519 (19.8%)	606 (21.8%)
	파생결합증권	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15 (0.5%)
채권형 상품	40 (2.7%)	39 (2.6%)	47 (2.8%)	63 (3.8%)	82 (4.1%)	112 (5.2%)	123 (5.4%)	144 (5.8%)	139 (5.3%)	122 (4.4%)	
금융투자상품 합계	411 (27.6%)	446 (29.6%)	583 (34.2%)	457 (27.4%)	624 (31.4%)	654 (30.2%)	627 (27.4%)	658 (26.7%)	659 (25.1%)	744 (26.8%)	
전체 합계(A)	1,490 (100%)	1,509 (100%)	1,707 (100%)	1,669 (100%)	1,987 (100%)	2,168 (100%)	2,286 (100%)	2,467 (100%)	2,622 (100%)	2,781 (100%)	
부채(B)	646	717	789	858	913	996	1,103	1,158	1,223	1,241	

주 : 괄호 안에는 표기된 값은 전체 합계(A) 대비 비중이다.
자료: 한국은행(재구성)

IV. 거래회전율 감소의 원인: 투자자 요인

1. 직접투자성과
2. 거래행태 변화
3. 대체투자수단

IV. 거래회전을 감소의 원인: 투자자 요인

1. 직접투자성과

투자자가 합리적이고 학습효과가 존재한다면 실패한 투자행태를 반복하지 않을 것이다. 주식시장 거래회전을, 특히 개인투자자의 거래회전이 감소한 것은 빈번한 거래가 결국 투자손실로 귀결되었기 때문일 수 있다. 이는 거래가 많았던 주식의 가격이 하락해서일 수도 있고 잦은 거래에 따르는 높은 거래비용 때문일 수도 있다. 잦은 거래로 인한 높은 거래비용이 투자성과에 미치는 영향은 명백하므로 본 절에서는 거래회전이 높은 주식과 낮은 주식의 수익성에 차이가 있었는지 여부에 초점을 맞춰 분석하도록 한다.

Barber and Odean(2000)은 미국 개인투자자의 주식거래 내역을 분석하여, 개인투자자의 투자성과는 시장수익률을 하회하며 빈번하게 거래할수록 수익률이 더욱 저조하다는 결과를 제시한 바 있다. 그들은 개인투자자가 과도하게 거래하는 이유로 과잉확신(overconfidence)과 같은 비합리성을 지목하고 있다. Barber et al.(2009)는 대만 주식시장, Chen et al.(2007)은 중국 주식시장, Grinblatt and Keloharju(2000)는 핀란드 주식시장, 그리고 Kamesaka, Nofsinger, and Kawakita(2003)은 일본 주식시장에서 각각 개인투자자가 다른 투자자 유형에 비해 낮은 투자성과를 보인다는 분석결과를 제시하고 있는데, 공통적으로 비합리적 투자행태를 저조한 성과의 중요한 원인으로 보고 있다. 고광수, 김근수(2004)는 한국 시장에 대한 분석에서 개인 포트폴리오의 수익률이 가장 낮고 외국인 포트폴리오의 수익률이 가장 높다는 분석결과를 제시하고, 개인투자자가 외국인에 비해 정보열위에 있기 때문으로 평가하고 있다. 한편, Nicolosi, Peng, and Zhu(2009), Seru, Shumway, and Stoffman(2010)은 개인투자자

의 투자경험에 따라 투자성과가 개선된다는, 학습효과의 존재를 실증적으로 확인하였다.

거래회전율과 수익률의 관계는 거래회전율 포트폴리오를 이용하여 분석한다. 매월말, 해당월의 월간 거래회전율을 기준으로 유가증권시장 상장주식을 정렬하여 5개 그룹으로 나누고 각 포트폴리오의 수익률 추이를 서로 비교하는 방식이다. 분석에 엄밀성을 기하기 위해 주가가 500원 미만인 주식, 관리종목으로 지정된 주식, 수익률이 가격제한폭을 벗어난 주식, 월간 15일 이상 거래가 이루어지지 않은 주식은 표본에서 제외한다.

<표 IV-1>은 월간 거래회전율 포트폴리오에 포함되는 주식의 특성에 대한 기초통계량이다. Q1은 매월 거래회전율이 가장 낮은 하위 20%의 주식으로 구성되며, Q5는 매월 거래회전율이 가장 높은 상위 20%의 주식으로 구성된다. 거래회전율은 월간 거래대금을 직전 월말의 시가총액으로 나눈 값이며, 베타(CAPM의 β)와 수익률 변동성은 해당 월의 일간 수익률을 토대로 계산하였다.

그룹별 거래회전율은 상당한 격차가 나타난다. Q5의 월간 거래회전율은 무려 125.89%로 Q1의 거래회전율 2.83%에 44배에 달하고 바로 다음 그룹인 Q4의 28.31%에 비해서도 약 5배에 달한다. 거래회전율이 높은 주식은 기업규모가 작고, 가격대가 낮은 주식으로 나타난다. 또한 베타와 변동성이 높고 장부가-시장가 비율(book-to-market ratio)이 낮은 주식으로 나타난다.

<표 IV-1> 거래회전율 포트폴리오: 기초통계

그룹	거래회전율 (%)	시가총액 (백만)	장부가-시장가비율	베타	변동성(%)	주가(원)
Q1(Low)	2.83	459,785	2.48	0.40	2.32	42,428
Q2	7.73	1,258,485	2.30	0.59	2.53	37,627
Q3	14.45	1,545,906	2.02	0.73	2.85	33,087
Q4	27.46	980,796	1.80	0.84	3.37	22,177
Q5(High)	125.89	364,528	1.64	0.84	4.84	10,944

주: 통계량은 각 그룹의 평균값이다.

<표 IV-2>는 매월 구성된 거래회전율 포트폴리오의 익월 수익률에 대한 통계를 제시하고 있다. 단순 수익률 이외에 추가적으로, CAPM으로 추정된 α , Fama and French(1993)의 3요인 모형으로 추정된 α , Carhart(1997)의 4요인 모형으로 추정된 α 가 위험조정 수익률로서 제시되어 있다.³²⁾

패널 A의 가치가중 포트폴리오의 수익률을 보면, 거래회전율이 가장 높은 Q5의 수익률이 현저하게 낮음을 확인할 수 있다. Q5의 월평균 수익률은 -1.98%로 전체 그룹 중 유일하게 음(-)의 수익률을 보인다. Q5의 수익률과 Q1의 수익률의 차이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 위험조정 수익률을 보면, CAPM으로 위험을 조정한 경우 통계적 유의성이 확인되지 않으나, 3요인 모형 또는 4요인 모형을 이용하여 위험을 조정한 경우에는 5% 유의수준에서 통계적으로 Q5의 수익률이 Q1에 비해 낮다.

동일가중 포트폴리오의 경우에는 포트폴리오간 수익률의 차이가 더욱 크게 나타난다. 단순 수익률은 물론, 세 가지 위험조정 수익률 모두에서 Q5의 수익률이 Q1의 수익률에 비해 1% 유의수준에서 낮다.

32) 각각 원 논문의 방법론에 따라 추정한다.

<표 IV-2> 거래회전율 포트폴리오: 수익률

그룹	수익률(%)							CAPM α (%)	3-factor α (%)	4-factor α (%)
	평균	최소값	25%	50%	75%	최대값				
패널 A. 가치가중 포트폴리오										
Q1(Low)	0.09	-30.75	-4.24	0.59	3.94	22.51	0.03	0.02	0.03	
Q2	0.30	-31.38	-3.86	0.81	4.55	24.13	0.03	0.04	0.04	
Q3	-0.02	-36.36	-4.60	0.60	4.54	29.64	0.02	0.04	0.04	
Q4	0.02	-28.77	-5.53	-0.14	5.36	32.56	0.03	0.02	0.02	
Q5(High)	-1.84	-36.26	-8.99	-0.69	6.57	36.82	0.01	-0.03	-0.04	
T-test: Q5-Q1	(-2.75) ^a						(0.62)	(2.12) ^b	(3.20) ^a	
패널 B. 동일가중 포트폴리오										
Q1(Low)	0.63	-31.71	-2.88	0.77	3.62	22.02	0.02	0.00	0.00	
Q2	0.79	-38.79	-3.57	1.05	4.79	22.77	0.03	0.00	0.01	
Q3	0.72	-35.79	-4.42	1.23	5.37	24.11	0.03	0.00	0.00	
Q4	0.23	-41.63	-4.69	0.90	5.31	25.49	0.00	-0.03	-0.03	
Q5(High)	-2.16	-48.84	-6.70	-1.55	3.61	29.22	-0.11	-0.16	-0.17	
T-test: Q5-Q1	(-5.95) ^a						(4.18) ^a	(9.29) ^a	(9.70) ^a	

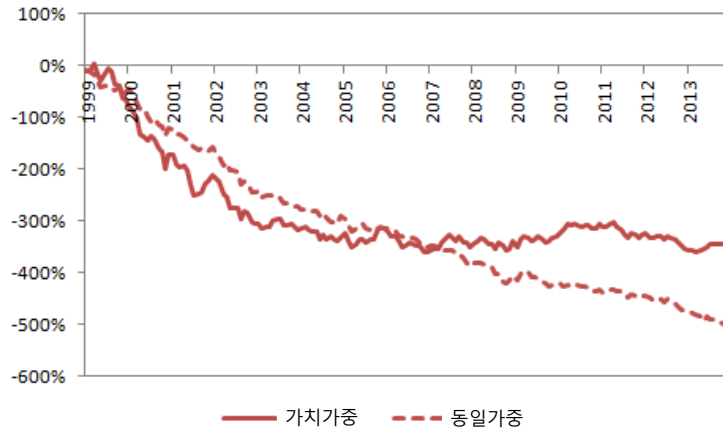
주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

거래회전율 포트폴리오 사이의 수익률 격차가 시간에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보자. 매월말 거래회전율 상위 포트폴리오 Q5를 매수하고 거래회전율 하위 포트폴리오 Q1을 매도하는 헤지 포트폴리오를 구축하여 한 달 동안 보유한다. 이러한 포트폴리오의 구축 및 보유를 매월 반복한다. 거래비용이나 주식 차입비용은 존재하지 않으며 공매도에 대한 어떠한 제약도 존재하지 않는 것으로 가정한다.

<그림 IV-1>은 헤지 포트폴리오 전략을 통해 얻어진 월간 수익률을 누적한 것이다. 1999년부터 2013년까지의 총 누적수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -344.82%, 동일가중 포트폴리오의 경우 -500.18%에 이른다. 월간 수익률로는 각각 평균 -1.93%, -2.79%이다. 동일가중의 경우 수익률이 더 낮은 것은 Q1에 포함된 주식 중 소형주의 수익률이 대형주의 수익률에 비해 높았기 때문으로 파악된다.

시계열적 변화를 살펴보면 거래회전율이 높은 주식의 저조한 성과는 2004년 이전에 집중된다는 것을 알 수 있다. 1999년부터 2004년까지의 가치가중 포트폴리오의 누적수익률은 -332.87%, 월평균 수익률은 -4.62%, 동일가중 포트폴리오의 누적수익률은 -290.46%, 월평균 수익률은 -4.03%에 이른다. 반면, 2005년부터 2013년까지의 누적수익률과 월평균 수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 각각 -11.95%, -0.11%, 동일가중 포트폴리오의 경우 각각 -209.72%, -1.96%로 크게 개선된다. 즉 표본기간 동안 거래회전율이 높았던 주식은 저조한 투자성과를 보였으며, 저조한 성과는 1999년부터 2004년 사이에 집중적으로 나타났음을 확인할 수 있다.

<그림 IV-1> 거래회전율 포트폴리오: 누적수익률



투자자 유형 중에서 개인투자자는 거래회전율이 가장 높은 동시에 분석기간 동안 거래회전율이 가장 크게 감소하였다. 시장전체 거래회전율이 아닌 개인투자자의 거래회전율은 어떠한 투자성으로 이어졌는지 같은 방법으로 살펴보도록 하자. 상장주식을 개인투자자의 거래회전율을 기준으로 정렬하여 포트폴리오를 구성한다. 개인 거래회전율은 해당월의 개인투자자 거래대금을 전월말의 시가총액으로 나눈 값을 사용한다.

<표 IV-3>은 월간 개인 거래회전율 포트폴리오에 포함되는 주식의 특성에 대한 기초통계량이다. 먼저 그룹별 거래회전율을 보면, Q5의 월간 거래회전율은 121.59%로 Q1의 월간 거래회전율 1.85%에 비해 월등히 높다. 또한 개인 거래회전율이 높은 주식은 소형, 저가, 고위험, 성장형 기업인 것으로 나타난다. 시가총액과 주가는 개인투자자 거래회전율과 비례하는 것이 확연하게 드러난다. 시장전체 거래회전율 포트폴리오에서는 Q3의 시가총액이 가장 크고, Q1과 Q5가 가장 작았던 반면, 개인투자자 거래회전율 포트폴리오에서는 Q1이 가장 크고 Q5가 가장 작다. 주가의 경우, 시장전체 거래회전율 포트폴리오에서는 Q1이 42,428원, Q5

가 10,944원으로 약 4배의 차이를 보였으나 개인 거래회전을 포트폴리오에서는 Q1이 67,365원, Q5가 8,782원으로 약 8배의 격차가 난다. 개인투자자의 거래 빈도 또는 거래주식의 선호도는 시가총액 및 주가와 밀접한 관련이 있음을 알 수 있다.

<표 IV-3> 개인 거래회전을 포트폴리오: 기초통계

그룹	거래회전율 (%)	시가총액 (백만)	장부가-시장가비율	베타	변동성(%)	주가(원)
Q1(Low)	1.85	1,724,160	2.19	0.44	2.30	67,365
Q2	5.69	1,198,895	2.32	0.59	2.54	32,039
Q3	11.48	846,128	2.14	0.72	2.85	22,387
Q4	23.76	620,516	1.91	0.83	3.37	15,764
Q5(High)	121.59	224,185	1.68	0.82	4.85	8,782

주: 통계량은 각 그룹의 평균값이다.

<표 IV-4>는 개인 거래회전을 포트폴리오의 평균 월간 수익률을 제시하고 있다. 가치가중 포트폴리오와 동일가중 포트폴리오 모두에서 Q5의 수익률이 현저하게 낮음을 확인할 수 있다. Q5의 평균 월간 수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -2.48%, 동일가중 포트폴리오의 경우 -2.23%로 다른 그룹에 비해 크게 낮으며, Q1과의 수익률 차이는 통계적으로 유의하다. 위험조정 수익률 역시, 가치가중 포트폴리오의 CAPM 위험조정 수익률을 제외한 모든 경우에서 Q5의 수익률이 Q1의 수익률에 비해 낮은 것이 확인된다. 시장전체 거래회전을 포트폴리오의 결과와 마찬가지로 동일가중 포트폴리오의 결과가 가치가중 포트폴리오의 결과에 비해 더욱 뚜렷하다.

<표 IV-4> 개인 거래회전율 포트폴리오: 수익률

그룹	수익률(%)							CAPM α (%)	3-factor α (%)	4-factor α (%)
	평균	최소값	25%	50%	75%	최대값				
패널 A. 가치가중 포트폴리오										
Q1(Low)	0.47	-19.88	-3.94	1.32	4.17	22.98	0.02	0.03	0.04	
Q2	0.19	-32.01	-3.75	0.25	5.09	27.00	0.03	0.03	0.03	
Q3	-0.03	-44.81	-5.09	0.07	5.36	32.30	0.04	0.04	0.03	
Q4	0.13	-38.33	-6.48	0.79	6.79	35.62	0.04	0.03	0.02	
Q5(High)	-2.48	-43.48	-9.39	-1.75	4.67	36.82	0.00	-0.05	-0.06	
T-test: Q5-Q1	(-4.08) ^a						(0.80)	(3.22) ^a	(4.14) ^a	
패널 B. 동일가중 포트폴리오										
Q1(Low)	0.56	-29.25	-3.19	0.89	3.33	21.99	0.01	0.00	0.00	
Q2	0.84	-37.21	-3.59	1.10	4.82	23.05	0.03	0.01	0.01	
Q3	0.73	-38.58	-4.68	0.87	5.70	22.41	0.03	0.00	0.00	
Q4	0.31	-41.67	-4.93	0.88	5.85	26.50	0.01	-0.03	-0.03	
Q5(High)	-2.23	-50.06	-6.88	-1.63	3.55	29.22	-0.11	-0.17	-0.17	
T-test: Q5-Q1	(-5.70) ^a						(4.09) ^a	(9.58) ^a	(9.95) ^a	

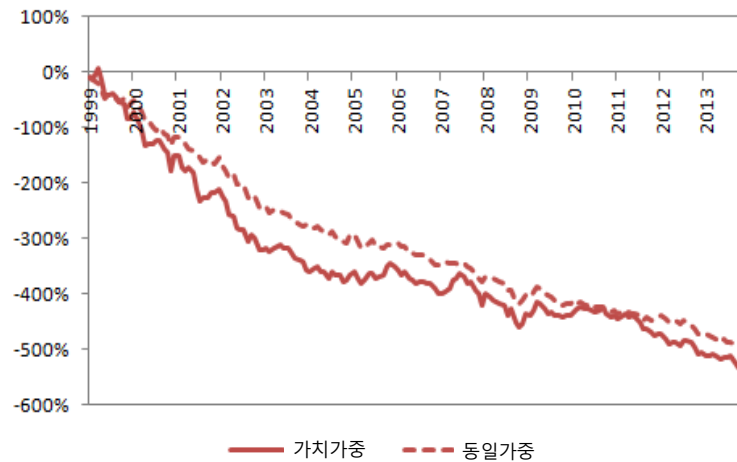
주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<그림 IV-2>는 개인투자자 거래회전율을 이용한 헤지 포트폴리오의 월간 수익률을 누적한 것이다. 15년간의 총 누적수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -528.98%, 동일가중 포트폴리오의 경우 -499.21%에 이른다. 월간 평균 수익률은 각각 -2.96%, -2.79%이다.

누적수익률의 하락속도는 역시 2004년 이전에 더 빠른 것을 볼 수 있다. 1999년부터 2004년까지의 평균 월간 수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -5.08%, 동일가중 포트폴리오의 경우 -4.07%에 달하는 반면, 2005년부터 2013년까지는 가치가중 포트폴리오 -1.53%, 동일가중 포트폴리오 -1.93%로 절반 이하로 줄어든다.

앞서 거래비용 분석에서, 거래비용이 추세적으로 낮아지고 있는 것을 확인한 바 있다. 2004년 이전에 개인투자자 거래회전율이 높은 주식이 저조한 성과를 보인데 더해 높은 거래회전율이 높은 거래비용을 수반했을 것이라는 점을 고려한다면 이 시기 개인투자자의 투자성과는 대단히 저조했던 것으로 평가할 수 있다.

<그림 IV-2> 개인 거래회전율 포트폴리오: 누적수익률



이번에는 포트폴리오의 구축 기준을 개인투자자의 거래대금 비중으로 변경해 보자. 개인투자자가 거래를 ‘많이’ 하는 주식이 아니라 개인투자자가 ‘주로’ 거래하는 주식의 성과를 알아보기 위한 것이다. 월간 전체 거래대금에서 월간 개인투자자 거래대금이 차지하는 비중을 기준으로 주식을 정렬하여 앞서와 같은 방식으로 검토한다.

<표 IV-5>는 월간 개인투자자 거래비중 포트폴리오에 포함되는 주식의 특성에 대한 기초통계량이다. 먼저 그룹별 개인투자자 거래비중을 보면, Q3~Q5는 87.75~98.99%로 큰 차이가 없으나 Q1은 43.24%로 현저히 작게 나타난다. 외국인 혹은 금융기관의 거래가 일부 종목에 집중되어 있기 때문에 나타나는 현상으로 보인다.

개인투자자 거래비중이 높은 주식은 역시 소형, 저가, 고변동성 기업으로 나타난다. 다만 개인투자자 거래회전율이 높은 주식은 베타가 크고 장부가-시장가비율이 낮았던 것과는 달리, 개인투자자 거래비중이 높은 기업은 베타가 낮고 장부가-시장가 비율이 높은 주식으로 나타나, 개인투자자가 거래를 ‘많이’ 하는 주식과 개인투자자가 ‘주로’ 거래하는 주식의 특성은 서로 다른 것으로 보인다.

<표 IV-5> 개인 거래비중 포트폴리오: 기초통계

그룹	개인투자자 거래비중(%)	시가총액 (백만)	장부가- 시장가비율	베타	변동성(%)	주가(원)
Q1(Low)	43.24	3,553,084	1.46	0.71	2.57	90,469
Q2	71.79	711,548	2.04	0.71	2.83	26,751
Q3	87.75	217,278	2.26	0.70	3.08	13,711
Q4	95.95	93,121	2.12	0.70	3.60	8,437
Q5(High)	98.99	44,557	2.32	0.59	3.83	7,041

주: 통계량은 각 그룹의 평균값이다.

<표 IV-6>은 개인 거래비중 포트폴리오의 평균 월간 수익률을 제시하고 있다. 가치가중 포트폴리오와 동일가중 포트폴리오 모두에서 개인 투자자 거래비중이 높은 그룹의 수익률이 낮음을 확인할 수 있다. Q5의 평균 월간 수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -1.94%, 동일가중 포트폴리오의 경우 -0.40%로 나타나며, Q1과의 수익률 차이는 통계적으로 유의하다. 위험조정 수익률은 3요인과 4요인을 이용한 경우에 Q5와 Q1의 격차가 통계적으로 유의한 것으로 확인된다. 그러나 개인투자자 거래회전율 포트폴리오의 경우에 비해 Q5의 수익률이 상대적으로 높고, Q5와 Q1과의 수익률 격차도 작다.

<표 IV-6> 개인 거래비중 포트폴리오: 수익률

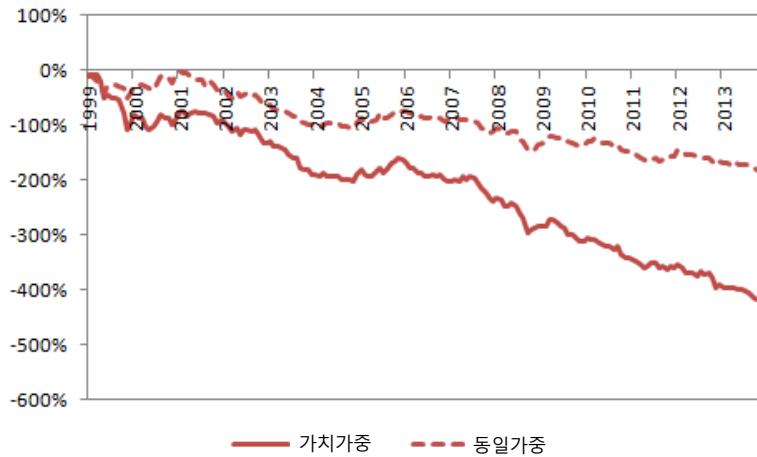
그룹	수익률(%)							CAPM α (%)	3-factor α (%)	4-factor α (%)
	평균	최소값	25%	50%	75%	최대값				
패널 A. 가치가중 포트폴리오										
Q1(Low)	0.39	-22.67	-4.18	1.20	4.83	25.52	0.03	0.04	0.04	
Q2	-0.07	-44.29	-5.41	-0.16	5.82	31.68	0.04	0.02	0.02	
Q3	-0.79	-45.22	-7.31	-0.40	6.22	35.12	0.05	0.02	0.02	
Q4	-2.04	-42.41	-7.82	-2.29	4.89	26.25	0.02	-0.04	-0.04	
Q5(High)	-1.94	-48.63	-7.67	-1.60	3.26	27.44	0.07	0.00	0.00	
T-test: Q5-Q1	(-4.27) ^a						(1.61)	(2.23) ^b	(2.35) ^b	
패널 B. 동일가중 포트폴리오										
Q1(Low)	0.64	-29.51	-3.01	0.75	4.48	23.65	0.01	0.01	0.01	
Q2	0.35	-41.47	-4.27	0.35	4.84	25.47	0.01	-0.02	-0.02	
Q3	0.24	-40.01	-4.63	0.28	5.35	26.61	0.00	-0.03	-0.03	
Q4	-0.61	-40.02	-4.83	-0.51	4.78	24.77	-0.03	-0.08	-0.08	
Q5(High)	-0.40	-45.67	-5.12	-0.39	4.74	25.91	-0.02	-0.07	-0.07	
T-test: Q5-Q1	(-2.52) ^a						(1.08)	(6.22) ^a	(5.83) ^a	

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

개인 거래비중을 이용한 헤지 포트폴리오의 누적 월간 수익률이 <그림 IV-3>에 제시되어 있다. 전체 표본기간 동안의 누적수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -418.36%, 동일가중 포트폴리오의 경우 -184.58%이며, 월간 평균 수익률은 각각 -2.34%, -1.03%이다. 개인투자자의 거래비중이 높은 주식 역시 수익률이 매우 저조하다.

주목할 것은, 개인투자자 거래회전율을 이용한 헤지 포트폴리오와 비교할 때 누적수익률은 가치가중 기준 110.62%(-528.98% 대 -418.36%), 동일가중 기준 314.63%(-499.21% 대 -184.58%) 더 높게 나타난다는 것이다. 개인투자자가 주로 거래하는 주식 즉 기관이 참여하지 않는 주식보다, 개인이 거래를 많이 하는 주식일수록 성과가 좋지 않다는 것으로, 개인의 '잘못' 거래가 투자손실의 중요한 요인임을 말해준다.

<그림 IV-3> 개인 거래비중 포트폴리오: 누적수익률



마지막으로 개인투자자의 순매수를 기준으로 헤지 포트폴리오를 구축해 보았다. 개인투자자의 빈번한 거래는 비합리적일 수 있으나 개인투자자 전체의 집합적인 움직임은 그렇지 않을 수 있다.

포트폴리오의 구축은 이전과 마찬가지로 방식을 따른다. 매월 개인투자자 순매수비율을 기준으로 상장주식을 정렬하여 5개 그룹으로 구분한다. 개인투자자 순매수비율은 해당월의 순매수대금³³⁾을 직전월말 시가총액으로 나눈 값으로 정의한다.

월간 개인 순매수 포트폴리오에 포함되는 주식에 대한 기초통계량 <표 IV-7>에 제시되어 있다. 먼저 그룹별 개인투자자 거래비중을 보면, Q1은 시가총액 대비 평균 2.08%의 순매도를, Q5는 시가총액 대비 평균 2.22%의 순매수를 기록한 것으로 나타난다. 개인투자자 순매수비율과 시가총액 및 베타 사이에는 U자 형태의 관계가 나타나며, 장부가-시장가비율과는 역U자 형태의 관계가 관찰된다. <표 IV-3>의 결과를 고려하면, 개인투자자의 순매수 또는 순매도가 크게 나타나는 주식은 개인투자자의 거래회전율이 높은 종목인 것으로 보인다.³⁴⁾

<표 IV-7> 개인 순매수비율 포트폴리오: 기초통계

그룹	개인투자자 순매수비율 (%)	시가총액 (백만)	장부가-시장가비율	베타	변동성(%)	주가(원)
Q1(Low)	-2.08	1,016,242	1.78	0.73	3.17	27,045
Q2	-0.32	1,129,169	2.00	0.65	2.95	36,477
Q3	0.00	567,970	2.31	0.58	3.04	27,831
Q4	0.29	938,352	2.15	0.67	3.14	30,279
Q5(High)	2.22	991,517	1.93	0.79	3.63	25,131

주: 통계량은 각 그룹의 평균값이다.

33) 순매수대금 = 매수대금 - 매도대금

34) 개인투자자의 거래비중이 높은 주식의 경우 개인투자자 순매수대금은 0에 가까우므로 Q3에 속해 있을 가능성이 높다.

<표 IV-8>의 개인 순매수 포트폴리오의 평균 월간 수익률을 보면, 개인투자자 순매수비율과 수익률 사이에 일정한 관계가 드러나지 않는다. Q5의 평균 월간 수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -0.64%, 동일가중 포트폴리오의 경우 -0.21%로 나타나며, Q1과의 수익률 차이는 가치가중 포트폴리오의 경우에서만 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 위험조정 수익률의 경우에는 가치가중 포트폴리오와 동일가중 포트폴리오 모두에서 Q5와 Q1의 수익률 차이가 통계적으로 유의하지 않다.

<표 IV-8> 개인 순매수비율 포트폴리오: 수익률

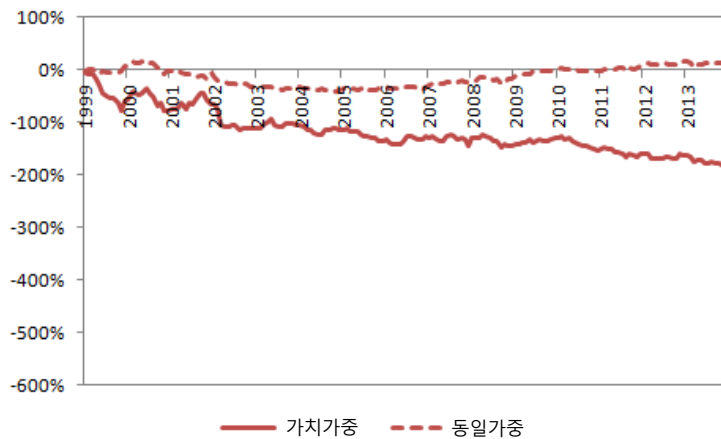
그룹	수익률(%)							CAPM α (%)	3-factor α (%)	4-factor α (%)
	평균	최소값	25%	50%	75%	최대값				
패널 A. 가치가중 포트폴리오										
Q1(Low)	0.37	-31.77	-4.78	0.50	5.26	25.62	0.04	0.03	0.02	
Q2	0.39	-17.60	-4.93	0.28	5.18	25.64	0.03	0.03	0.02	
Q3	-0.13	-30.91	-4.53	0.59	4.98	27.41	0.03	0.04	0.04	
Q4	0.29	-29.56	-4.11	0.60	5.10	32.15	0.03	0.03	0.03	
Q5(High)	-0.64	-45.28	-5.45	-0.39	5.24	25.94	0.02	0.03	0.03	
T-test: Q5-Q1	(-2.26) ^b						(1.03)	(0.01)	(-0.16)	
패널 B. 동일가중 포트폴리오										
Q1(Low)	-0.28	-38.81	-4.94	0.21	4.30	23.65	-0.02	-0.05	-0.05	
Q2	-0.03	-36.06	-4.18	0.40	4.05	21.91	-0.01	-0.04	-0.04	
Q3	0.30	-35.22	-4.06	0.79	4.46	25.54	0.01	-0.03	-0.02	
Q4	0.37	-40.56	-3.97	0.48	5.00	26.81	0.01	-0.03	-0.02	
Q5(High)	-0.21	-46.74	-5.12	0.05	5.06	23.78	-0.02	-0.06	-0.05	
T-test: Q5-Q1	(0.30)						(-0.01)	(0.59)	(0.20)	

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

개인투자자 순매수를 이용한 헤지 포트폴리오의 누적 월간 수익률이 <그림 IV-4>에 제시되어 있다. 전체 표본기간 동안의 누적수익률은 가치가중 포트폴리오의 경우 -180.96%, 동일가중 포트폴리오의 경우 12.82%이며, 월간 평균 수익률은 각각 -1.01%, 0.07%이다. 동일가중 포트폴리오의 수익률이 현저히 높게 나타나는데, 이는 개인투자자가 순매도한 Q1의 주식 중 대형주의 수익률이 높았거나, 개인투자자가 순매수한 Q5의 주식 중 대형주의 수익률이 낮았다는 것을 의미한다. 수익률의 격차는 2000년대 중반 이후 증가하는데, 연기금·보험 등 장기투자 성향의 기관투자자가 대형주를 중심으로 보유 비중을 늘리기 시작한 시기와 일치한다.

중요한 사실은 개인투자자 순매수를 기준으로 구성된 헤지 포트폴리오의 성과 역시 좋지 않았으나, 개인투자자 거래회전을 기준으로 구성된 경우에 비해서는 수익률이 높다는 점이다. 이는 개인투자자의 잦은 거래는 저조한 투자수익률로 귀결되며, 개인투자자의 거래회전을 하락은 학습효과에 따른 결과일 가능성을 제기한다. 또한 개인투자자의 높은 거래회전은 비합리적인 투자행태의 결과임을 시사한다.

<그림 IV-4> 개인 순매수비율 포트폴리오: 누적수익률



이상에서 확인한 분석결과의 강건성(robustness)을 확인하기 위해 개별주식의 수익률을 이용한 다변량 회귀분석을 시행하도록 한다. 분석에는 다음의 회귀모형을 이용한다.

$$R_{i,t+1} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}TURN_{i,t} + \sum_{k=1}^K \gamma_{k,t}Controls_{i,k,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

여기서 $R_{i,t+1}$ 는 주식*i*의 $t+1$ 월 수익률, $TURN_{i,t}$ 은 주식*i*의 t 월 거래회전을, $Controls_{i,k,t}$ 는 주식*i*의 t 월의 통제변수 k 이다. 통제변수로는 시가총액의 로그값(logMV), 베타(BETA), 장부가-시장가 비율(BTM), $t-6$ 월부터 $t-2$ 월의 누적수익률(MMT), $t-1$ 월의 수익률(RVS), 고유변동성(IVLT)을 이용한다. 비교모형에서는 $TURN$ 대신 개인투자자 거래회전을 ($TURN_IND$), 개인투자자 거래비중($PVAL_IND$), 개인투자자 순매수 ($NBUY_IND$)를 이용한다.

$t-6$ 월부터 $t-2$ 월의 누적수익률(MMT)은 모멘텀 효과(momentum effect)를 통제하기 위해, $t-1$ 월의 수익률(RVS)은 수익률 단기반전 효과(reversal effect)를 통제하기 위해 포함하였으며, 고유변동성 이상현상을 감안하여 고유변동성(IVLT)을 통제변수로 추가하였다.³⁵⁾ 고유변동성은 Fama-French 3요인 모형을 추정하여 산출한 잔차(residual)의 표준편차를 이용하여 계산하였다. 회귀모형의 추정은 Fama and MacBeth(1973) 방법을 따른다.

<표 IV-9>에 제시되어 있는 회귀분석 추정결과는 앞서 포트폴리오 분석결과와 일관된다. 거래회전은 수익률과 1% 수준에서 유의한 음(-)

35) 고유변동성이 높은 주식일수록 수익률이 낮은 현상으로 Ang et al.(2006)이 제기하였다.

의 관계가 있음이 확인된다. 수익률에 영향을 미치는 다양한 요인을 고려한 이후에도 거래회전율이 높은 주식일수록 수익률이 낮다는 사실이 뚜렷하게 드러난다.

주식시장의 높은 거래회전율이 개인투자자들로부터 비롯되었다는 점을 고려하면 이러한 현상은 개인투자자들에 대한 분석에서 명확하게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 이는 포트폴리오 분석에서 확인한 바 있다.

시장전체 거래회전율 대신 개인투자자 거래회전율(*TURN_IND*) 혹은 개인투자자 거래비중(*PVAL_IND*)을 사용한 경우, 예상된 결과가 나타난다. 개인투자자 거래회전율의 계수는 -0.0136 (모형(2)), 개인투자자 거래비중의 계수는 -3.3934 (모형(3))로 모두 1% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하다. 개인투자자가 빈번히 거래하는 주식일수록, 개인투자자의 거래비중이 높은 주식일수록 수익률이 낮다. 반면, 개인투자자 순매수의 경우에는 수익률과 유의한 관계가 나타나지 않는다. 이 역시 포트폴리오 분석을 통해 확인한 결과와 대체로 일관된다.

<표 IV-9> 수익률 결정요인 분석

	R			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Intercept	7.2736 ^a (2.95)	7.7015 ^a (3.12)	16.6535 ^a (5.02)	6.6431 ^a (2.69)
TURN	-0.0131 ^a (-6.53)	-	-	-
TURN_IND	-	-0.0136 ^a (-6.64)	-	-
PVAL_IND	-	-	-3.3934 ^a (-4.45)	-
NBUY_IND	-	-	-	0.0469 (1.22)
logMV	-0.2371 ^b (-2.53)	-0.2552 ^a (-2.71)	-0.4881 ^a (-4.14)	-0.1947 ^b (-2.07)
BETA	0.5862 ^a (2.99)	0.5836 ^a (2.97)	0.6323 ^a (3.36)	0.5047 ^b (2.49)
BTM	0.2436 ^a (3.85)	0.2424 ^a (3.84)	0.2808 ^a (4.25)	0.2870 ^a (4.43)
MMT	0.0129 ^a (3.44)	0.0129 ^a (3.42)	0.0110 ^a (3.00)	0.0117 ^a (3.11)
RVS	0.0059 (0.86)	0.0059 (0.85)	0.0011 (0.16)	0.0022 (0.32)
IVLT	-0.6779 ^a (-7.86)	-0.6742 ^a (-7.86)	-1.0067 ^a (-10.91)	-1.0589 ^a (-11.13)
Adjusted R ²	0.0832	0.0834	0.0797	0.0738

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

시장전체 거래회전을 및 개인투자자 거래회전을 기준으로 한 헤지 포트폴리오 분석에서, 1999~2004년에 손실이 매우 빠르게 누적되었음을 확인한 바 있다. 이를 감안하여 표본기간을 1999~2004년과 2005~2013년으로 나누어 동일한 분석을 수행하였다.

<표 IV-10>에 제시된 결과를 보면, 시장전체 거래회전율, 개인투자자 거래회전율, 개인투자자 거래비중의 계수가 1999~2004년에 더 큰 것을 확인할 수 있다. 개인투자자의 잦은 거래가 저조한 성과로 이어지는 현상은 1999~2004년에 그 정도가 매우 심각했음을 알 수 있다.

한편, 개인투자자 순매수 계수의 경우 1999~2004년에는 유의하지 않았으나 2005~2013년에는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는다는 결과는 흥미롭다. 거래회전율 하락과 더불어 투자성과의 개선이 있었다는 것으로 개인투자자 투자행태의 변화가 엿보이는 대목이다.

추가적으로 개인투자자 이외의 투자자 유형의 거래와 수익률의 관계를 살펴보았다. 투자자는 외국인(FOR), 펀드(FUND), 증권(SEC), 연기금·보험(LONG)으로 구분하였다. 앞선 분석에서와 마찬가지로 투자자유형별 거래회전율, 거래비중, 순매수비율 변수를 이용하여 Fama and MacBeth(1973) 방법으로 추정한다.

개인투자자에 대한 결과와는 상반되는 결과가 나타난다(<표 IV-11>). 먼저 거래회전율을 이용한 (1)~(4)의 결과를 보면, 외국인을 제외한 펀드, 증권, 연기금·보험의 거래회전율이 높을수록 수익률이 높은 것으로 나타난다. 거래비중을 이용한 (5)~(8)의 결과에서는 모든 투자자 유형에서 거래비중과 수익률의 유의한 양(+)의 관계가 나타난다. 반면, 순매수비율을 이용한 (9)~(12)의 추정에서는 모두 순매수와 수익률의 유의한 관계가 관찰되지 않는다.

개별 투자자 유형의 순매수비율은 수익률과 관련성이 작으나, 개인투자자의 거래회전율 또는 거래비중이 수익률과 유의한 음(-)의 관계가 있다는 분석결과를, 개인투자자의 투자손실이 개인투자자의 정보열위 때문이라기보다는 비합리적인 거래행태로부터 비롯되는 것이라는 점을 말해 준다. 또한 이러한 관계가 1999~2004년에 더 두드러진다는 점에서 이 시기의 높은 거래회전율이 비합리적인 거래행태의 결과물이었음을 강하게 시사한다.

<표 IV-10> 수익률 결정요인 분석: 투자자 유형별 분석(1)

	R							
	1999~2004년				2005~2013년			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Intercept	6.9394 (1.42)	7.5094 (1.53)	21.6188 ^a (3.20)	5.4049 (1.10)	7.4985 ^a (2.99)	7.8308 ^a (3.13)	13.3123 ^a (4.19)	7.4763 ^a (2.98)
TURN	-0.0158 ^a (-4.39)	-	-	-	-0.0113 ^a (-4.86)	-	-	-
TURN_IND	-	-0.0165 ^a (-4.47)	-	-	-	-0.0117 ^a (-4.93)	-	-
PVAL_IND	-	-	-5.7597 ^a (-3.88)	-	-	-	-1.8011 ^b (-2.36)	-
NBUY_IND	-	-	-	-0.0822 (-1.59)	-	-	-	0.1337 ^b (2.54)
logMV	-0.2339 (-1.21)	-0.2585 (-1.33)	-0.6227 ^b (-2.55)	-0.1551 (-0.80)	-0.2393 ^a (-2.69)	-0.2530 ^a (-2.85)	-0.3976 ^a (-3.62)	-0.2213 ^b (-2.47)
BETA	0.6632 ^c (1.83)	0.6620 ^c (1.82)	0.7405 ^b (2.09)	0.5053 (1.32)	0.5343 ^b (2.42)	0.5308 ^b (2.41)	0.5594 ^a (2.69)	0.5043 ^b (2.26)
BTM	0.1454 (1.54)	0.1437 (1.53)	0.1959 ^b (2.02)	0.1931 ^c (1.99)	0.3096 ^a (3.67)	0.3088 ^a (3.66)	0.3379 ^a (3.80)	0.3503 ^a (4.06)
MMT	0.0130 ^b (2.22)	0.0129 ^b (2.21)	0.0092 (1.63)	0.0101 ^c (1.72)	0.0129 ^b (2.61)	0.0129 ^b (2.60)	0.0123 ^b (2.52)	0.0128 ^b (2.60)
RVS	0.0014 (0.13)	0.0010 (0.10)	-0.0047 (-0.47)	-0.0030 (-0.30)	0.0090 (0.96)	0.0091 (0.97)	0.0050 (0.54)	0.0058 (0.62)
IVLT	-0.6146 ^a (-4.16)	-0.6085 ^a (-4.14)	-0.9895 ^a (-6.23)	-1.0275 ^a (-6.23)	-0.7205 ^a (-6.86)	-0.7185 ^a (-6.89)	-1.0183 ^a (-9.09)	-1.0801 ^a (-9.41)
Adjusted R ²	0.0957	0.0960	0.0921	0.0838	0.0748	0.0749	0.0714	0.0671

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-11> 수익률 결정요인 분석: 투자자 유형별 분석(2)

	R											
	TURN			PVAL					NBUY			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Intercept	7.5287 ^a (3.11)	9.1431 ^a (3.74)	7.5673 ^a (3.08)	8.0752 ^a (3.32)	10.9224 ^a (4.20)	9.6344 ^a (3.69)	8.6946 ^a (3.41)	8.2557 ^a (3.33)	6.8532 ^a (2.76)	6.6850 ^a (2.71)	6.6797 ^a (2.69)	6.5201 ^a (2.65)
FOR	0.0969 (1.55)	-	-	-	6.3819 ^a (4.97)	-	-	-	-0.0799 (-1.38)	-	-	-
FUND	-	0.4110 ^a (4.97)	-	-	-	6.0887 ^a (4.39)	-	-	-	-0.0492 (-0.80)	-	-
SEC	-	-	0.4187 ^b (2.43)	-	-	-	10.6654 ^a (4.42)	-	-	-	-0.0332 (-0.21)	-
LONG	-	-	-	0.5194 ^a (4.00)	-	-	-	8.7018 ^a (3.66)	-	-	-	-0.0855 (-0.95)
SIZE	-0.2324 ^b (-2.52)	-0.2995 ^a (-3.25)	-0.2328 ^b (-2.50)	-0.2562 ^a (-2.80)	-0.3791 ^a (-3.66)	-0.3282 ^a (-3.20)	-0.2880 ^a (-2.91)	-0.2662 ^a (-2.81)	-0.2034 ^b (-2.15)	-0.1976 ^b (-2.10)	-0.1968 ^b (-2.08)	-0.1903 ^b (-2.03)
BETA	0.5052 ^b (2.51)	0.4748 ^b (2.34)	0.4829 ^b (2.36)	0.4924 ^b (2.41)	0.5878 ^a (2.93)	0.5609 ^a (2.85)	0.5518 ^a (2.75)	0.5282 ^a (2.63)	0.5134 ^b (2.53)	0.5267 ^b (2.59)	0.5094 ^b (2.51)	0.4990 ^b (2.44)
BTM	0.2935 ^c (4.52)	0.2962 ^a (4.57)	0.2924 ^a (4.54)	0.2979 ^a (4.58)	0.2930 ^a (4.48)	0.2900 ^a (4.47)	0.2847 ^a (4.35)	0.2925 ^a (4.47)	0.2898 ^a (4.47)	0.2914 ^a (4.48)	0.2900 ^a (4.46)	0.2919 ^a (4.49)
MMT	0.0117 ^a (3.09)	0.0114 ^a (3.05)	0.0116 ^a (3.09)	0.0111 ^a (2.96)	0.0116 ^a (3.09)	0.0114 ^a (3.06)	0.0115 ^a (3.07)	0.0116 ^a (3.09)	0.0116 ^a (3.06)	0.0118 ^a (3.12)	0.0118 ^a (3.12)	0.0118 ^a (3.11)
RVS	0.0019 (0.27)	0.0010 (0.14)	0.0016 (0.23)	0.0017 (0.24)	0.0027 (0.39)	0.0014 (0.20)	0.0011 (0.16)	0.0014 (0.20)	0.0019 (0.28)	0.0018 (0.27)	0.0020 (0.28)	0.0019 (0.27)
IVLT	-1.0573 ^a (-11.31)	-1.0725 ^a (-11.16)	-1.0725 ^a (-11.12)	-1.0709 ^a (-11.06)	-1.0504 ^a (-10.99)	-1.0320 ^a (-11.08)	-1.0385 ^a (-10.94)	-1.0463 ^a (-11.08)	-1.0641 ^a (-11.10)	-1.0615 ^a (-11.08)	-1.0616 ^a (-11.14)	-1.0600 ^a (-11.05)
Adjusted R ²	0.0740	0.0744	0.0730	0.0737	0.0753	0.0760	0.0728	0.0735	0.0730	0.0721	0.0720	0.0721

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

2. 거래행태 변화

가. 행태적 편향(behavioral biases)

한국 주식시장의 높은 거래회전율, 특히 2000년대 중반 이전의 개인 투자자의 높은 거래회전율은 변동성과 피드백 현상을 일으키고 저조한 투자성으로 이어졌다는 사실을 확인하였다. 본 절에서는 이러한 현상이 투자자의 비합리적 투자행태로부터 비롯된 것인지 분석해보고자 한다.

실증적으로 가장 많이 분석되고 있는 투자자의 행태적 편향(behavioral biases)에는 과잉확신(overconfidence), 처분효과(disposition effect), 군집행동(herding behavior) 등이 있다.

과잉확신은 투자자 자신의 역량을 과대평가하거나 자신이 가진 정보의 정확성을 과대평가하는 경향을 말한다. 보유한 주식의 주가가 상승한 경우 시장 전체적인 상승이었음에도 불구하고 자신의 투자판단능력이 뛰어났기 때문이라고 생각하여 더 많은 거래를 일으킨다. 이렇게 이루어진 거래는 저조한 투자성으로 귀결된다(Odean(1998a), Odean(1998c), Gervais and Odean(2001), Statman et al.(2006), Grinblatt and Keloharju (2009)).

처분효과는 이익은 최대한 빨리 실현하고 손실은 가급적 실현을 회피하려는 경향을 말한다. 따라서 주가가 오른 경우 매도거래가 늘어나게 되는 반면, 주가가 떨어진 경우 매도거래가 감소하게 된다(Shefrin and Statman(1985), Odean(1998b)). 투자자의 효용함수가 이익이 나는 영역에서는 위험회피적 형태를, 손실이 나는 영역에서는 위험선호적인 형태를 갖는 경우 이런 현상이 발생할 수 있는 것으로 알려져 있다.³⁶⁾

36) 이에 관한 자세한 논의는 Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론(prospect theory)을 참조하기 바란다.

군집행동은 일정한 기간 동안 투자자가 집단적으로 동일한 방향으로 거래하는 현상을 의미한다. 이는 유행(fads) 혹은 심리변화(sentiment)에 반응한 결과로, 또는 대리인비용이나 정보확산과정에 의해 발생할 수 있는데, 버블(bubble), 모멘텀(momentum), 가격반전(reversal) 등의 현상, 혹은 과도한 변동성을 일으키는 원인으로 지목되고 있다(Shiller(1984), Shleifer and Summers(1990), Scharfstein and Stein(1990), Froot et al. (1992), Nofsinger and Sias(1999)). 물론 군집행동의 주체가 정보거래자(informed trader)라면 이들의 군집행동은 과소평가 혹은 과대평가된 주식의 가격을 균형가격으로 조정하는 긍정적인 결과를 가져올 수 있다(Froot et al.(1992), Hirshleifer et al.(1994)).

본 절에서는 세 가지 행태적 특성 중에서 과잉확신과 처분효과에 대해 검토하도록 한다. 군집행동의 경우, 일반적으로 Lakonishok et al.(1992)의 척도나 Christie and Huang(1995)의 척도를 이용하여 분석하는데, 전자의 경우 개별 투자자의 거래내역에 대한 자료가 필요하고, 후자의 경우 투자자 유형별 분석이 불가능하다는 문제가 있다. 따라서 본 보고서에서 활용하고 있는 자료로 분석이 가능한 과잉확신과 처분효과로 분석범위를 제한한다.

과잉확신에 의하면 과거의 '시장수익률'이 높을수록 현재의 거래량이 증가할 것으로, 처분효과에 의하면 과거의 '개별주식 수익률'이 높을수록 현재의 거래량이 증가할 것으로 예상할 수 있다.

Statman et al.(2006)의 연구방법론을 차용하여, 먼저 과거의 시장수익률이 현재의 거래회전에 영향을 미치는지, 즉 과잉확신 현상이 존재하는지에 대해 다음과 같은 VAR(Vector Autoregression) 모형을 적용하여 분석한다.

$$\begin{pmatrix} R_{M,t} \\ TURN_{M,t} \end{pmatrix} = A + \sum_{j=1}^J B_j \begin{pmatrix} R_{M,t-j} \\ TURN_{M,t-j} \end{pmatrix} + \sum_{k=0}^K \Gamma_k \begin{pmatrix} VLT_{M,t-k} \\ DISP_{t-k} \end{pmatrix} + \epsilon_t \quad (8)$$

여기서 $R_{M,t}$ 는 t 시점의 KOSPI 수익률, $TURN_{M,t}$ 은 t 시점의 KOSPI 거래회전율, $VLT_{M,t}$ 은 t 시점의 KOSPI 수익률 변동성을 의미한다. $DISP_t$ 는 t 시점의 개별 상장주식 수익률의 횡단면 표준편차를 의미한다. $TURN_{M,t}$ 은 시계열의 안정성(stationarity)을 확보하기 위해 로그를 취한 뒤 Hodrick and Prescott(1997)의 방법으로 추세를 제거하였다. J 와 K 는 SBC(Schwarz's Bayesian Criterion)에 따라 각각 1과 2로 설정한다.

모든 추정은 주간 수익률과 주간 거래회전율을 기초로 하며, 투자자 유형은 개인, 외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험으로 분류하였다. 연기금과 보험을 별도로 구분할 경우 거래가 없는 표본이 다수 확인되므로 충분한 분석표본을 확보하기 위해 하나의 유형으로 구분한다. 연기금과 보험은 투자성향과 행태가 유사하므로 이러한 분류에 큰 문제는 없을 것으로 본다.

<표 IV-12>에 추정결과가 제시되어 있다. 먼저 시장 거래회전율을 이용한 결과를 보면, $t-1$ 시점 KOSPI 수익률의 회귀계수는 0.0070으로 1% 수준에서 유의하다. 거래회전율은 과거의 시장수익률에 영향을 받는다는 것으로 과잉확신 가설을 뒷받침한다. 한국시장에 대한 엄윤성(2013)의 분석결과와도 일치한다.

투자자 유형별 거래회전율을 이용한 결과에서는 외국인을 제외한 모든 투자자 유형에서 유의한 결과가 나타난다. KOSPI 수익률의 회귀계수는 개인, 증권, 연기금·보험의 경우 각각 0.0066, 0.0068, 0.0092로 1% 수준에서 유의하며, 펀드의 경우 0.0051로 5% 수준에서 유의하다. 외국인의 경우에는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다.

한편, 거래회전율은 뚜렷한 자기상관성을 보여주고 있다. 시장전체 거래회전율의 자기상관 회귀계수는 0.4473으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 투자자 유형별 거래회전율 분석에서도 자기상관 회귀계수는 모두 1% 수준에서 유의한 양의 값을 갖는다. 특히 개인투자자 거래회전율의 계수가 가장 크게 나타나는데 개인투자자에게서 거래가 균집적으로 나타나고 있음을 보여준다.

<그림 IV-5>의 패널 A는 수익률 충격에 대한 거래회전율의 누적반응 함수를 표시하고 있다. 누적충격반응의 크기는 개인과 연기금·보험이 가장 높고, 이어 증권, 펀드, 외국인의 순이다. 충격반응에는 외생변수의 영향이 모두 반영되는데, 외생변수의 영향을 모두 고려한 이후에도 앞서 보고한 결과와 마찬가지로 과거의 시장수익률이 현재의 거래회전율에 영향을 미친다는 것으로 과잉확신 가설을 지지하는 결과이다.

다음의 패널 B는 거래회전율 충격에 대한 거래회전율의 누적충격반응 함수이다. 누적충격반응의 크기는 개인이 가장 크고, 펀드, 증권, 연기금·보험이 비슷한 수준으로 뒤를 잇고 있으며, 외국인이 가장 작은 것으로 나타난다.

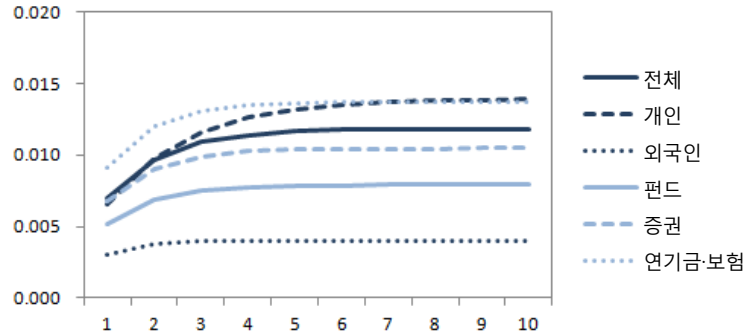
<표 IV-12> 시장 VAR 분석

	Intercept	TURN _{t-1}	R _{Mt-1}	VL _t	VL _{t-1}	VL _{t-2}	DISP _t	DISP _{t-1}	DISP _{t-2}
전체	TURN _t	-0.0927 ^a (-3.75)	0.4473 ^a (13.61)	0.0070 ^a (3.01)	0.0315 ^a (2.95)	0.0023 (0.21)	0.0435 ^a (7.77)	-0.0103 ^c (-1.71)	-0.0198 ^a (-3.41)
	R _{Mt}	0.4380 (1.10)	-0.3456 (-0.65)	-0.0647 ^c (-1.73)	-1.1468 ^a (-6.68)	-0.0208 (-0.12)	-0.2347 ^a (-2.61)	0.3046 ^a (3.15)	0.0667 (0.71)
개인	TURN _t	-0.0903 ^a (-3.37)	0.5597 ^a (18.32)	0.0066 ^a (2.60)	0.0300 ^a (2.59)	0.0075 (0.65)	0.0458 ^a (7.52)	-0.0148 ^b (-2.28)	-0.0186 ^a (-2.94)
	R _{Mt}	0.4593 (1.16)	-0.1991 (-0.44)	-0.0667 ^c (-1.78)	-1.1434 ^a (-6.67)	-0.0249 (-0.15)	-0.2334 ^a (-2.59)	0.2986 ^a (3.10)	0.0671 (0.72)
외국인	TURN _t	-0.0525 ^b (-2.02)	0.2860 ^a (8.27)	0.0031 (1.26)	0.0511 ^a (4.48)	-0.0077 (-0.67)	0.0365 ^a (6.07)	-0.0103 (-1.62)	-0.0233 ^a (-3.72)
	R _{Mt}	0.4006 (1.03)	-0.9905 ^c (-1.91)	-0.0619 ^c (-1.69)	-1.1525 ^a (-6.75)	0.0141 (0.08)	-0.2412 ^a (-2.68)	0.3236 ^a (3.40)	0.0556 (0.59)
펀드	TURN _t	-0.1081 ^a (-3.96)	0.3910 ^a (11.50)	0.0051 ^b (2.00)	0.0255 ^b (2.17)	-0.0009 (-0.08)	0.0433 ^a (7.02)	-0.0068 (-1.04)	-0.0179 ^a (-2.79)
	R _{Mt}	0.4367 (1.10)	-0.3202 (-0.65)	-0.0648 ^c (-1.73)	-1.1468 ^a (-6.68)	-0.0219 (-0.13)	-0.2326 ^a (-2.59)	0.3033 ^a (3.15)	0.0666 (0.71)
증권	TURN _t	-0.0624 ^b (-2.28)	0.3915 ^a (11.57)	0.0068 ^a (2.60)	0.0353 ^a (2.93)	-0.0225 ^c (-1.87)	0.0409 ^a (6.48)	-0.0135 ^b (-2.00)	-0.0148 ^b (-2.26)
	R _{Mt}	0.4263 (1.09)	-0.6699 (-1.39)	-0.0590 (-1.59)	-1.1592 ^a (-6.76)	-0.0092 (-0.05)	-0.2383 ^a (-2.65)	0.3178 ^a (3.31)	0.0639 (0.68)
연기금·보험	TURN _t	-0.0669 ^b (-2.43)	0.3771 ^a (11.40)	0.0092 ^a (3.53)	0.0259 ^b (2.15)	-0.0108 (-0.90)	0.0486 ^a (7.69)	-0.0056 (-0.83)	-0.0306 ^a (-4.66)
	R _{Mt}	0.5176 (1.32)	0.1218 (0.26)	-0.0726 ^c (-1.96)	-1.1353 ^a (-6.63)	-0.0306 (-0.18)	-0.2297 ^b (-2.55)	0.2835 ^a (2.95)	0.0664 (0.71)

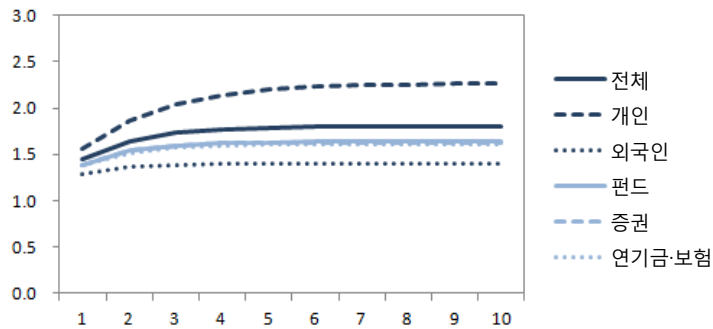
주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<그림 IV-5> 시장 VAR 분석: 충격반응

패널 A. 시장수익률 → 거래회전율



패널 B. 거래회전율 → 거래회전율



과거 시장수익률이 거래회전율에 미치는 영향이 시간에 따라 어떻게 변화하는지 3년의 이동구간 분석을 시행하였다. 편의상 거래회전율이 종속변수인 경우에 대해서만 보고하며, 외생변수를 제외한 내생변수의 회귀계수 추정결과만 보고하도록 한다.

분석결과는 <표 IV-13>에 제시되어 있다. 지면제약을 고려하여 분석구간이 서로 겹치지 않도록 표를 구성하였다. 시장 거래회전율을 이용한 분석에 따르면, 과거 수익률의 회귀계수는 1999~2001년과 2002~2004년의 결과에서 1%에서 유의한 양(+)의 값이 관찰되며, 이후의 결과에서는

통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않는다.³⁷⁾ 과잉확신에 따라 거래회전율이 증가하는 현상이 2000년대 중반 이전에 뚜렷하게 존재했으나 이후 이러한 현상이 약화된 것으로 파악된다.

투자자 유형별로 보면, 개인의 경우 1999~2001년과 2002~2004년의 결과에서 증권, 연기금·보험의 경우 1999~2001년의 결과에서 과거수익률의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값으로 나타난다. 외국인과 펀드의 경우에는 유의한 결과가 확인되지 않는다. 과잉확신의 결과로 잦은 거래를 일으키는 투자행태가 2000대 중반 이전의 개인투자자에게서 가장 두드러지게 나타났음을 보여준다.

과거의 거래회전율 변수는 모든 연도에서 유의한 양(+)의 값으로 추정되었다. 2005~2007년과 2008~2010년에 계수값이 비교적 높게 나타나며 특히 2005~2007년의 값이 0.5309로 가장 크다. 2005~2007년에 주가지수가 급등하였다는 사실과 연관이 있는 것으로 보인다. 투자자 유형별로 보면, 모든 투자자 유형에서 시기에 상관없이 거래회전율의 자기상관성이 유의하게 나타나며, 시장전체 결과와 마찬가지로 2000년대 중후반에 계수값이 높게 형성되고 있다.

37) 표에는 보고되지 않았으나, 2003~2005년의 자료에서도 유의한 결과가 나타난다.

<표 IV-13> 시장 VAR 분석: 기간별 분석

투자자 유형	연도	$TURN(t-1)$	$R_M(t-1)$
전체	1999~2001	0.3630 ^a (4.58)	0.0105 ^b (2.06)
	2002~2004	0.3383 ^a (4.05)	0.0151 ^b (2.57)
	2005~2007	0.5309 ^a (7.05)	-0.0018(-0.28)
	2008~2010	0.4547 ^a (5.98)	0.0071(1.56)
	2011~2013	0.2754 ^a (3.30)	0.0024(0.45)
개인	1999~2001	0.3985 ^a (5.13)	0.0104 ^c (1.96)
	2002~2004	0.3969 ^a (4.85)	0.0174 ^a (2.74)
	2005~2007	0.7133 ^a (11.55)	-0.0048(-0.70)
	2008~2010	0.5945 ^a (8.57)	0.0069(1.36)
	2011~2013	0.4178 ^a (5.35)	0.0025(0.42)
외국인	1999~2001	0.2281 ^a (2.82)	0.0083(1.64)
	2002~2004	0.2808 ^a (3.38)	0.0007(0.11)
	2005~2007	0.1956 ^b (2.23)	0.0005(0.07)
	2008~2010	0.4308 ^a (5.78)	0.0046(0.88)
	2011~2013	0.2016 ^b (2.30)	-0.0023(-0.38)
펀드	1999~2001	0.5268 ^a (7.08)	0.0069(1.25)
	2002~2004	0.1767 ^b (2.00)	0.0099(1.39)
	2005~2007	0.3274 ^a (4.03)	-0.0033(-0.48)
	2008~2010	0.3456 ^a (4.36)	0.0060(1.17)
	2011~2013	0.2452 ^a (2.95)	0.0047(0.80)
증권	1999~2001	0.3724 ^a (4.60)	0.0107 ^c (1.93)
	2002~2004	0.3151 ^a (3.74)	0.0093(1.22)
	2005~2007	0.3756 ^a (4.78)	0.0023(0.31)
	2008~2010	0.4881 ^a (6.72)	0.0057(1.09)
	2011~2013	0.3489 ^a (4.52)	0.0038(0.63)
연기금·보험	1999~2001	0.4311 ^a (5.98)	0.0166 ^a (2.82)
	2002~2004	0.3773 ^a (4.62)	0.0095(1.48)
	2005~2007	0.1981 ^b (2.38)	-0.0030(-0.37)
	2008~2010	0.4433 ^a (5.84)	0.0020(0.48)
	2011~2013	0.1615 ^c (1.92)	0.0073(1.23)

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

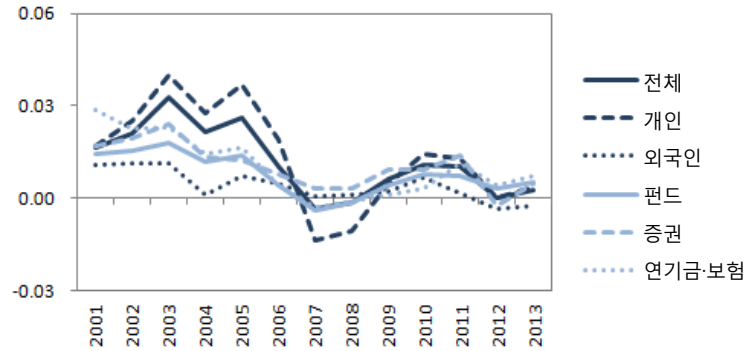
<그림 IV-6>은 3년의 이동구간 추정을 통해 산출한 누적충격반응의 추이를 각각 나타내고 있다. 패널 A는 시장수익률 충격에 대한 거래회전율의 10주 누적충격반응이고, 패널 B는 거래회전율 충격에 대한 거래회전율의 10주 누적충격반응이다.

앞서 회귀계수 추정결과와 일관된 결과가 나타난다. 시장수익률 충격에 대한 거래회전율의 반응(패널 A)은 2000년대 중반 이전에 크게 나타나며, 이 때 개인투자자의 경우 가장 크고 외국인의 경우 가장 작다. 2003년 개인투자자의 누적충격반응은 약 4%로, 1%의 시장수익률 충격이 가해질 경우 거래회전율은 10주간 4% 증가한다는 의미이다. 누적충격반응은 2007년과 2008년 크게 감소하였다가 다시 증가하지만 2000년대 중반 이전 수준에는 이르지 못하며, 최근에는 거의 0에 가까운 값을 보인다.

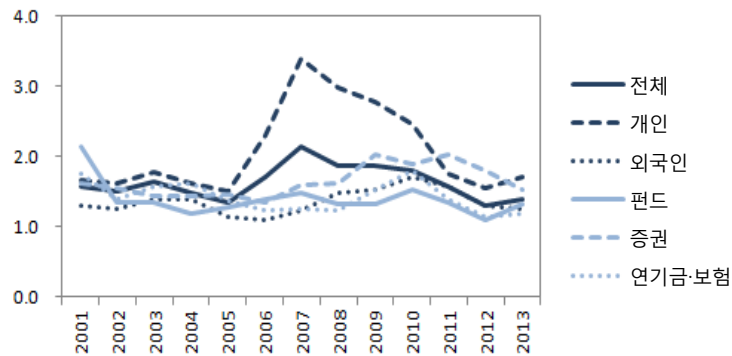
거래회전율 충격에 대한 거래회전율의 반응(패널 B)은 2000년대 중후반에 높은 것으로 나타나며, 역시 개인투자자에게서 두드러진다. 외국인, 연기금·보험, 증권의 경우 2000년대 후반에 소폭 증가하는 패턴이 관찰된다.

<그림 IV-6> 시장 VAR 분석: 누적충격반응

패널 A. 시장수익률 → 거래회전율



패널 B. 거래회전율 → 거래회전율



다음으로, 처분효과의 존재를 검토하기 위해 개별주식 수익률을 이용한 분석을 시행하도록 한다. 처분효과가 존재한다면 과거의 개별 주식수익률의 높아질수록 개별 주식의 거래회전율이 증가할 것으로 예상된다. 처분효과의 분석에는 다음과 같은 VAR 모형을 이용한다.

$$\begin{pmatrix} R_{M,t} \\ R_{i,t} \\ TURN_{i,t} \end{pmatrix} = A + \sum_{j=1}^J B_j \begin{pmatrix} R_{M,t-j} \\ R_{i,t-j} \\ TURN_{i,t-j} \end{pmatrix} + \sum_{k=0}^K \gamma_k VLT_{i,t-k} + \epsilon_t \quad (9)$$

여기서 $R_{i,t}$, $TURN_{i,t}$, $VLT_{i,t}$ 는 각각 주식 i 의 t 시점 수익률, 거래회전을, 수익률 변동성이며, $R_{M,t}$ 는 t 시점의 KOSPI 수익률이다. $TURN_{i,t}$ 은 시계열의 안정성을 위해 로그를 취한 뒤 Hodrick and Prescott(1997)의 방법으로 추세를 제거하였다. 상장주식 중에서 표본기간 내에 3년 연속으로 시계열이 존재하는 주식만을 분석에 포함하였다. J 와 K 는 SBC(Schwarz's Bayesian Criterion)에 따라 모두 2로 설정한다.

추정결과는 <표 IV-14>에 제시되어 있다. 편의상 종속변수가 $TURN$ 인 경우에 대해서만 결과를 보고하며, 주식별 회귀계수의 평균값과 추정에 포함된 주식 중 각 회귀계수가 10% 수준에서 유의한 양(+의 값) 또는 음(-의 값)을 갖는 주식의 비율을 괄호 안에 차례로 표시하였다.

먼저 $TURN_{i,t-1}$ 의 회귀계수 추정결과에 따르면 예외 없이 모든 주식에서 통계적으로 유의한 양(+의 값)이 나타나며, 79%의 주식에서 $TURN_{i,t-2}$ 의 계수가 10% 수준에서 유의한 양(+의 값)을 갖는다. 투자자 유형별로 나눠보면 $TURN_{i,t-1}$ 의 계수는 개인투자자가 0.4720으로 가장 크고 $TURN_{i,t-2}$ 의 계수 역시 개인투자자가 0.1394로 가장 크다. 회귀계수가 0보다 크고 유의한 주식의 비중은 $TURN_{i,t-1}$ 의 경우 투자자 유형별로 98~100%로 큰 차이가 없으나 $TURN_{i,t-2}$ 의 경우에는 개인투자자가 83%로 다른 투자자 유형에 비해 월등히 높다. 개인투자자의 군집적인 거래행태가 다시 한 번 확인되는 결과이다.

이어서 $R_{M,t-1}$ 의 추정결과를 보면, 회귀계수의 평균값은 0.0151, 계수가 유의한 양(+의 값)인 주식 비중은 58%, 유의한 음(-의 값)인 주식

비중은 1%로, 시장수익률이 상승할수록 거래회전율이 증가하는 것으로 확인된다. 과잉확신 가설을 지지하는 결과이다. 투자자 유형별로는 개인의 경우 가장 유의성이 높다. 외국인과 연기금·보험의 경우에는 계수값이 작고 유의성도 낮다. 과잉확신의 영향은 거래회전율이 낮은 장기투자자보다 거래회전율이 높은 단기투자자에게서 뚜렷하다는 것으로, 직관적으로 타당한 결과라 할 수 있다.

개별주식수익률($R_{i,t-1}$)의 추정결과를 살펴보면 처분효과의 존재가 확인된다. $R_{i,t-1}$ 의 계수가 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값인 주식 비중은 35%, 유의한 음(-)의 값인 주식의 비중은 9%로 나타나, 전반적으로 개별주식의 과거 수익률이 높을수록 거래회전율이 증가한다. 이 결과 역시 엄윤성(2013)의 분석결과와 일관된다.

투자자 유형별로는 개인투자자의 경우 계수가 유의한 양(+)의 값인 주식비중은 34%, 음(-)의 값인 주식 비중은 15%로 나타난다. 연기금·보험의 경우 각각 11%, 4%로 계수가 유의한 양(+)인 주식 비중이 조금 더 높지만, 외국인의 경우 각각 6%, 12%로 오히려 계수가 유의한 음(-)인 주식의 비중이 더 높다. 펀드와 증권의 경우 계수의 유의성이 매우 낮게 나타난다. 처분효과 역시 개인투자자에서 상대적으로 강하게 나타나는 것을 확인할 수 있다.

<표 IV-14> 개별주식 VAR 분석

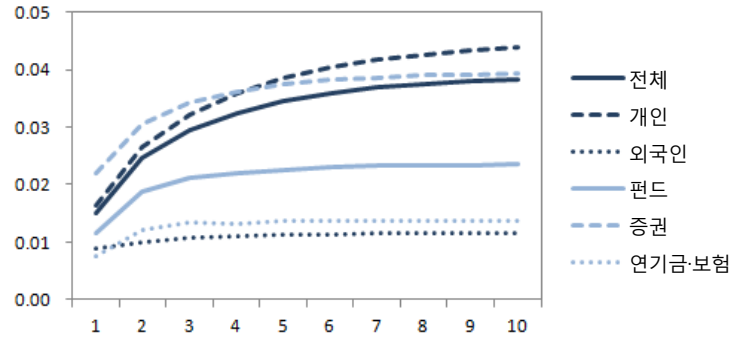
투자자 유형	Intercept	TURN _{i,t-1}	TURN _{i,t-2}	R _{M,t-1}	R _{M,t-2}	R _{i,t-1}	R _{i,t-2}	VLT _{i,t}	VLT _{i,t-1}	VLT _{i,t-2}
전체	-0.2585 (0%,95%)	0.4363 (100%,0%)	0.1340 (79%,0%)	0.0151 (58%,1%)	0.0029 (11%,3%)	0.0039 (35%,9%)	0.0010 (8%,6%)	0.1652 (100%,0%)	-0.0370 (0%,60%)	-0.0368 (0%,65%)
개인	-0.2566 (0%,95%)	0.4720 (100%,0%)	0.1394 (83%,0%)	0.0164 (62%,1%)	0.0026 (10%,3%)	0.0029 (34%,15%)	0.0003 (7%,8%)	0.1700 (100%,0%)	-0.0407 (0%,67%)	-0.0388 (0%,70%)
외국인	-0.2655 (0%,77%)	0.3432 (99%,0%)	0.0958 (49%,1%)	0.0088 (16%,2%)	-0.0007 (5%,5%)	-0.0012 (6%,12%)	0.0023 (11%,4%)	0.1396 (97%,0%)	-0.0178 (4%,19%)	-0.0183 (2%,28%)
펀드	-0.1898 (0%,60%)	0.3043 (98%,0%)	0.0887 (53%,1%)	0.0115 (25%,1%)	0.0049 (9%,3%)	-0.0005 (7%,9%)	0.0016 (9%,4%)	0.1179 (94%,0%)	-0.0153 (1%,17%)	-0.0227 (1%,25%)
증권	-0.2005 (0%,34%)	0.3323 (100%,0%)	0.1024 (57%,0%)	0.0220 (26%,1%)	0.0026 (6%,4%)	0.0034 (8%,8%)	0.0053 (10%,3%)	0.1418 (84%,0%)	-0.0336 (1%,25%)	-0.0309 (1%,24%)
연기금·보험	-0.2185 (0%,60%)	0.2701 (98%,0%)	0.0719 (37%,0%)	0.0075 (13%,2%)	0.0036 (8%,4%)	0.0012 (11%,4%)	0.0030 (7%,2%)	0.1346 (94%,0%)	-0.0187 (2%,18%)	-0.0243 (1%,22%)

<그림 IV-7>의 패널 A, B, C는 각각 시장수익률, 개별주식 수익률, 개별주식 거래회전율 충격에 대한 개별주식 거래회전율의 평균 누적충격반응을 보여준다. VAR 분석에서는 변수의 순서에 따라 충격반응의 결과가 달라지므로 선도경향이 높은 순서, 즉 외생성이 강한 순서대로 나열하는 것이 일반적이다. Granger 인과관계 분석을 통해 시장수익률, 개별주식 수익률, 거래회전율의 순서로 변수를 이용하였다.

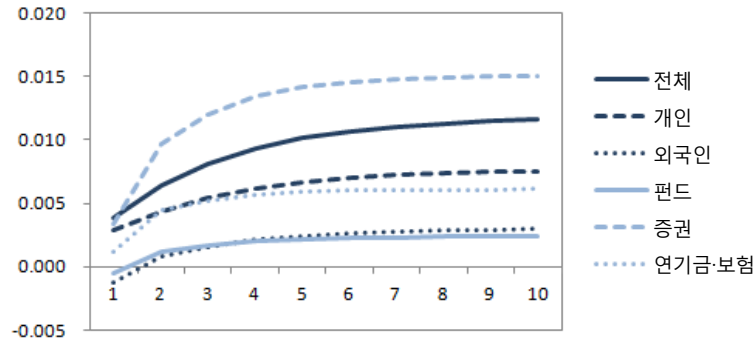
시장수익률 충격에 대한 개별주식 거래회전율의 반응을 보면, 개인투자자와 증권의 충격반응이 가장 크고, 외국인과 연기금·보험의 반응이 가장 작다. 특히 개인투자자의 경우 충격이 가장 오래 지속되는 것을 볼 수 있다. 개별주식 수익률 충격에 대해서는 증권의 경우 반응이 가장 크게 나타나고 개인이 그 다음이다. 다만 충격반응의 통계적 유의성은 증권이 개인에 비해 낮다. 외국인과 펀드는 반응이 매우 약하게 나타난다. 마지막으로 거래회전율 충격에 대한 반응은 역시 다른 투자자 유형에 비해 개인투자자에서 가장 두드러지고 지속적인 것으로 확인된다.

<그림 IV-7> 개별주식 VAR 분석: 충격반응

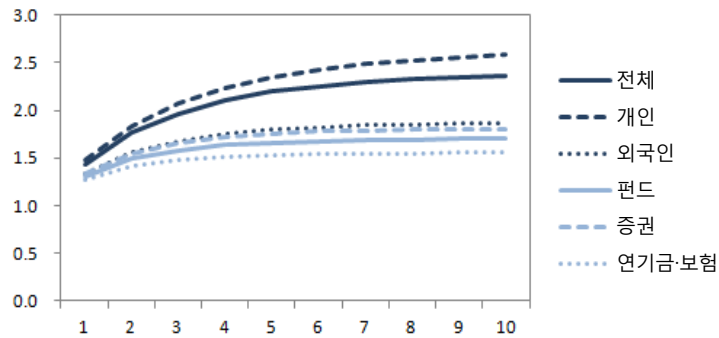
패널 A. 시장수익률 → 거래회전율



패널 B. 개별주식 수익률 → 거래회전율



패널 C. 거래회전율 → 거래회전율



<표 IV-15>에서는 표본기간을 3년의 이동구간으로 분석한 결과를 보고하고 있다. 각 기간 내에 최소한 연속 120주 이상의 시계열 자료가 존재하는 주식만을 추정대상에 포함하며, 투자자 유형-기간에 따른 하위 그룹 내에 주식 수가 50개 미만인 경우에는 결과를 생략한다. 편의상 종속변수가 거래회전율(*TURN*)인 경우의 내생변수에 대한 추정결과만 제시한다.

$R_{M,t-1}$ 의 회귀계수 추정치를 보면, 2007년 이후보다 2007년 이전에 계수의 유의성이 높은 것으로 나타난다. 2002~2004년, 2005~2007년의 결과에서 회귀계수의 평균값은 각각 0.0243, 0.0223, 계수가 유의한 양(+)의 값인 비율이 각각 41%, 33%인 반면, 2011~2013년의 결과에서는 계수의 평균값은 0.0081, 계수가 유의한 양(+)의 값인 비율은 13%에 불과하다. 이러한 특징은 개인투자자에게서 잘 나타나며, 다른 투자자 유형의 경우 추세는 비슷하나 전반적으로 통계적 유의성이 낮다.

$R_{i,t-1}$ 의 회귀계수 추정치를 보면, 회귀계수의 유의성은 1999~2001년, 2002~2004년, 2011~2013년 결과에서 비교적 높게 나타난다. 이러한 현상은 개인투자자에게서 뚜렷하게 나타나며, 다른 투자자 유형에서는 통계적 유의성이 상대적으로 낮다. 개인투자자의 경우, 최근 처분효과가 증가한 것으로 나타나는 것은 흥미로운데, 주가지수의 정체가 지속되면서 차익실현 수요가 높아졌기 때문으로 추정된다.

<표 IV-15> 개별주식 VAR 분석: 기간별 분석

투자자 유형	연도	$TURN_{i,t-1}$	$TURN_{i,t-2}$	$R_{M,t-1}$	$R_{M,t-2}$	$R_{i,t-1}$	$R_{i,t-2}$
전체	99~01	0.4253(100%,0%)	0.1083(33%,0%)	0.0132(33%,0%)	0.0004(4%,2%)	0.0054(31%,2%)	0.0005(7%,4%)
	02~04	0.3758(99%,0%)	0.1215(43%,1%)	0.0243(41%,0%)	-0.0029(2%,6%)	0.0076(24%,7%)	0.0015(7%,5%)
	05~07	0.4212(99%,0%)	0.1204(42%,1%)	0.0223(33%,0%)	0.0202(28%,1%)	0.0015(15%,11%)	-0.0009(3%,7%)
	08~10	0.4323(99%,0%)	0.1113(36%,0%)	0.0146(26%,1%)	0.0074(13%,2%)	-0.0030(7%,16%)	0.0003(6%,7%)
	11~13	0.3852(99%,0%)	0.1189(40%,0%)	0.0081(13%,1%)	-0.0008(3%,4%)	0.0075(26%,6%)	0.0035(10%,5%)
	99~01	0.4582(100%,0%)	0.1042(32%,1%)	0.0133(34%,0%)	-0.0001(3%,3%)	0.0044(30%,5%)	-0.0002(6%,5%)
개인	02~04	0.4077(99%,0%)	0.1304(44%,0%)	0.0261(47%,0%)	-0.0038(3%,8%)	0.0063(24%,11%)	0.0004(6%,7%)
	05~07	0.4711(100%,0%)	0.1333(48%,0%)	0.0248(41%,0%)	0.0204(32%,1%)	0.0001(15%,17%)	-0.0013(3%,9%)
	08~10	0.4690(100%,0%)	0.1236(42%,0%)	0.0162(31%,1%)	0.0075(13%,1%)	-0.0040(7%,23%)	-0.0002(6%,8%)
	11~13	0.4118(100%,0%)	0.1272(42%,0%)	0.0098(16%,1%)	-0.0002(3%,5%)	0.0069(28%,10%)	0.0031(10%,5%)
	99~01	0.2383(75%,0%)	0.0466(19%,1%)	0.0156(14%,1%)	0.0018(6%,5%)	0.0043(9%,2%)	0.0023(8%,4%)
	02~04	0.2478(85%,0%)	0.0051(9%,6%)	0.0130(11%,0%)	-0.0121(1%,12%)	-0.0019(4%,5%)	0.0025(10%,6%)
외국인	05~07	0.2757(91%,0%)	0.0514(15%,2%)	0.0110(8%,1%)	0.0152(14%,0%)	-0.0046(3%,11%)	-0.0019(3%,6%)
	08~10	0.3335(97%,0%)	0.0846(28%,1%)	0.0134(18%,1%)	-0.0003(4%,5%)	-0.0078(1%,23%)	0.0003(7%,5%)
	11~13	0.3648(98%,0%)	0.0932(32%,1%)	0.0023(6%,2%)	-0.0053(2%,7%)	0.0017(10%,7%)	0.0032(13%,5%)

<표 IV-15> 개별주식 VAR 분석: 기간별 분석(계속)

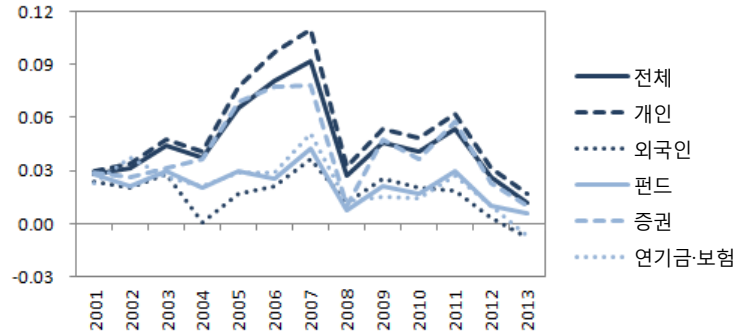
투자자 유형	연도	$TURN_{i,t-1}$	$TURN_{i,t-2}$	$R_{M,t-1}$	$R_{M,t-2}$	$R_{i,t-1}$	$R_{i,t-2}$
펀드	99~01	0.3326(96%,0%)	0.0714(20%,0%)	0.0123(27%,1%)	0.0045(5%,1%)	0.0008(8%,5%)	0.0018(6%,1%)
	02~04	0.2481(89%,0%)	0.0638(22%,1%)	0.0139(18%,0%)	0.0025(6%,6%)	-0.0004(4%,6%)	0.0012(7%,5%)
	05~07	0.3007(95%,0%)	0.0771(26%,2%)	0.0082(10%,1%)	0.0194(22%,0%)	-0.0029(3%,10%)	-0.0008(3%,6%)
	08~10	0.2735(92%,0%)	0.0927(29%,0%)	0.0099(10%,0%)	0.0027(5%,3%)	-0.0024(4%,7%)	0.0011(5%,5%)
	11~13	0.2706(90%,0%)	0.0612(21%,0%)	0.0085(8%,3%)	-0.0030(2%,5%)	0.0030(11%,5%)	0.0025(5%,3%)
증권	99~01	0.3654(98%,0%)	0.0443(12%,1%)	0.0110(15%,1%)	0.0055(7%,1%)	0.0039(8%,3%)	0.0051(12%,3%)
	02~04	0.2718(85%,0%)	0.1010(32%,0%)	0.0272(25%,0%)	0.0004(4%,5%)	0.0012(6%,7%)	-0.0007(3%,4%)
	05~07	0.3232(94%,0%)	0.0844(24%,0%)	0.0273(15%,0%)	0.0163(9%,3%)	0.0017(6%,13%)	0.0027(8%,5%)
	08~10	0.3578(98%,0%)	0.0861(23%,1%)	0.0209(20%,1%)	0.0043(6%,3%)	-0.0017(3%,10%)	0.0015(6%,5%)
	11~13	0.3009(95%,0%)	0.1148(40%,0%)	0.0108(9%,1%)	-0.0037(5%,5%)	0.0066(12%,4%)	0.0052(8%,3%)
연기금·보험	02~04	0.2257(79%,0%)	0.0588(16%,0%)	0.0185(11%,0%)	0.0004(0%,5%)	-0.0023(2%,9%)	0.0005(4%,4%)
	05~07	0.2413(87%,0%)	0.0378(18%,4%)	0.0123(11%,0%)	0.0257(28%,0%)	-0.0019(4%,6%)	-0.0027(2%,7%)
	08~10	0.2863(91%,0%)	0.0675(20%,1%)	0.0060(7%,2%)	0.0043(5%,4%)	-0.0011(3%,5%)	0.0047(8%,1%)
	11~13	0.2605(92%,0%)	0.0556(18%,1%)	0.0016(8%,4%)	-0.0044(3%,8%)	0.0032(9%,5%)	0.0009(4%,4%)

<그림 IV-8>의 패널 A, B, C는 3년 이동구간 분석을 통해 산출한 시장수익률, 개별주식 수익률, 개별주식 거래회전율 충격에 대한 개별주식 거래회전율의 10주 누적 충격반응의 평균값을 시계열적으로 각각 나타내고 있다.

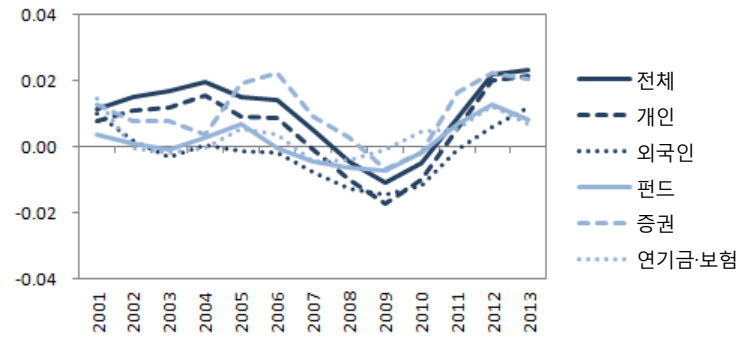
패널 A의 시장수익률 충격에 대한 반응은 전체기간에 걸쳐 개인과 증권이 가장 높고 연기금·보험, 외국인이 가장 낮다. 또한 개인과 증권의 경우, 2005~2007년 구간에서 충격반응이 크게 증가하는데, 주가지수가 지속적으로 크게 상승하던 시기에 과잉확신 현상이 증가하였음을 알 수 있다. 패널 B의 개별주식 수익률 충격에 대한 반응은 양상이 다르다. 투자자 유형별로 차이가 명확하지 않은 가운데, 2000년대 중반 이전과 최근에 충격반응이 상대적으로 크게 나타난다. 처분효과는 주가지수의 상승기 혹은 하락기보다는 횡보기에 증가하는 것으로 추정된다. 마지막으로 패널 C의 거래회전율 충격에 대한 반응을 보면 전체 기간에 걸쳐 개인이 가장 높게 나타난다. 그러나 어떤 투자자 유형에서도 시계열적인 변화는 뚜렷하게 관찰되지 않는다.

<그림 IV-8> 개별주식 VAR 분석: 누적충격반응

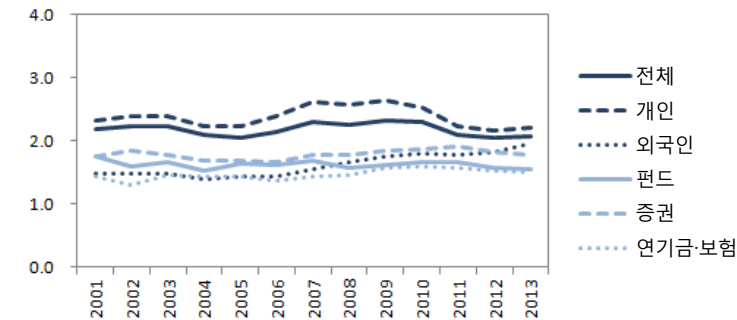
패널 A. 시장수익률 → 거래회전율



패널 B. 개별주식 수익률 → 거래회전율



패널 C. 거래회전율 → 거래회전율



<표 IV-16>에서는 주식을 시가총액 기준으로 세 그룹으로 나누어 3년 단위로 분석한 결과를 제시하고 있다. 기간 내에 최소한 연속 120주 이상의 시계열 자료가 존재하는 주식만을 추정대상에 포함하였으며, 종속변수가 거래회전을 인 경우의 내생변수에 대한 추정결과만 제시한다.

$R_{M,t-1}$ 의 회귀계수 추정치를 보면, 시가총액 규모와 상관없이 2007년 이후보다 2007년 이전에 계수의 유의성이 높은 경향이 나타난다. 회귀계수의 평균값이나 회귀계수가 유의한 양(+)인 주식비중은 전체 기간에 걸쳐 대형주가 높게 나타나지만 차이가 크지는 않다.

$R_{i,t-1}$ 의 회귀계수 추정결과는 다른 양상이 나타난다. 회귀계수가 유의한 양(+)인 주식 비중은 소형주가 13~43%로, 중형주 8~37%나 대형주 1~15%에 비해 상대적으로 높다. 대형주의 경우, 2005~2007년과 2008~2010년의 결과에서 회귀계수가 유의한 음(-)인 기업 비중이 각각 27%, 28%로 회귀계수가 유의한 양(+)인 기업 비중, 각각 3%, 1%보다 월등히 높게 나타나, 오히려 처분효과와 반대되는 현상이 있었던 것으로 보인다.

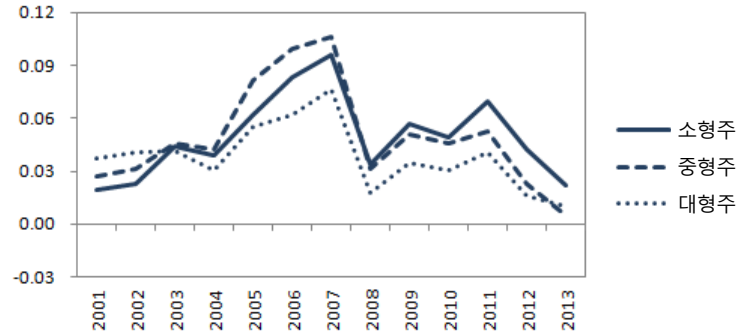
<그림 IV-9>는 시장수익률, 개별주식 수익률, 거래회전에 대한 누적충격반응의 추이를 기업규모별로 보여주고 있다. 시장수익률에 대한 충격반응은 전반적으로 대형주가 낮게 나타난다. 그러나 그 차이가 두드러지지 않는다. 추세적 변화는 기업규모에 관계없이 유사한 흐름을 보여주는데 2000년대 중반에 충격반응이 가장 크며 최근 급격히 감소하는 패턴이다. 개별주식 수익률 충격에 대한 반응은 중형주, 소형주의 경우 0보다 크게 나타나는 반면, 대형주의 경우 0보다 작거나 0에 가깝다. 시계열적 특성은 앞서 확인한 바와 같이 2000년대 중반 이전과 최근에 높은 값을 갖는다. 한편, 거래회전에 대한 충격반응은 중소형주에 비해 대형주가 다소 작으며, 시계열적 변화는 뚜렷하게 관찰되지 않는다.

<표 IV-16> 개별주식 VAR 분석: 기업규모별 분석

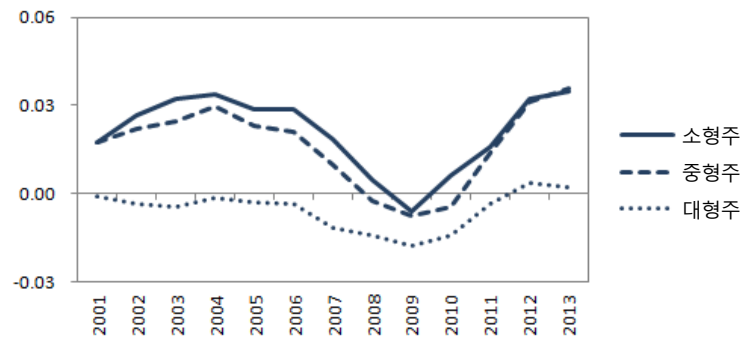
규모	연도	$TURN_{i,t-1}$	$TURN_{i,t-2}$	$R_{M,t-1}$	$R_{M,t-2}$	$R_{i,t-1}$	$R_{i,t-2}$
소형주	99~01	0.4470(100%,0%)	0.1340(40%,0%)	0.0115(29%,1%)	-0.0032(1%,6%)	0.0080(43%,0%)	0.0009(9%,4%)
	02~04	0.4001(99%,0%)	0.1385(50%,1%)	0.0237(31%,0%)	-0.0026(1%,6%)	0.0142(37%,1%)	0.0032(10%,2%)
	05~07	0.4321(100%,0%)	0.1414(53%,0%)	0.0214(28%,0%)	0.0193(20%,2%)	0.0070(28%,2%)	0.0007(6%,8%)
	08~10	0.4572(100%,0%)	0.1216(40%,1%)	0.0145(23%,1%)	0.0104(16%,2%)	0.0019(13%,3%)	0.0013(7%,5%)
	11~13	0.3931(99%,0%)	0.1529(55%,0%)	0.0117(14%,1%)	-0.0002(4%,6%)	0.0117(34%,2%)	0.0058(11%,2%)
중형주	99~01	0.4249(99%,0%)	0.1081(36%,0%)	0.0134(30%,0%)	-0.0007(2%,1%)	0.0075(37%,0%)	0.0018(8%,2%)
	02~04	0.3768(100%,0%)	0.1382(50%,0%)	0.0263(45%,0%)	-0.0025(4%,6%)	0.0102(23%,2%)	0.0038(8%,3%)
	05~07	0.4284(99%,0%)	0.1406(48%,1%)	0.0257(36%,1%)	0.0212(29%,1%)	0.0039(15%,2%)	-0.0010(1%,3%)
	08~10	0.4339(99%,0%)	0.1168(42%,0%)	0.0161(26%,2%)	0.0086(15%,2%)	-0.0032(8%,16%)	0.0007(7%,7%)
	11~13	0.3998(100%,0%)	0.1359(47%,0%)	0.0064(11%,2%)	-0.0030(1%,5%)	0.0115(36%,1%)	0.0060(12%,3%)
대형주	99~01	0.4048(100%,0%)	0.0839(25%,1%)	0.0147(40%,0%)	0.0049(9%,1%)	0.0009(15%,7%)	-0.0013(4%,5%)
	02~04	0.3548(97%,0%)	0.0926(31%,1%)	0.0231(46%,1%)	-0.0035(2%,5%)	-0.0002(13%,15%)	-0.0021(3%,11%)
	05~07	0.4051(98%,0%)	0.0834(27%,1%)	0.0201(36%,0%)	0.0201(36%,0%)	-0.0056(3%,27%)	-0.0023(2%,10%)
	08~10	0.4109(100%,0%)	0.0978(28%,0%)	0.0131(27%,0%)	0.0038(8%,2%)	-0.0066(1%,28%)	-0.0008(4%,8%)
	11~13	0.3651(98%,0%)	0.0752(21%,1%)	0.0067(14%,1%)	0.0007(4%,2%)	0.0002(12%,14%)	-0.0007(6%,9%)

<그림 IV-9> 개별주식 VAR 분석: 기업규모별 누적충격반응

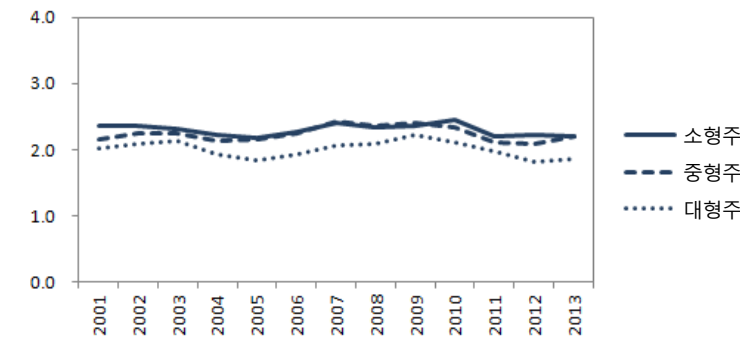
패널 A. 시장수익률 → 거래회전율



패널 B. 개별주식 수익률 → 거래회전율



패널 C. 거래회전율 → 거래회전율



VAR 모형을 통해 과잉확신과 처분효과를 검토한 결과 다음과 같은 결과가 확인된다. 첫째, 국내 주식시장에서 과잉확신에 따른 거래회전을 증가가 나타나며, 이 현상은 2000년대 초중반, 개인투자자에게서 두드러진다. 둘째, 처분효과에 따른 거래회전을 증가 역시 관찰되며, 2000년대 초중반과 2010년대, 개인투자자, 중소형주에서 두드러지게 나타난다. 셋째, 충격반응의 크기를 고려할 때 처분효과보다는 과잉확신에 의한 거래회전을 변화가 더 큰 것으로 파악된다. 결론적으로, 처분효과와 과잉확신을 함께 고려할 때 투자자의 비합리적 거래행태는 2000년대 초중반에 개인투자자에서 가장 강하게 나타났던 것으로 분석된다.

나. 유동성공급 · 소비 성향

투자자의 유동성공급(liquidity supply) 또는 유동성소비(liquidity demand) 성향은 투자행태의 또 다른 중요한 측면이다. 거래의 체결은 시장가주문(market order)³⁸과 지정가주문(limit order)의 결합으로 성립되는데, 시장가주문을 제출함으로써 거래의 체결을 일으키는 것을 유동성소비, 지정가주문을 제출함으로써 시장가주문의 거래 상대방이 되는 것을 유동성공급이라 칭한다. 시장가주문과 지정가주문의 선택은 투자의 의사결정과정에서 최종적인 구성요소가 된다.

거래비용 분석에서 언급했듯이, 유동성소비자는 즉시체결의 대가로 경제적 기대가치보다 높은(낮은) 가격에 매수(매도)하고, 유동성공급자는 즉시체결을 미루고 역선택 위험을 감수하는 대가 혹은 거래 옵션을 제공하는 대가로 경제적 기대가치보다 높은(낮은) 가격에 매도(매수)한다. 유동성공급이 유동성소비에 비해 부족할수록 즉시체결의 대가는 커지고 더

38) 매수(매도)주문가격이 최우선매도(매수)호가보다 같거나 높아(낮아) 즉시 체결이 일어나는 지정가주문도 포함된다.

큰 가격의 변화가 유발된다. 유동성소비자 기업가치에 대한 정보에 기반한다면 가격의 변화는 가격의 발견(price discovery)을 의미하지만 그렇지 않은 경우 가격의 변화는 본질가치로부터의 이탈을 의미한다.

본 절에서는 각 투자자 유형이 유동성공급자인지 유동성소비자인지 평가하고 시계열적 변화를 파악해 보고자 한다. 유동성공급 또는 소비여부의 정확한 판단은 주문 및 체결자료를 통해 가능하나, 분석자료의 양과 분석 소요시간을 고려할 때 장기분석에 활용하기에는 적절하지 않다. 따라서 Anand et al.(2013)의 매매스타일(Trading Style; 이하 TS라 한다) 척도와 체결성과(Execution Shortfall; 이하 ES라 한다) 척도를 이용하도록 한다. 먼저 TS는 다음과 같이 정의된다.

$$TS_m = \frac{\sum_{d=1}^D (BVAL_d U_d + SVAL_d D_d) - \sum_{d=1}^D (BVAL_d D_d + SVAL_d U_d)}{\sum_{d=1}^D (BVAL_d + SVAL_d)} \quad (10)$$

여기서 $BVAL_d$ 와 $SVAL_d$ 는 각각 d 거래일의 매수대금과 매도대금을 의미한다. U_d 는 d 일에 주가가 상승한 경우 1, 하락한 경우 0의 값을 갖는 더미변수이며, D_d 는 주가가 상승한 경우 0, 하락한 경우 1의 값을 갖는 더미변수이다. D 는 m 월의 총 거래일수이다.

주가가 상승한 거래일의 매수대금이 크고 주가가 하락한 거래일의 매도대금이 클수록 TS는 증가하며, 주가가 하락한 거래일의 매수대금이 크고 주가가 상승한 거래일의 매도대금이 클수록 TS는 작아진다. 따라서 TS값이 큰 투자자 유형은 유동성소비자, TS값이 작은 투자자 유형은 유동성공급자로 간주한다.

다음으로 ES 는 다음과 같이 정의한다.

$$ES_d = \frac{BVOL_d ES_{B,d} + SVOL_d ES_{S,d}}{BVOL_d + SVOL_d} \quad (11)$$

$$ES_{B,d} = \frac{(P_{B,d} - P_d)}{P_d}, \quad ES_{S,d} = \frac{(P_d - P_{S,d})}{P_d}$$

여기서 $BVOL_d$ 과 $SVOL_d$ 는 d 일의 매수량과 매도량, $P_{B,d}$, $P_{S,d}$, P_d 는 각각 d 일의 평균매수가격, 평균매도가격, 벤치마크 가격이다. ES_d 는 매수거래 $ES(ES_{B,d})$ 와 매도거래 $ES(ES_{S,d})$ 의 거래량 가중평균이다. P_d 는 기존 문헌과 관행에 따라 당일 시가(opening price)를 이용하도록 한다.

ES 는 벤치마크 가격을 경제적 기대가치로 고려한 유효 스프레드 개념으로, 벤치마크 가격에 비해 높은 가격에 매수하거나 낮은 가격에 매도하는 경우에 증가하는 암묵적 거래비용의 측정치이다. 따라서 유동성 소비자의 경우 양(+의 값을 갖고, 유동성공급자의 경우 음(-)의 값을 가질 가능성이 높다. 그러나 유효 스프레드의 특성상 변동성 수준에 영향을 받기 때문에 ES 가 감소했다고 해서 반드시 유동성소비성향이 감소한 것을 의미하는 것은 아니며, 일중 거래시점과 주문량을 최적화함으로써 매수가격을 낮추고 매도가격을 높이는 경우 유동성소비자라 하더라도 ES 가 낮게 나타날 수 있다.

투자자 유형별 TS 와 ES 의 기초통계량이 <표 IV-17>에 제시되어 있다. 매월 투자자 유형별 TS 와 ES 를 주식별로 계산한 뒤 횡단면 평균하여 투자자 유형별 월간 TS 와 월간 ES 를 계산한다. 표에 제시된 통계는 1999년부터 2013년까지 180개월의 각 투자자 유형별 측정치를 기초로 산출하였다.

평균적으로, 외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험은 유동성소비자로 나타나며 개인은 유일하게 유동성공급자로 확인된다. 개인의 평균 TS는 -0.0427, 평균 ES는 -0.13%로 표본기간 동안 단 한 차례도 양(+)의 값이 관찰되지 않는다. 외국인, 펀드, 연기금·보험의 TS는 0.1113, 0.1088, 0.1165이며, ES는 각각 0.24%, 0.35%, 0.32%로 나타난다. 외국인과 국내 기관투자자의 유동성소비 성향은 유사하나 외국인이 국내 기관투자자에 비해 상대적으로 낮은 거래비용을 지불하고 있음을 알 수 있다.

<표 IV-17> TS 및 ES: 기초통계

투자자 유형	평균	표준편차	최소	25%	50%	75%	최대
패널 A. TS							
개인	-0.0427	0.0200	-0.0897	-0.0587	-0.0470	-0.0223	0.0000
외국인	0.1113	0.0511	-0.0580	0.0777	0.1136	0.1442	0.2712
펀드	0.1088	0.0696	-0.1031	0.0702	0.1162	0.1620	0.2455
증권	0.0432	0.0632	-0.1957	0.0010	0.0500	0.0846	0.2312
연기금·보험	0.1165	0.1064	-0.3121	0.0432	0.1487	0.1968	0.2758
패널 B. ES							
개인	-0.13%	0.04%	-0.25%	-0.15%	-0.13%	-0.10%	-0.05%
외국인	0.24%	0.20%	-0.11%	0.07%	0.22%	0.37%	0.86%
펀드	0.35%	0.15%	-0.38%	0.26%	0.36%	0.44%	0.75%
증권	0.24%	0.20%	-0.21%	0.12%	0.22%	0.35%	0.90%
연기금·보험	0.32%	0.29%	-0.51%	0.15%	0.38%	0.50%	1.10%

<표 IV-18>은 TS와 ES의 상관계수를 제시하고 있다. 패널 A의 TS와 패널 B의 ES를 함께 고려하면, 개인과 펀드, 개인과 연기금·보험 사이에 음(-)의 상관관계, 펀드와 연기금·보험 사이에 양(+)의 상관관계가 뚜렷하게 나타난다. 주가상승일(하락일)에 펀드와 연기금·보험이 거래비용을 지불하면서 매수(매도)하면, 개인이 거래비용을 수취하면서 매도(매수)하는 것으로 이해할 수 있다.

외국인과 증권의 경우, 다른 투자자 유형과 상관계수가 상대적으로 작게 나타난다. 다만, 외국인의 TS는 펀드나 연기금·보험과 마찬가지로 개인과 음(-)의 상관관계를 갖지만, ES는 개인과 유의한 상관관계가 없다. 이는 외국인이 거래비용을 최소화하는 주문집행전략을 구사하기 때문으로 보인다.

<표 IV-18> TS 및 ES: 상관계수

투자자 유형	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
패널 A. 투자자 유형별 TS 상관계수					
개인	1.0000	-	-	-	-
외국인	-0.3885 ^a	1.0000	-	-	-
펀드	-0.7701 ^a	0.2189 ^a	1.0000	-	-
증권	-0.0877	0.0201	0.2221 ^a	1.0000	-
연기금·보험	-0.7921 ^a	0.2626 ^a	0.6832 ^a	0.0200	1.0000
패널 B. 투자자 유형별 ES 상관계수					
개인	1.0000	-	-	-	-
외국인	0.0388	1.0000	-	-	-
펀드	-0.5410 ^a	-0.1463 ^c	1.0000	-	-
증권	0.1496 ^b	0.4033 ^a	0.1208	1.0000	-
연기금·보험	-0.6418 ^a	-0.3154 ^a	0.4192 ^a	-0.3304 ^a	1.0000

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<그림 IV-10>은 투자자 유형별 TS(좌측)와 ES(우측) 추세를 보여주고 있다. 개인, 펀드, 연기금·보험에서 시계열적으로 명확한 변화가 확인되는데, 개인의 경우 점차 유동성공급 성향이 강화되고, 펀드와 연기금·보험의 경우 반대로 유동성소비 성향이 점차 강화되는 것을 볼 수 있다.

개인의 TS와 ES은 각각 1999년 -0.01, -0.10%에서 2013년 -0.07, -0.15%로 추세적으로 감소한 것으로 나타난다. 펀드와 연기금·보험은 TS와 ES의 수준과 변화가 매우 유사한데, TS와 ES가 꾸준히 상승하여 최

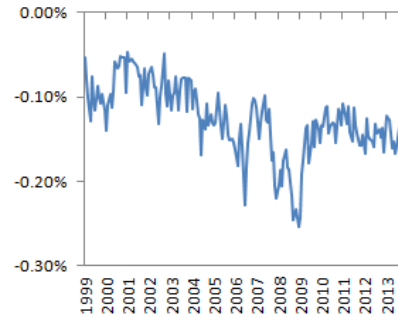
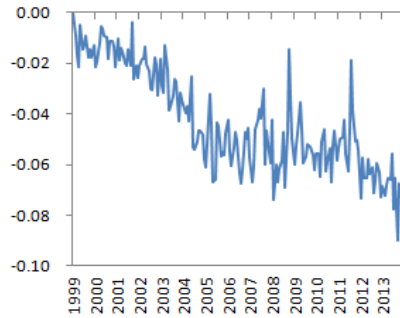
근에는 각각 0.20, 0.40% 수준으로 높아져 있는 것으로 나타난다. 다만 연기금·보험의 경우 2012년 이후 소폭 감소하는 모습이 관찰된다. 외국인의 경우에는 2000년대 중반까지 유동성소비 성향이 높아지다가 금융위기 이후 크게 감소하는 것으로 나타나며, 증권의 경우에는 TS에 큰 변화는 없으나 ES가 점차 하락하는 모습을 보이고 있다.

한편, 2008년 하반기부터 2009년 상반기 사이에 개인 ES의 급격한 하락과 외국인 ES의 급격한 증가가 나타난다. 금융위기로 인해 변동성이 급등했던 이 기간에 대규모의 자금유출입이 있었던 외국인이 높은 거래비용을 지불하고, 유동성공급자인 개인이 높은 거래비용을 수취한 결과로 파악된다.

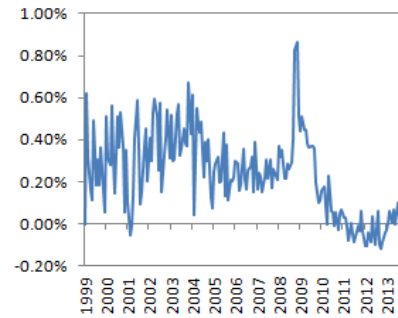
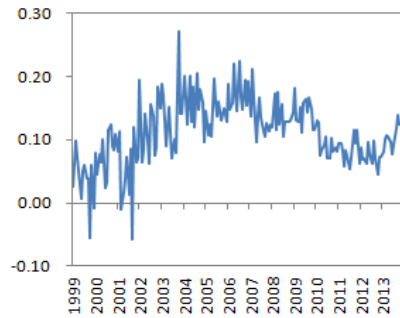
만약 개인투자자의 거래비중이 100%로 유동성공급자와 유동성소비자가 모두 개인이라면 산술적으로 TS와 ES는 모두 0이 된다. <그림 II-1>의 투자자 유형별 거래대금비중 추이를 보면, 개인투자자의 거래대금 비중은 2002년 70%를 상회하였으나 지속적으로 감소하여 2013년에는 47%에 불과한 것으로 나타난다. 2002년 이전에는 유동성공급자와 유동성소비자가 모두 개인일 가능성이 높아 유동성소비 성향 또는 유동성공급 성향이 잘 드러나지 않았다가, 기관투자자의 비중이 점차 증가하면서 투자자 유형별 유동성공급 또는 소비 성향의 차이가 명확히 드러나고 있는 것으로 볼 수 있다.

<그림 IV-10> TS(좌) 및 ES(우) 추이

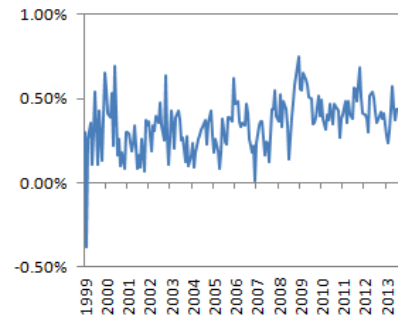
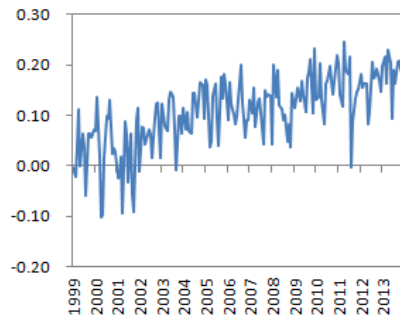
패널 A. 개인



패널 B. 외국인

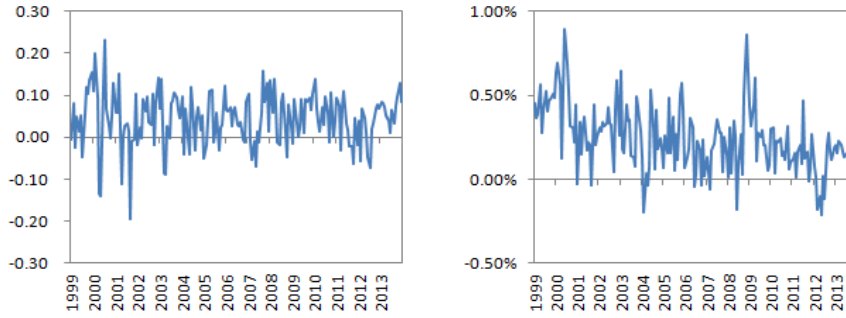


패널 C. 펀드

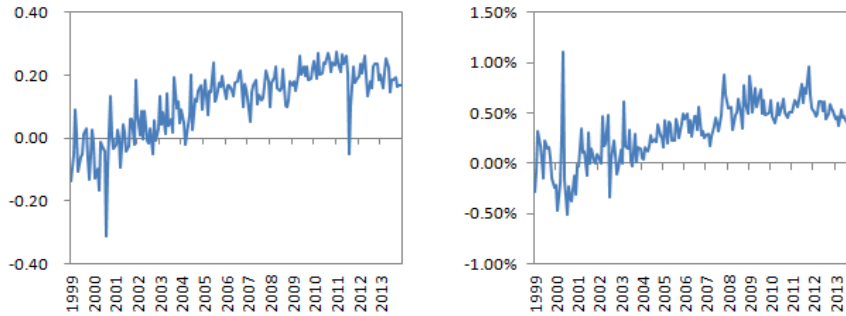


<그림 IV-10> TS(좌) 및 ES(우) 추이(계속)

패널 D. 증권



패널 E. 연기금·보험



<표 IV-19>는 시가총액 그룹별 투자자 유형별 TS 및 ES에 대한 기초 통계이다. 시가총액 그룹은 주식을 월간 시가총액 크기에 따라 정렬한 뒤 상, 중, 하위 1/3로 구성한다. 각 그룹에는 동일한 수의 주식이 포함된다.

기업규모에 상관없이 개인투자자가 유일한 유동성공급자로 나타나며, 투자자 유형별 유동성소비 또는 공급 경향의 차이는 중형주 또는 대형주에서 두드러지게 나타난다. 기업규모가 클수록 개인투자자 비중이 낮아지기 때문에 유동성소비 또는 공급 성향의 차이가 명확해지는 것으로 보인다. 대형주에서 개인투자자의 TS와 ES는 각각 -0.0968, -0.27%이며, 외국인 0.1510, 0.35%, 펀드 0.1231, 0.39%, 연기금·보험, 0.1233, 0.36%로, <표 IV-16>의 결과에 비해 그 차이가 더욱 크게 나타난다.

<표 IV-19> 기업규모별 TS 및 ES

투자자 유형	기업규모	TS			ES		
		평균	표준편차	중간값	평균	표준편차	중간값
개인	S	-0.0061	0.0058	-0.0055	-0.02%	0.02%	-0.02%
	M	-0.0251	0.0162	-0.0257	-0.09%	0.05%	-0.08%
	L	-0.0968	0.0419	-0.1045	-0.27%	0.08%	-0.27%
외국인	S	0.0376	0.1146	0.0375	0.02%	0.46%	0.01%
	M	0.1083	0.0790	0.1124	0.16%	0.26%	0.14%
	L	0.1510	0.0517	0.1429	0.35%	0.18%	0.30%
펀드	S	0.0898	0.1580	0.0807	0.10%	0.67%	0.15%
	M	0.0967	0.0855	0.1062	0.31%	0.21%	0.32%
	L	0.1231	0.0649	0.1275	0.39%	0.16%	0.40%
증권	S	0.0360	0.1044	0.0458	0.27%	1.21%	0.23%
	M	0.0418	0.0747	0.0431	0.24%	0.38%	0.25%
	L	0.0506	0.0585	0.0554	0.23%	0.18%	0.20%
연기금·보험	S	0.0774	0.2049	0.0781	0.02%	1.76%	0.15%
	M	0.1132	0.1287	0.1422	0.21%	0.51%	0.31%
	L	0.1233	0.1019	0.1513	0.36%	0.28%	0.40%

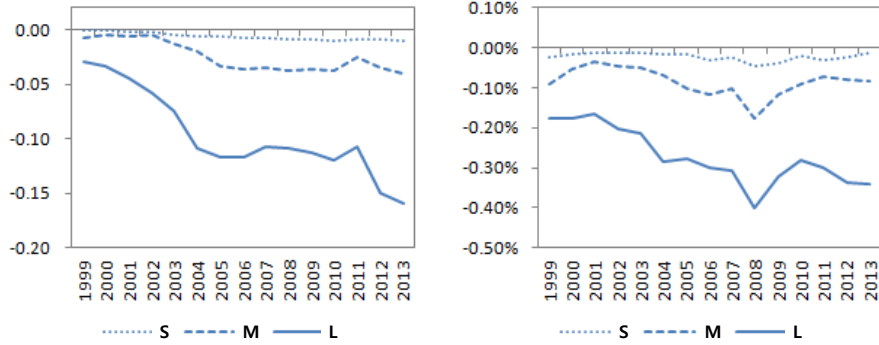
주: S, M, L은 각각 소형주, 중형주, 대형주 그룹을 의미한다.

<그림 IV-11>은 투자자 유형별 TS와 ES의 시계열 변화를 시가총액 그룹별로 제시하고 있다. 개인의 유동성공급 성향의 강화는 대형주에서 가장 뚜렷하게 나타나고 있다. 대형주에 대한 TS와 ES는 1999년 각각 약 -0.03, -0.18%에서 2013년 약 -0.16, -0.33%로 크게 감소하였으며, 소형주나 중형주와의 격차는 계속 증가하고 있다.

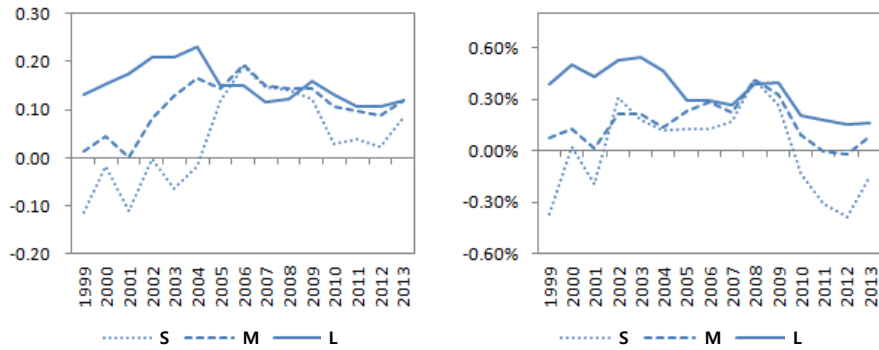
다른 투자자 유형의 추세적 변화 역시 대형주에서 명확한데, 펀드와 연기금·보험의 경우 유동성소비 성향이 꾸준히 강화되다가 최근 몇 년 간 약화되는 것이 관찰되며, 외국인의 경우 2000년대 중반 이후 유동성 소비 성향이 감소하는 경향이 확인된다. 개인을 제외하면 소형주의 경우 TS와 ES의 시계열적 변화가 안정적이지 못한데, 이는 외국인과 국내 기관투자자의 거래비중 자체가 작기 때문으로 보인다.

<그림 IV-11> 기업규모별 TS 및 ES 추이

패널 A. 개인



패널 B. 외국인

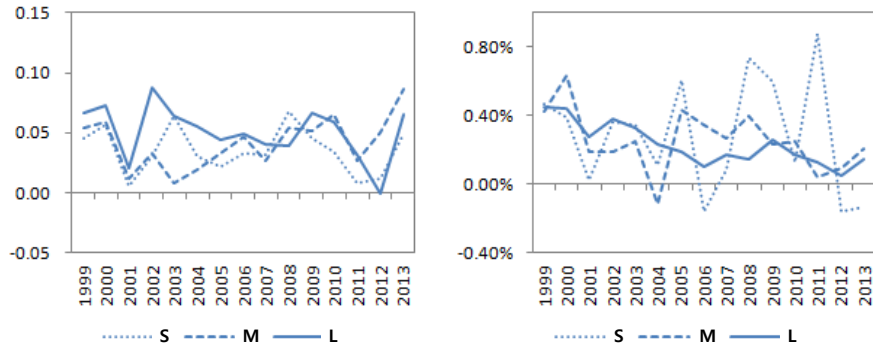


패널 C. 펀드

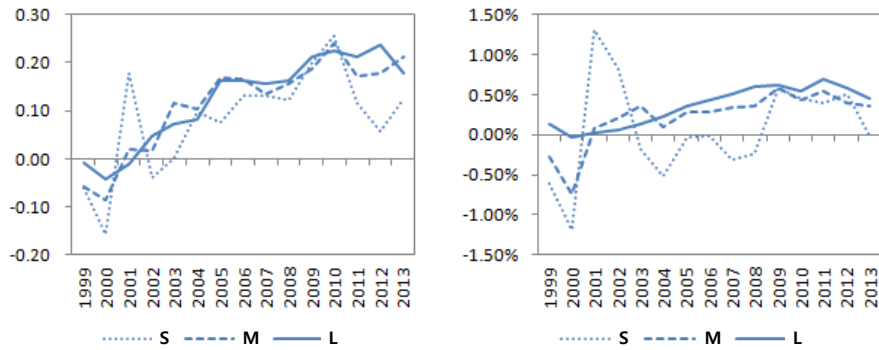


<그림 IV-11> 기업규모별 TS 및 ES 추이(계속)

패널 D. 증권



패널 E. 연기금·보험



주: S, M, L은 각각 소형주, 중형주, 대형주 그룹을 의미한다.

이상에서 확인한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 개인투자자는 유가증권시장의 유일한 유동성공급자이다. 둘째, 개인투자자의 유동성공급 성향은 점차 강화되고 있다. 셋째, 개인투자자의 유동성공급 성향은 외국인 및 기관투자자의 거래비중이 높은 대형주에서 두드러진다.

이러한 결과에 근거하면 과거의 개인투자자들은 최근에 비해 상대적으로 강한 유동성소비 행태, 다시 말해 공격적인 거래행태를 보였다고 할 수 있으며, 2000년대 중반 이전의 높은 거래회전율 및 저조한 투자성

과와 무관하지 않을 것으로 판단된다. 또한 유동성공급을 통한 거래비용의 수취가 투자성과의 일부를 구성한다는 점에서 유동성공급 성향의 강화는 개인투자자의 투자성과를 개선시키는 요인으로 작용한다.

다. 거래주식 특성

본 절에서는 기업의 재무적 특성 및 주식의 특성과 거래회전율의 상관관계를 분석하도록 한다. 개인투자자가 주로 혹은 자주 거래하는 주식은 어떠한 특성을 갖고 있으며, 개인투자자 거래회전율의 변화가 선호주식 특성의 변화 때문인지에 대해 확인하는 것이 이 분석의 목적이다.

투자자가 거래할 주식을 선정함에 있어 상장기업의 재무적 특성은 중요한 고려요소이다. 단기투자자보다 매수 및 보유전략(buy and hold)을 추구하는 장기투자자의 경우에는 더욱 그렇다. 기업의 다양한 재무적 특성 중 총자산수익률(ROA) 또는 총자본이익율(ROE)은 회계적 성과를 나타내는 기본지표로서 기대 투자수익의 근간을 이루므로, 투자자 구성의 변화를 일으키고 거래회전율에 영향을 미칠 것으로 예상된다.

배당수익률(DY)의 차이 역시 투자자 구성의 변화를 일으킨다. 장기투자자 또는 세율구조상 상대적으로 배당선호도가 높은 투자자들은 배당수익률이 높은 주식을 선호한다.³⁹⁾ 배당선호도가 낮은 개인투자자의 보유 비중이 증가할수록 거래회전율은 높아지므로 배당수익률과 거래회전율 사이에는 음(-)의 관계가 존재할 것으로 예상할 수 있다.⁴⁰⁾

39) 개인투자자의 경우 상장주식의 자본이득에 대해서는 비과세되는 반면 배당소득에 대해서는 배당소득세가 부과되므로 세율구조상 자본이득에 대한 선호도가 높다. 기관투자자의 경우 자본이득과 배당소득 모두 사업소득에 포함되어 법인세가 적용되나 배당소득에 대한 익금불산입제도에 따라 일부 배당소득에 대해 비과세된다. 따라서 세율구조상 배당소득에 대한 선호도가 높다.

기업의 재무적 건전성, 영위하는 사업의 위험성도 거래활동에 영향을 미친다. 위험도가 높을수록 기업전망에 대한 투자자 사이의 의견이 이질적으로 나타날 가능성이 크고, 따라서 더 많은 거래가 일어날 수 있다. 기업의 재무적 건전성은 부채비율(LEV)로 측정하며, 사업위험은 총자산 수익률의 변동성(VROA) 또는 총자본이익률의 변동성(VROE)으로 평가한다. 부채비율은 총자산 대비 총부채로 정의하며, 총자산수익률과 총자본이익률의 변동성은 최근 3년간 총자산수익률과 총자본이익률의 표준편차로 정의한다.

기업규모와 장부가-시장가비율도 중요한 영향 요인이다. Fama and French(1993) 이래 기업규모와 장부가-시장가 비율은 주가수익률의 결정 요인으로 간주되고 있다. 따라서 기본적분석의 필수 평가요소로 활용된다. 한편, 기업규모가 큰 기업일수록 소유구조가 분산화되어 있을 가능성이 높는데 이는 기업전망에 대한 투자자 의견의 이질성을 높이고 더 많은 거래가 일어날 여건으로 작용한다. 반대로 기업규모가 클수록 정보비대칭이 작아 거래회전이 낮게 나타날 가능성도 있다. 기업규모의 측정에는 총자산의 로그값(logTA)과 시가총액의 로그값(logMV)을 이용한다.

시장가-장부가비율은 성장주와 가치주를 구분하는 기준으로 학술적·실무적으로 널리 활용된다. 젊고 공격적인 투자자일수록 성장주를 선호하는 경향이 있다는 점에서 시장가-장부가 비율이 높을수록 거래회전이 높게 나타날 수 있다. 시장가는 시가총액과 부채총계의 합, 장부가는 자산총계를 이용하여 시장가-장부가비율(MTB)을 계산한다. 아울러 기업의 성장성을 나타내는 또 다른 지표로 매출액성장률(GSL)과 총자산성장률(GTA)도 함께 고려하도록 한다.

다음은 주식의 특성이다. 첫 번째 특성은 수익률이다. 앞서 살펴본 바와 같이 과거수익률이 높을수록 과잉확신 효과에 따라 매수거래가 증

40) 한편, 배당락일 전후에는 배당 주식에 대한 투자수요가 증가하여, 배당수익률과 거래회전율 사이에 양(+)의 관계가 나타날 수 있다.

가하거나 처분효과에 따라 매도거래가 증가할 수 있다. Chordia, Roll and Subrahmanyam(2001) 등은 실증적으로 과거 수익률의 절대값과 거래활동이 비례한다는 결과를 보고하고 있다. 이를 고려하여 과거 수익률을 양인 경우 $R(+)$ 와 음인 경우 $R(-)$ 로 나누어 변수를 정의한다. 한편, 유동성이 낮은 주식에 대해서는 초과수익률이 요구되는데, 이런 주식에 대해서는 유동성에 제약을 받지 않는 장기투자자가 주로 투자할 가능성이 높다(Amihud and Mendelson(1986a, 1986b)). 따라서 초과수익률과 거래회전을 사이에는 음(-)의 관계가 나타날 수 있다. 초과수익률 α 는 CAPM을 이용하여 추정한다.

두 번째는 위험특성이다. 앞서 II장 3절의 분석에서 확인된 바와 같이 수익률 변동성과 거래활동 사이에는 뚜렷한 양(+)의 관계가 있다. 개별 주식의 위험척도는 총위험(VLT), 체계적 위험(BETA), 고유위험(IVLT) 등 세 가지로 구성한다. 총위험은 수익률의 표준편차로 계산하며, 체계적 위험은 CAPM을 이용해 추정한 β , 고유위험은 CAPM을 이용해 추정한 잔차의 표준편차를 이용한다.

세 번째는 수익률의 왜도(skewness)이다. 최근 여러 연구에서 투자자들이 복권형(lottery-type) 주식을 선호한다는 결과가 제시되고 있다. Brunnermeier, Gollier and Parker(2007), Mitton and Vorkink(2007), Barberis and Huang(2008), Kumar(2009), 강장구, 심명화(2014) 등은 투자자들이 복권형 주식을 선호하며, 이러한 주식들이 성과가 낮음을 이론적, 실증적으로 보여주고 있다. 당첨될 확률은 낮으나 당첨되면 큰 이득을 보는 복권의 특성은 수익률의 왜도(skewness)를 통해 평가할 수 있는데, Kumar(2009)가 제시한 바와 같이 복권형 주식에 대한 선호가 개인 투자자에게서 나타난다면, 수익률의 왜도와 거래회전을 사이에는 양(+)의 관계를 예상할 수 있다. 수익률의 왜도는 총왜도(SKW), 공왜도(CSKW), 고유왜도(ISKW) 등 세 가지 척도를 이용한다. 총왜도는 일간 수익률의 왜도를 이용하며, 공왜도와 고유왜도는 Harvey and Siddique(2000)

의 방법에 따라 추정한다. 아래 모형을 통해 추정된 β_2 를 공왜도, 잔차 ϵ_{it} 의 왜도를 고유왜도로 정의한다.

$$R_{it} - R_{Mt} = \beta_{0i} + \beta_{1i}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{2i}(R_{Mt} - R_{ft})^2 + \epsilon_{it} \quad (12)$$

여기서 R_{it} , R_{Mt} , R_{ft} 는 각각 t 일의 기업 i 수익률, KOSPI 수익률, 무위험수익률을 의미한다. 무위험수익률은 1년 만기 통화안정채권의 금리를 사용한다.

네 번째 특성은 주가이다. 주가수준은 투자자의 접근성을 나타내는 대표적인 지표이다. 주가가 낮을수록 거래에 필요한 최소금액이 낮아지므로 투자자, 특히 개인투자자의 접근성이 높아진다.⁴¹⁾ 또한 낮은 주가는 복권형 주식의 중요한 특성이기도 하다. 따라서 주가가 낮을수록 개인투자자의 참여가 늘어나고 거래회전율도 높아질 것으로 예상된다. 한편, 실제 주식의 거래에 있어서는 가격대에 따라 매매수량단위가 적용된다. 한국 주식시장의 매매수량단위는 시기에 따라 다르게 적용되어 왔는데, 2006년 6월부터 2014년 6월까지의 경우, 주가가 5만원 이상인 주식은 1주, 5만원 미만인 주식은 10주의 매매수량단위가 적용되었다.⁴²⁾ 이

41) 주식의 액면을 분할하는 가장 중요한 이유 중 하나는 투자자의 접근성을 높여 주식의 유동성을 제고하기 위함이다.

42) 한국거래소의 매매수량단위는 시기에 따라 다음과 같이 변화되었다. 1956년 3월부터 1962년 2월까지: 50주; 1962년 3월부터 1977년 1월까지: 10주; 1977년 2월부터 1977년 10월까지: 100주 또는 50주; 1977년 11월부터 1984년 8월까지: 100주; 1984년 9월부터 1987년 12월까지: 액면 5천원 이상 10주, 액면 5천원 미만 100주; 1988년 1월부터 2004년 11월까지: 10주; 2004년 12월부터 2006년 5월까지: 10만원 이상 1주, 10만원 미만 10주; 2006년 6월부터 2014년 5월까지: 5만원 이상 1주, 5만원 미만 10주; 2014년 6월 이후: 1주

를 고려하면 투자자의 접근성은 주가가 의미하는 바와는 달라질 수 있으므로, 주가에 매매수량단위를 곱한 값(PRL)을 별도로 정의하여 변수로 사용한다.

추가적인 요인으로 주가지수 편입 여부를 고려한다. 주가지수에 포함될 경우, 차익거래 등 지수를 활용한 투자전략에 이용될 뿐만 아니라 주식의 인지도가 상승하는 효과가 발생한다. 이는 거래의 증가로 이어진다. 분석에서는 KOSPI200에 포함될 경우 1, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 더미변수를 구성해 이용한다.

실증분석은 유가증권시장 상장기업을 대상으로 하되, 재무변수를 이용하므로 금융업(산업코드: K)에 포함된 기업은 분석에서 제외한다. 모든 분석자료는 연간기준으로 구축한다.

거래활동 변수로는, 거래회전율(TURN)과 함께 거래비중(PVAL)과 순매수비율(NBUY)을 이용한다. 거래회전율은 거래대금을 시가총액으로 나눈 값이며, 투자자 유형별 거래회전율은 투자자 유형별 거래대금을 시가총액으로 나눈 값이다. 거래비중과 순매수비율은 투자자유형별로 검토하는데, 거래비중은 투자자 유형별 거래대금을 전체 거래대금으로 나눈 값으로, 순매수비율은 투자자 유형별 순매수대금을 시가총액으로 나눈 값으로 정의한다. 세 변수 모두 월간으로 산출한 뒤 각 회귀연도의 평균값을 이용한다. 회귀년도 중 9개월 이상의 자료가 존재하지 않는 주식은 분석표본에서 제외한다.

<표 IV-20>은 거래회전율, 거래비중, 순매수비율의 기초통계량이다. 시장 거래회전율(월간)은 평균 32.38%, 표준편차 56.82%로 주식간 격차가 매우 크다. 투자자유형별로는 개인의 거래회전율이 압도적으로 높으며, 이어 외국인, 펀드, 연기금·보험, 증권의 순으로 나타난다. 모든 투자자 유형에서 평균값이 중간값에 비해 두세 배 높은 것으로 볼 때, 거래가 일부 주식에 편중되어 있는 것으로 보인다.

거래비중 역시 개인의 평균값이 79.27%로 가장 높고, 외국인, 펀드, 연기금·보험, 증권의 순이다. 거래회전율과 마찬가지로 거래비중도 편중되는 경향이 나타나는데, 증권의 경우 평균값은 1.43%인데 비해 중간값은 0.48%에 불과하다. 외국인, 펀드, 연기금·보험에서도 유사한 모습이 관찰된다. 반면 개인은 중간값이 평균값에 비해 높다. 개인투자자는 소형주, 외국인과 국내 금융기관은 대형주 중심으로 거래하기 때문에 나타나는 현상이다.

순매수비율은 개인과 증권이 평균적으로 음(-)의 값, 외국인, 펀드, 연기금·보험이 평균적으로 양(+)의 값을 나타낸다. 그러나 모든 투자자 유형에서 절대값이 0.01% 안팎으로 매우 작다.

<표 IV-20> 거래활동변수 기초통계

투자자 유형	평균	표준편차	최소값	25%	중간값	75%	최대값
패널 A. <i>TURN</i>							
전체	32.38%	56.82%	0.07%	5.81%	14.26%	34.50%	915.26%
개인	29.71%	56.49%	0.04%	3.72%	10.85%	31.03%	908.28%
외국인	0.86%	1.14%	0.00%	0.08%	0.40%	1.19%	8.28%
펀드	0.65%	0.97%	0.00%	0.01%	0.22%	0.90%	8.82%
증권	0.21%	0.34%	0.00%	0.01%	0.06%	0.27%	5.61%
연기금·보험	0.31%	0.45%	0.00%	0.00%	0.10%	0.45%	4.62%
패널 B. <i>PVAL</i>							
개인	79.27%	20.79%	8.53%	66.80%	87.85%	96.18%	100.00%
외국인	6.96%	10.16%	0.00%	0.61%	2.67%	8.83%	71.54%
펀드	5.27%	6.78%	0.00%	0.04%	2.07%	8.74%	49.74%
증권	1.43%	2.30%	0.00%	0.04%	0.48%	1.86%	24.47%
연기금·보험	2.52%	3.45%	0.00%	0.00%	0.87%	4.05%	24.56%
패널 C. <i>NBUY</i>							
개인	-0.01%	0.67%	-5.29%	-0.26%	-0.01%	0.22%	9.56%
외국인	0.01%	0.42%	-7.34%	-0.06%	0.00%	0.08%	4.14%
펀드	0.01%	0.31%	-3.76%	-0.06%	0.00%	0.05%	2.97%
증권	-0.01%	0.16%	-3.33%	-0.01%	0.00%	0.01%	2.78%
연기금·보험	0.01%	0.20%	-1.71%	-0.03%	0.00%	0.04%	1.32%

다음의 <표 IV-21>은 기업 및 주식 특성변수에 대한 기초통계량이다. 극단치의 영향을 줄이기 위해, 일부 변수에 대해서 상위 99% 이상, 하위 1%이하에 속하는 기업은 표본에서 제외하였다.⁴³⁾

먼저 수익성 변수를 보면, 표본기업의 ROA는 2.28%, ROE는 1.17%로 나타난다. 부채비율이 높고 대규모의 순손실이 발생한 기업들로 인해 평균 ROE가 낮게 나타나는 것으로 파악된다. 중간값을 기준으로 보면 ROA가 2.94%, ROE가 6.08%로 ROE가 두 배가량 높다. 사업위험을 나타내는 VROA와 VROE는 각각 평균 3.47%, 10.6%, 부채비율은 평균 49.48%로 나타난다. MTB는 평균 0.9368로 1보다 작아 기업의 시장가격이 장부가격에 비해 낮게 평가되고 있다. 한국 상장기업의 성장가능성이 낮거나, 미래현금흐름에 대한 추가적인 할인요인이 존재한다는 의미로 이해할 수 있다. 배당수익률은 평균 2.13%, 중간값 1.54%로 나타난다.

다음으로, 주식 관련 변수를 살펴보자. 주가상승 기업과 주가하락 기업의 평균 연간수익률은 각각 21.45%, -16.69%, 평균 초과수익률은 -0.01%이다. 총변동성(VLT)은 평균 3.24%, 고유변동성(IVLT)은 평균 2.98%, 베타(BETA)는 평균 0.7154이다. 베타의 평균값이 1보다 작은 것은 대형주의 베타가 소형주에 비해 더 크기 때문에 나타나는 현상이다.⁴⁴⁾ 왜도변수를 보면, 총왜도(SKW) 0.2631, 공왜도(CSKW) -0.0425, 고유왜도(ISKW) 0.5036으로 나타난다. 고유왜도가 0보다 큰, 복권의 특성을 갖는 주식이 표본 내에 다수 존재하는 것으로 파악된다. 주가(P)는 평균 약 3만원 수준인데, 1만원 이하가 전체표본의 51%, 1만원대가 20%로 낮은 가격대가 대부분으로 파악된다. 최소거래단위를 고려한 거래주가(PRL)는 평균 약 15만원, 중간값 약 9만원으로 크게 상승한다. 한편, 각 회계연도에 KOSPI200에 포함되는 주식은 전체의 32%에 해당한다.⁴⁵⁾

43) 극단치가 다수 발견되는 ROE, ROA, GSL, GTA, VROE, VROA에 대해 적용하였다.

44) 베타를 시가총액으로 가중평균하면 약 1의 값을 갖는다.

<표 IV-21> 설명변수 기초통계

변수	평균	표준편차	최소값	25%	중간값	75%	최대값
<i>logTA</i>	26.64	1.59	23.00	25.53	26.34	27.47	33.00
<i>logMV</i>	25.42	1.76	21.47	24.18	25.10	26.31	33.04
ROA	2.28%	7.23%	-80.38%	0.51%	2.94%	6.01%	23.31%
ROE	1.17%	34.51%	-1173.98%	1.20%	6.08%	11.18%	49.14%
GSL	9.27%	22.75%	-83.75%	-2.54%	7.01%	17.78%	188.96%
GTA	8.45%	20.59%	-73.50%	-2.24%	5.28%	14.93%	265.86%
VROA	3.47%	4.10%	0.08%	1.15%	2.19%	4.10%	55.51%
VROE	10.61%	25.90%	0.13%	2.20%	4.41%	9.42%	812.52%
LEV	49.48%	19.10%	2.74%	35.01%	50.38%	63.76%	98.37%
MTB	0.9368	0.4682	0.2118	0.7021	0.8384	1.0194	9.6779
DY	2.13%	2.41%	0.00%	0.00%	1.54%	3.19%	53.55%
R(+)	21.45%	32.58%	0.00%	0.00%	4.02%	33.25%	373.26%
R(-)	-16.69%	29.62%	-295.54%	-23.25%	0.00%	0.00%	0.00%
ALPHA	-0.01%	0.18%	-1.06%	-0.11%	-0.01%	0.09%	1.45%
VLT	3.24%	1.25%	0.62%	2.31%	3.02%	3.99%	9.38%
BETA	0.7154	0.3478	-0.6210	0.4690	0.6917	0.9382	2.1070
IVLT	2.98%	1.18%	0.60%	2.13%	2.73%	3.63%	9.38%
SKW	0.2631	0.5730	-7.2028	-0.0447	0.2466	0.5720	3.9477
CSKW	-0.0425	0.0824	-0.8578	-0.0704	-0.0320	-0.0022	0.4979
ISKW	0.5036	0.6073	-7.1703	0.1625	0.4963	0.8543	4.0164
KOSPI200	0.32	0.47	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
P	32.6	100.7	0.1	3.9	9.7	24.3	1702.0
PRL	152.4	343.1	0.9	38.8	89.5	181.7	14979.6

<표 IV-22>는 설명변수간 상관관계를 보여주고 있다. 예상대로 같은 특성을 측정하는 변수간에 상관관계가 높게 나타난다. 기업규모와 관련된 *logP*, *logMV*, *logTA*, KOSPI200 포함여부, 기업의 수익성을 측정하는 ROA와 ROE, 성장성을 측정하는 GTA와 GSL, 사업위험 변수인 VROA와 VROE 사이에 상관관계가 높다. 또한 주식특성 변수 중에서는 수익률과 관련된 ALPHA와 R(+), R(-), 변동성 변수인 VLT와 IVLT, 왜도

45) KOSPI200 편입 여부는 2000년부터 파악이 가능하므로, 이 통계에는 2000년 이후의 표본만 포함된다.

변수인 *ISKW*와 *SKW*의 상관관계가 높게 나타난다. 이를 고려하여, 이후 다변량 실증분석에서는 단일변수를 선정하거나 공선성(co-linearity)을 제거하여 이용하도록 한다.

<표 IV-22> 설명변수 상관관계

	logTA	logMV	ROA	ROE	GSL	GTA	VROE	VROA	LEV	MTB	DY	KOSPI200
logTA	1											
logMV	0.86 ^a	1										
ROA	0.15 ^a	0.28 ^a	1									
ROE	0.11 ^a	0.18 ^a	0.71 ^a	1								
GSL	0.05 ^a	0.06 ^a	0.18 ^a	0.12 ^a	1							
GTA	0.10 ^a	0.13 ^a	0.21 ^a	0.15 ^a	0.43 ^a	1						
VROE	-0.10 ^a	-0.15 ^a	-0.42 ^a	-0.66 ^a	-0.06 ^a	-0.09 ^a	1					
VROA	-0.22 ^a	-0.18 ^a	-0.46 ^a	-0.40 ^a	-0.07 ^a	-0.09 ^a	0.63 ^a	1				
LEV	0.29 ^a	0.01	-0.35 ^a	-0.26 ^a	0.07 ^a	0.03 ^b	0.29 ^a	0.09 ^a	1			
MTB	0.10 ^a	0.42 ^a	0.06 ^a	0.00	0.07 ^a	0.12 ^a	0.07 ^a	0.08 ^a	0.07 ^a	1		
DY	-0.04 ^a	-0.13 ^a	0.29 ^a	0.19 ^a	0.07 ^a	0.03 ^b	-0.17 ^a	-0.21 ^a	-0.15 ^a	-0.23 ^a	1	
KOSPI200	0.59 ^a	0.64 ^a	0.13 ^a	0.08 ^a	0.05 ^a	0.03 ^b	-0.06 ^a	-0.07 ^a	0.03 ^a	0.24 ^a	0.24 ^a	1
logP	0.53 ^a	0.62 ^a	0.33 ^a	0.19 ^a	0.05 ^a	0.14 ^a	-0.18 ^a	-0.24 ^a	-0.15 ^a	0.20 ^a	0.00	0.41 ^a
R(+)	0.02	0.15 ^a	0.15 ^a	0.11 ^a	0.06 ^a	0.09 ^a	-0.03 ^b	-0.02	0.01	0.29 ^a	-0.10 ^a	-0.01
R(-)	0.04 ^a	0.18 ^a	0.33 ^a	0.27 ^a	0.00	0.01	-0.19 ^a	-0.21 ^a	-0.17 ^a	0.11 ^a	0.07 ^a	-0.01
VLT	-0.26 ^a	-0.30 ^a	-0.30 ^a	-0.21 ^a	0.06 ^a	0.03 ^a	0.26 ^a	0.29 ^a	0.26 ^a	0.08 ^a	-0.17 ^a	-0.09 ^a
IVLT	-0.35 ^a	-0.38 ^a	-0.31 ^a	-0.22 ^a	0.04 ^a	0.01	0.27 ^a	0.30 ^a	0.23 ^a	0.08 ^a	-0.18 ^a	-0.18 ^a
ALPHA	0.04 ^a	0.19 ^a	0.30 ^a	0.22 ^a	0.11 ^a	0.12 ^a	-0.15 ^a	-0.16 ^a	-0.10 ^a	0.23 ^a	0.01	-0.03 ^b
BETA	0.33 ^a	0.32 ^a	-0.07 ^a	-0.04 ^a	0.05 ^a	0.06 ^a	0.06 ^a	0.07 ^a	0.26 ^a	0.16 ^a	-0.20 ^a	0.34 ^a
SKW	-0.11 ^a	-0.09 ^a	0.00	0.02 ^c	-0.02 ^b	-0.03 ^a	0.00	0.02 ^c	-0.01	-0.01	-0.07 ^a	-0.13 ^a
CSKW	0.14 ^a	0.12 ^a	0.06 ^a	0.04 ^a	0.04 ^a	0.03 ^b	-0.03 ^b	-0.04 ^a	-0.02 ^c	-0.01	0.09 ^a	0.15 ^a
ISKW	-0.14 ^a	-0.15 ^a	-0.01	0.02	-0.02	-0.04 ^a	0.00	0.02 ^c	0.00	-0.06 ^a	-0.05 ^a	-0.12 ^a

	logP	R(+)	R(-)	VLT	IVLT	ALPHA	BETA	SKW	CSKW	ISKW
logP	1									
R(+)	0.05 ^a	1								
R(-)	0.15 ^a	0.37 ^a	1							
VLT	-0.27 ^a	0.16 ^a	-0.32 ^a	1						
MVLT	-0.31 ^a	0.20 ^a	-0.25 ^a	0.98 ^a	1					
ALPHA	0.13 ^a	0.78 ^a	0.64 ^a	0.01	0.04 ^a	1				
BETA	-0.02	0.05 ^a	-0.19 ^a	0.33 ^a	0.18 ^a	-0.08 ^a	1			
SKW	-0.09 ^a	0.20 ^a	-0.22 ^a	-0.05 ^a	0.01	0.19 ^a	-0.13 ^a	1		
CSKW	0.17 ^a	-0.02	-0.04 ^a	-0.04 ^a	-0.08 ^a	0.00	-0.06 ^a	0.03 ^b	1	
ISKW	-0.17 ^a	0.15 ^a	0.17 ^a	0.00	0.02 ^c	0.12 ^a	0.00	0.87 ^a	-0.07 ^a	1

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

먼저 단변량 분석을 시행하도록 한다. 거래회전율, 거래비중, 순매수 비율 등 거래활동 변수를 기준으로 주식을 매년 상위그룹과 하위그룹으로 나누고, 상위그룹과 하위그룹간 각 설명변수에 통계적 차이가 존재하는지 검토하도록 한다.

<표 IV-23>은 거래회전율을 기준으로 분석한 결과이다. 기업특성을 기준으로 보면, 거래회전율이 높은 주식은 기업규모가 작고, 수익성이 낮으며, 사업위험이 높은 것으로 나타난다. 또한 배당수익률이 낮고 시장가-장부가비율이 높은 성장주인 것으로 확인된다. 주식특성 기준으로도 명확한 차이가 드러난다. 거래회전율이 높은 주식은, 저가, 고변동성, 고베타, 고(고유)왜도 주식이며, 수익률이 아주 높거나 아주 낮은 주식으로 나타난다. 전반적으로 회전율이 높은 주식은 투자위험도가 높은 주식임을 알 수 있다.

<표 IV-23> 단변량분석: 거래회전율

	TURN		
	Low	High	Low-High [T-stat]
<i>logTA</i>	26.87	26.42	[12.33] ^a
<i>logMV</i>	25.59	25.26	[8.13] ^a
ROA	0.0361	0.0096	[16.39] ^a
ROE	0.0515	-0.0280	[10.20] ^a
GSL	0.0902	0.0953	[-0.99]
GTA	0.0849	0.0841	[0.17]
VROA	0.0260	0.0434	[-19.08] ^a
VROE	0.0646	0.1475	[-14.26] ^a
LEV	0.4558	0.5338	[-18.33] ^a
MTB	0.8651	1.0083	[-13.61] ^a
DY	0.0264	0.0162	[19.10] ^a
KOSPI200	0.3307	0.3106	[1.84] ^c
<i>logP</i>	9.6559	8.7967	[28.13] ^a
R(+)	17.58	25.29	[-10.46] ^a
R(-)	-13.88	-19.48	[8.33] ^a
VLT	2.6748	3.8101	[-44.62] ^a
MVLT	2.4641	3.4835	[-42.10] ^a
ALPHA	-0.0096	-0.0047	[-1.21]
BETA	0.5686	0.8614	[-40.74] ^a
SKW	0.2436	0.2824	[-2.97] ^a
CSKW	-0.0316	-0.0533	[11.68] ^a
ISKW	0.4533	0.5536	[-7.27] ^a

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-24>는 투자자 유형별 거래회전율을 기준으로 표본기업을 상하위 그룹으로 나누어 단변량 분석을 시행한 결과이다. 개인의 거래회전율이 높은 기업은 규모가 작고, 수익성이 낮으며, 사업위험과 재무위험이 높은 기업, 그리고 성장형, 저배당 기업인 것으로 나타난다. 개인 거래회전율과 연간 수익률 사이의 관계는 V자 형태로 수익률이 아주 낮거나 아주 높을 때 거래회전율이 높은 것으로 나타난다. 또한 수익률 변동성, 베타, 고유왜도가 큰 경우, 가격이 낮은 경우 거래회전율이 높다.

외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험 등 개인을 제외한 투자자 유형은 서로 유사하고, 전반적으로 개인과 상반되는 결과가 관찰된다. 규모가 크고, 수익성과 성장률이 높고, 사업위험이 낮은 기업에서 거래회전율이 높다. 주식특성변수로 보면, 수익률이 높고, 변동성이 작고, 왜도가 작은 기업에서 거래회전율이 높다. 다만, 모든 투자자 유형에서 공통적으로 베타가 높을수록, 시장가-장부가 비율이 높을수록 거래회전율이 높다.

각 설명변수의 t-통계량에 따르면 개인의 경우 가격과 수익률 변동성의 설명력이 가장 높고 외국인과 국내 금융기관의 경우에는 규모와 KOSPI200 편입여부의 설명력이 가장 높다. 단기투자성향이 높은 개인과 벤치마크를 추종하는 금융기관의 거래행태의 차이를 명확하게 보여주는 결과라 할 수 있다.

<표 IV-25>는 표본기업을 투자자 유형별 거래비중에 따라 상하위 그룹으로 나누어 분석한 결과이다. 거래회전율을 이용한 결과와 거의 동일하며, 외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험 사이의 유사성과 개인과의 상반된 경향은 더욱 뚜렷하게 나타난다.

<표 IV-26>은 투자자 유형별 순매수비율을 기준으로 표본기업을 분류하여 분석한 결과이다. 개인의 경우 거래회전율이나 거래대금비중을 이용한 결과와 동일하다. 개인이 순매수하는 기업은 규모가 작고, 수익성과 성장성이 낮고, 위험도가 높은 기업이며, 수익률이 낮고, 변동성이 큰 주식이다. 외국인의 경우에도 거래회전율이나 거래대금비중을 이용했을 때와 대체로 유사한 결과가 나타난다. 개인이 순매수하는 기업과 정반대의 특성을 가진 기업을 순매수하는 경향을 보인다. 펀드, 증권, 연기금·보험의 경우에는, 설명변수 차이의 통계적 유의성이 거래회전율과 거래비중을 기준으로 분석한 결과에 비해 낮다. 다만, 펀드와 연기금·보험의 경우, 소형주, 저가주, 고왜도 주식에 대해 순매수비율이 높다는 결과는 예상과 다른데, 이는 순매수비율과 기업규모, 가격, 왜도 사이에 비선

형(non-linear)관계가 존재하기 때문으로 보인다. 소형, 저가, 고왜도 주식에 대한 거래비중과 거래회전율이 낮기 때문에 순매수비율이 0에 가깝고, 거래비중과 거래회전율이 높은 대형, 고가, 저왜도 주식에 대해서는 순매수 또는 순매도가 발생하기 때문으로 파악된다.

<표 IV-24> 단변량분석: 투자자 유형별 거래회전율

	TURN														
	개인			외국인			펀드			증권			연기금·보험		
	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]
logTA	27.04	26.25	[22.81] ^a	26.05	27.24	[-35.25] ^a	25.83	27.46	[-52.25] ^a	25.94	27.35	[-43.54] ^a	25.84	27.45	[-51.65] ^a
logMV	25.81	25.04	[19.95] ^a	24.60	26.25	[-46.72] ^a	24.41	26.44	[-62.43] ^a	24.52	26.33	[-52.67] ^a	24.43	26.41	[-59.98] ^a
ROA	0.0390	0.0067	[20.10] ^a	0.0178	0.0278	[-6.10] ^a	0.0038	0.0419	[-23.99] ^a	0.0096	0.0360	[-16.35] ^a	0.0047	0.0410	[-22.78] ^a
ROE	0.0604	-0.0370	[12.53] ^a	-0.0014	0.0248	[-3.34] ^a	-0.0397	0.0630	[-13.21] ^a	-0.0249	0.0482	[-9.37] ^a	-0.0392	0.0625	[-13.09] ^a
GSL	0.0951	0.0904	[0.90]	0.0828	0.1027	[-3.85] ^a	0.0743	0.1111	[-7.13] ^a	0.0777	0.1077	[-5.82] ^a	0.0761	0.1094	[-6.45] ^a
GTA	0.0891	0.0800	[1.95] ^c	0.0694	0.0996	[-6.45] ^a	0.0626	0.1065	[-9.42] ^a	0.0648	0.1042	[-8.45] ^a	0.0640	0.1051	[-8.81] ^a
VROA	0.0252	0.0442	[-20.93] ^a	0.0342	0.0352	[-1.13]	0.0408	0.0286	[13.20] ^a	0.0383	0.0311	[7.78] ^a	0.0406	0.0288	[12.74] ^a
VROE	0.0604	0.1517	[-15.75] ^a	0.1089	0.1033	[0.95]	0.1328	0.0795	[9.09] ^a	0.1238	0.0884	[6.01] ^a	0.1334	0.0789	[9.30] ^a
LEV	0.4568	0.5328	[-17.84] ^a	0.4807	0.5090	[-6.53] ^a	0.4976	0.4921	[1.26]	0.4891	0.5005	[-2.63] ^a	0.4922	0.4975	[-1.22]
MTB	0.8886	0.9848	[-9.08] ^a	0.8059	1.0674	[-25.56] ^a	0.8421	1.0312	[-18.13] ^a	0.8304	1.0429	[-20.49] ^a	0.8423	1.0311	[-18.09] ^a
DY	0.0264	0.0162	[19.03] ^a	0.0233	0.0192	[7.53] ^a	0.0198	0.0228	[-5.40] ^a	0.0209	0.0217	[-1.32]	0.0201	0.0225	[-4.31] ^a
KOSPI200	0.3820	0.2593	[11.35] ^a	0.1207	0.5203	[-40.56] ^a	0.0705	0.5705	[-54.32] ^a	0.1060	0.5350	[-44.32] ^a	0.0857	0.5552	[-49.83] ^a
logP	9.80	8.66	[38.87] ^a	8.95	9.49	[-17.15] ^a	8.64	9.81	[-39.97] ^a	8.78	9.66	[-28.94] ^a	8.66	9.79	[-38.18] ^a
R(+)	18.28	24.59	[-8.55] ^a	17.71	25.16	[-10.12] ^a	18.51	24.36	[-7.92] ^a	17.74	25.14	[-10.04] ^a	18.55	24.33	[-7.82] ^a
R(-)	-13.28	-20.08	[10.15] ^a	-16.64	-16.74	[0.15]	-18.31	-15.07	[-4.80] ^a	-18.10	-15.28	[-4.19] ^a	-18.24	-15.14	[-4.61] ^a
VLT	2.6652	3.8196	[-45.57] ^a	3.0850	3.4019	[-11.19] ^a	3.4429	3.0462	[14.06] ^a	3.2979	3.1902	[3.77] ^a	3.4262	3.0626	[12.86] ^a
MVLT	2.4424	3.5050	[-44.33] ^a	2.8965	3.0532	[-5.85] ^a	3.2486	2.7033	[20.84] ^a	3.1042	2.8466	[9.64] ^a	3.2323	2.7194	[19.54] ^a
ALPHA	-0.0051	-0.0092	[1.02]	-0.0201	0.0058	[-6.52] ^a	-0.0238	0.0094	[-8.36] ^a	-0.0253	0.0109	[-9.12] ^a	-0.0237	0.0094	[-8.33] ^a
BETA	0.5849	0.8452	[-35.43] ^a	0.5811	0.8489	[-36.63] ^a	0.6282	0.8019	[-22.64] ^a	0.6127	0.8176	[-27.06] ^a	0.6233	0.8069	[-24.02] ^a
SKW	0.2253	0.3006	[-5.78] ^a	0.3147	0.2117	[7.91] ^a	0.3393	0.1873	[11.74] ^a	0.3309	0.1955	[10.44] ^a	0.3313	0.1952	[10.49] ^a
CSKW	-0.0291	-0.0559	[14.49] ^a	-0.0436	-0.0414	[-1.15]	-0.0527	-0.0323	[-10.95] ^a	-0.0485	-0.0365	[-6.37] ^a	-0.0521	-0.0329	[-10.29] ^a
ISKW	0.4219	0.5849	[-11.88] ^a	0.5535	0.4540	[7.21] ^a	0.5819	0.4257	[11.39] ^a	0.5729	0.4346	[10.06] ^a	0.5772	0.4303	[10.69] ^a

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-25> 단변량분석: 투자자 유형별 거래비용

PVAL

	개인			외국인			펀드			증권			연기금·보험		
	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]
	logTA	27.53	25.76	[58.79] ^a	25.73	27.56	[-61.64] ^a	25.78	27.50	[-56.53] ^a	25.80	27.48	[-54.66] ^a	25.79	27.50
logMV	26.46	24.39	[64.00] ^a	24.36	26.49	[-66.90] ^a	24.39	26.46	[-64.14] ^a	24.42	26.42	[-60.81] ^a	24.40	26.44	[-62.75] ^a
ROA	0.0448	0.0009	[28.07] ^a	0.0053	0.0403	[-21.96] ^a	0.0002	0.0454	[-28.95] ^a	0.0042	0.0414	[-23.36] ^a	0.0012	0.0444	[-27.52] ^a
ROE	0.0740	-0.0505	[16.13] ^a	-0.0364	0.0597	[-12.36] ^a	-0.0514	0.0747	[-16.32] ^a	-0.0424	0.0657	[-13.93] ^a	-0.0482	0.0715	[-15.48] ^a
GSL	0.1021	0.0834	[3.61] ^a	0.0814	0.1040	[-4.36] ^a	0.0811	0.1043	[-4.49] ^a	0.0810	0.1045	[-4.55] ^a	0.0807	0.1048	[-4.67] ^a
GTA	0.1006	0.0685	[6.87] ^a	0.0680	0.1010	[-7.06] ^a	0.0670	0.1020	[-7.49] ^a	0.0666	0.1025	[-7.69] ^a	0.0668	0.1023	[-7.61] ^a
VROA	0.0258	0.0436	[-19.62] ^a	0.0413	0.0281	[14.32] ^a	0.0434	0.0260	[19.06] ^a	0.0417	0.0278	[15.07] ^a	0.0428	0.0267	[17.59] ^a
VROE	0.0632	0.1489	[-14.76] ^a	0.1369	0.0754	[10.50] ^a	0.1468	0.0655	[13.97] ^a	0.1416	0.0706	[12.16] ^a	0.1441	0.0682	[13.02] ^a
LEV	0.4744	0.5153	[-9.46] ^a	0.5004	0.4893	[2.54] ^b	0.5116	0.4782	[7.71] ^a	0.5046	0.4850	[4.52] ^a	0.5066	0.4831	[5.40] ^a
MTB	0.9800	0.8935	[8.15] ^a	0.8695	1.0039	[-12.75] ^a	0.8767	0.9967	[-11.35] ^a	0.8664	1.0070	[-13.34] ^a	0.8711	1.0023	[-12.44] ^a
DY	0.0250	0.0176	[13.58] ^a	0.0198	0.0228	[-5.37] ^a	0.0180	0.0246	[-12.01] ^a	0.0188	0.0237	[-8.99] ^a	0.0184	0.0241	[-10.45] ^a
KOSPI200	0.5475	0.0941	[47.55] ^a	0.0694	0.5716	[-54.66] ^a	0.0767	0.5642	[-52.44] ^a	0.0811	0.5599	[-51.16] ^a	0.0871	0.5539	[-49.44] ^a
logP	10.03	8.42	[61.52] ^a	8.52	9.93	[-51.06] ^a	8.48	9.97	[-54.99] ^a	8.55	9.90	[-48.11] ^a	8.52	9.93	[-51.06] ^a
R(+)	22.10	20.79	[1.77] ^c	20.71	22.18	[-1.99] ^b	20.45	22.44	[-2.68] ^a	20.05	22.84	[-3.76] ^a	20.07	22.81	[-3.69] ^a
R(-)	-13.67	-19.69	[8.97] ^a	-17.92	-15.46	[-3.66] ^a	-19.20	-14.18	[-7.47] ^a	-19.04	-14.34	[-6.99] ^a	-18.97	-14.41	[-6.77] ^a
VLT	2.8145	3.6724	[-31.98] ^a	3.5532	2.9360	[22.29] ^a	3.6375	2.8515	[28.98] ^a	3.5471	2.9417	[21.84] ^a	3.5971	2.8924	[25.70] ^a
MVLT	2.5112	3.4380	[-37.52] ^a	3.3438	2.6081	[28.79] ^a	3.4166	2.5350	[35.35] ^a	3.3325	2.6188	[27.85] ^a	3.3814	2.5707	[32.10] ^a
ALPHA	0.0072	-0.0214	[7.18] ^a	-0.0147	0.0004	[-3.77] ^a	-0.0203	0.0060	[-6.62] ^a	-0.0199	0.0056	[-6.41] ^a	-0.0214	0.0071	[-7.16] ^a
BETA	0.7186	0.7121	[0.81]	0.6617	0.7687	[-13.67] ^a	0.6867	0.7439	[-7.23] ^a	0.6686	0.7620	[-11.89] ^a	0.6739	0.7566	[-10.51] ^a
SKW	0.1817	0.3442	[-12.58] ^a	0.3320	0.1944	[10.62] ^a	0.3444	0.1819	[12.57] ^a	0.3453	0.1811	[12.70] ^a	0.3402	0.1863	[11.90] ^a
CSKW	-0.0267	-0.0583	[17.14] ^a	-0.0540	-0.0310	[-12.35] ^a	-0.0567	-0.0283	[-15.37] ^a	-0.0548	-0.0302	[-13.22] ^a	-0.0564	-0.0287	[-14.94] ^a
ISKW	0.3898	0.6171	[-16.72] ^a	0.5858	0.4217	[11.97] ^a	0.6063	0.4012	[-15.04] ^a	0.5990	0.4085	[-13.94] ^a	0.6020	0.4056	[-14.39] ^a

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-26> 단변량분석: 투자자 유형별 순매수비율

NBLUY

	개인			외국인			펀드			증권			연기금·보험		
	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]	L	H	L-H [T-stat]
	<i>logTA</i>	26.84	26.45	[11.12] ^a	26.55	26.74	[-5.39] ^a	26.83	26.49	[9.66] ^a	26.44	26.85	[-11.36] ^a	26.84	26.54
<i>logMV</i>	25.76	25.09	[17.13] ^a	25.27	25.58	[-7.73] ^a	25.62	25.26	[8.89] ^a	25.16	25.68	[-13.18] ^a	25.54	25.36	[4.46] ^a
ROA	0.0377	0.0080	[18.41] ^a	0.0163	0.0293	[-7.93] ^a	0.0246	0.0213	[2.01] ^b	0.0183	0.0273	[-5.47] ^a	0.0263	0.0210	[3.15] ^a
ROE	0.0560	-0.0325	[11.37] ^a	-0.0043	0.0276	[-4.06] ^a	0.0191	0.0054	[1.81] ^c	-0.0035	0.0269	[-3.87] ^a	0.0171	0.0087	[1.06]
GSL	0.1053	0.0802	[4.85] ^a	0.0869	0.0986	[-2.26] ^b	0.0910	0.0941	[-0.60]	0.0860	0.0994	[-2.59] ^a	0.0919	0.0932	[-0.25]
GTA	0.0921	0.0769	[3.24] ^a	0.0811	0.0880	[-1.47]	0.0907	0.0793	[2.41] ^b	0.0801	0.0889	[-1.87] ^c	0.0871	0.0831	[0.81]
VROA	0.0303	0.0392	[-9.59] ^a	0.0364	0.0330	[3.67] ^a	0.0334	0.0358	[-2.65] ^a	0.0356	0.0339	[1.85] ^c	0.0329	0.0357	[-2.91] ^a
VROE	0.0815	0.1306	[-8.37] ^a	0.1112	0.1010	[1.74] ^c	0.1000	0.1113	[-1.94] ^c	0.1136	0.0986	[2.56] ^b	0.1004	0.1092	[-1.53]
LEV	0.4787	0.5110	[-7.46] ^a	0.4994	0.4902	[2.12] ^b	0.4967	0.4933	[0.77]	0.4960	0.4937	[0.52]	0.5004	0.4918	[1.89] ^c
MTB	0.9718	0.9017	[6.60] ^a	0.9211	0.9524	[-2.93] ^a	0.9428	0.9316	[1.05]	0.9096	0.9639	[-5.10] ^a	0.9201	0.9458	[-2.38] ^b
DY	0.0227	0.0199	[4.99] ^a	0.0208	0.0217	[-1.62]	0.0218	0.0209	[1.66] ^c	0.0211	0.0214	[-0.56]	0.0240	0.0198	[7.08] ^a
KOSPI200	0.3733	0.2681	[9.71] ^a	0.2977	0.3436	[-4.22] ^a	0.3817	0.2698	[10.20] ^a	0.2335	0.4077	[-16.26] ^a	0.3843	0.2872	[8.32] ^a
<i>logP</i>	9.47	8.98	[15.66] ^a	9.14	9.31	[-5.21] ^a	9.36	9.11	[7.70] ^a	9.14	9.31	[-5.57] ^a	9.35	9.16	[5.82] ^a
R(+)	26.19	16.70	[12.92] ^a	17.90	24.97	[-9.58] ^a	19.04	23.47	[-5.96] ^a	21.77	21.12	[0.87]	18.62	22.99	[-5.70] ^a
R(-)	-10.59	-22.78	[18.47] ^a	-19.42	-13.97	[-8.11] ^a	-20.48	-13.50	[-10.12] ^a	-17.94	-15.44	[-3.70] ^a	-20.94	-14.37	[-8.94] ^a
VLT	3.0568	3.4308	[-13.25] ^a	3.3061	3.1820	[4.35] ^a	3.2499	3.2389	[0.38]	3.3095	3.1785	[4.59] ^a	3.2916	3.2179	[2.44] ^b
MVLT	2.7954	3.1546	[-13.53] ^a	3.0335	2.9169	[4.34] ^a	2.9516	2.9949	[-1.60]	3.0604	2.8901	[6.35] ^a	2.9792	2.9729	[0.22]
ALPHA	0.0346	-0.0488	[21.51] ^a	-0.0284	0.0140	[-10.71] ^a	-0.0300	0.0121	[-10.49] ^a	-0.0097	-0.0046	[-1.28]	-0.0369	0.0091	[-11.03] ^a
BETA	0.6972	0.7335	[-4.58] ^a	0.7132	0.7175	[-0.54]	0.7442	0.6911	[6.66] ^a	0.6934	0.7373	[-5.55] ^a	0.7435	0.7000	[5.23] ^a
SKW	0.2676	0.2585	[0.70]	0.2753	0.2508	[1.88] ^c	0.2137	0.3045	[-6.96] ^a	0.2713	0.2548	[1.26]	0.1860	0.3051	[-8.69] ^a
CSKW	-0.0384	-0.0466	[4.41] ^a	-0.0433	-0.0417	[-0.81]	-0.0416	-0.0433	[0.92]	-0.0460	-0.0390	[-3.75] ^a	-0.0379	-0.0450	[3.86] ^a
ISKW	0.4988	0.5083	[-0.69]	0.5144	0.4928	[1.56]	0.4603	0.5400	[-5.74] ^a	0.5113	0.4959	[1.11]	0.4579	0.5285	[-4.81] ^a

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

다음으로 거래활동에 영향을 미치는 기업특성, 주식특성을 파악하기 위해 다변량 회귀분석을 수행하였다. 회귀모형은 다음과 같이 정의한다.

$$Trading_{i,t+1} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (13)$$

$Trading_{i,t+1}$ 은 주식*i*의 $t+1$ 년도의 거래활동 변수이다. 거래활동 변수는 시장전체 및 투자자 유형별 거래회전을, 투자자 유형별 거래비중, 투자자 유형별 순매수비율을 이용한다. $X_{k,i,t}$ 는 주식*i*의 t 년도 k 번째 설명변수를 의미한다. 기초통계량과 단변량 분석에서 검토한 변수 중에서 변수간 상관관계와 단변량 분석에서의 설명력을 감안하여, $logMV$, ROA , GTA , $VROA$, LEV , MTB , DY , $KOSPI200$, $logP$, $R(+)$, $R(-)$, $ALPHA$, $IVLT$, $BETA$, $ISKW$ 를 설명변수로 선정하였다.

Fama and MacBeth(1973)의 방법에 따라 추정하되, 종속변수의 자기상관관계가 높다는 점을 고려하여 Chordia, Huh and Subrahmanyam(2007)의 방법에 따라 t -통계량을 조정하였다.⁴⁶⁾ 조정 R^2 는 연도별 회귀분석의 조정 R^2 의 평균값을 보고한다.

46) β_k 가 AR(1)과정, 즉 $\beta_{k,t} = \alpha_k + \phi_k \beta_{k,t-1} + \epsilon_t$, $|\phi_k| < 1$ 를 따른다고 하면, $\overline{\beta_k}$ 의 t -통계량은 다음과 같다.

$$t_k = \frac{\overline{\beta_k}}{\sigma_{\beta_k} \sqrt{\frac{1}{T} + \frac{2\phi_k}{(1-\phi_k)T} - \frac{2\phi_k(1-\phi_k^T)}{(1-\phi_k)^2 T^2}}}$$

여기에 대한 보다 자세한 논의는 Chordia, Huh Subrahmanyam(2007)을 참조하기 바란다.

<표 IV-27>은 시장 거래회전율을 종속변수로 사용한 추정결과이다. 먼저 (1)은 기업특성변수만을, (2)는 주식특성변수만을 독립변수로 사용한 모형의 추정결과이다. (1)에 따르면, $\log MV$, ROA , DY 가 낮을수록, $VROA$, LEV , MTB 가 높을수록 거래회전율이 높게 나타난다. 단변량 분석에서와 동일하게 소규모, 저수익, 고위험, 저배당, 성장형의 특성을 갖는 주식의 거래회전율이 높다. DY 계수의 유의성이 가장 높은 것은 흥미로운데, 배당수익률은 기업의 수익성, 성장성, 사업위험 등이 집약적으로 나타나는 지표이기 때문에, 거래회전율에 대한 영향이 크게 나타나는 것으로 추정된다.

(2)에 따르면, $BETA$, $IVLT$ 가 크고, $\log P$ 가 낮을수록 거래회전율이 높으며 가장 유의한 영향을 미치는 변수는 $\log P$ 이다. 위험수준과 개인투자자의 거래 접근성이 주식간 거래회전율 차이를 가져오는 것으로 판단된다. 반면 $R(+)$ 및 $R(-)$ 는 유의성이 없는 것으로 나타난다. 연간자료를 활용하기 때문에 과잉확실효과나 처분효과의 영향이 잘 드러나지 않는 것으로 보인다.

(3)은 $\log MV$ 를 제외한 (1)과 (2)의 모든 설명변수를 이용한 모형이다. (1)에서 사용된 설명변수 중 $VROA$ 와 LEV 의 유의성이 사라지며, DY 계수의 크기와 유의성이 감소한다. 반면 상대적으로 (2)에서 사용된 설명변수의 설명력에는 큰 변화가 없다. 계수의 유의성과 함께 (1), (2), (3)의 조정 R^2 를 감안하면, 기업의 기본적 특성보다는 주식의 수익률 및 변동성 특성이 거래회전율에 더 큰 영향을 주는 것으로 파악된다.

(4), (5)에서는 상관관계가 높은 설명변수의 조합을 달리하여 추정하고 있다. $\log MV$ 와 $\log P$ 중에서는 $\log P$ 의 설명력이 높은 것으로 나타나며, $R(+)$ 및 $R(-)$ 과 $ALPHA$ 는 어떤 변수도 유의하지 않은 것으로 나타난다. 마지막으로 (6)은 모든 (1)~(5)에서 사용된 모든 설명변수와 함께 KOSPI200 편입여부 변수를 추가한 모형이다. DY 가 낮고 MTB 가 큰 기

업, *BETA*와 *IVLT*가 크고 *logP*가 낮은 기업의 거래회전율이 높다. *DY*, *MTB*, *BETA*, *IVLT*, *logP*의 영향은 1% 또는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 한편 *KOSPI200* 편입여부 변수는 유의한 결과가 나타나지 않으며, *ISKW*의 경우는 예상과 달리 10%수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

<표 IV-27> 거래회전을 결정요인

	TURN					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Intercept	211.6644 ^a (5.90)	58.7468 ^a (4.60)	67.9242 ^a (4.90)	99.6320 ^a (4.60)	99.4926 ^a (4.58)	100.2817 ^a (5.60)
logMV	-8.1434 ^a (-5.32)	-	-	-1.5625 (-1.44)	-1.5354 (-1.44)	-1.3912 ^c (-1.89)
ROA	-0.7692 ^b (-2.58)	-	-0.4772 ^c (-1.94)	-0.4726 ^c (-1.94)	-0.4499 ^c (-1.90)	-0.4512 ^c (-1.92)
GTA	-0.0069 (-0.22)	-	-0.0120 (-0.43)	-0.0141 (-0.55)	-0.0189 (-0.76)	-0.0153 (-0.61)
VROA	0.9611 ^a (3.17)	-	0.2473 (1.09)	0.2339 (1.09)	0.2477 (1.23)	0.2354 (1.09)
LEV	0.2300 ^a (3.16)	-	0.0544 (0.94)	0.0552 (0.94)	0.0562 (0.97)	0.0532 (0.94)
MTB	20.5371 ^a (3.48)	-	8.9858 ^a (3.11)	11.5099 ^b (2.91)	11.7259 ^b (2.81)	11.5602 ^b (2.95)
DY	-2.9897 ^a (-15.49)	-	-1.4852 ^a (-5.08)	-1.4968 ^a (-4.91)	-1.5313 ^a (-5.16)	-1.4863 ^a (-4.84)
R(+)	-	0.0339 (0.65)	0.0209 (0.31)	0.0386 (0.55)	-	-0.1825 (-1.22)
R(-)	-	-0.0479 (-0.72)	0.0241 (0.50)	0.0314 (0.67)	-	-0.1994 (-0.95)
ALPHA	-	-	-	-	4.9577 (0.42)	56.2462 (1.17)
BETA	-	12.4103 ^b (2.18)	8.6175 ^c (1.78)	11.5652 ^c (2.04)	11.0879 ^c (2.10)	18.0803 ^b (2.39)
IVLT	-	14.6684 ^a (4.36)	11.7826 ^a (4.49)	10.9211 ^a (5.54)	11.1696 ^a (5.62)	10.8781 ^a (5.52)
ISKW	-	-1.7632 (-1.43)	-2.3040 ^c (-1.85)	-3.0330 ^c (-1.86)	-3.1144 ^c (-2.00)	-3.2839 ^c (-1.89)
logP	-	-9.2820 ^a (-8.94)	-9.5879 ^a (-8.28)	-8.8590 ^a (-7.75)	-8.9464 ^a (-7.97)	-9.2799 ^a (-7.79)
KOSPI200	-	-	-	-	-	-0.4602 (-0.18)
Adjusted R ²	0.1360	0.2376	0.2543	0.2550	0.2541	0.2569

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-28>은 투자자 유형별 거래회전율을 종속변수로 이용한 추정 결과이다. 개인의 경우 <표 IV-26>의 결과와 대체로 비슷한 결과가 나타난다. 시장전체 거래회전율의 80%를 개인이 차지한다는 점에서 자연스러운 결과로 볼 수 있다. 외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험의 경우 공통적으로 $\log MV$, LEV , $BETA$ 가 클수록, $ISKW$ 가 작을수록 거래회전율이 높은 것으로 나타난다. 펀드와 연기금·보험은 ROA 가 높을수록, 펀드, 증권, 연기금·보험은 $IVLT$ 가 낮을수록, 연기금·보험은 $\log P$ 가 높을수록 거래회전율이 증가한다. 모든 투자자 유형에서 동일한 결과를 보여주는 변수는 체계적 위험, $BETA$ 가 유일하다.

외국인과 국내 금융기관의 경우 비교적 동질적인 거래주식 선택기준을 가지고 있는 반면, 개인은 이들과 국내 금융기관과 차별화된 거래주식 선택기준을 가지고 있음을 보여준다. 그리고 개인은 주로 투자위험도가 높은 주식을, 국내 기관투자자는 주로 대형 우량주를 위주로 거래한다는 사실을 확인할 수 있다.

<표 IV-29>는 투자자 유형별 거래비중을 종속변수로 이용한 추정 결과이다. 개인의 경우, $\log MV$, ROA , $\log P$ 의 계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을, $BETA$, $IVLT$, $ISKW$ 의 계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다. 개인의 거래비중은 소규모, 저수익성 기업, 그리고 고위험, 고변동성, 고왜도, 저가의 주식에서 높다. 거래회전율을 종속변수로 이용한 분석결과와 대체로 일관된 결과다. 아울러 고변동성, 고왜도, 저가를 특징으로 하는 복권형 주식에 대한 개인의 선호가 드러나고 있다.

외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험은 서로 유사하고, 개인과는 상반되는 경향을 보인다. 이들의 거래비중은 $\log MV$, ROA , $\log P$ 가 클수록, $BETA$, $MVLT$, $ISKW$ 가 작을수록 높다. $\log MV$, ROA , $BETA$, $\log P$ 의 계수의 절대값은 외국인에서 가장 크게 나타나며, 추정모형의 조정 R^2 역시 외국인의 경우 가장 크다. 외국인의 거래주식 선택이 기업특성, 주식특성에 민감하다는 증거이다.

<표 IV-30>는 투자자 유형별 순매수비율을 종속변수로 이용한 결과이다. 전반적으로 계수의 유의성, 모형의 설명력이 낮다. 개인이 순매수하는 기업은 *GTA*와 *MTB*가 높고, *ROA*와 *DY*가 낮은 기업이다. 이러한 기업들은 주로 성장형 기업의 특징이라 할 수 있다. 흥미로운 것은 기업 특성 변수의 유의성은 발견되는 반면, 거래회전율이나 거래비중 분석에서는 유의성이 높았던 기업규모, 변동성, 가격변수의 유의성이 확인되지 않는다는 것이다. *ISKW*의 계수는 오히려 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타난다. 이는 (집합적) 개인투자자의 보유 및 매각 의사결정과 거래 의사결정이 기준이 서로 다를 수 있음을 시사한다.

외국인의 경우에는 *ROA*가 높고, *GTA*가 낮으며, *DY*가 높은, 우량·성숙 기업을 순매수하는 것으로 나타난다. *LEV*의 경우 유의한 양(+)의 값으로 나타나는데, 유형자산 비중이 높은 업종에 대한 선호가 있는 것으로 추정된다. 연기금·보험의 경우, *logMV*가 크고, *GTA*가 낮고, *DY*가 높은 대기업을 순매수하는 경향이 나타난다. 외국인과 연기금·보험이 대표적인 장기투자자라는 점에서 안정적 기업에 대한 순매수 경향은 타당한 결과다. 다만, 연기금·보험에서 *ISKW*의 계수가 유의한 양(+)의 값을 갖는 것은 합리적인 근거를 찾기 어려운 부분이다.

<표 IV-28> 거래회전을 결정요인: 투자자 유형별 분석

	TURN				
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
Intercept	119.9669 ^a (5.85)	-9.9096 ^a (-6.92)	-5.0725 ^a (-5.47)	-1.8396 ^a (-5.12)	-2.1464 ^b (-2.22)
logMV	-2.4261 ^b (-2.28)	0.4113 ^a (6.96)	0.2113 ^a (5.57)	0.0796 ^a (5.93)	0.0844 ^b (2.68)
ROA	-0.4914 ^c (-2.03)	0.0063 (1.65)	0.0072 ^b (2.46)	0.0008 (0.81)	0.0044 ^a (4.20)
GTA	-0.0153 (-0.61)	0.0007 (0.65)	-0.0001 (-0.22)	-0.0003 (-1.28)	0.0004 (1.61)
VROA	0.1991 (0.89)	0.0138 ^c (2.01)	0.0072 (1.37)	0.0029 ^c (1.81)	0.0040 (1.50)
LEV	0.0417 (0.73)	0.0041 ^b (2.94)	0.0034 ^a (3.61)	0.0012 ^a (5.92)	0.0019 ^a (6.05)
MTB	11.5383 ^b (2.87)	0.0328 (0.44)	0.0352 (1.07)	-0.0685 ^b (-2.25)	-0.0073 (-0.21)
DY	-1.4901 ^a (-4.91)	-0.0098 ^c (-2.10)	-0.0001 (-0.01)	0.0039 (1.39)	0.0008 (0.38)
R(+)	0.0317 (0.48)	0.0017 (1.23)	0.0016 (1.77)	0.0007 ^a (3.92)	0.0015 ^a (3.26)
R(-)	0.0284 (0.61)	-0.0008 (-1.18)	0.0016 ^a (4.01)	0.0004 (1.31)	0.0006 ^c (1.97)
BETA	9.8750 ^c (1.81)	0.4560 ^a (11.89)	0.5319 ^a (5.58)	0.1432 ^a (3.07)	0.2890 ^a (8.86)
IVLT	11.0474 ^a (5.46)	0.0659 (1.60)	-0.1148 ^a (-4.26)	-0.0175 ^b (-2.89)	-0.0553 ^a (-10.73)
ISKW	-2.7121 (-1.71)	-0.1216 ^a (-4.87)	-0.1005 ^a (-5.56)	-0.0196 ^b (-2.89)	-0.0327 ^c (-1.83)
logP	-8.7936 ^a (-7.77)	-0.0434 (-0.91)	0.0090 (0.81)	-0.0075 (-1.26)	0.0124 ^a (3.19)
Adjusted R ²	0.2672	0.4599	0.4369	0.3379	0.3443

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-29> 거래비중 결정요인: 투자자 유형별 분석

	PVAL				
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
Intercept	302.5603 ^a (31.46)	-104.2732 ^a (-12.23)	-49.8443 ^a (-6.89)	-16.0869 ^a (-5.61)	-21.9062 ^c (-1.77)
<i>logTA</i>	-8.1557 ^a (-25.11)	3.9380 ^a (9.99)	2.0537 ^a (5.63)	0.7342 ^a (7.17)	0.8573 ^c (1.83)
ROA	-0.1835 ^a (-8.06)	0.1113 ^a (8.48)	0.0435 ^a (5.42)	-0.0017 (-0.52)	0.0277 ^a (4.63)
GTA	0.0144 ^c (1.85)	-0.0044 (-0.61)	-0.0068 ^c (-1.97)	-0.0019 ^b (-2.57)	0.0009 (0.83)
VROA	-0.0534 (-1.03)	0.0406 (1.52)	-0.0003 (-0.01)	0.0130 (1.73)	-0.0022 (-0.28)
LEV	0.0224 (1.58)	-0.0081 (-0.91)	-0.0045 (-1.04)	0.0003 (0.12)	-0.0003 (-0.15)
MTB	1.1568 (0.93)	1.3241 (1.10)	0.0649 (0.15)	-0.8405 ^b (-2.92)	-0.2495 ^c (-1.87)
DY	-0.0444 (-0.86)	-0.0472 (-0.57)	0.0428 (0.51)	0.0338 ^b (2.91)	0.0243 (0.83)
R(+)	0.0133 (1.57)	-0.0261 ^a (-4.63)	-0.0004 (-0.12)	0.0011 (0.53)	0.0055 ^b (2.46)
R(-)	-0.0247 ^b (-2.60)	-0.0035 (-1.18)	0.0097 ^c (1.80)	0.0040 ^c (2.09)	0.0022 (1.31)
BETA	9.0211 ^a (22.80)	-3.4065 ^a (-8.52)	-1.8005 ^a (-6.82)	-0.8077 ^b (-2.59)	-0.3003 (-0.94)
IVLT	1.9583 ^b (2.89)	0.2002 (1.05)	-0.8662 ^a (-5.80)	-0.2237 ^c (-2.11)	-0.3476 ^a (-4.04)
ISKW	2.0922 ^a (4.52)	-0.5809 ^b (-2.62)	-0.7351 ^a (-4.60)	-0.2134 ^b (-3.00)	-0.1369 ^c (-2.01)
<i>logP</i>	-3.5937 ^a (-5.57)	1.4669 ^b (2.59)	0.8468 ^b (2.70)	0.1089 ^b (2.58)	0.4353 ^a (4.24)
Adjusted R ²	0.7561	0.6176	0.5505	0.3457	0.4336

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-30> 순매수비율 결정요인: 투자자 유형별 분석

	NBUY				
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
Intercept	0.3699 (1.13)	-0.3166 (-0.63)	-0.0239 (-0.19)	-0.0391 (-0.43)	-0.1912 ^b (-2.46)
logTA	-0.0124 (-0.77)	0.0150 (0.64)	0.0010 (0.27)	0.0018 (0.59)	0.0073 ^b (2.36)
ROA	-0.0108 ^a (-3.73)	0.0055 ^a (3.57)	0.0017 ^b (2.76)	-0.0004 (-0.67)	0.0005 (1.14)
GTA	0.0012 ^b (2.54)	-0.0005 ^a (-3.39)	-0.0004 (-1.28)	0.0002 (1.39)	-0.0002 ^b (-2.23)
VROA	0.0021 (0.67)	0.0012 (0.53)	0.0018 ^b (2.92)	0.0002 (0.67)	0.0004 (0.62)
LEV	-0.0008 (-0.89)	0.0008 ^c (1.96)	0.0006 (1.25)	-0.0004 ^a (-3.99)	0.0002 (1.12)
MTB	0.1157 ^b (2.32)	-0.0563 (-1.17)	-0.0552 ^a (-4.33)	0.0074 (1.18)	-0.0130 (-1.37)
DY	-0.0091 ^a (-3.02)	0.0030 ^c (1.87)	-0.0002 (-0.09)	0.0012 (1.00)	0.0026 ^b (2.40)
R(+)	0.0000 (-0.11)	0.0002 (0.59)	0.0000 (-0.10)	-0.0001 (-0.60)	0.0003 (0.68)
R(-)	-0.0005 (-0.54)	0.0007 ^b (2.69)	0.0001 (0.44)	-0.0001 ^c (-1.93)	0.0001 (0.30)
BETA	-0.0952 ^c (-1.88)	0.0072 (0.30)	0.0125 (0.72)	0.0157 ^c (1.84)	0.0260 ^a (3.05)
IVLT	0.0200 (1.30)	-0.0072 (-0.71)	0.0080 ^c (1.90)	-0.0032 (-0.97)	-0.0035 (-1.25)
ISKW	-0.0382 ^a (-3.08)	0.0056 (0.64)	0.0117 ^c (1.78)	-0.0052 (-0.68)	0.0102 ^b (2.39)
logP	-0.0109 (-0.83)	-0.0049 (-0.64)	-0.0024 (-0.62)	0.0005 (0.30)	-0.0008 (-0.33)
Adjusted R ²	0.0583	0.0668	0.0324	0.0271	0.0353

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

마지막으로 표본기간을 시기별로 구분하여 분석을 실시하였다. 앞서의 분석과 일관성을 유지하기 위해 1999~2003년, 2004~2007년, 2008~2010년, 2011~2013년 등 네 개의 구간으로 구분하였다. 각 구간별 시계열이 길지 않으므로 Fama-MacBeth의 방법론을 사용하는 대신 연도 더미변수를 포함한 통합(pooled) 회귀분석을 시행하도록 한다.

<표 IV-31>의 추정결과에 따르면, *IVLT*와 *logP* 계수의 유의성은 전 기간에 걸쳐 유지된다. 역시 개인투자자의 선호도가 거래회전율에 미치는 영향력은 변하지 않는 것으로 보인다. 다만 *IVLT*의 계수, 즉 고유변동성에 대한 거래회전율의 민감도는 2008년 이전보다 이후에 더 작다. 기업특성 변수를 보면 시기별 차이가 확인되는데, 특히 1999~2003년의 결과가 차별적이다. 이 시기에는 *logMV*, *ROA*, *LEV*, *MTB*, *DY*의 계수가 모두 1%에서 유의하다. 기업특성상 투자위험이 높은 주식일수록 거래회전율이 높은 것이 뚜렷하게 나타난다. *MTB*의 계수는 16.0660으로 매우 큰데 소위 IT버블의 존재를 시사한다. 다른 기간에는 이 중 일부변수만 유의하고 유의성도 낮다. 한편 배당수익률이 거래회전율에 미치는 영향이 시간이 갈수록 감소하는 결과가 나타난다. 1999~2003년 *DY* 계수값은 -2.6403으로 1%수준에서 유의했으나 2011~2013년에는 계수가 유의하지 않다. 고령화, 저성장 기조가 심화되면서 배당주에 대한 개인투자자의 선호도가 상승했기 때문이거나, 배당수익률이 전반적으로 하락하고 기업간 편차가 줄어들었기 때문일 가능성을 생각해 볼 수 있다.

<표 IV-31> 거래회전을 결정요인: 기간별 분석

	시장전체			
	TURN			
	99~03	04~07	08~10	11~13
Intercept	191.3498 ^a (6.05)	44.3340 ^b (1.99)	69.8576 ^a (3.53)	77.5138 ^b (2.13)
logMV	-7.1737 ^a (-5.20)	1.9564 ^c (1.93)	-0.4572 (-0.51)	0.5092 (0.31)
ROA	-0.7764 ^a (-2.93)	0.2144 (1.03)	0.0852 (0.47)	-1.3549 ^a (-3.62)
GTA	-0.0174 (-0.25)	-0.0047 (-0.08)	0.0054 (0.14)	-0.1489 (-1.12)
VROA	0.4542 (1.23)	0.5006 ^c (1.65)	-0.1530 (-0.55)	-0.5173 (-0.83)
LEV	0.2549 ^a (2.98)	0.0943 (1.57)	-0.0534 (-0.97)	-0.1778 ^c (-1.83)
MTB	16.0660 ^a (3.12)	1.4787 (0.65)	5.2759 ^b (2.31)	5.9782 (1.48)
DY	-2.6403 ^a (-4.99)	-2.0023 ^a (-3.93)	-1.1715 ^b (-1.98)	-0.9796 (-1.01)
R(+)	-0.0683 (-1.27)	-0.0265 (-0.71)	0.0103 (0.26)	0.3587 ^a (4.17)
R(-)	-0.0501 (-0.98)	-0.0673 (-0.90)	0.0896 ^b (2.29)	-0.0160 (-0.17)
BETA	21.2016 ^a (3.42)	-5.5659 (-1.50)	17.5240 ^a (5.45)	3.5074 (0.67)
IVLT	13.3491 ^a (7.24)	13.7559 ^a (10.00)	8.9607 ^a (6.63)	7.0962 ^a (3.24)
ISKW	-3.0047 (-1.02)	-1.1332 (-0.66)	-4.3083 ^a (-2.86)	-1.2150 (-0.47)
logP	-4.7901 ^a (-2.80)	-11.9988 ^a (-11.48)	-7.2213 ^a (-8.45)	-9.5666 ^a (-6.29)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.2455	0.2621	0.2064	0.1928

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

시기별-투자자 유형별 분석은 지면계약과 결과보고의 명료성을 고려하여 주요 관심대상인 개인투자자에 대해서만 수행하도록 한다.

개인 거래회전을 종속변수로 사용한 경우, <표 IV-30>의 결과와 큰 차이가 없다. <표 IV-32>을 보면, $\log MV$, ROA , LEV , MTB 의 유의성은 1999~2003년의 결과에서만 발견되며, DY 의 계수의 유의성은 점차 감소하는 경향이 나타난다. <표 IV-30>의 결과와 동일하게 $IVLT$ 와 $\log P$ 는 모든 구간에서 유의하다.

<표 IV-33>에 제시된 개인 거래비중에 대한 분석결과에 따르면, 전 기간에서 $\log MV$, ROA , MTB 가 유의한 설명력을 갖는다. 규모가 작고, 수익성이 낮으며, 성장성이 높은 기업에서 개인 거래비중이 높다는 결과다. 또한 $BETA$, $ISKW$ 가 높고, $\log P$ 가 낮을수록 개인 거래비중이 높아지는 결과도 모든 기간에서 확인된다. $IVLT$ 는 1999~2010년에 유의한 양(+)의 값을 보이는 반면, 2011년~2013년에는 유의하지 않다.

마지막으로 개인 순매수비율을 종속변수로 사용한 경우(<표 IV-34>) 계수의 유의성이 전반적으로 낮다. 거래회전을 분석이나 거래비중 분석에서 유의한 결과를 보였던 MTB , $ISKW$, $IVLT$, $\log P$ 등의 변수의 유의성이 뚜렷하게 확인되지 않는다. 모든 기간에서 ROA 계수가 유의한 음(-)의 값을 보이고 있는데, 개인은 수익성이 낮은 주식을, 외국인과 국내 금융기관은 수익성이 높은 주식을 순매수한다는 결과다. DY 의 계수는 2008년 이전에 유의한 음(-)의 값을, 2008년 이후에는 유의하지 않은 값을 보여, 배당주에 대한 개인투자자들의 순매수가 증가하는 것으로 보인다.

<표 IV-32> 개인 거래회전을 결정요인: 기간별 분석

	개인			
	TURN			
	99~03	04~07	08~10	11~13
Intercept	210.9120 ^a (6.74)	67.2285 ^a (3.05)	94.8563 ^a (4.90)	93.0749 ^a (2.59)
logMV	-7.9928 ^a (-5.85)	0.9919 (0.99)	-1.4885 ^c (-1.68)	-0.1547 (-0.10)
ROA	-0.7967 ^a (-3.03)	0.1891 (0.92)	0.0629 (0.35)	-1.3499 ^a (-3.66)
GTA	-0.0188 (-0.28)	-0.0093 (-0.17)	0.0060 (0.16)	-0.1519 (-1.16)
VR0A	0.4392 (1.20)	0.4522 (1.51)	-0.2121 (-0.77)	-0.5417 (-0.88)
LEV	0.2412 ^a (2.85)	0.0740 (1.25)	-0.0633 (-1.17)	-0.1800 ^c (-1.88)
MTB	16.3492 ^a (3.20)	1.6345 (0.73)	5.2770 ^b (2.35)	5.5040 (1.38)
DY	-2.6374 ^a (-5.04)	-1.9931 ^a (-3.97)	-1.2011 ^b (-2.07)	-0.9487 (-0.99)
R(+)	-0.0793 (-1.49)	-0.0280 (-0.76)	0.0002 (0.01)	0.3458 ^a (4.08)
R(-)	-0.0525 (-1.03)	-0.0696 (-0.94)	0.0877 ^b (2.28)	-0.0139 (-0.15)
BETA	18.9721 ^a (3.09)	-6.7499 ^c (-1.84)	15.9667 ^a (5.07)	2.5090 (0.48)
IVLT	13.6641 ^a (7.49)	13.8832 ^a (10.23)	8.9197 ^a (6.74)	7.1031 ^a (3.29)
ISKW	-2.7259 (-0.94)	-0.9538 (-0.56)	-3.7942 ^b (-2.57)	-0.9864 (-0.39)
logP	-4.8098 ^a (-2.84)	-11.8823 ^a (-11.52)	-7.0847 ^a (-8.46)	-9.4720 ^a (-6.32)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.2557	0.2752	0.2187	0.2010

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-33> 개인 거래비중 결정요인: 기간별 분석

	개인			
	PVAL			
	99~03	04~07	08~10	11~13
Intercept	302.9918 ^a (55.82)	302.3629 ^a (54.46)	287.0816 ^a (52.75)	344.7855 ^a (49.48)
logMV	-8.2250 ^a (-34.74)	-7.8166 ^a (-30.93)	-7.5112 ^a (-30.21)	-9.7796 ^a (-30.98)
ROA	-0.1716 ^a (-3.76)	-0.2029 ^a (-3.93)	-0.1387 ^a (-2.78)	-0.2250 ^a (-3.14)
GTA	0.0294 ^b (2.49)	0.0045 (0.32)	0.0181 ^c (1.70)	0.0382 (1.50)
VROA	-0.0096 (-0.15)	-0.0037 (-0.05)	-0.1226 (-1.59)	-0.2352 ^b (-1.97)
LEV	-0.0330 ^b (-2.25)	0.0386 ^a (2.59)	0.0531 ^a (3.50)	0.0263 (1.41)
MTB	2.8793 ^a (3.25)	2.5723 ^a (4.56)	1.3823 ^b (2.20)	2.5304 ^a (3.28)
DY	-0.0631 (-0.70)	0.0015 (0.01)	0.0504 (0.31)	0.0210 (0.11)
R(+)	-0.0074 (-0.80)	0.0149 (1.60)	0.0098 (0.91)	0.0443 ^a (2.70)
R(-)	-0.0153 ^c (-1.74)	-0.0289 (-1.55)	-0.0085 (-0.78)	-0.0532 ^a (-2.98)
BETA	8.4735 ^a (7.97)	8.2708 ^a (8.95)	8.5240 ^a (9.63)	10.6883 ^a (10.65)
IVLT	2.0986 ^a (6.63)	2.9582 ^a (8.64)	1.5788 ^a (4.25)	0.0011 (0.00)
ISKW	1.6165 ^a (3.21)	1.7364 ^a (4.04)	2.3096 ^a (5.58)	1.1308 ^b (2.30)
logP	-3.5129 ^a (-11.96)	-4.9531 ^a (-19.05)	-2.9433 ^a (-12.52)	-2.9082 ^a (-10.01)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.7040	0.7551	0.7659	0.8023

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 IV-34> 개인 순매수비율 결정요인: 기간별 분석

	개인			
	NBUY			
	99~03	04~07	08~10	11~13
Intercept	0.8602 ^b (2.21)	-0.3038 (-0.97)	1.0037 ^a (3.55)	1.0354 ^a (3.52)
logMV	-0.0515 ^a (-3.03)	0.0328 ^b (2.30)	-0.0333 ^a (-2.58)	-0.0505 ^a (-3.79)
ROA	-0.0122 ^a (-3.74)	-0.0064 ^b (-2.20)	-0.0058 ^b (-2.24)	-0.0114 ^a (-3.78)
GTA	0.0004 (0.47)	0.0014 ^c (1.81)	0.0007 (1.32)	-0.0005 (-0.42)
VROA	0.0037 (0.80)	0.0057 (1.34)	-0.0074 ^c (-1.84)	-0.0041 (-0.81)
LEV	-0.0006 (-0.56)	0.0000 (-0.04)	-0.0003 (-0.40)	0.0006 (0.80)
MTB	0.1227 ^c (1.93)	-0.0028 (-0.09)	0.0121 (0.37)	0.1105 ^a (3.40)
DY	-0.0267 ^a (-4.09)	-0.0161 ^b (-2.25)	-0.0043 (-0.51)	-0.0064 (-0.81)
R(+)	0.0011 (1.61)	-0.0003 (-0.52)	0.0001 (0.13)	0.0001 (0.14)
R(-)	-0.0020 ^a (-3.14)	-0.0005 (-0.51)	0.0000 (-0.02)	0.0014 ^c (1.92)
BETA	-0.0990 (-1.30)	-0.1170 ^b (-2.24)	-0.0324 (-0.70)	0.0675 (1.59)
IVLT	0.0201 (0.88)	0.0395 ^b (2.04)	-0.0045 (-0.23)	-0.0235 (-1.33)
ISKW	-0.0740 ^b (-2.04)	-0.0233 (-0.96)	-0.0418 ^c (-1.94)	-0.0430 ^b (-2.07)
logP	0.0372 ^c (1.76)	-0.0498 ^a (-3.38)	-0.0039 (-0.32)	0.0177 (1.44)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.0714	0.0527	0.0204	0.0425

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

이상의 결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 거래회전율이 높은 주식은 소형주, 저수익성, 고성장, 저배당 기업의 주식이며, 베타와 고유변동성이 높고 가격이 낮은 주식으로 나타난다. 즉 투자위험도가 높은 주식이다. 둘째, 이러한 재무적 특성, 수익률 특성을 갖는 주식일수록 개인투자자의 거래회전율과 거래비중이 높고, 외국인과 국내 금융기관의 거래회전율과 거래비중은 낮다. 셋째, 이러한 특성의 주식 특성들에 대한 개인투자자의 거래 선호도는 지속적으로 관찰되나, 거래회전율에 미치는 영향은 1999~2003년에 가장 뚜렷하다. 넷째, 이러한 주식에 대해 개인투자자의 거래회전율은 높지만 순매수비율이 높게 나타나지는 않는다.

개인투자자는 투자위험이 높은 주식 혹은 복권형 주식에 대한 거래 선호도를 가지고 있다. 이러한 경향은 2000대 초반 IT버블의 붕괴에 따른 손실을 개인투자자가 떠안는 결과를 초래했으며, 최근 들어 다소 완화되고는 있으나 여전히 누적되고 있는 투자손실의 중요한 원인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다.⁴⁷⁾

3. 대체투자수단

가. ETF

주식시장 거래회전율을 감소시키는 중요한 요인으로 대체투자수단의 발달을 빼놓을 수 없다. 대체투자에 대한 명확한 정의는 존재하지 않으나 일반적으로 주식이나 채권과 같은 전통적인 자산이 아닌 자산에 대

47) 이와 관련된 논의는 고봉찬·김진우(2014), 강장구·심명화(2014)에서도 찾아볼 수 있다.

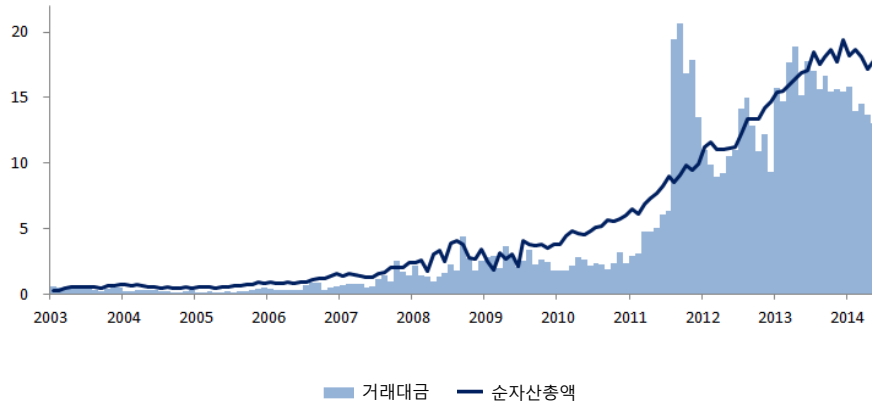
한 투자 또는 매수 및 보유(buy-and-hold) 이외의 전략을 이용한 투자를 포괄적으로 일컫는다. 대표적으로 부동산, 실물상품(commodities), 구조화상품(structured products), 헤지펀드(hedge fund)에 대한 투자 등이 포함된다. 한국 주식시장에서 주식 직접투자와 가장 직접적인 대체관계에 있으며, 시장의 성장세가 가장 두드러진 대체투자수단은 ETF (Exchange Traded Fund)와 ELS(Equity Linked Securities), DLS (Derivatives Linked Securities) 등을 들 수 있다.

먼저 ETF에 대해 살펴보자. ETF는 거래소에서 주식처럼 거래할 수 있도록 한 펀드를 말한다. 일반적인 펀드와 마찬가지로 특정한 지수 또는 특정한 자산의 수익률과 연동되도록 설계된다. ETF는 일반펀드에 비해 운용보수가 낮고, 주식시장에서 자유롭게 거래되므로 접근성과 환금성이 높으며, 운용내역이 투명하게 공개된다. 또한 주식의 매도에 대해 증권거래세가 부과되는 데 반해 ETF 매도에 대해서는 증권거래세가 면제되는 장점도 있다.

한국시장에 2002년 10월 처음 등장한 ETF는 최근 몇 년 사이 거래대금과 순자산 총액이 급격하게 증가하였다. 2003년초 3,000억원에 불과했던 ETF 순자산총액은 2009년말까지 7년간 3조 8천억원으로 증가했는데, 2010년부터는 매년 3조 9천억원씩 증가하여 2013년말에는 19조 4천억원에 이르고 있다. 거래대금의 성장세도 이와 비슷해, 2009년 월평균 2조 6천억원, 2010년 월평균 2조 3천억원 수준이던 것이 2013년에는 월평균 16조 3천억원으로 크게 증가하였다(<그림 IV-12> 참조).

<그림 IV-12> ETF 거래대금 및 순자산총액 추이

(단위: 조원)

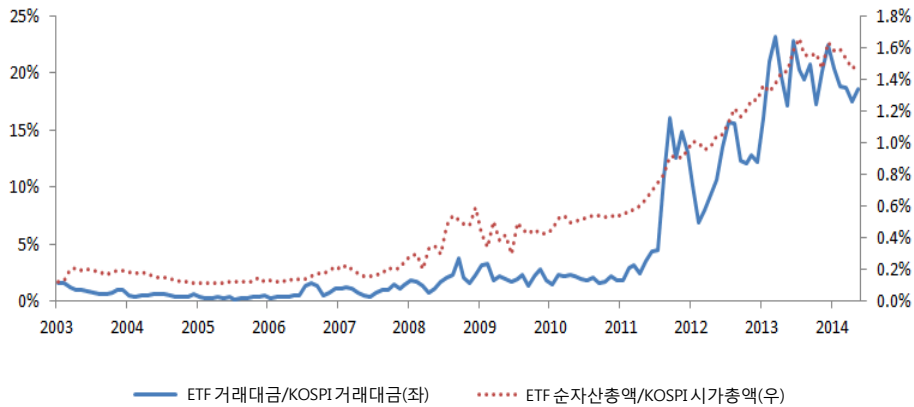


자료: DataGuide

절대적인 성장뿐만 아니라 주식시장 대비 상대적 성장 속도 또한 주목할 만하다. 유가증권시장의 시가총액이 지난 12년간 약 4.6배 증가한 데 비해 ETF 순자산총액은 같은 기간 동안 무려 59배 규모로 커졌다. <그림 IV-13>은 ETF와 유가증권시장의 상대적 규모를 비교하고 있다. 2007년까지 순자산총액으로 평가한 ETF시장의 규모는 유가증권시장 시가총액의 0.3%에도 미치지 못했으나 2011년 이후 성장에 가속도가 붙으면서 2013년 이후에는 평균 1.5% 수준에 이르고 있다.

주식시장 거래대금 대비 ETF시장의 거래대금도 급격한 변화를 보여주고 있다. <그림 IV-13>의 실선은 유가증권시장 거래대금 대비 ETF 거래대금의 추이를 나타낸다. 2007년까지 ETF 거래대금은 유가증권시장 거래대금의 최대 2% 수준에 불과하였다. 이후 ETF 거래가 급격하게 팽창하면서 2013년 이후에는 ETF시장의 거래대금이 유가증권시장 거래대금의 20%에 달한다. ETF시장의 최근 월간 거래회전은 90%로 유가증권시장의 월간 거래회전의 13배에 이르고 있다.

<그림 IV-13> KOSPI 대비 ETF시장 규모 추이

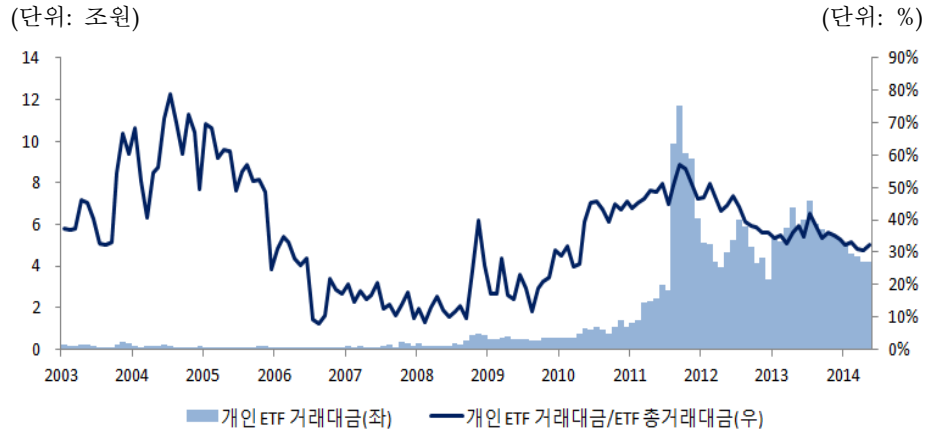


자료: DataGuide

개인투자자의 ETF 거래현황을 살펴보자. 개인투자자의 월간 ETF 거래대금은 2007년 1,600억원 수준에서, 2008년 3,300억원, 2009년 5,000억원, 2010년 8,900억원으로 급속히 증가하였다. 최근에는 월간 4조원~5조원 수준에 이르는 것으로 나타난다. 전체 ETF 거래대금에서 개인이 차지하는 비중은 최근 30~35% 수준을 기록하고 있다(<그림 IV-14> 참조).

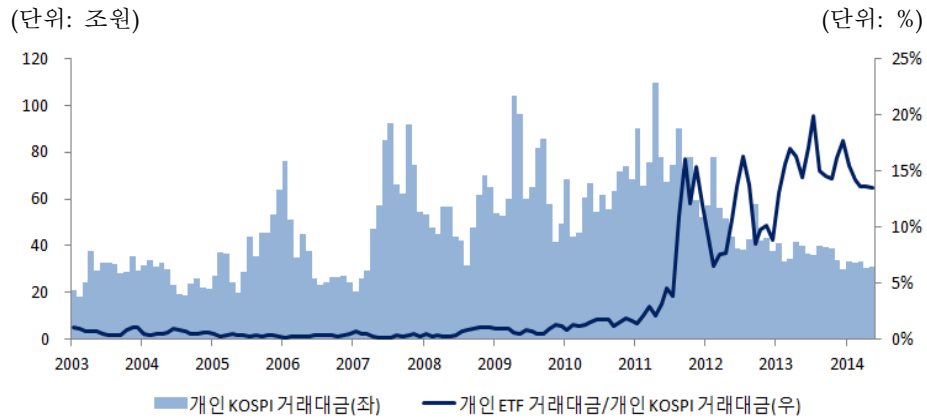
<그림 IV-15>에 제시된 개인투자자의 유가증권시장 거래대금 대비 ETF 거래대금의 비율 추이에 따르면, 2011년 상반기까지 5% 이하에 머물러 있었으나 2011년 하반기 급격하게 증가한 이후 10~20% 수준이 유지되고 있다. 유가증권시장에서의 개인투자자 거래대금은 2011년 상반기를 기점으로 크게 감소하였으나, 개인투자자의 ETF 거래대금은 오히려 크게 증가한 결과이다. 주식 직접투자수요의 일부가 ETF시장으로 유입되었음을 짐작할 수 있다.

<그림 IV-14> 개인 ETF 거래대금 비중 추이



자료: DataGuide

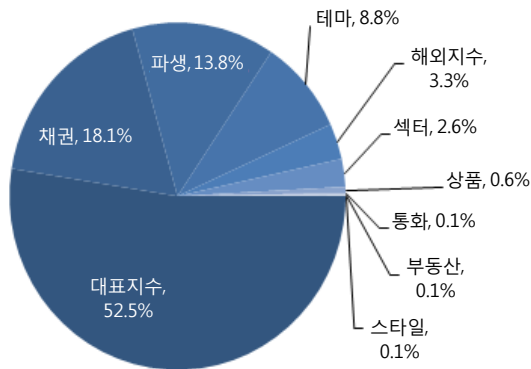
<그림 IV-15> 개인 KOSPI 거래대금 대비 개인 ETF 거래대금 비중 추이



자료: DataGuide

대체투자수단에 대한 수요가 증가하면서 ETF도 다양화되고 있다. <그림 IV-16>은 기초자산 유형별 ETF 순자산총액의 비중을 보여준다. ETF의 기초자산은 주가지수뿐만 아니라, 개별주식 포트폴리오, 금리, 신용, 실물상품 등으로 다양화되어 있음을 알 수 있다. 물론 주가지수 기반 ETF의 비중이 가장 커, 2014년 8월 기준으로 KOSPI200과 같은 시장 대표 지수를 추종하는 ETF가 전체 순자산총액의 52.5%를 차지하고 있다. 채권과 파생상품을 기초로 하는 ETF가 각각 18.1%, 13.8%를 차지하고 있으며 나머지 15.6%는 테마, 해외지수, 섹터, 상품, 통화, 부동산, 스타일 등을 기반으로 한다. 2011년 개인투자자 ETF 거래의 급증은 레버리지 ETF, 인버스 ETF 등 파생 ETF의 영향이 컸던 것으로 평가된다.

<그림 IV-16> 기초자산 유형별 ETF 순자산총액 비중



주 : 2014년 8월 기준
 자료: KRX, DataGuide

ETF시장의 급격한 성장과 개인투자자들의 비중 변화를 고려할 때, 개인투자자의 개별주식 거래수요가 일정부분 ETF 거래수요로 이동했을 가능성이 높다고 판단된다. 특히, 주식시장 거래대금의 감소가 시작되던 시기와 ETF의 거래대금 증가가 시작되는 시기가 서로 맞물린다는 점은 시사하는 바가 크다. 물론 펀드투자수요가 ETF로 이동했을 가능성이거나 개별주식 거래에 참여하지 않던 개인투자자들이 ETF시장으로 새롭게 유입되었을 가능성도 배제할 수는 없다.⁴⁸⁾

ETF시장의 급격한 성장은 대체투자 및 간접투자 수요와 ETF의 상품성이 복합적으로 작용한 결과로 보인다. 저금리와 주식시장 부진으로 대체투자수단에 대한 수요가 높아진 상황에서, 다양한 자산에 대해 저렴한 거래비용으로 손쉬운 투자기회를 제공하는 ETF의 장점이 부각된 것으로 볼 수 있다. 저조한 직접투자성과와 2000년대초 IT버블의 붕괴 및 2008년 글로벌 금융위기의 경험도 개인투자자의 ETF 투자를 증가시키는 요인으로 작용했을 것으로 추정된다.

나. ELS·DLS

ELS·DLS는 기초자산과 파생상품을 결합하여 설계된 구조화상품(structured product)으로 기초자산의 가격에 따라 수익률이 결정되는 특징을 갖는다.⁴⁹⁾ ELS와 DLS의 상품구조는 서로 유사하나 ELS는 주식을 기초자산으로, DLS는 금리, 환율, 실물, 신용 등을 기초자산으로 한다는 차이가 있다. ELS와 DLS는 일반적으로 은행예금이나 국채투자에 비하여 기대위험과 기대수익이 높고 주식투자보다는 기대위험과 기대수익이 낮도록 설계되어 대표적인 중위험·중수익 상품으로 간주된다.

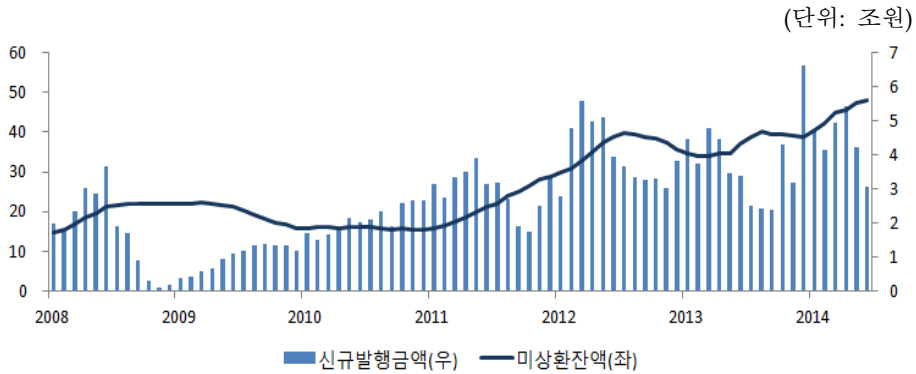
48) 이를 파악할 수 있는 통계는 아직 제시된 바 없는데 추후 구체적인 분석과 평가가 필요한 부분이다.

49) 자본시장법에서는 파생결합증권으로 분류한다.

<그림 IV-17>에 나타나듯이, ELS시장은 2011년 이후 성장세가 두드러진다. 2008년 글로벌 금융위기의 여파로 신규발행이 급감하면서 미상환잔액은 2010년까지 평균 18조원 수준에 정체되어 있었다. 그러나 2009년부터 다시 신규발행이 증가하였고 미상환잔액은 2011년부터 뚜렷하게 늘기 시작한다. 2014년 6월말 기준 ELS시장의 미상환잔액은 약 48조원이며 이는 2010년말 대비 3배 이상 성장한 수치이다.

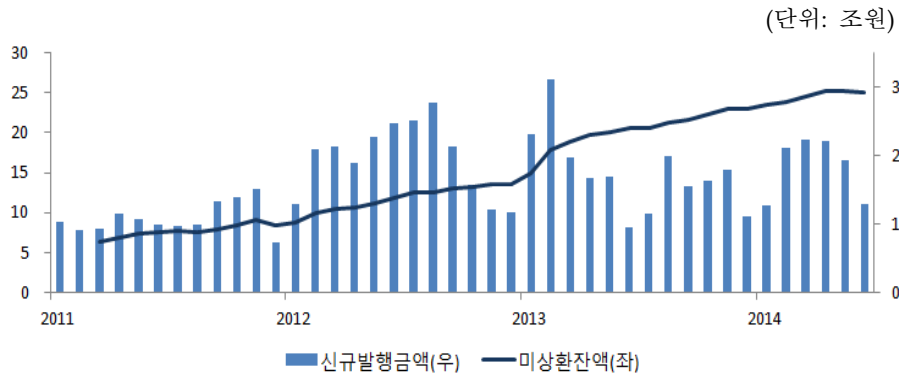
DLS 역시 최근 시장규모가 빠르게 커지고 있다. DLS의 월평균 신규발행금액은 2011년 1조 1천억원, 2012년, 2조원, 2013년 1조 7천억원, 2014년 1조 8천억원으로 2012년 이후 비교적 안정적인 수준을 유지하고 있다. 그 결과 DLS 미상환잔액은 2011년초 6조원에서 2014년 6월말 기준 25조원으로 증가하여 시장규모가 3년 반 만에 네 배로 성장하였다 (<그림 IV-18> 참조).

<그림 IV-17> ELS 신규발행액 및 미상환잔액 추이



자료: KSD, KOFIA

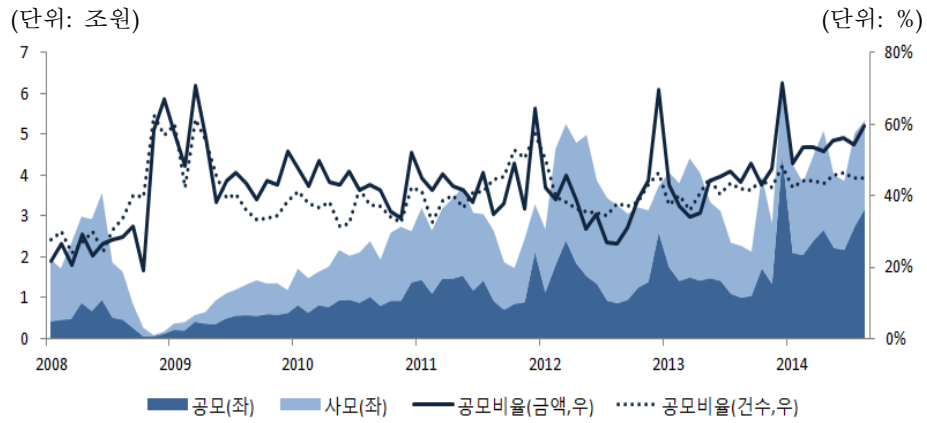
<그림 IV-18> DLS 신규발행액 및 미상환잔액 추이



자료: KSD, KOFIA

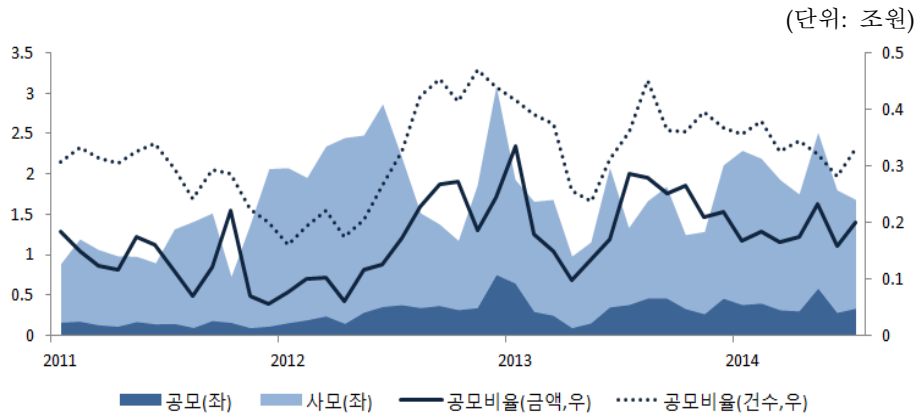
<그림 IV-19>과 <그림 IV-20>은 각각 ELS와 DLS의 공모 및 사모 발행금액과 공모비율을 나타낸다. <그림 IV-19>에 따르면, 최근 ELS의 공모비중이 증가하고 있음을 알 수 있다. ELS 신규발행금액 중 공모금액의 비율은 2010~2011년 40~50% 수준이었는데, 2012년 일시적으로 하락한 후 꾸준히 높아져 최근에는 60%에 이른다. 개인의 투자가 주로 공모를 통해 이루어진다는 점을 감안하면 ELS에 대한 개인투자자의 수요가 늘고 있는 것으로 볼 수 있다. DLS의 공모비율은 전반적으로 ELS에 비해 낮다. 추세의 변화는 명확하게 나타나지 않으나, 2013년 하반기 이후 다소 감소하는 모습이 관찰된다.

<그림 IV-19> ELS 공모비중 추이



자료: KOFIA

<그림 IV-20> DLS 공모비중 추이

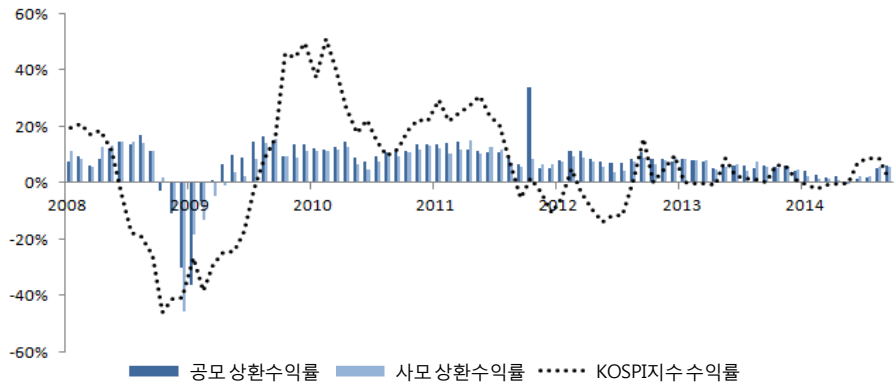


자료: KOFIA

상품의 설계구조가 의도한 바와 같이 ELS와 DLS는 비교적 안정적인 투자성과를 보이고 있다. 2011년 이후 공모 ELS의 평균 상환수익률은 7.8%였으며 사모 ELS의 경우 6.7%로 나타난다. 같은 기간 공모 DLS의

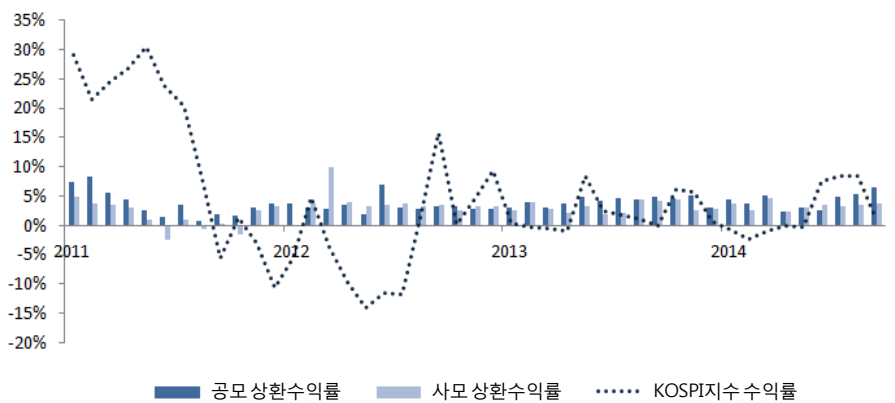
평균 상환수익률은 3.8%, 사모 DLS의 평균 상환수익률은 2.9%로 나타난다(<그림 IV-21>와 <그림 IV-22> 참조). 최근 주식시장 수익률과 변동성, 그리고 시장금리 수준을 고려할 때 ELS·DLS의 중위험·중수익 상품특성이 잘 드러나는 수치이다.

<그림 IV-21> ELS 상환수익률 추이



자료: KSD, DataGuide

<그림 IV-22> DLS 상환수익률 추이



자료: KSD, DataGuide

최근 ELS와 DLS의 시장규모가 지속적으로 확대되고 특히 ELS 신규 발행에서 공모비중이 증가하고 있다는 점에서 개인투자자의 자금유입이 활발하게 이루어지고 있음을 짐작할 수 있다. 또한 ETF의 경우와 마찬가지로 ELS·DLS시장의 성장세가 커지는 시점이 주식시장 거래대금이 감소하기 시작한 시점과 겹치고 있어 주식 직접투자자금이 이동하고 있는 것으로 추정할 수 있다.

고위험·고수익 상품인 주식의 성과가 부진하고 금리가 낮은 상황이 지속되면서 ELS·DLS와 같은 중위험·중수익 상품에 대한 투자수요가 증가하는 것은 예상된 결과다. 도입초기에 비해 ELS·DLS와 같은 구조화상품에 대한 투자자의 이해도가 상승한 것으로 보이며, 향후 기초자산의 범위가 확대되고 수익구조의 다양성도 한층 제고될 것으로 기대된다. 따라서 ELS·DLS는 주식 직접투자의 대안으로써 그 역할과 수요가 점차 확대될 것으로 전망된다.

V. 거래회전율 감소의 평가

1. 가격효율성
2. 국제비교

V. 거래회전을 감소의 평가

실증분석을 통해 지난 15년간 한국 주식시장의 거래회전을 감소는 투자자 유형별 거래회전을 및 보유 비중의 변화와 주가변동성의 감소에 큰 영향을 받았음을 확인하였다. 또한 경제성장 둔화, 인구고령화, 개인 투자자의 투자여력 감소라는 거시경제적 변화와, 개인투자자의 저조한 직접투자성과, 개인투자자의 비합리적 투자행태 완화, 대체투자수단의 발달이 영향을 미쳤을 것으로 분석되었다.

그렇다면 주식거래 감소는 주식시장에 어떠한 영향을 미쳤을까. 증권사 및 거래소의 수수료 수입 감소, 정부의 거래세수 감소 등과 같은 양적인 측면과 거래비용, 자본비용, 혹은 가격효율성 변화와 같은 질적인 측면을 생각해 볼 수 있다. 양적인 측면의 영향은 비교적 명백하고 쉽게 수치화가 가능하므로 여기서 다룰 이유는 없다고 본다. 질적인 측면의 영향 중 거래비용에 대해서는 이미 II장 4절에서 분석한 바 있다. 표본기간 동안 거래회전의 감소에도 불구하고 거래비용이 오히려 감소하였으므로, 거래회전을 감소가 거래비용을 증가시킨다는 가설은 기각된다. 자본비용의 경우에도, 거래회전을 감소가 자본비용을 증가시킨다는 가설은 기각된다. 유동성 프리미엄(liquidity premium)은 거래비용이 높을수록 그리고 평균보유기간이 짧을수록 증가하는데,⁵⁰⁾ 표본기간 동안 거래비용은 하락하였고 평균보유기간은 증가하였기 때문이다. 따라서 본 장에서는 질적인 측면 중 주식거래 감소가 가격효율성에 미친 영향에 주목하여 실증적으로 분석하도록 한다.

50) Amihud and Mendelson(1986a, 1986b)

1. 가격효율성

증권시장에서 효율성이라는 개념은 일반적으로 정보의 효율성을 의미한다. 즉, 시장에 새롭게 발생한 모든 정보가 즉각적이고 정확하게 주가에 반영될 때 시장은 효율적이라고 말한다. 풍부한 유동성이 존재할 때 주식에 대한 정보가 가격에 즉각적으로 반영될 가능성이 높다는 점에서 거래가 활발할수록 가격효율성이 높다는 것이 일반적인 견해다. 이를 고려하면 국내 주식시장에서의 거래회전율 감소는 가격효율성을 하락시켰을 가능성이 존재한다. 반면 투자자구성의 변화로 가격효율성이 개선되었을 가능성 역시 존재한다. 거래회전율이 높았던 시기에, 주관적 판단이나 기업정보와 무관한 이유로 거래할 가능성이 높은, 흔히 잡음거래자(noise trader)로 분류되는 개인투자자가 압도적인 비중을 차지했었기 때문이다. 따라서 거래회전율 감소라는 양적 지표의 변화가 가격효율성이라는 시장의 질적 측면에 부정적인 영향을 미쳤는지 여부는 실증적인 평가가 필요한 사안이다.

효율적 시장에 대한 이론적 연구는 Samuelson(1965)과 Fama(1965a, 1965b, 1970)로부터 시작되었다. Fama(1965b)는 '효율적 시장'이라는 개념을 최초로 사용하였으며, 시장참여자가 접근 가능한 정보 수준에 따라, 시장을 약형 효율시장(weak-form efficient market), 준강형 효율시장(semi-strong-form efficient market), 강형 효율시장(strong-form efficient market) 등 세 가지 유형으로 분류하였다. 약형 효율시장은 현재 주가가 과거 주가 및 거래량 등에 대한 역사적 정보를 완전히 반영하고 있는 시장을 의미한다. 따라서 과거의 주가나 거래량 정보를 이용하여 미래의 주가를 예측하는 것은 불가능하다. 준강형 효율시장은 일반에게 공개되는 모든 정보가 신속하고 정확하게 현재의 주가에 반영되는 시장을 뜻한다. 일반에게 공개되는 모든 정보에는 과거 주가와 거래량 정보뿐만

아니라, 기업의 재무제표, 거시경제지표 등 외부에 공개된 모든 정보를 포함한다. 마지막으로 강형 효율시장은 외부에 공개된 정보뿐만 아니라, 기업의 내부정보(inside information)까지도 신속하고 정확하게 반영되는 시장을 말한다.

한편 행태재무론(behavioral finance)에서는 투자자의 결정이 합리적이라는 전제에 의문을 제기하며, 투자자들이 비이성적(irrational) 본성을 바탕으로 의사결정을 한다고 주장한다. 투자자의 비합리적인 선택은 증권가격의 과대평가 혹은 과소평가를 일으키는데, 이러한 가격오류는 시장이 전적으로 효율적이지는 않다는 증거가 된다. 아울러 비합리적인 투자자들로 인한 가격오류는 체계적(systematic)이기 때문에 사라지지 않는다고 본다. 행태재무론에서는 체계적 가격오류의 예로 1월 효과(January effect), 이익공시 후 주가잔류현상(post earnings announcement drift), 모멘텀 효과(momentum effect), 폐쇄형 펀드 퍼즐(closed-end-fund puzzle) 등을 언급한다.

본 절에서는 한국 주식시장의 가격효율성이 어떻게 변해 왔는지, 가격효율성에 영향을 미치는 요인은 무엇인지 분석한다. 이를 통해 거래회전율의 변화와 가격효율성과의 관련성을 파악해 보고자 한다.

앞서 약형 효율적 시장에서는 과거 주가 및 거래량 정보가 현재 주가에 완전히 반영된다고 언급하였다. 이것이 성립할 경우, 과거, 현재, 미래의 주가변화는 서로 상관관계를 갖지 않고 무작위적으로 변동하게 된다.⁵¹⁾ Fama(1965a)는 미국 주식시장을 대상으로 개별주식 수익률이 시계열적인 상관관계를 갖지 않는다는 것을 실증적으로 확인하였다. 이를 고려하여 개별주식 수익률의 시계열 상관계수를 첫 번째 가격효율성 지표로 활용한다.

51) 이를 특별히 랜덤워크가설(random walk hypothesis)이라 한다.

$$ACOR(I) = |Cor(R_{t-1}(I), R_t(I))| \quad (14)$$

여기서 $R_t(I)$ 는 I 일 간격으로 계산한 t 시점의 주가 수익률을 의미한다. I 는 1일과 5일을 이용하도록 한다.

Lo and Mackinlay(1988)는 분산비율검정(Variance Ratio Test)을 통해 가격효율성을 검증하였다. 약형 효율적시장이라면 주가 수익률의 분산은 기간에 비례해야 한다. 즉 5일 주가수익률의 분산은 1일 주가수익률의 분산의 다섯 배가 되어야 한다. 만약 주가수익률에 양(+)의 자기상관관계가 존재한다면 다섯 배가 넘게 되며, 음(-)의 자기상관관계가 존재한다면 다섯 배가 되지 못한다. 분산비율을 다음과 같이 정의하여 두 번째 가격 효율성 지표로 이용한다.

$$VR(n, m) = \left| 1 - \frac{VAR(R(m))n}{VAR(R(n))m} \right| \quad (15)$$

$VAR(R(n))$, $VAR(R(m))$ 는 각각 n 일과 m 일 간격으로 계산한 주가 수익률의 분산을 의미한다.

Hou and Moskowitz(2005)는 시장마찰요인(market friction)이 정보의 확산과 가격반영을 제약할 수 있다는 관점에서 가격발견의 지연을 측정하는 지표를 제안하였다. 이들은 미국 주식시장에 대한 실증분석을 통해 규모가 작고, 변동성이 높으며, 잘 알려지지 않는 기업일수록 가격발견이 지연된다는 사실을 확인한 바 있다. Hou and Moskowitz(2005)의 가격효율성 지표는 다음과 같은 회귀모형을 통해 측정한다.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{M,t} + \sum_{j=1}^4 \gamma_i^{-j} R_{M,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (16)$$

여기서 $R_{i,t}$ 는 t 시점의 주식 i 수익률, $R_{M,t}$ 은 t 시점의 시장수익률을 의미한다. 주가가 시장정보에 즉각적으로 반응한다면 γ_i^{-j} 는 모두 0이 될 것이며, 즉각적으로 반응하지 않고 지연되어 반응한다면 γ_i^{-j} 는 0이 아닌 값을 갖게 될 것이다. 따라서 회귀모형 (3)의 R^2 ($\equiv R_{UN}^2$)와 γ_i^{-j} 를 모두 0으로 제약한 모형($\gamma_i^{-1} = \gamma_i^{-2} = \gamma_i^{-3} = \gamma_i^{-4} = 0$)의 R^2 ($\equiv R_{RE}^2$)의 격차는 커지게 된다. 이 격차가 클수록 현재 주가수익률에 대한 과거 시장수익률의 설명력이 높고, 가격발견이 지연된다는 의미가 된다. 이러한 논리에 근거하여 가격발견의 지연 정도를 측정하는 지표, $DELAY$ 를 다음과 같이 정의한다. $DELAY$ 는 0과 1 사이의 값을 가지며, $DELAY$ 의 값이 클수록 가격발견이 지연되고 가격효율성이 낮다고 본다.

$$DELAY = 1 - \frac{R_{RE}^2}{R_{UN}^2} \quad (17)$$

마지막 가격효율성 지표는 Bris, Goetzmann and Zhu(2007)의 척도이다. 공매도가 제한되거나 파생상품이 존재하지 않을 경우 주가하락을 통해 이익을 볼 수 있는 기회가 제한된다. 따라서 주식에 대한 부정적 정보가 활발하게 생산되고 가격에 효과적으로 반영될 가능성이 낮아진다. 그렇다면 주가지수가 상승할 때에 비해 하락할 때 개별주식과 주가지수와의 동조화 현상은 심화될 것으로 예상할 수 있다. Bris, Goetzmann and Zhu는 아래 두 회귀모형의 R^2 의 차이를 통해 이러한 가격효율성의 비대칭성을 측정하였다.

$$\begin{cases} R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{M,t}^+ + \epsilon_{i,t} \\ R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{M,t}^- + \epsilon_{i,t} \end{cases} \quad (18)$$

여기서 $R_{M,t}^+$ 는 시장수익률이 0보다 큰 경우의 시장수익률을, $R_{M,t}^-$ 는 시장수익률이 0보다 작은 경우의 시장수익률을 의미한다. 가격효율성 척도, BGZ는 다음과 같이 두 번째 회귀모형의 $R^2(=R_{DO}^2)$ 와 첫 번째 회귀모형의 $R^2(=R_{UP}^2)$ 의 차이로 정의한다.

$$BGZ = R_{DO}^2 - R_{UP}^2 \quad (19)$$

이 값이 클수록 가격상승시의 가격효율성에 비해 가격하락시의 가격효율성이 낮다는 의미가 된다. Bris, Goetzmann and Zhu(2007)는 46개국 주식시장을 분석한 결과, 공매도가 제약된 국가일수록 이 척도의 값이 크게 나타난다는 결과를 제시하고 있다.

이상의 네 가지 가격효율성 지표를 토대로 한국 주식시장의 가격효율성의 결정요인과 변화양상을 평가해 보자. 각 지표는 개별주식별로 2년의 이동구간 자료를 이용하여 계산하였다. DELAY와 BGZ의 측정을 위한 회귀모형의 추정에는 주간 수익률 자료를 이용하였다.

<표 V-1>에는 가격효율성 지표의 기초통계가 제시되어 있다. 자기상관계수의 평균값은 일간수익률 기준 0.0691, 5일 수익률 기준 0.1173이다. 5일 수익률로 계산한 경우 더 큰 값을 보여, 단기 수익률의 효율성이 상대적으로 높은 것으로 나타난다. 5일 수익률에서는 자기상관계수가 음(-)인 경우가 전체 표본의 80%를 차지하여 수익률 반전현상이 존재하는 것으로 보인다. 분산비율의 경우에도 VR(1,5)와 VR(5,20) 모두 유의하게 0보다 커, 수익률이 랜덤워크를 따르지 않는 것으로 나타난다.

가격발견의 지연을 나타내는 *DELAY*의 평균값은 0.0403으로, 개별주식 수익률에 대한 과거 시장수익률의 설명력이 존재한다. *BGZ* 역시 평균 0.1098로, 개별주식 수익률에 대한 시장수익률의 설명력은 시장수익률이 상승할 때 보다 하락할 때 더 높은 것으로 나타난다. 부정적 고유정보의 생산과 반영이 활발하지 않아 시장수익률 하락시 동조화현상이 나타나는 것으로 볼 수 있다. 그러나 *BGZ*가 음(-)인 경우도 일부 발견되고 있어 해석에 주의를 요한다.

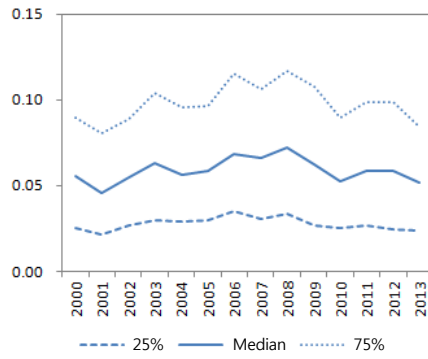
<표 V-1> 가격효율성 지표 기초통계

변수	평균	표준편차	최소값	25%	중간값	75%	최대값
<i>ACOR(1)</i>	0.0691	0.0531	0.0000	0.0275	0.0583	0.0981	0.4169
<i>ACOR(5)</i>	0.1173	0.0842	0.0000	0.0493	0.1035	0.1683	0.5312
<i>VR(1,5)</i>	0.0836	0.0772	0.0000	0.0311	0.0665	0.1160	2.1757
<i>VR(5,20)</i>	0.1516	0.1403	0.0000	0.0556	0.1149	0.2020	1.3627
<i>DELAY</i>	0.0403	0.0315	0.0003	0.0184	0.0322	0.0535	0.3376
R_{UN}^2	0.2599	0.1507	0.0043	0.1410	0.2351	0.3564	0.8204
R_{RE}^2	0.2195	0.1535	0.0000	0.0963	0.1940	0.3164	0.8092
<i>BGZ</i>	0.1098	0.1473	-0.4645	0.0065	0.0861	0.2025	0.6305
R_{DO}^2	0.1993	0.1561	0.0000	0.0688	0.1722	0.2985	0.7928
R_{UP}^2	0.0895	0.0992	0.0000	0.0155	0.0556	0.1295	0.6759

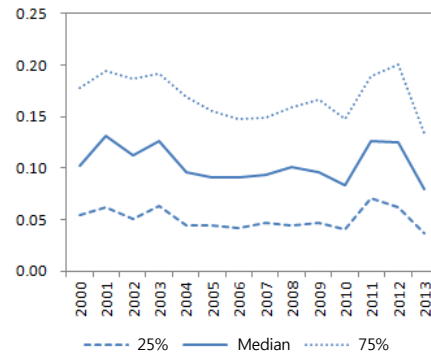
<그림 V-1>은 각 가격효율성 변수의 시계열 변화를 보여주고 있다. 변수에 따라 변화의 양상이 차별적이며 일관된 시계열적 변화는 관찰할 수 없다. 다만, *VR(1,5)*를 제외한 모든 변수에서 금융위기 혹은 재정위기 전후로 높은 값을 형성하는 경향이 관찰된다. 이는 외부적 충격으로 불확실성이 높은 시기였다는 점에서 직관적으로 타당하다. 한편, *ACOR(5)*와 *VR(5,20)*은 2000년대 초반에 높은 값을 보여준다.

<그림 V-1> 가격효율성 지표 추이

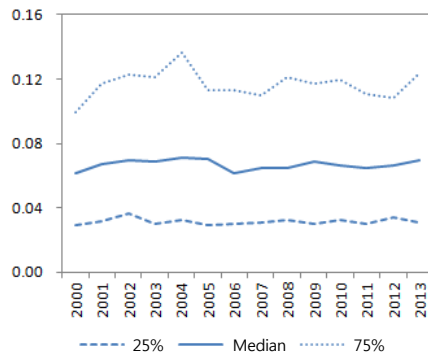
패널 A. ACOR(1)



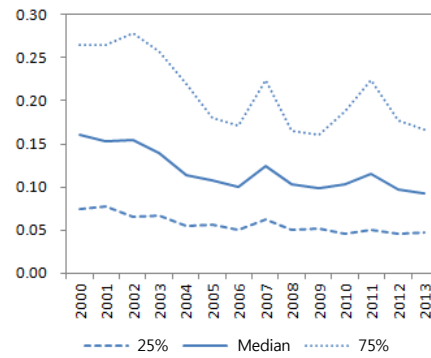
패널 B. ACOR(5)



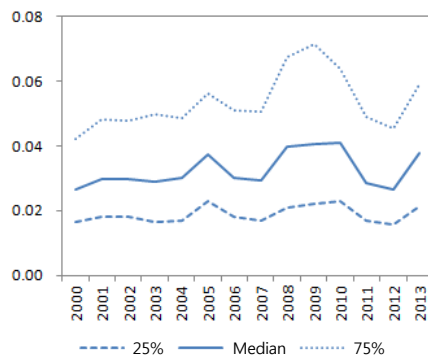
패널 C. VR(1,5)



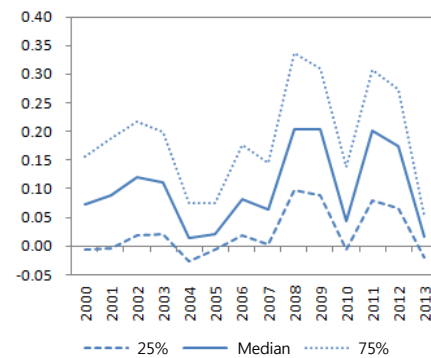
패널 D. VR(5,20)



패널 E. DELAY



패널 F. BGZ



만약, 거래회전의 감소가 가격효율성의 감소로 이어졌다면 가격효율성 지표는 시간에 따라 증가하는 모습이어야 할 것이다. <표 V-2>는 표본기간을 네 개의 구간으로 나누어 가격효율성 지표를 비교한 것이다. 네 개의 구간은 앞서의 분석에서와 마찬가지로 1999~2003년(A), 2004~2007년(B), 2008~2010년(C), 2011~2013년(D)으로 구분하였다.

시간에 따라 가격효율성이 하락, 즉 가격효율성 지표가 증가한다면 각 기간과 다음 기간의 가격효율성 지표의 차이는 유의한 음(-)이어야 한다. 표의 좌측의 각 가격효율성 지표의 값과 우측에 제시된 t검증결과를 보면 기간간 가격효율성 지표의 차이가 유의한 양(+)인 경우가 다수 발견되며, 변수에 따라서도 일관성이 없다. 이러한 결과는 거래회전을 하락이 가격효율성의 저하를 가져왔다고 보기 어렵다는 것을 보여준다.

<표 V-2> 기간별 가격효율성 변화

	99~03 (A)	04~07 (B)	08~10 (C)	11~13 (D)	(A)-(B) [sign]	(B)-(C) [sign]	(C)-(D) [sign]	(A)-(D) [sign]	(B)-(D) [sign]
ACOR(1)	0.0632	0.0739	0.0735	0.0662	[-] ^a	[+]	[+] ^a	[-] ^c	[+] ^a
ACOR(5)	0.1294	0.1077	0.1093	0.1225	[+] ^a	[-]	[-] ^a	[+] ^b	[-] ^a
VR(1,5)	0.0828	0.0833	0.0833	0.0851	[-]	[+]	[-]	[-]	[-]
VR(5,20)	0.1916	0.1481	0.1253	0.1368	[+] ^a	[+] ^a	[-] ^a	[+] ^a	[+] ^a
DELAY	0.0349	0.0381	0.0506	0.0391	[-] ^a	[-] ^a	[+] ^a	[-] ^a	[-]
BGZ	0.0959	0.0645	0.1608	0.1283	[+] ^a	[-] ^a	[+] ^a	[-] ^a	[-] ^a

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

거래회전을 이외에도 가격효율성에 영향을 미치는 다른 요인들을 생각해 볼 수 있다. 기업규모가 클수록 정보비대칭이 작고, 투자자 기반이 두터워 가격효율성이 높을 것으로 기대할 수 있다. 또한 호가단위가 클수록 가격발견의 정확성을 떨어뜨리므로 가격효율성을 저해하는 요인으

로 작용할 수 있다. 거래비용이 높은 경우에도 차익거래기회가 감소하여 가격효율성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 엄밀한 평가를 위해서는 이러한 요인들의 영향을 통제할 필요가 있다.

먼저 이러한 요인들이 가격효율성에 미치는 영향을 검토해보자. 기업 규모는 시가총액(MV), 호가단위는 주가 대비 호가단위의 비율로 측정하며(RTICK), 거래비용은 II장 4절의 거래비용분석에서 추정된 호가 스프레드율(SPRD)을 이용한다.

먼저 표본주식을 매년 거래회전율, 시가총액, 호가단위, 호가 스프레드율을 기준으로 상하위 그룹으로 나누고 그룹간 가격효율성 지표를 비교해 보자. 상하위 그룹을 연간 기준으로 설정함으로써 시계열적 변화의 영향을 통제하고 횡단면적 차이를 살펴본다.

단변량분석결과는 <표 V-3>에 제시되어 있다. 먼저 거래회전율을 기준으로 비교해보면, 거래회전율이 높은 주식(H)의 가격효율성이 높은 것으로 나타난다. VR(5,20)을 제외한 모든 효율성지표가 거래회전율과 음(-)의 관계를 가지며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 거래회전율은 유동성의 척도로서 가격효율성의 중요한 요건임을 짐작할 수 있다.

시가총액(MV) 역시 예상대로 시가총액이 큰 주식(H)일수록 효율성이 높다. BGZ를 제외한 모든 효율성지표에서 시가총액 상·하위 그룹간 차이가 통계적으로 유의하다. 호가단위(RTICK)의 경우에는, 통계적 유의성은 높지 않으나, 예상과 달리 가격효율성과 양(+)의 관계가 나타난다. 국내 주식시장의 호가단위가 가격발견의 장애요인으로 작용하지 않을 만큼 충분히 세분화되어 있거나, 다른 변수와의 상관관계로 인해 예상과 다른 결과가 나타나는 것으로 추정된다. 마지막으로 호가 스프레드(SPRD)는 ACOR(1), VR(1,5), VR(5,20), DELAY 등 네 개의 효율성 지표에서 유의한 음(-)의 값을 나타내, 호가 스프레드가 클수록 가격효율성이 떨어지는 것으로 나타난다. BGZ는 기대와 달리 유의한 양(+)의 값을 가

지는데, 역시 다른 변수와의 상관관계에 따른 결과로 보인다. 다만 BGZ가 가격효율성의 수준을 측정하는 지표가 아니라 가격효율성의 비대칭성을 측정하는 지표라는 점에서 큰 의미를 둘 필요는 없다.

다음으로 투자자 유형별 거래회전율과 거래비중을 기준으로 주식을 상·하위 그룹으로 나누어 가격효율성 지표의 차이를 비교해 보았다. <표 V-4>에 따르면, 거래회전율의 경우 모든 투자자 유형에서 거래회전율이 높을수록 가격효율성이 높은 것으로 나타난다. t 통계량을 볼 때, 가격효율성 차이의 유의성은 개인투자자의 경우 가장 작아 개인 거래회전율의 가격효율성에 대한 영향력이 상대적으로 낮음을 알 수 있다. 거래비중을 기준으로 그룹을 나누어 비교하면(<표 V-5>), 개인의 거래비중이 높을수록 가격효율성은 하락하는 반면 외국인과 국내 기관투자자의 거래비중이 높을수록 가격효율성은 증가하는 것으로 나타난다. 이 결과는 기업규모의 영향을 받았을 것으로 보인다.

<표 V-3> 가격효율성 단변량 분석

	TURN			MV			RTICK			SPRD		
	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat
	ACOR(1)	0.0703	0.0679	(1.99) ^b	0.0721	0.0665	(4.71) ^a	0.0714	0.0666	(4.03) ^a	0.0669	0.0714
ACOR(5)	0.1205	0.1140	(3.42) ^a	0.1276	0.1081	(10.31) ^a	0.1168	0.1177	(-0.49)	0.1172	0.1173	(-0.02)
VR(1,5)	0.0883	0.0789	(5.43) ^a	0.0939	0.0745	(11.02) ^a	0.1128	0.1071	(1.71) ^c	0.0810	0.0865	(-3.20) ^a
VR(5,20)	0.1514	0.1516	(-0.06)	0.1671	0.1377	(9.23) ^a	0.0410	0.0396	(1.93) ^c	0.1455	0.1580	(-3.98) ^a
DELAY	0.0422	0.0383	(5.52) ^a	0.0424	0.0384	(5.66) ^a	0.1506	0.1524	(-0.57)	0.0385	0.0422	(-5.16) ^a
BGZ	0.1183	0.1017	(5.05) ^a	0.1119	0.1083	(1.09)	0.0858	0.0813	(2.60) ^a	0.1206	0.0985	(6.75) ^a

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 V-4> 가격효율성 단변량 분석: 투자자 유형별 거래회전율

	TURN			외국인			펀드			증권			연기금·보험		
	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat
	ACOR(1)	0.0704	0.0678	(2.22) ^b	0.0721	0.0662	(4.96) ^a	0.0739	0.0649	(7.53) ^a	0.0723	0.0662	(5.11) ^a	0.0742	0.0647
ACOR(5)	0.1199	0.1146	(2.76) ^a	0.1246	0.1104	(7.50) ^a	0.1260	0.1096	(8.62) ^a	0.1254	0.1099	(8.19) ^a	0.1276	0.1083	(10.17) ^a
VR(1,5)	0.0874	0.0798	(4.39) ^a	0.0920	0.0758	(9.30) ^a	0.0951	0.0736	(12.19) ^a	0.0924	0.0757	(9.52) ^a	0.0958	0.0731	(12.86) ^a
VR(5,20)	0.1492	0.1539	(-1.49)	0.1630	0.1408	(7.05) ^a	0.1683	0.1369	(9.87) ^a	0.1657	0.1388	(8.49) ^a	0.1700	0.1355	(10.80) ^a
DELAY	0.0419	0.0386	(4.64) ^a	0.0424	0.0383	(5.77) ^a	0.0429	0.0380	(6.80) ^a	0.0428	0.0380	(6.68) ^a	0.0432	0.0378	(7.56) ^a
BGZ	0.1173	0.1026	(4.46) ^a	0.1165	0.1040	(3.79) ^a	0.1087	0.1112	(-0.75)	0.1106	0.1095	(0.33)	0.1083	0.1115	(-0.97)

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 V-5> 가격효율성 단변량 분석: 투자자 유형별 거래비중

	PVAL														
	개인			외국인			펀드			증권			연기금·보험		
	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat	L	H	t-stat
ACOR(1)	0.0678	0.0705	(-2.26) ^b	0.0713	0.0672	(3.45) ^a	0.0717	0.0667	(4.19) ^a	0.0715	0.0669	(3.81) ^a	0.0723	0.0663	(5.05) ^a
ACOR(5)	0.1109	0.1242	(-7.03) ^a	0.1257	0.1099	(8.31) ^a	0.1243	0.1110	(6.98) ^a	0.1246	0.1106	(7.39) ^a	0.1256	0.1099	(8.26) ^a
VR(1,5)	0.0784	0.0892	(-6.20) ^a	0.0924	0.0759	(9.39) ^a	0.0920	0.0761	(9.09) ^a	0.0910	0.0769	(8.04) ^a	0.0928	0.0756	(9.75) ^a
VR(5,20)	0.1379	0.1662	(-8.94) ^a	0.1663	0.1385	(8.71) ^a	0.1663	0.1383	(8.82) ^a	0.1643	0.1400	(7.67) ^a	0.1693	0.1359	(10.49) ^a
DELAY	0.0393	0.0414	(-3.03) ^a	0.0418	0.0390	(4.02) ^a	0.0418	0.0389	(4.14) ^a	0.0421	0.0387	(4.82) ^a	0.0418	0.0390	(4.00) ^a
BGZ	0.1133	0.1065	(2.08) ^b	0.1051	0.1143	(-2.78) ^a	0.1073	0.1124	(-1.56)	0.1073	0.1124	(-1.54)	0.1069	0.1128	(-1.78) ^c

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

이상의 기초통계 분석과 단변량 분석을 바탕으로 다변량 분석을 수행한다. 분석모형은 다음과 같다.

$$EFF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 EFF_{i,t-1} + \beta_3 \log MV_{i,t} + \beta_4 RTICK_{i,t} + \beta_5 SPRD_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (20)$$

$EFF_{i,t}$ 는 주식 i 의 t 시점 가격효율성 변수로, $ACOR(5)$, $VR(5,20)$, $DELAY$, BGZ 중 하나의 변수이다. 가격효율성 변수는 모두 연속변수 값을 갖도록 변환하여 사용한다.⁵²⁾ $TA_{i,t}$ 는 주식 i 의 t 시점 거래활동 변수로, 거래회전을($TURN$) 또는 거래비중($PVAL$)이며, $\log MV$, $RTICK$, $SPRD$ 는 통제변수로 각각 시가총액, 호가단위, 호가 스프레드율이다. 가격효율성 변수의 자기상관성을 고려하여 직전시점의 가격효율성 변수를 독립변수로 추가하였으며, 연간자료를 이용하여 Petersen(2009)의 two-way clustering 방법으로 추정한다.

<표 V-6>은 시장전체 거래회전을 거래활동변수로 사용한 분석결과이다. 거래회전을 계수를 보면, $ACOR(5)$ 모형의 경우 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 거래회전이 높을수록 가격효율성이 증가하는 것으로 나타난다. BGZ 모형의 경우에도 거래회전의 계수가 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 거래회전이 높을수록 가격효율성이 증가하는 것으로

52) 변수는 다음과 같이 변환한다.

$$ACOR(5): \log\left(\frac{1+ACOR(5)}{1-ACOR(5)}\right)$$

$$VR(5,20): \log(VR(5,20))$$

$$DELAY: \log\left(\frac{R_{UN}^2}{1-R_{UN}^2}\right) - \log\left(\frac{R_{RE}^2}{1-R_{RE}^2}\right)$$

$$BGZ: \log\left(\frac{R_{DO}^2}{1-R_{DO}^2}\right) - \log\left(\frac{R_{UP}^2}{1-R_{UP}^2}\right)$$

나타난다. 반면 $VR(5,20)$ 모형과 $DELAY$ 모형에서는 유의하지 않다. 한편, 시가총액은 $DELAY$ 와 BGZ 에서 유의한 음(-)의 값, $RTICK$ 은 $VR(5,20)$ 에서 유의한 양(+의 값, $SPRD$ 는 $DELAY$ 에서 유의한 양(+의 값으로, 예상된 바와 같다.

<표 V-6> 가격효율성 결정요인

	$ACOR(5)$	$VR(5,20)$	$DELAY$	BGZ
Intercept	-157.2802 ^a (-2.83)	-185.3098 ^a (-4.84)	143.2220 ^a (5.49)	364.4714 ^a (3.58)
EFF	0.2423 ^a (7.50)	0.1962 ^a (6.58)	0.3252 ^a (4.09)	0.2897 ^a (5.50)
$TURN$	-0.0678 ^b (-2.43)	0.0312 (0.95)	-0.0073 (-0.33)	-0.3331 ^a (-3.79)
$\log MV$	-2.1672 (-1.09)	-1.2860 (-0.97)	-2.9903 ^a (-3.07)	-12.3684 ^a (-3.53)
$RTICK$	9.1522 (0.75)	28.3184 ^b (2.28)	-8.6784 (-1.17)	-26.9686 (-1.49)
$SPRD$	-2.2181 (-0.58)	2.9041 (0.76)	17.0753 ^a (4.76)	-0.5824 (-0.04)
R^2	0.0807	0.0621	0.1952	0.1373

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

시장전체 거래회전을 대신 투자자 유형별 거래회전을 또는 거래비중을 거래활동변수로 이용하여 추가적인 분석을 시행하였다. <표 V-7>의 패널 A는 종속변수로 $ACOR(5)$ 를 사용한 모형의 추정결과이다. 투자자 유형별 거래회전을만을 설명변수로 사용한 패널 좌측의 추정결과를 보면, 개인, 펀드, 증권, 연기금·보험의 거래회전이 높을수록 $ACOR(5)$ 가 감소, 즉 가격효율성이 증가하는 것으로 나타난다. 계수는 각각 -0.0645, -7.3187, -19.0235, -17.7856으로 증권과 연기금·보험 거래회전에 대한 $ACOR(5)$ 의 민감도가 현저하게 높다. 외국인 거래회전의 영향은 유의하지 않다.

패널 우측은 투자자 유형별 거래회전율과 거래비중을 설명변수로 함께 사용한 모형의 추정결과이다. 개인의 경우 거래회전율의 유의성은 사라지고 대신 거래비중이 $ACOR(5)$ 와 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타난다. 외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험의 거래회전율이 높을수록 $ACOR(5)$ 가 하락하며 계수의 크기는 증권과 연기금·보험의 경우 가장 크다. 반면 외국인, 펀드, 증권의 거래비중이 높을수록 $ACOR(5)$ 가 오히려 증가한 것으로 나타난다. 이러한 결과는 외국인, 증권, 국내 기관투자자들은 정보거래자로서, 개인은 유동성공급자로서 가격효율성에 기여한다는 것을 시사한다. 한편, 기업규모, 호가단위, 호가스프레드 등 다른 통제변수는 전반적으로 유의성이 떨어진다.

패널 B는 종속변수로 $VR(5,20)$ 을 이용한 추정결과이다. 패널 A의 결과와 대체로 유사하다. 펀드, 증권, 연기금·보험의 거래회전율이 증가할수록 $VR(5,20)$ 이 하락하며, 외국인의 거래비중이 늘어날수록 $VR(5,20)$ 은 증가한다. 패널 A에서와 마찬가지로 증권과 연기금·보험 거래회전율의 계수가 가장 크게 나타나 가격효율성에 대한 영향력 또는 기여도가 높은 것으로 보인다. 특히 증권 거래회전율의 계수는 패널 A와 패널 B 모두에서 -20 내외로 가장 작는데, 가격불균형을 해소하는 증권사의 차익거래가 원인일 가능성이 있다. 한편, 개인의 거래회전율과 거래비중의 계수는 유의성이 나타나지 않는다. 다른 통제변수 중에서는 호가단위의 계수가 모든 모형에서 유의한 양(+)의 값으로 가격효율성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다.

패널 C는 종속변수로 $DELAY$ 를 이용한 추정결과다. 먼저 거래활동 변수 중 투자자 유형별 거래회전율만을 설명변수로 이용한 결과에서는 어떤 투자자 유형에서도 유의한 결과가 확인되지 않는다. 그러나 거래회전율과 거래비중을 함께 사용할 경우 패널 A 또는 패널 B에서와 유사한 결과가 확인된다. 외국인, 펀드, 증권, 연기금·보험의 거래회전율이 증가할수록 $DELAY$ 가 감소하며, 이들의 거래비중이 증가할수록 $DELAY$ 가 증가한다. 모든 계수가 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 반면 개인

은 거래비중이 증가할수록 DELAY가 감소하며 거래회전율은 유의한 영향이 없다. 여기에서도 역시, 증권과 연기금·보험의 거래회전율 계수가 가장 작게 나타난다. 한편, 시가총액은 유의한 음(-)의 영향, 호가 스프레드는 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 확인된다.

마지막으로 패널 D는 종속변수로 BGZ를 이용한 분석결과이다. 거래회전율 변수만 포함한 패널 좌측의 결과를 보면, 개인 거래회전율의 계수가 -0.3374, 외국인 거래회전율의 계수가 -6.8885로 각각 1%, 5% 수준에서 유의하다. 개인과 외국인의 거래회전율이 높을수록 가격효율성의 비대칭성이 감소하는 것으로 나타난다. 다른 투자자 유형의 거래회전율 계수는 유의하지 않다. 거래비중을 설명변수로 추가한 패널 우측의 결과를 보면, 개인, 외국인, 증권의 거래회전율 계수는 유의한 음(-)의 값, 외국인, 펀드, 연기금·보험 거래비중의 계수는 유의한 양(+)의 값이 확인된다. 개인 거래비중과 개인을 제외한 투자자 유형의 거래회전율의 가격효율성 비대칭성에 대한 긍정적 영향, 개인을 제외한 투자자 유형의 거래비중의 가격효율성 비대칭성에 대한 부정적 영향이 확인된다는 점에서 패널 A, B, C의 결과와 일관된다.

이상의 결과를 종합하면, 가격효율성이 가장 낮은 상황은 개인의 거래비중이 낮고, 개인이외의 투자자의 거래회전율이 낮은 상황이며, 가격효율성이 가장 높은 상황은 개인의 거래비중이 높고, 개인이외의 투자자의 거래회전율이 높은 상황이다. 이 두 가지 조건은 서로 상충되기 때문에 동시에 만족시키는 것이 어렵고, 따라서 표본기간 동안 가격효율성 지표가 뚜렷한 추세적인 변화를 보이지 않았던 것으로 판단된다.

결과적으로, 한국 주식시장의 거래회전율이 감소했음에도 불구하고 기관투자자, 특히 증권과 연기금·보험의 비중이 증가하면서 가격효율성을 악화시키지 않은 것으로 보인다. 강조되어야 할 것은, 주식시장의 가격효율성은 정보거래자의 활발한 거래와 무정보거래자의 풍부한 유동성 공급이 공존할 때 달성될 수 있다는 사실일 것이다.

<표 V-7> 가격효율성 결정요인: 투자자 유형별 분석

	EFF									
	(1)					(2)				
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
패널 A. ACOR(5)										
Intercept	-154.8756 ^a (-2.78)	-134.8809 ^b (-2.23)	-208.2312 ^a (-3.18)	-195.2055 ^a (-3.19)	-213.6037 ^a (-3.66)	-41.8588 (-0.93)	-26.0546 (-0.43)	-186.3478 ^a (-3.00)	-188.7757 ^a (-3.10)	-209.0643 ^a (-3.62)
EFF	0.2423 ^a (7.50)	0.2418 ^a (7.49)	0.2394 ^a (7.35)	0.2404 ^a (7.38)	0.2372 ^a (7.38)	0.2401 ^a (7.38)	0.2324 ^a (7.21)	0.2384 ^a (7.30)	0.2399 ^a (7.34)	0.2372 ^a (7.38)
TURN	-0.0645 ^b (-2.24)	1.0602 (0.69)	-7.3187 ^a (-2.74)	-19.0235 ^a (-3.00)	-17.7856 ^a (-5.58)	-0.0426 (-1.47)	-2.5836 ^b (-2.07)	-9.6334 ^a (-3.22)	-22.9187 ^a (-3.04)	-19.4988 ^a (-5.70)
PVAL						-0.3674 ^a (-5.47)	1.5086 ^a (6.45)	0.7946 ^a (2.78)	1.0996 ^c (1.86)	0.4638 (0.64)
logMV	-2.2533 (-1.13)	-2.8842 (-1.36)	-0.0368 (-0.02)	-0.4923 (-0.23)	0.3159 (0.15)	-5.6377 ^a (-3.44)	-7.8557 ^a (-3.57)	-1.0644 (-0.49)	-0.8468 (-0.39)	0.0546 (0.03)
RTICK	8.9519 (0.73)	5.7868 (0.46)	6.3147 (0.51)	8.3640 (0.69)	6.6590 (0.54)	11.7995 (0.99)	12.0585 (0.98)	9.3640 (0.77)	8.6168 (0.71)	7.3903 (0.58)
SPRD	-2.4366 (-0.64)	-6.1329 ^c (-1.74)	-5.3253 (-1.59)	-5.1211 (-1.53)	-5.3826 (-1.64)	-1.6044 (-0.43)	-3.0568 (-0.91)	-4.0661 (-1.12)	-4.5128 (-1.33)	-5.0154 (-1.42)
R ²	0.0806	0.0801	0.0819	0.0816	0.0836	0.0822	0.0879	0.0828	0.0819	0.0837

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 V-7> 가격효율성 결정요인: 투자자 유형별 분석(계속)

	EFF									
	(1)					(2)				
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
패널 B. VR(5,20)										
Intercept	-185.8906 ^a (-4.90)	-192.1740 ^a (-5.24)	-246.2927 ^a (-7.75)	-237.0732 ^a (-6.36)	-237.3224 ^a (-6.49)	-130.3777 ^b (-2.35)	-120.0255 ^a (-2.61)	-236.0945 ^a (-6.86)	-233.8880 ^a (-5.89)	-235.4358 ^a (-6.16)
EFF	0.1962 ^a (6.58)	0.1964 ^a (6.61)	0.1944 ^a (6.55)	0.1948 ^a (6.54)	0.1943 ^a (6.51)	0.1953 ^a (6.54)	0.1912 ^a (6.43)	0.1940 ^a (6.54)	0.1945 ^a (6.53)	0.1943 ^a (6.51)
TURN	0.0364 (1.08)	-0.2439 (-0.26)	-7.2066 ^a (-3.35)	-20.2222 ^a (-3.50)	-13.5886 ^a (-4.28)	0.0471 (1.34)	-2.6881 ^a (-5.58)	-8.2831 ^a (-3.43)	-22.1681 ^a (-3.42)	-14.3063 ^a (-3.44)
PVAL						-0.1805 (-1.44)	1.0044 ^a (3.62)	0.3701 ^c (1.77)	0.5491 (0.49)	0.1941 (0.42)
logMV	-1.2520 (-0.96)	-1.0889 (-0.83)	1.0140 (0.92)	0.7070 (0.53)	0.7845 (0.63)	-2.9146 ^c (-1.66)	-4.3880 ^b (-2.46)	0.5350 (0.44)	0.5299 (0.36)	0.6752 (0.50)
RTICK	28.1451 ^b (2.26)	29.7260 ^b (2.44)	29.5105 ^b (2.40)	31.6856 ^a (2.60)	29.7808 ^b (2.36)	29.5448 ^b (2.39)	33.9155 ^a (2.69)	30.9311 ^b (2.57)	31.8132 ^a (2.62)	30.0875 ^b (2.37)
SPRD	2.6802 (0.70)	4.5722 (1.23)	4.7032 (1.21)	4.9357 (1.35)	4.6041 (1.24)	3.0985 (0.80)	6.6840 ^c (1.77)	5.2940 (1.41)	5.2428 (1.37)	4.7583 (1.28)
R2	0.0622	0.0620	0.0638	0.0638	0.0641	0.0626	0.0656	0.064	0.0639	0.0642

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 V-7> 가격효율성 결정요인: 투자자 유형별 분석(계속)

	EFF									
	(1)					(2)				
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
패널 C. DELAY										
Intercept	143.5416 ^a (5.47)	125.7236 ^a (4.29)	132.9344 ^a (3.47)	133.1605 ^a (4.70)	134.3037 ^a (4.17)	266.1894 ^a (4.54)	159.9458 ^a (4.94)	156.5746 ^a (3.37)	147.9110 ^a (4.86)	149.2362 ^a (4.05)
EFF	0.3253 ^a (4.09)	0.3247 ^a (4.09)	0.3247 ^a (4.09)	0.3251 ^a (4.09)	0.3248 ^a (4.09)	0.3201 ^a (4.02)	0.3205 ^a (4.03)	0.3214 ^a (4.05)	0.3211 ^a (4.06)	0.3212 ^a (4.03)
TURN	-0.0061 (-0.27)	-1.3035 (-1.43)	-1.4087 (-0.79)	-4.5909 (-1.58)	-2.7608 (-1.27)	0.0171 (0.80)	-2.4483 ^b (-2.43)	-3.8597 ^a (-3.87)	-13.1700 ^a (-3.48)	-8.3077 ^a (-4.94)
PVAL						-0.3957 ^a (-3.28)	0.4652 ^a (3.07)	0.8399 ^b (2.30)	2.4201 ^a (5.17)	1.4952 ^a (4.42)
logMV	-3.0000 ^a (-3.06)	-2.2979 ^b (-2.16)	-2.5696 ^c (-1.82)	-2.5673 ^b (-2.47)	-2.5983 ^b (-2.16)	-6.6591 ^a (-3.48)	-3.8297 ^a (-3.24)	-3.6641 ^b (-2.05)	-3.3600 ^a (-2.97)	-3.4507 ^b (-2.42)
RTICK	-8.7333 (-1.18)	-8.2347 (-1.10)	-9.0016 (-1.19)	-8.5056 (-1.11)	-8.9460 (-1.18)	-5.7241 (-0.80)	-6.3593 (-0.84)	-5.8221 (-0.82)	-7.9994 (-1.06)	-6.6238 (-0.89)
SPRD	17.0093 ^a (4.75)	17.4183 ^a (4.45)	16.7701 ^a (4.42)	16.8246 ^a (4.43)	16.7487 ^a (4.43)	18.0109 ^a (4.89)	18.4435 ^a (4.70)	18.1537 ^a (4.73)	18.2301 ^a (4.65)	17.9947 ^a (4.62)
R ²	0.1952	0.1955	0.1954	0.1954	0.1954	0.1998	0.1973	0.1981	0.1985	0.1979

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 V-7> 가격효율성 결정요인: 투자자 유형별 분석(계속)

	EFF									
	(1)					(2)				
	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험	개인	외국인	펀드	증권	연기금·보험
패널 D. BGZ										
Intercept	374.6017 ^a (3.66)	302.8572 ^a (3.05)	422.7696 ^a (3.49)	367.3706 ^a (3.36)	415.1070 ^a (3.72)	600.1101 ^a (3.61)	396.8977 ^a (3.65)	470.9603 ^a (3.61)	383.2359 ^a (3.28)	441.0883 ^a (3.77)
EFF	0.2897 ^a (5.50)	0.2924 ^a (5.49)	0.2930 ^a (5.50)	0.2925 ^a (5.48)	0.2931 ^a (5.50)	0.2860 ^a (5.43)	0.2899 ^a (5.43)	0.2901 ^a (5.46)	0.2918 ^a (5.48)	0.2915 ^a (5.46)
TURN	-0.3374 ^a (-3.81)	-6.8885 ^b (-2.19)	2.9191 (0.55)	-13.7103 (-1.32)	4.3904 (0.71)	-0.2952 ^a (-3.41)	-9.9995 ^a (-2.99)	-1.8919 (-0.36)	-22.9639 ^c (-1.67)	-5.0847 (-0.78)
PVAL						-0.7241 ^b (-2.40)	1.2717 ^a (2.91)	1.6641 ^b (2.20)	2.6104 (1.18)	2.5644 ^c (1.74)
logMV	-12.7745 ^a (-3.61)	-9.2614 ^a (-2.82)	-13.9098 ^a (-3.33)	-11.6995 ^a (-3.11)	-13.6502 ^a (-3.52)	-19.4893 ^a (-3.67)	-13.4540 ^a (-3.57)	-16.1121 ^a (-3.51)	-12.5494 ^a (-2.99)	-15.1181 ^a (-3.59)
RTICK	-27.1318 (-1.50)	-36.5453 ^c (-1.73)	-40.4434 ^c (-1.88)	-39.0816 ^c (-1.81)	-40.5365 ^c (-1.88)	-21.5768 (-1.16)	-31.3531 (-1.55)	-34.1250 (-1.54)	-38.5034 ^c (-1.79)	-36.5171 ^c (-1.73)
SPRD	-0.6539 (-0.04)	-13.3296 (-0.85)	-17.0837 (-1.14)	-16.6766 (-1.10)	-17.0299 (-1.14)	0.9701 (0.07)	-10.7766 (-0.69)	-14.5000 (-0.99)	-15.2472 (-1.01)	-15.0244 (-1.01)
R ²	0.1373	0.134	0.1333	0.1335	0.1333	0.1388	0.1353	0.1344	0.1338	0.1340

주: a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

2. 국제비교

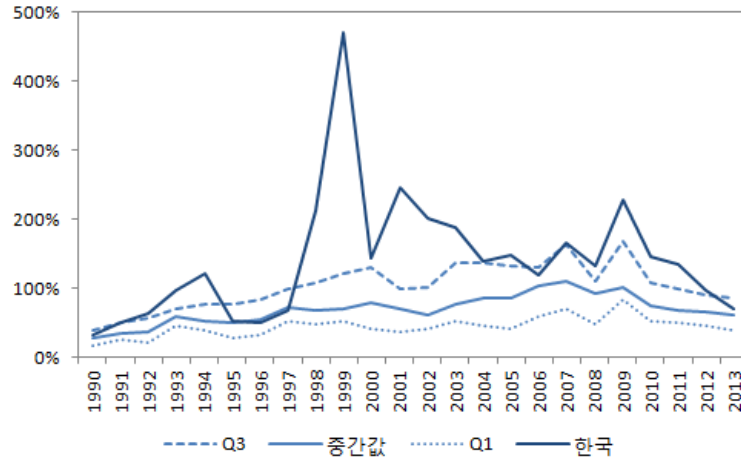
주식시장의 거래회전을 감소가 한국시장에서만 나타나는 현상일까. 이 상에서 검토한 거래회전을 결정요인을 생각해 볼 때 그렇지 않을 가능성도 있을 것으로 보인다. 적어도 금융위기 이후, 전 세계적으로 경제성장률의 둔화현상이 나타나고 있다는 점에서 최근 몇 년간의 거래회전을 하락은 전 세계적으로 나타나고 있을 가능성이 높다. 장기적인 관점에서 본다면, 간접투자 또는 대체투자 수단의 발달에 따른 영향, 고령화에 따른 영향, 투자행태 개선에 따른 영향 역시 공통적으로 나타날 수 있다.

본 절에서는 주식시장 거래회전의 추이를 국제적으로 비교해 보고자 한다. 한국을 포함한 22개국 지수에 포함된 상장주식의 거래량, 거래대금, 시가총액 자료를 Datastream으로부터 확보하여 이용한다.⁵³⁾

<그림 V-2>은 1990년 이후 22개국의 거래회전을 추이를 요약하여 보여주고 있다. 그림에 나타나는 바와 같이 한국 주식시장의 거래회전은 단 몇 년을 제외한 대부분의 연도에 3사분위보다 높은 수치를 보이고 있다. 특히, 1998년부터 2003년 사이에는 압도적으로 높은 거래회전을 기록하고 있다. 2008년 금융위기 이전에 한국시장에 나타난 거래회전의 하락은 전 세계적인 현상이라기보다는 한국시장에서 특징적으로 나타난 현상으로 파악된다. 반면, 2008년 금융위기 이후에는 전반적인 거래회전의 하락이 관찰된다. 표본 국가 중 75%가 거래회전을 하락을 경험하는데, 특히 한국 시장의 거래회전은 상대적으로 가파르게 하락한 것을 확인할 수 있다. 2008년 한국시장의 거래회전은 표본시장의 최상위 수준이었으나 2013년에는 중간정도의 수준으로 낮아진 상황이다.

53) 각국의 대표 주가지수대신, 장기간 비교가 가능한 Datastream의 Country Index를 사용한다. Datastream에서 구축한 Country Index는 각국 시가총액의 75~80%를 반영한다.

<그림 V-2> 거래회전율 국제비교



주 : Q1, Q3은 거래회전율의 1사분위, 3사분위를 나타냄
 자료: Thomson Datastream

<그림 V-3>와 <그림 V-4>은 각각 선진국과 신흥국⁵⁴⁾의 연간 거래회전율과 주가지수의 변화를 보여준다. 한국, 대만, 일본을 제외한 대부분의 선진국에서 거래회전율과 주가지수가 동반상승하는 경향이 있음을 발견할 수 있다. 또한 일본을 제외한 모든 국가에서 글로벌 금융위기 이후 거래회전율이 하락하는 현상도 관찰할 수 있다.

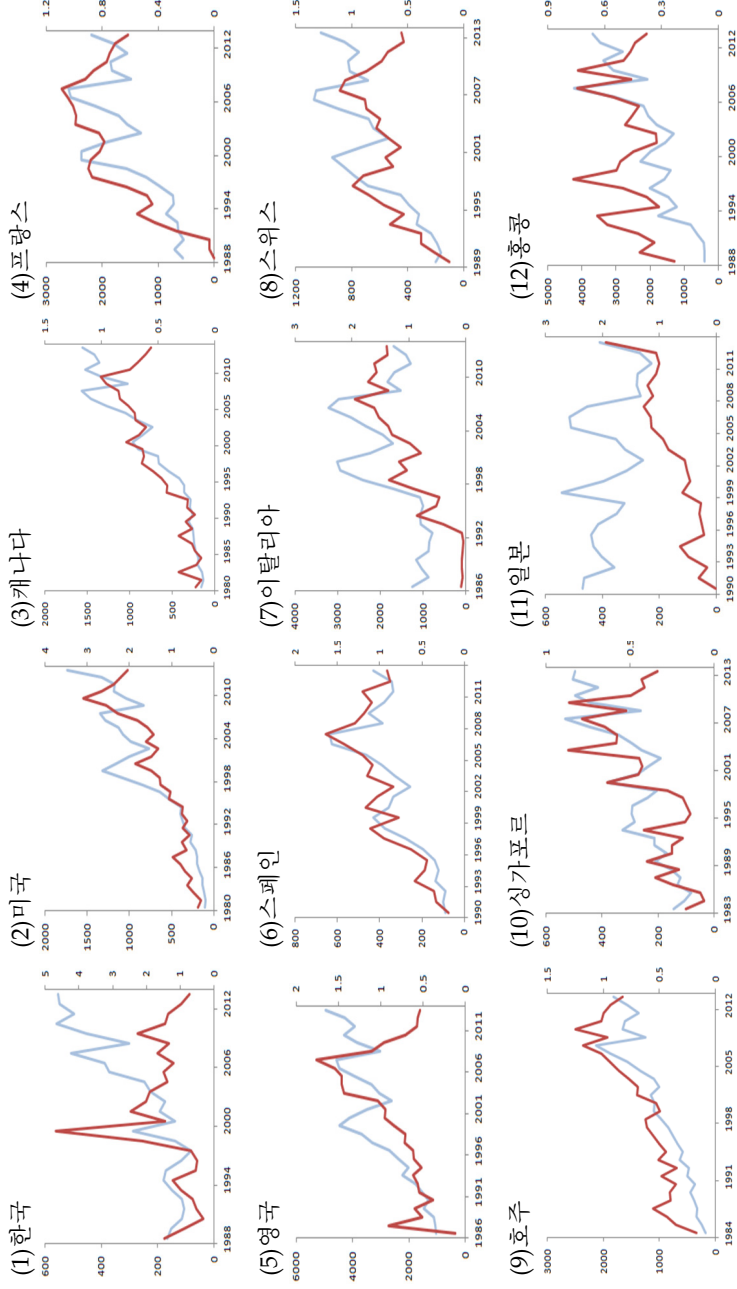
반면 신흥국에서는 선진국과 전혀 다른 양상이 나타난다. 멕시코, 인도, 인도네시아, 중국B, 터키 주식시장의 경우를 보면, 거래회전율과 주가지수가 역의 관계를 보인다. 주가지수가 낮았던 시기에 거래회전율이 정점에 도달한 후 하락하는 모습을 보여준다. 우리나라 유가증권시장의 회전율이 1990년대 후반 큰 폭으로 상승한 후 2000년대 초반 이후 하락하는 모습과 매우 흡사하다.

54) 선진국과 신흥국의 분류는 IMF의 분류기준을 따른다.

이러한 현상은 주식시장의 양적, 질적 성장과정에서 투자자기반의 급격한 팽창과 함께 과도한 거래가 극적으로 나타나는 시점이 존재함을 시사한다. 여기에는 개인투자자의 역할이 클 것으로 추정된다.

앞서 살펴보았듯이 변동성은 거래회전율에 대한 설명력이 가장 높은 지표 중 하나다. <그림 V-5>와 <그림 V-6>에는 각각 선진국과 신흥국의 거래회전율과 주가지수 수익률 변동성의 추이를 표시하고 있다. 시계열적으로 거래회전율과 변동성의 상관관계가 확인되는데, 두 변수간 상관관계수는 22개국 평균 0.24로 나타난다. 전반적으로 거래회전율이 높은 시장일수록 변동성과 거래회전율의 상관관계가 높는데, 한국시장의 경우 0.43으로 23개 시장 중 네 번째로 높다. 한편, 유럽 재정위기 이후 한국은 물론 대부분의 국가에서 변동성 감소와 거래회전율 감소가 함께 나타나고 있는 것을 볼 수 있다.

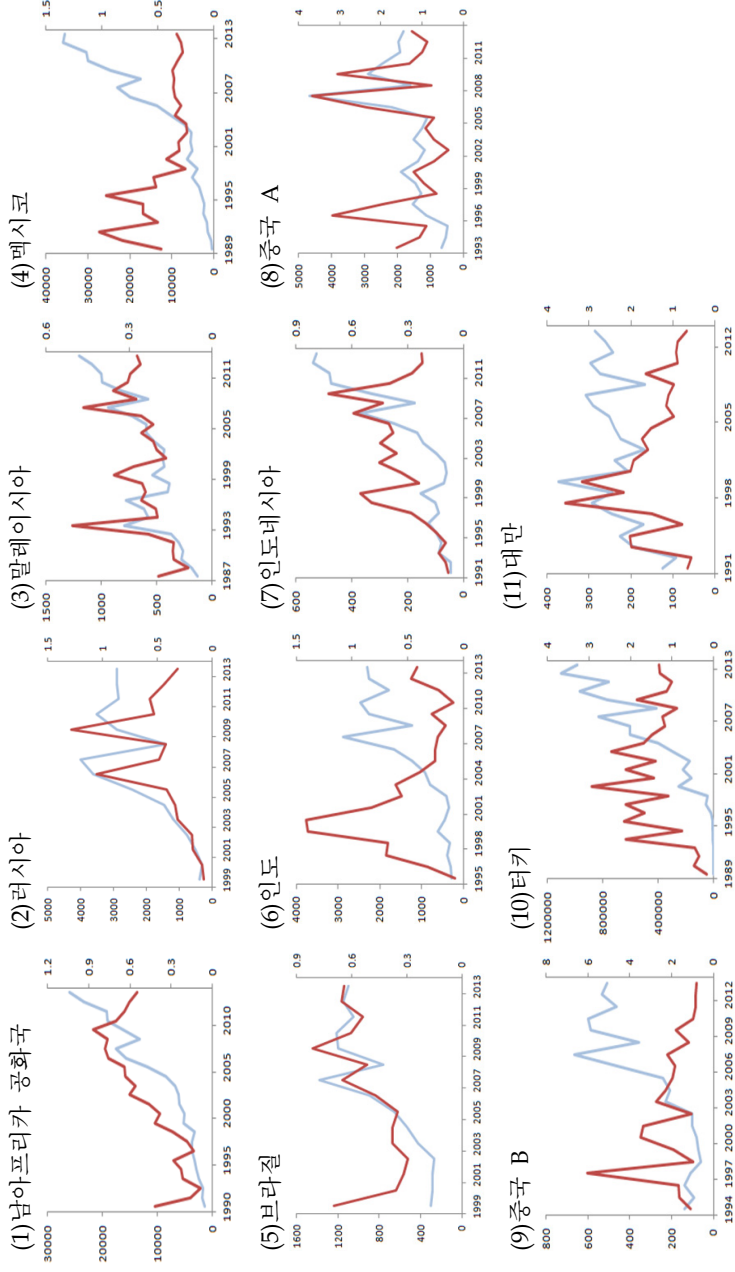
<그림 V-3> 거래회전율 및 주가지수 추이: 선진국



주 : 짙은 선은 거래회전율, 옅은 선은 주가지수를 표시한다.

자료: Thomson Datastream

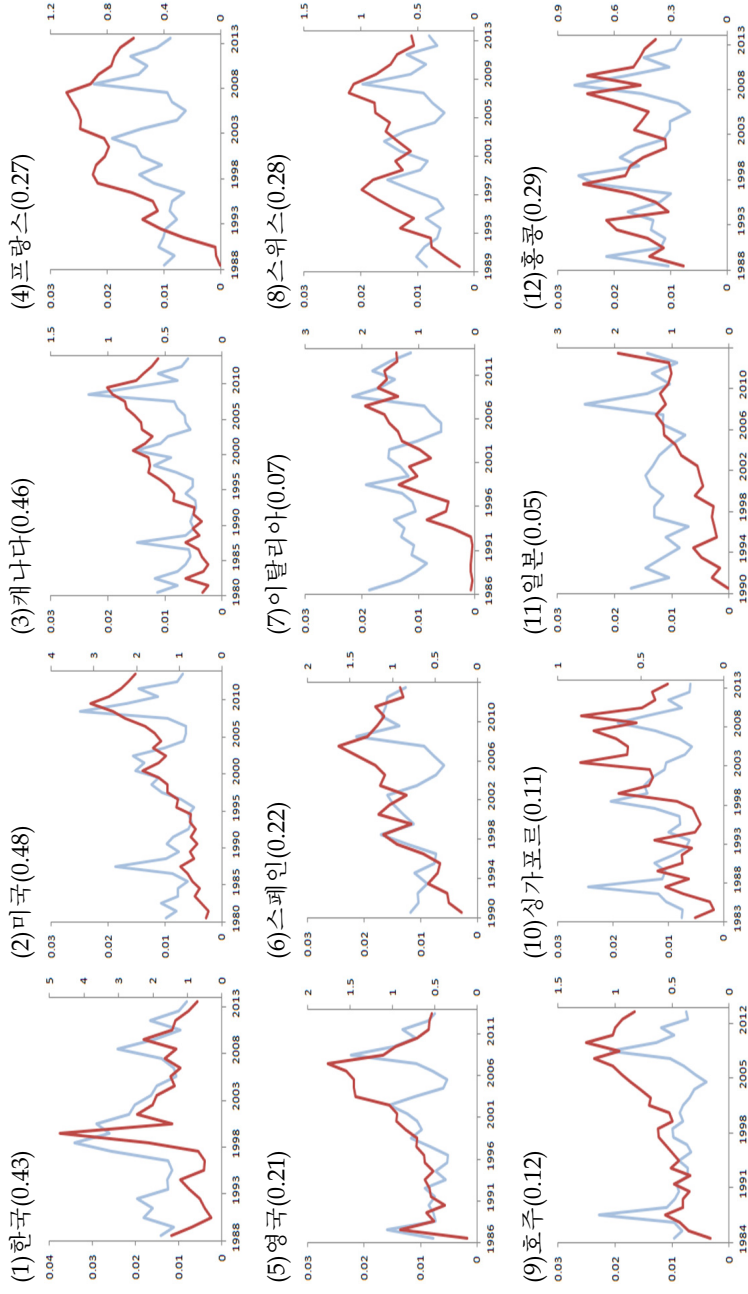
<그림 V-4> 거래회전율 및 주가지수 추이: 신흥국



주 : 짙은 선은 거래회전율, 옅은 선은 주가지수를 표시한다.

자료: Thomson Datastream

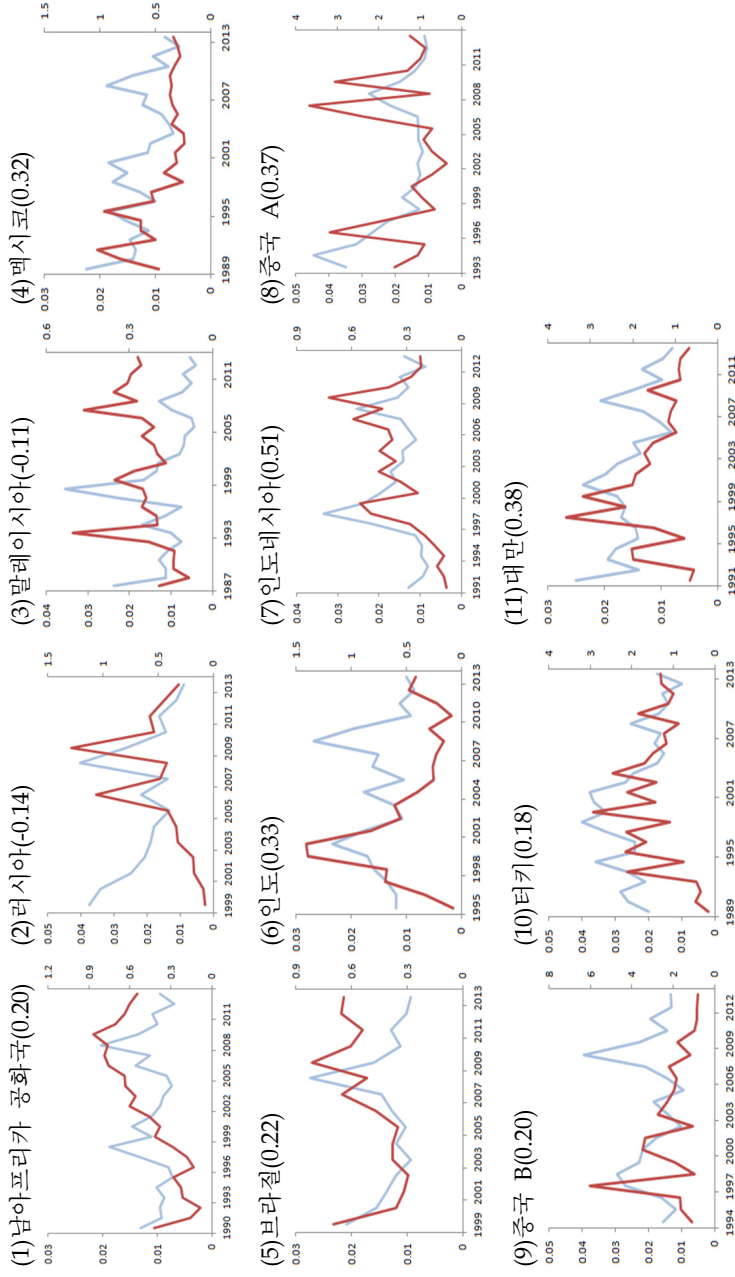
<그림 V-5> 거래회전율 및 변동성 추이: 선진국



주 : 짙은 선은 거래회전율, 옅은 선은 변동성을 표시한다. 괄호안의 숫자는 거래회전율과 변동성의 상관계수이다.

자료: Thomson Datastream

<그림 V-6> 거래회전율 및 변동성 추이: 신흥국



주 : 짙은 선은 거래회전율, 옅은 선은 변동성을 표시한다. 괄호안의 숫자는 거래회전율과 변동성의 상관계수이다.
 자료: Thomson Reuters

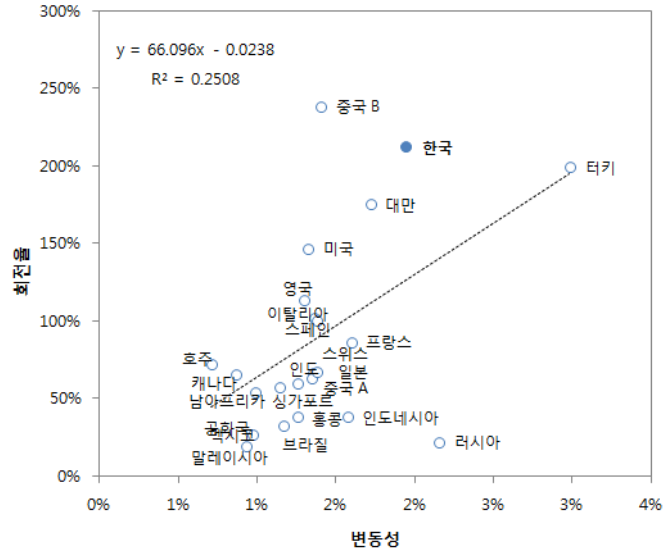
주요 주식시장에서 한국시장의 거래회전율은 변동성 수준을 감안할 때 상대적으로 어떠한 수준인지 살펴보도록 하자. <그림 V-7>은 거래회전율과 변동성의 횡단면적 관계를 보여준다. 패널 A는 2001~2003년의 평균값을 기준으로, 패널 B는 2011~2013년의 평균값을 기준으로 표시하고 있다.

두 표본기간 모두에서 변동성이 높은 시장일수록 거래회전율 높음을 알 수 있다. 2001~2003년 초반 우리나라의 변동성과 거래회전율은 모두 높은 수준으로, 거래회전율은 표본국가 중 두 번째, 변동성은 세 번째로 나타난다. 또한 회귀선을 기준으로 상단에 멀리 떨어져 있어 변동성 대비 높은 거래회전율을 보여주고 있다. 반면 2011~2013년에는 거래회전율과 변동성이 모두 하락하였으며 회귀선에 상대적으로 가깝게 위치하고 있는 것을 확인할 수 있다. 변동성을 기준으로 볼 때, 2000년 초반의 한국 주식 시장은 과도한 수준의 거래회전율을 보인 시장이었음을 알 수 있다.

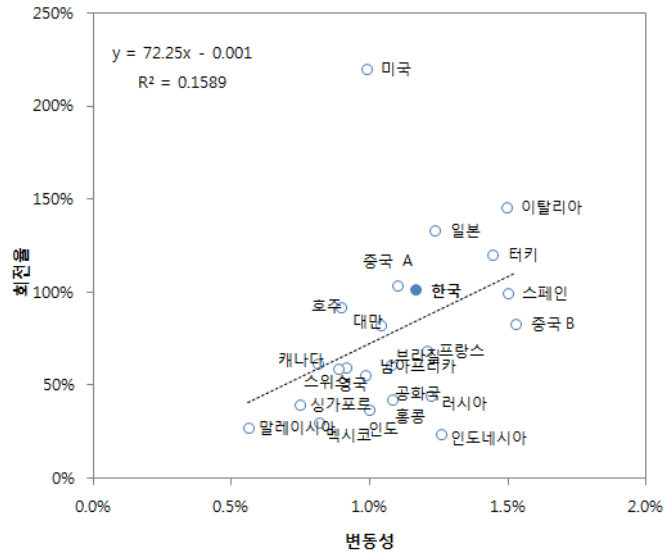
이상에서 검토한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 2008년 이전에 한국시장에서 나타난 거래회전율의 하락은 외국시장에서는 관찰되지 않는 반면, 2008년 이후의 거래회전율 하락은 전 세계적으로 관찰된다. 둘째, 한국시장에서 관찰된 현상과 유사하게, 많은 신흥국에서 주식시장의 성장과 함께 거래회전율이 감소하는 현상이 관찰된다. 셋째, 외국시장과 비교할 때, 2000년대 초반 한국 주식시장의 거래회전율은 변동성 대비 매우 높은 수준이었으나 최근에는 변동성 대비 평균적인 수준에 근접한 것으로 나타난다.

<그림 V-7> 변동성-거래회전을 상관관계

패널 A. 2001~2003년



패널 B. 2011~2013년



VI. 결론 및 시사점

1. 분석결과의 요약
2. 전망과 시사점

VI. 결론 및 시사점

1. 분석결과의 요약

본 보고서에서는 지난 15년간 한국 주식시장의 거래회전율이 감소한 원인을 시장 요인, 거시경제 요인, 투자자 요인으로 나누어 실증적으로 분석하였다. 분석결과, 1)투자자 유형별 거래회전율 및 보유 비중의 변화, 2)주가변동성의 감소, 3)경제성장 둔화 및 인구고령화, 4)개인투자자의 투자여력 감소, 5)개인투자자의 저조한 직접투자성과, 6)개인투자자의 비합리적 투자행태 완화, 7)대체투자수단의 발달이 주식시장 거래회전율 감소에 영향을 미쳤음을 제시하고 있다(<그림 VI-1> 참조).

먼저, 투자자 유형 중 거래회전율이 가장 높은 개인투자자의 거래회전율이 크게 감소하였다. 2000년대 초반 연간 900%를 상회하던 개인투자자 거래회전율은 최근 200%이하로 감소하였다. 이에 따라 전체 거래대금에서 개인투자자가 차지하는 비중이 70%대에서 40%대로 낮아진 것으로 나타난다. 반면 거래회전율이 낮은 연기금·보험과 외국인의 보유 비중은 증가하였다. 연기금·보험은 2005년 이후, 외국인은 금융위기 이후 2009년부터 꾸준히 순매수를 이어오고 있다. 거래회전율이 높은 개인투자자의 비중이 감소하고 거래회전율이 낮은 외국인과 연기금·보험의 비중이 증가하면서 시장전체의 거래회전율이 감소하는 결과가 나타나게 된 것이다.

둘째, 주가 변동성이 크게 감소하였다. 변동성은 거래회전율과 가장 높은 상관관계를 갖는 변수인데, 금융위기 시기를 제외한 표본기간 동안 추세적으로 감소하는 모습을 보여준다. 변동성이 감소하면서, 단기적 투자기회가 줄고 포트폴리오 조정수요도 감소한 것으로 보인다. 한편, 2000년대 초중반에는 변동성 증가가 거래회전율 증가로, 거래회전율 증가가 다시 변동성 증가로 이어지는 피드백(feedback) 관계가 있었던 것

으로 분석된다. 잡음거래자인 개인투자자의 잦은 거래가 변동성을 증폭시키는 결과를 초래했을 가능성을 보여주는 결과이다.

셋째, 경제성장률 둔화와 고령화가 주식시장 거래회전율 감소의 배경요인으로 작용한 것으로 판단된다. 경제성장률 둔화와 함께 주식시장 기대수익률이 하락하면서 투자수요가 감소하고 투자자기반이 축소된다. 또한 경제성장률의 하락은 경기변동성의 축소로 이어지고, 결국 주식시장 변동성 감소로 나타난다. 아울러 고령화와 함께 개인투자자의 거래회전율이 하락하고, 여유자금은 주식시장보다 연금 및 보험 또는 중위험·중수익형 대체투자상품으로 이동한 것으로 추정된다.

넷째, 개인투자자의 투자여력이 감소하면서 개인투자자가 주식시장에서 이탈하고 신규유입이 위축된 것으로 판단된다. 2004년 이후 가계부채는 가파르게 증가하고 있고, 민간소득에서 가계소득이 차지하는 비중이 감소하고 있으며, 가계소득 증가율에 비해 가계소비지출 증가율이 높게 나타난다. 결국 가계의 여유자금의 성장률이 경제성장률에 미치지 못하면서, 개인투자자의 주식 보유비중과 거래비중이 감소할 수밖에 없었던 것으로 분석된다.

다섯째, 개인투자자의 잦은 거래는 매우 저조한 투자성과를 가져왔다. 개인투자자의 거래회전율이 높거나 거래비중이 높은 주식일수록 수익률이 낮으며, 이러한 현상은 특히 1990년대말부터 2000년대초에 매우 두드러진다. 이러한 투자손실 경험은 주식투자를 기피하거나, 최소한 거래의 빈도를 낮추는 결과를 가져왔을 것으로 추정된다.

여섯째, 개인투자자의 비합리적 거래행태는 다소 완화되었다. 시장전체의 수익률 상승을 자신의 투자역량으로 오해하는 과잉확신 현상이나, 투자이익의 실현은 앞당기고 투자손실의 실현을 미루는 처분효과를 분석한 결과, 2000년대 초반 강하게 나타나다가 이후 완화된다. 즉 비합리적 투자행태로부터 비롯된 과도한 거래가 감소한 것이다. 또한 개인투자

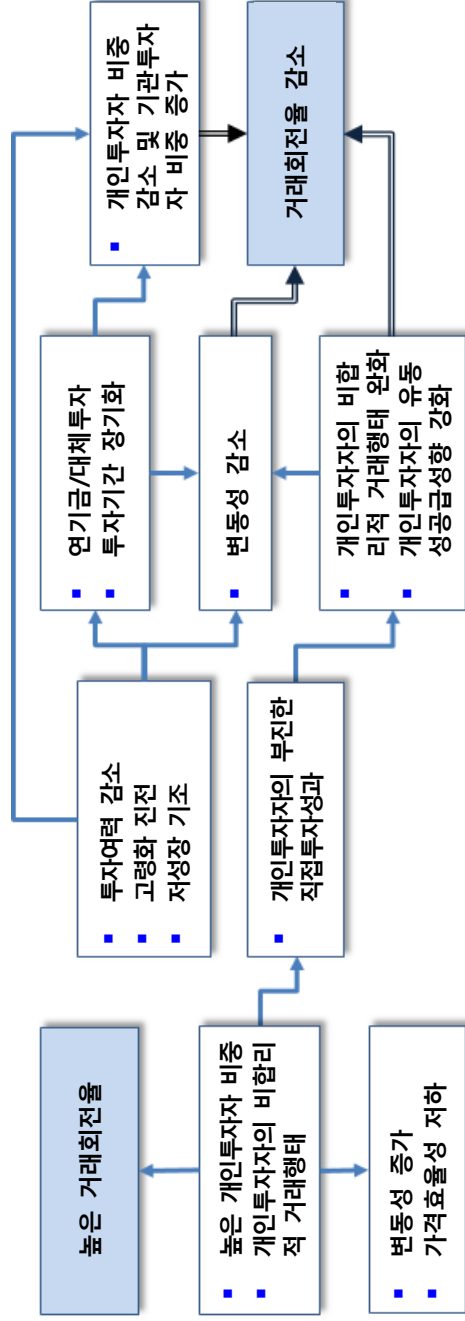
자들은 주가가 하락할 때 매수하고 주가가 상승할 때 매도하는 유동성 공급경향이 점차 강화되고 있다. 반면 소형, 저가, 고변동성의 특성을 갖는 복권형(lottery type) 주식에 대한 개인투자자의 선호도는 여전히 나타나고 있어, 개인투자자의 투자손실 가능성은 사라지지 않은 것으로 파악된다.

일곱째, ETF, ELS·DLS 등 대체투자수단은 개인투자자의 주식 직접투자수요를 흡수한 것으로 보인다. 낮은 거래비용으로 분산투자효과를 달성할 수 있는 ETF 거래대금은 유가증권시장 거래대금의 20%에 이르며, ETF 거래대금 중 개인투자자가 차지하는 비중은 30%를 상회한다. 저금리와 주식시장 부진으로 최근 주목받고 있는 ELS·DLS도 2008년부터 규모가 급증하여 미상환잔액이 75조원에 달한다. 이 중 개인투자자의 투자비중이 절반을 차지하는 것으로 파악된다.

거래회전율 감소의 원인분석에 이어, 거래회전율 감소가 가격효율성의 저하로 이어졌는지 분석하였다. 네 가지 가격효율성 지표의 변화추이를 분석한 결과, 거래회전율의 감소가 시장의 비효율성을 초래하지는 않은 것으로 나타난다. 한편, 가격효율성은 기관투자자의 거래회전율이 높을수록, 개인투자자의 거래비중이 클수록 높은 것으로 나타난다. 즉 가격효율성은 정보거래자와 유동성공급자가 서로 조화를 이룰 때 달성될 수 있다는 결과를 확인하였다.

국제비교에 따르면 1990년대말부터 2000년대초까지 한국 주식시장의 거래회전율은 변동성 대비 대단히 높은 수준이었으며, 이후 2005년까지의 거래회전율 하락은 한국시장에서 특징적으로 나타난 현상임을 확인하였다. 반면 유럽 재정위기 이후 거래회전율 하락은 전 세계적으로 관찰되는 현상으로 파악된다. 한편, 과도한 거래회전율이 발생한 후 감소하는 현상은 한국뿐만 아니라 여러 신흥국 역시 경험한 것으로 나타난다. 주식시장이 양적으로 팽창하는 과정에서 과도한 거래가 나타나는 시기가 존재하는 것으로 보인다.

<그림 VI-1> 주식시장 거래회전을 변화의 메커니즘



2. 전망과 시사점

거래회전율의 감소는 경제성장의 둔화, 경기변동성의 감소, 인구고령화, 개인투자자의 투자여력 감소 등 거시경제 환경의 변화와, 주가변동성 감소, 장기투자성향의 기관투자자 비중 증가, 대체투자수단의 발달 등의 시장환경의 변화로부터 비롯된 것으로 나타난다. 또한 2000년대 중반 이전의 높은 거래회전율은 개인투자자의 비합리적 거래행태에서 비롯된 측면이 컸던 것을 확인할 수 있다.

이러한 거래회전율 변화의 동인을 감안하면, 거래회전율 감소 추세는 향후 지속될 가능성이 높다. 물론 외부적 충격이나 경기변동성 확대가 나타날 경우 일시적인 거래회전율의 증가를 경험할 수는 있겠으나, 경제성장률과 경기변동성이 10년 전, 혹은 20년 전 수준으로 상승할 것으로 기대하기는 어렵다. 인구고령화의 추세 역시 되돌릴 수 있는 성질의 것이 아니다. 기관투자자의 비중은 지속적으로 확대될 것이며, 투자행태가 건전화되고 성숙해 갈수록 개인투자자의 평균투자기간은 늘어날 것으로 예상된다.

이는 한국 주식시장이 그 동안 개인투자자 중심의 시장이었다면 앞으로는 기관투자자 중심의 시장으로 점차 변모해 나갈 것임을 의미한다. 장기적 관점에서 볼 때, 경제성장에 따른 금융자산의 축적, 그리고 저성장·고령화에 따른 자산증식 수요증가와 함께 기관투자자의 역할과 비중은 확대되기 마련이다. 이미 많은 서구유럽 국가가 이러한 경로를 거쳐 왔음을 확인할 수 있다. 한국시장은 이러한 변화의 한복판에 서 있으며 지난 15년간의 거래회전율 변화는 이러한 변화의 양상을 집약적으로 보여주는 상징적인 현상이라 할 수 있다.

우리의 과제는 주식시장의 구조적 변화를 정확히 평가하고 예측하여 보다 건전하고, 공정하고, 효율적인 시장을 구축하는 것이다. 지금까지 분석한 결과를 토대로 몇 가지 시사점을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 기관투자자의 다양성이 확보되어야 한다. 과거 한국 주식시장에서 과도한 개인투자자 비중이 문제였다고 한다면 향후에는 과도한 기관투자자 비중이 문제가 될 수 있다. 특히, 연기금과 퇴직연금의 비중이 크게 증가할 것으로 전망되는데, 이러한 대형 기관투자자의 비중이 과도할 경우 자금유출입에 따라 시장충격이 크게 발생할 수 있다. 자금유출입에 따른 시장충격은 불필요한 변동성을 유발할 뿐만 아니라 암묵적 거래비용을 높여 투자수익률을 저해한다. 또한 이들은 장기투자성향을 띠므로 주식시장의 유동성을 크게 위축시킬 우려가 있다. 따라서 매매전략과 투자대상 측면에서 기관투자자의 다양성이 확보되어야 한다. 장기투자성향의 기관투자자뿐만 아니라 유동성공급 전략이나 차익거래 전략을 추구하는 단기투자성향의 기관투자자도 풍부하게 존재해야 한다. 이는 개인투자자의 유동성이 다양한 기관투자자의 유동성으로 대체될 수 있도록 해야 한다는 의미이다. 아울러 대형 기관투자자는 투자대상 다변화, 운용단위 조정 등을 통해 시장충격을 줄이려는 노력을 기울여야 할 것이다.

둘째, 기업가치 제고와 기업지배구조 개선에 있어 기관투자자의 역할이 강화되어야 한다. 단기투자성향을 띠는 개인투자자 중심의 한국 주식시장에서 기업경영을 감시하고 견제하는 외부주주의 역할은 제한적이었다. 한국기업의 열악한 기업지배구조가 코리아 디스카운트(Korea discount)의 가장 중요한 원인이라는 지적이 오랫동안 있어왔음에도 불구하고, 한국기업의 지배구조에 대한 국제적 평가는 여전히 냉정하다. 기관투자자는 기업의 정보를 요구하고, 평가하고, 기업의 의사결정에 영향력을 미칠 수 있는 영향력을 가지고 있으며, 투자수익률을 제고하기 위해서 반드시 그러한 역량과 영향력을 행사해야 할 의무를 가진다. 연기금과 같은 장기투자자의 경우 이것은 더욱 명백하다. 기관투자자들은 객관적이고 적극적인 의결권 행사, 주주권 행사를 통해 기업가치를 제고하고 기업의 투명성과 건전성을 개선하려는 노력을 기울여야 한다. 이로써 투자수익률을 높이는 동시에 한국 자본시장 질적 수준 제고에 기여할 수 있을 것이다.

셋째, 주식특성에 따른 투자자의 양극화 현상이 해소되어야 한다. 거래대상주식의 선택에 있어서 개인투자자는 접근성을 중요한 기준으로, 기관투자자는 기업규모를 중요한 기준으로 삼는다. 분석에 따르면 개인투자자는 저가·소형주·고변동성주, 기관투자자는 고가·대형주 중심으로 보유·거래하는 경향이 점차 강화되는 것으로 나타난다. 이로 인해 개인투자자의 투자손실이 축적되고 소형주의 가격효율성이 저하되는 문제점이 나타날 가능성이 높다. 정보비대칭과 투자역량을 고려할 때 개인투자자들은 대형주에 투자하는 것이 바람직하며, 안정적인 장기투자자본이 필요한 소형주에는 기관투자자의 투자가 요구된다. 액면분할 활성화 등을 통해 고가주에 대한 개인투자자 접근성을 제고하고, 기관투자자의 소형주 투자확대를 유도하는 방안이 강구되어야 할 것이다. 아울러 건전하고 합리적인 투자에 대한 개인투자자의 관심과 이해도를 높이려는 노력도 중요하다.

넷째, 금융투자상품의 다양성과 투명성이 강화되어야 한다. 국내 주식시장의 기대수익률 둔화가 불가피한 추세라면 이를 극복할 수 있는 대안은 외국주식, 실물상품, 구조화 상품 등 대체투자수단이 될 것이다. 최근 ETF, ELS·DLS 시장의 급격한 성장은 이에 대한 높은 수요를 잘 보여준다. 그러나 ETF, ELS·DLS의 기초자산은 대부분 국내 주식과 채권에 머물러 있는 상황이고 상품의 투명성이나 비교가능성에 있어 미흡한 측면이 존재한다. 외국주식이나 실물상품 등에 대한 투자 역시 용이하다고 보기는 어렵다. 금융투자상품의 다양성은 결국 국내 금융회사의 역량의 문제다. 금융투자상품의 위험·수익률 특성을 변화시키는 데에는 금융공학 역량이 필요하며 외국시장의 투자상품을 저렴하게 들여오는 데에는 국제화 역량이 필요하다. 주식 직접투자와 펀드투자가 감소하는 상황에서, 투자수요의 변화를 정확히 읽고 대응하는 능력은 향후 국내 금융회사의 수익성에 중요한 영향요인이 될 것이다. 한편 새로운 금융투자상품의 등장은 정보비대칭성에 따른 문제를 야기할 수 있다. 기존의 금융

투자상품과 어떤 다른 특성을 갖는지, 어떠한 잠재적 위험성이 있는지에 대해 투자자들에게 정확하고 명료하게 고지해야 할 것이며 금융시장의 체계적 위험에 미치는 영향은 엄격히 관리되어야 한다.

마지막으로 기관투자자의 주문집행 효율화가 필요하다. 실증분석에서 확인한 바와 같이 국내 주식시장에서 개인투자자가 유동성공급자의 역할을 수행하고 있다. 개인투자자의 투자기간이 장기화되고 투자비중이 감소하여 유동성공급이 부족해지면 기관투자자의 시장충격비용 즉 암묵적 거래비용이 증가하는 결과로 나타날 것이다. 경제성장이 둔화되고 주식시장의 기대수익률이 낮아지는 상황에서 거래비용의 중요성은 점차 부각될 수밖에 없다. 기관투자자 및 증권사는 주문집행의 효율성을 평가하는 기준을 수립하고, 일중 주문집행의 시점, 가격, 수량을 최적화하려는 노력이 필요하다. 외국시장에서 이미 대중화된 알고리즘매매(algorithmic trading), 거래비용분석(trading cost analysis) 등의 매매관련 기술에 대해 관심을 기울여야 하며, 이러한 매매기술을 효과적으로 구현하기 위한 시장 인프라 구축에 적극적으로 나서야 할 것이다.

참고 문헌

참 고 문 헌

<국내문헌>

- 강장구·심명화, 2014, 복권 성향의 주식에 대한 선호와 주식수익률의 횡단면, 『재무연구』, 27(2), 297-332.
- 고광수·김근수, 2004, 투자 주체별 포트폴리오 특성과 성과 분석: 개인, 기관, 외국인, 『증권학회지』, 33(4), 35-61.
- 고봉찬·김진우, 2014, 저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증, 『증권학회지』, 43(3), 573-603.
- 문혜정·황상필, 2012, 중장기 소비구조 전망 - 인구 및 소득분배 구조 변화를 중심으로, 『한국은행 조사통계월보』, 2012년 12월호.
- 성병목·강만호·김현만, 2015, 가계와 기업소득간 격차확대의 원인 분석, 한국은행 조사통계월보』, 2014년 12월호.
- 엄윤성, 2013, 거래량과 자기과신, 처분효과의 관계에 대한 연구, 『재무관리연구』, 30(3), 1-33.
- 황상필, 2009, 소비구조 변화가 산업구조에 미치는 영향 - 인구구조 변화를 중심으로, 금융경제연구 working paper 제413호.

<해외문헌>

- Amihud, Y., Mendelson, H., 1986a, Liquidity and stock returns, *Financial Analysts Journal*, 43-48.
- Amihud, Y., Mendelson, H., 1986b, Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.

- Anand, A., Irvine, P., Puckett, A., Venkataraman, K., 2013, Institutional trading and stock resiliency: Evidence from the 2007 - 2009 financial crisis, *Journal of financial Economics* 108(3), 773-797.
- Andersen, T.G., 1996, Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility, *The Journal of Finance* 51-1, 169-204.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang. 2006. The Cross-Section of Volatility and Expected Returns. *Journal of Finance* 61, 259-299.
- Barber, B.M., Lee, Y.T., Liu, Y.J., Odean, T., 2009, Just how much do individual investors lose by trading? *Review of Financial studies* 22(2), 609-632.
- Barber, B.M., Odean, T., 2000, Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors, *The Journal of Finance* 55(2), 773-806.
- Barberis, N., Huang, M., 2008, Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices, forthcoming in the *American Economic Review* 98(5), 2066-2100.
- Bhar, R., & Malliaris, A. (1998). Volume and volatility in foreign currency futures markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 10(3), 285-302.
- Black, F., 1987, *Business Cycles and Equilibrium*, Basil Blackwell, New York.
- Bollerslev, T., 1990, Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH Model, *Review of Economics and Statistics* 72, 498-505.

- Bris, A., Goetzmann, W.N., Zhu, N., 2007, Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world, *The Journal of Finance* 62(3), 1029-1079.
- Brooks, C., 1998, Predicting stock index volatility: can market volume help?, *Journal of Forecasting* 17-1, 59-80.
- Brunnermeier, M.K., Gollier, C., Parker, J.A., 2007, Optimal beliefs, asset prices, and the preference for skewed returns, *American Economic Review* 97, 159-165.
- Campbell, J.Y., Lettau, M., Malkiel, B.G., Xu, Y., 2001, Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk, *The Journal of Finance* 56(1), 1-43.
- Carhart, M.M., 1997, On persistence in mutual fund performance, *The Journal of finance* 52(1), 57-82.
- Chen, G., Firth, M., Rui, O.M., 2001, The dynamic relation between stock returns, trading volume and volatility, *Financial Review* 36, 153-173.
- Chen, G., Kim, K.A., Nofsinger, J.R., Rui, O.M., 2007, Trading performance, disposition effect, overconfidence, representativeness bias, and experience of emerging market investors, *Journal of Behavioral Decision Making* 20(4), 425-451.
- Chordia, T., Huh, S.W., Subrahmanyam, A., 2007, The cross-section of expected trading activity, *Review of Financial Studies* 20(3), 709-740.
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2001, Market liquidity and trading activity, *The Journal of Finance* 56(2), 501-530.

- Christie, W.G., Huang, R.D., 1995, Following the pied piper: Do individual returns herd around the market? *Financial Analysts Journal* (July-August), 31-37.
- Clark, P., 1973, A subordinated stochastic process model with finite variances for speculative prices, *Econometrica* 41(1), 135-155.
- Cochrane, D., Orcutt, G.H., 1949, Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms, *Journal of the American Statistical Association* 44-245, 32-61.
- Copeland, T.E., 1976, A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival, *The Journal of Finance* 31, 1149-1168.
- Cornell, B., 1981, The relationship between volume and price variability in futures market, *The Journal of Futures Market* 1(3), 303-316.
- Corwin, S.A., Schultz, P., 2012, A simple way to estimate bid ask spreads from daily high and low prices, *The Journal of Finance* 67(2), 719-760.
- Datastream Global Equity Indices, 2008, *User Guide* 5.
- Diebold, F.X., Yilmaz, K., 2008, Macroeconomic volatility and stock market volatility, worldwide, National Bureau of Economic Research working paper 14269.
- Engle, R.F., Rangel, J.G., 2008, The spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes, *Review of Financial Studies* 21(3), 1187-1222.

- Epps, T.W., Epps, M.L., 1976, The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture-of-distributions hypothesis, *Econometrica* 44, 305-21.
- Estrella, A., Mishkin, F.S., 1998, Predicting US recessions: financial variables as leading indicators, *Review of Economics and Statistics* 80(1), 45-61.
- Fama, E.F., 1965a, The behavior of stock market prices, *Journal of Business* 38, 34 - 105.
- Fama, E.F., 1965b, Random walks in stock market prices, *Financial Analysts Journal* 51, 75 - 80.
- Fama, E.F., 1970, Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance* 25, 383 - 417.
- Fama, E.F., 1981, Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money, *American Economic Review* 71, 545-565.
- Fama, E.F., French, K.R., 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of financial economics* 33(1), 3-56.
- Fama, E.F., MacBeth, J.D., 1973, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *The Journal of Political Economy*, 607-636.
- Fischer, S., Merton, R.C., 1984, Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 21, 57-108.
- Froot, K.A., Scharfstein, D.S., Stein, J.C., 1992, Herd on the street: Informational inefficiencies in a market with short term speculation, *The Journal of Finance* 47(4), 1461-1484.

- Fung, H., Patterson, G., 1999, The dynamic relationship of volatility, volume, and market depth in currency futures markets, *Journal of International Financial Markets Institutions and Money* 9, 33-59.
- Gallant, A.R., Rossi, P.E., Tauchen, G., 1992, Stock prices and volume, *Review of Financial Studies* 5-2, 199-242.
- Garcia, P., Leuthold, R. M., & Zapata, H., 1986, Lead-lag relationships between trading volume and price variability: New evidence, *Journal of Futures Markets* 6(1), 1-10.
- Gervais, S., Odean, T., 2001, Learning to be overconfident, *Review of Financial studies* 14(1), 1-27.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D., 1993, On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, *The Journal of Finance* 48, 1779-1801.
- Grammatikos, T., & Saunders, A., 1986, Futures price variability: a test of maturity and volume effects, *Journal of Business* 59(2), 319-330.
- Grinblatt, M., Keloharju, M., 2000, The investment behavior and performance of various investor types: a study of Finland's unique data set, *Journal of financial economics* 55-1, 43-67.
- Grinblatt, M., Keloharju, M., 2009, Sensation seeking, overconfidence, and trading activity, *The Journal of Finance* 64(2), 549-578.
- Hansen, L.P., Jagannathan, R., 1991, Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies, *Journal of Political Economy* 99, 225-262.
- Harris, M., Raviv, A., 1993, Differences of opinion make a horse race, *Review of Financial Studies* 6, 323-336.

- Harvey, C.R., Siddique, A., 2000, Conditional skewness in asset pricing tests, *The Journal of Finance* 55(3), 1263-1295.
- Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., Titman, S., 1994, Security analysis and trading patterns when some investors receive information before others, *The Journal of Finance* 49(5), 1665-1698.
- Hodrick, R.J., Prescott, E.C., 1997, Postwar US business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.
- Hou, K., Moskowitz, T.J., 2005, Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns, *Review of Financial Studies* 18(3), 981-1020.
- Jennings, R.H., Barry, C.B., 1983, Information dissemination and portfolio choice, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 18, 1-19.
- Jennings, R.H., Starks, L.T., Fellingham, J.C., 1981, An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival, *The Journal of Finance* 36, 143-161.
- Kahneman, D., Tversky, A., 1979, Prospect theory: an analysis of decision under risk, *Econometrica* 47(2), 263-292.
- Kamesaka, A., Nofsinger, J.R., Kawakita, H., 2003, Investment patterns and performance of investor groups in Japan, *Pacific-Basin Finance Journal* 11(1), 1-22.
- Karpoff, J.M., 1987, The relation between price changes and trading volume: A survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22(01), 109-126.
- Kim, O., Verrecchia, R.E., 1991, Trading volume and price reactions to public announcements, *Journal of Accounting Research* 29(2), 302-321.

- Koren, M., Tenreyro, S., 2007, Volatility and Development, *Quarterly Journal of Economics* 122(1), 243-287.
- Kumar, A., 2009, Who gambles in the stock market? *The Journal of Finance* 64(4), 1889-1933.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R.W., 1992, The Impact of Institutional Trading on Stock Prices, *The Journal of Financial Economics* 32, 23-43.
- Lamoureux, C.G., Lastrapes, W.D., 1990, Heteroscedasticity in stock returns data: Volume versus GARCH effects, *The Journals of Finance* 45, 221-229.
- Lee, B.S., Rui, O.M., 2002, The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence, *Journal of Banking and Finance* 26-1, 51-78.
- Liesenfeld, R., 2001, A generalized bivariate mixture model for stock price volatility and trading volume, *Journal of Econometrics* 104-1, 141-178.
- Lucas, R.E.J., 1988, On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics* 22(1), 3-42.
- Mirman L., 1971, Uncertainty and optimal consumption decisions, *Econometrica* 39(1), 179-185.
- Mitton, T., Vorkink, K., 2007, Equilibrium underdiversification and the preference for skewness, *Review of Financial Studies* 20(4), 1255-1288.
- Nicolosi, G., Peng, L., Zhu, N., 2009, Do individual investors learn from their trading experience?, *Journal of Financial Markets* 12(2), 317-336.

- Nofsinger, J.R., Sias, R.W., 1999, Herding and feedback trading by institutional and individual investors, *The Journal of Finance* 54(6), 2263-2295.
- LeRoy, S., Porter, R., 1981, The present value relation: Tests based on variance bounds, *Econometrica* 49, 555 - 574.
- Lo, A., MacKinlay, C., 1988, Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies* 1, 41 - 66.
- Næs, R., Skjeltorp, J.A., Ødegaard, B.A., 2011, Stock market liquidity and the business cycle, *The Journal of Finance* 66, 139-176.
- Odean, T., 1998a, Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average, *The Journal of Finance* 53(6), 1887-1934.
- Odean, T., 1998b, Are investors reluctant to realize their losses? *The Journal of Finance* 53(5), 1775-1798.
- Odean, T., 1998c, Do investors trade too much? working paper (SSRN 94143).
- Petersen, M.A., 2009, Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches, *Review of financial studies* 22(1), 435-480.
- Ramey, G., Ramey, V.A., 1995, Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth, *American Economic Review* 85, 1138-1151.
- Rutledge, D.J.S., 1984, Trading Volume and Price Variability: New Evidence on the Price Effects of Speculation, In A.E. Peck, editor, *Selected Writings On Futures Markets* 4, Chicago Board of Trade, 237-251.

- Samuelson, P., 1965, Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, *Industrial Management Review* 6, 41 - 49.
- Scharfstein, D.S., Stein, J.C., 1990, Herd behavior and investment, *The American Economic Review*, 465-479.
- Seru, A., Shumway, T., Stoffman, N., 2010, Learning by trading, *Review of Financial studies* 23(2), 705-739.
- Shefrin, H., Statman, M., 1985, The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence, *The Journal of Finance* 40(3), 777-790.
- Shiller, R.J., 1981, Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review* 71, 421-436.
- Shiller, R.J., Fischer, S., Friedman, B.M., 1984, Stock prices and social dynamics, *Brookings Papers on Economic Activity*, 457-510.
- Shleifer, A., Summers, L.H., 1990, The noise trader approach to finance, *The Journal of Economic Perspectives*, 19-33.
- Smirlock, M., Starks, L., 1985, A further examination of stock price changes and transaction volume, *The Journal of Financial Research* 8, 217-225.
- Smirlock, M., Starks, L.T., 1988, An empirical analysis of the stock price-volume relationship, *Journal of Banking and Finance* 12(1), 31-41.
- Statman, M., Thorley, S., Vorkink, K., 2006, Investor overconfidence and trading volume, *Review of Financial Studies* 19(4), 1531-1565.

Stock, J.H., Watson, M.W., 2001, Forecasting output and inflation: the role of asset prices, National Bureau of Economic Research working paper No. w8180.

Tauchen, G., Pitts, M., 1983, The price variability-volume relationship on speculative Markets, *Econometrica* 51, 485-505.