재무연구 제26권 제4호 (2013년 11월)

개인투자자가 옵션시장의 변동성 거래에 미치는 영향에 대한 연구

윤선중 동국대학교 경영대학 교수
김소정* 연세대학교 경영대학 박사과정

요약

본 연구는 재무경제학에서 노이즈 트레이더로 인식되고 있는 개인투자자가 옵션시장의 변동성 거래에 어떠한 영향을 주고 있는지 분석하였다. 기초자산을 대상으로 개인투자자의 역할을 검증한 선행연구들과 달리, 본 연구는 옵션의 거래를 이용해 개인투자자의 역할을 살펴보았으며, 개인투자자 거래강도는 개인투자자의 매수대금과 매도대금의 차이로 정의하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 내재변동성은 평균회귀 특성을 가지고 있으며, 개인투자자의 매수강도가 클수록 동시점과 미래시점의 내재변동성이 상승함을 관찰하였다. 둘째, 개인투자자의 매수/매도거래에 대한 변동성의 비대칭성을 살펴보기 위해 자료를 십분위로 나누어 분석한 결과, 개인투자자의 옵션 매수성향만이 변동성의 유의한 상승을 불러일으켰다. 이는 총 거래량 변수와 실현변동성 변수의 존재 하에서도 여전히 유의하였으며, 개인투자자가 평균적으로 순옵션 매수자라는 사실과 일관된다. 마지막으로, 개인투자자의 매수/매도 이전, 동시, 이후의 변동성 변화를 관찰한 결과, 개인투자자는 과거 변동성이 상승한 후에 변동성을 매수하는 변동성 모멘텀 거래자임을 확인하였다.

주요단어 개인투자자, 변동성 거래, KOSPI 200 지수옵션, 모멘텀 거래

투고일 2013년 05월 06일
수정일 2013년 07월 08일
게재확정일 2013년 07월 29일

* **교신저자. 주소 :** 120-749, 서울시 서대문구 연세로 50, 연세대학교; E-mail : dawn9283@yonsei.ac.kr; **전화 :** 02-2123-3527.

본 연구에 유익한 논평을 해주신 신진영 편집위원장님과 익명의 심사위원들께 감사드립니다.
이 논문은 2013년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(NRF-2013S1A5A8021740)입니다.

Asian Review of Financial Research Vol. 26 No. 4 (November 2013)

The Effect of Individual Investor on Volatility Trading in the KOSPI 200 Index Options Market

Sun-Joong Yoon Assistant Professor, Dongguk Business School, Dongguk University-Seoul
So Jung Kim* Ph.D. Candidate, School of Business, Yonsei University

Received 06 May 2013
Revised 08 Jul. 2013
Accepted 29 Jul. 2013

Abstract

In financial economics, it is assumed that individual and institutional investors behave differently in the market. While institutions are viewed as informed traders, individuals are considered as noise traders with psychological bias as in Kyle (1985) and Black (1986). In particular, Choe et al. (1999) and Kaniel et al. (2008) examine the difference of individual investor trading in stock markets and its impact on the dynamics of stock prices. Based on these works, this paper aims to show how individual investors affect volatilities as well as stock returns, and whether individuals are uninformed traders of volatility trading. Our study, however, differs from the previous studies in that we focus on options markets instead of stock markets.

There are two reasons that we examine the behavior of individual investors in options market other than in the stock market. First, according to the previous studies individual investors' behavior in options markets is inconsistent with their behavior in stock markets. Individual traders heavily depend on the changes of past prices and prefer out-of-the money options that have a severe leverage effect, which is significantly different from institutional and foreign investors. These unique characteristics of individual investors in options markets have made us interested in looking into the relationship between individual

* Corresponding Author. Address: Yonsei University, 50 Yonsei-ro, Seodaemun-gu, Seoul 120-749, Korea; E-mail: dawn9283@yonsei.ac.kr; Tel: 82-2-2123-3527.

investors and options markets.

Second, the structure of options markets is, in nature, optimal for analyzing the effect of each type of investors. When studying its impact using stock returns, we have to pay much attention in order to adjust for the effects by various factors such as dividends and stock-splits. However, we an easily adjust the effect of underlying asset returns on option returns using the series of options with different strike prices and different maturities, thereby simplifying our research design. As well-known, volatility is the measure of the price level which is adjusted for the effect of underlying asset. In short, if stock trading is based on the prospect about the future direction of underlying asset prices, option trading is based on that about the future direction of volatility. Therefore, it is called volatility trading.

Although this paper investigates the behavior of individual investors in stock markets based on the idea of Kaniel et al. (2008), it differs from the study. While it solely focuses on the role of individual investors as liquidity providers in stock markets, our paper deals with the change of volatility by the behavior of individuals in the options market. Thus the aim of this paper is to see whether their interpretation holds valid in the volatility trading in the options market.

In this paper, we analyze the autocorrelation between implied volatilities, including implied volatility of at-the-money options, and VKOSPI 200 index which results from calculating one-month model-free implied volatility using out-of-the-money KOSPI 200 index options. In addition, we examine whether volatility changes can be explained by the intensity of the buying/selling of individual investors using regression analysis, even after adjusting for the mean reverting of implied volatilities.

For our second study, we sort data into ten decile groups according to the intensity of the buying/selling of individuals as a proxy for trading imbalances. Decile 1 is the most intense selling period and decile 10 is the most intense buying period. Then we examine buying/selling imbalances and trading patterns of individuals in terms of the trend in simultaneous and cumulative volatility changes of deciles 1 and 2 and deciles 9 and 10, prior to, current, and after trading week separately, and calculate t-statistics of cumulative volatility changes for testing significance.

The main results of this paper can be summarized as follows. First, we find that implied volatility is mean-reverted and that as the intense buying by individuals increases, so do current and future implied volatilities. Second, the imbalance of volatility between intense buying and selling is analyzed for each decile. According to the results, volatility significantly increases when individuals become only intensely buying options, which is likely to be consistent with the fact that individuals are net buyers in options markets. Finally, we investigate volatility change prior to, current, and after trading week and recognize that individuals are volatility-momentum traders who tend to buy options after volatility increases. Also the results of the robustness test indicate that the effect of individual investors on volatility is still significant after controlling for the total volume of options and the realized volatilities of underlying assets. Therefore, we can conclude that the information contained in the intensity of individual buying and selling is independent of information contained in the total volume and realized volatility.

Keywords Individual Investors, Volatility Trading, KOSPI 200 Index Options, Implied Volatility Mean-Reversion

Ⅰ. 서 론

재무경제학에서 개인투자자는 기관투자자와 다른 특성을 가지고 있다고 가정한다. 기관투자자가 정보를 보유한 우월한 투자자로 인식되는 반면, 개인투자자는 심리적 편향(Psychological bias)을 가지고 있으며, Kyle(1985)과 Black(1986)의 연구 관점에서 노이즈 트레이더(noise traders)로 인식되고 있다. 예를 들면, Kaniel, Saar, and Titman(2008)은 주식시장에서 정보를 보유한 기관투자자가 빠르게 거래를 체결하기 위해, 개인투자자에게 일시적으로 유리한 가격을 제시함에 따라, 개인투자자가 단기적으로 반대매매전략(contrarian strategy)을 사용하는 것처럼 보인다고 주장하였다. 한국주식시장을 대상으로 한, Choe, Kho and Stulz(1999)도 개인투자자들의 단기반대매매전략을 보고하였으며, Grinblatt and Keloharju(2000, 2001)은 핀란드 주식시장에서 개인투자자들의 반대매매전략을 보고하였다. 유사하게 Jackson(2003)은 호주시장, Richard(2005)는 아시아의 6개 시장에서 이러한 현상을 공통적으로 보고하였다. 이 밖에 Barber and Odean(1999, 2000, 2008), Barber, Lee, Liu, and Odean(2009)는 개인들의 이러한 투자경향이 지속적인 손실의 원인이 되고 있음을 지적하였다.

개인투자자들의 특성에 대한 기존 문헌은 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 하나는 투자자들의 심리적 편향성의 원인을 분석하여, 어떠한 심리적 요인이 편향성을 유발시키는지 찾으려는 연구이다. De Bondt and Thaler(1987), Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1994), Hong and Stein(2007)을 포함한 많은 행태재무학 연구들이 이 범주에 속한다 할 수 있다. 다른 하나의 연구는 서로 다른 유형의 투자자들 간의 거래가 수익률에 어떠한 영향을 주는지를 살펴보는 것이다. 앞서 소개한 Choe et al.(1999), Kaniel et al.(2008) 등의 연구는 개인투자자가 주식시장의 거래체결과정에서 어떠한 역할을 하는지 그리고 그 결과 투자자별 수익률이 어떻게 다른지를 살핀 연구라 할 수 있다. 본 연구도 이러한 관점에서 개인투자자가 시장의 주요지표 중 하나인 변동성에 어떠한 영향을 주고 있는지 확인하고, 이를 이용해 개인투자자가 변동성 거래의 관점에서 비정보 거래자인지 확인하는 것을 목표로 한다. 단, 기존 문헌의 연구대상이 주식시장인 반면, 본 연구는 옵션시장을 이용한다는 차이가 있다.

옵션시장에서 개인투자자의 특성을 살피는 이유는 크게 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 기존 문헌에 의하면, 파생상품 시장에서 개인투자자의 행태는 현물시장(주식시장)과 완전히 일치하지 않는다고 알려졌다. 파생상품시장은 높은 레버리지(leverage)와 각종 차익거래 및 투기거래의 가능성으로 인하여 정보거래자뿐만 아니라 투기적 성향의 거래자에게 매우 선호되는 시장이다. 파생상품시장에 대한 기존 연구가 제한되어 있기는 하지만, 윤창연, 이성구(2003)와 원승연, 한상범(2007), Wang(2002), Wiley and Daigler(1998)는 선물시장을 대상으로 개인투자자가 모멘텀 거래전략을 사용하고 있음을 보였으며, 이러한 경향성은 현물시장과 반대의 결과이다. 현물시장에서 개인투자자는 반대거래매매전략(contrarian strategy)을 취한다고 알려져 있다. 옵션시장을 대상으로 한 정재만, 김재근(2005), Kang and Park(2008), Lakonishok, Lee, Pearson, and Poteschman(2007)의 연구에서도 개인투자자가 가격이 낮고 레버리지가 높은 외가격 옵션을 선호하며, 이 결과 외가격 옵션이 다소 과대평가되고 있음을 확인하였다.[1] 위 결과를 정리하면, 파생상품시장에서 개인투자자들은 비정보거래자로써 과거 가격변화에 의존하는 거래행태를 보이며, 적은 자금으로 큰 레버리지 효과를 얻을 수 있는 외가격 옵션을 선호한다. 이는 기관투자자나 외국인 투자자와 상당히 다른 행태이며, 결국 개인투자자가 파생상품시장에서 보이는 특수성에 대한 흥미를 불러일으킨다.

둘째, 옵션은 구조적 특성으로 인해 개인투자자의 영향을 분석하는데 유용하다. 주식은 명확하지 않은 미래 현금흐름으로 인해 수익률을 다양한 요인으로 통제해주어야 하는 반면, 옵션은 현금흐름이 비교적 명확할 뿐만 아니라 서로 다른 만기와 행사가격의 자산이 동시에 거래되기 때문에 통제 요인이 작아지는 장점이 있다.[2] 이 때 옵션 가격에서 기초자산에 대한 영향을 조정한 가격의 측도가 변동성이다. 시장 참가자들은 옵션평가모형(예, Black-Scholes 모형)에 옵션가격, 기초자산 가격, 행사가격, 만기, 무위험 이자율을 대입하여 변동성을 역산한다. 이 값은 기초자산 가격의 영향을 제외한 가격의 측도가 된다. 그래서 주식 거래가

1) Kang and Park(2008)은 개인투자자의 거래전략을 중점적으로 살핀 연구는 아니지만, 본문의 투자자별 결과를 보면 개인투자자의 특성과 거래전략에 대한 간접적인 추론을 가능하게 해준다. Kang and Park(2008)은 순매수강도 효과를 이용해 KOSPI 200 옵션시장의 각 투자자 그룹에서 Limit of Arbitrage, Volatility Learning Hypothesis, Direction Learning Hypothesis를 비교 검증하였다. KOSPI 200 지수옵션시장은 Direction-learning hypothesis를 지지하는 결과를 주었으며 특히 개인투자자그룹에서 그 경향은 더욱 두드러졌다. Lakonishok et al.(2007)은 미국의 중개인 회사(brokerage firms)의 종류에 따라 옵션시장의 투자행태와 성과 등을 비교하였다. 자료의 한계로 투자자 그룹을 직접 나누지 못하고, 대신 각 투자자그룹이 주로 이용하는 회사의 종류에 따라 간접적으로 유형을 비교 분석하였다.

2) 옵션시장에서 옵션의 가치는 가격(price 또는 premium) 대신 변동성(volatility)으로 표시되고 있다. 여기서 변동성은 옵션가격에 내재된 변동성을 의미하며, 기초자산 가격변화를 조정해 준 값이다.

기초자산 가격의 상승/하락에 대한 거래라면, 옵션거래는 변동성의 상승/하락에 대한 거래이며 변동성 거래(volatility trading)라고 부르고 있다.

본 연구는 주식시장을 대상으로 개인투자자의 거래행태를 분석한 Kaniel et al.(2008) 연구의 아이디어를 일부 차용하였다. 다만, 선행연구가 현물시장에서 개인투자자들의 유동성 공급자로서의 역할(현물 가격이 하락할 압력이 존재할 때, 기관투자자는 이를 빨리 체결시키기 위해 단기적으로 개인들에게 유리한 가격을 제시하지만, 이후 수익률이 반전하게 되는 현상)에 집중한 반면, 본 연구는 옵션시장을 대상으로 변동성의 움직임에 대해 살폈다는 차이가 있다. 우리는 이러한 해석이 파생상품시장의 변동성 거래에서도 여전히 유의한지 확인하려 한다.

옵션시장에서 개인투자자의 거래강도는 한국거래소에서 제공하는 〈투자자별 일일거래실적〉을 이용하여 계산된다. 이 자료는 투자자 종류에 따라 옵션의 매수/매도 거래계약수와 거래대금 정보를 포함하고 있다. 기존 연구들과 일관성을 잃지 않기 위하여 모든 기간 동안 매수대금에서 매도대금을 빼고 일주일 동안 합산한 주별 자료(weekly series)를 구성하였다. 자료의 한계로 인하여 콜옵션과 풋옵션 대한 각각의 거래행태에 대한 분석은 불가능하지만, 기본적으로 옵션의 매수 포지션은 변동성의 매수 전략과, 옵션의 매도 포지션은 변동성 매도 전략과 관련되어 있기 때문에 이를 이용한 변동성에 대한 분석이 여전히 유효하다.

분 분석에서 우리는 첫째로 등가격 옵션의 내재변동성과 VKOSPI 지수의 자기상관관계를 분석한다. VKOSPI 지수는 외가격 KOSPI 200 지수옵션을 이용해 1개월 모형독립 내재변동성(Model-free implied volatility)을 산출한 결과로, KOSPI 200 시장의 대표적인 변동성 지수이다. 변동성의 움직임은 변동성 군집현상(volatility clustering)이 발견되기 때문에 단기적으로(예를 들면, 일별 또는 주별) 평균회귀 현상이 관찰된다. 이때 변동성의 평균 회귀현상을 고려한 이후에도 개인투자자의 거래강도가 변동성의 변화를 설명할 수 있는지 회귀분석을 통해 검증한다. 둘째, 개인투자자의 거래강도가 변동성 변화에 미치는 비대칭성을 확인하기 위하여, 개인투자자의 거래강도에 따라 자료를 십분위 그룹(10 decile groups)으로 나눈다. 이 중 제 1십분위(1 decile)는 개인투자자의 매도강도가 가장 강했던 기간이며, 제 10십분위는 매수강도가 가장 강했던 기간이다. 제 1, 2십분위와 제 9, 10십분위 그룹의 거래 시점 이전, 동 시점, 거래 이후의 변동성 누적변화(cumulative volatility changes)의 추이를 통해 매수/매도의 비대칭성과 개인투자자의 거래패턴을 확인한다. 그리고 변동성의 누적 변화는 t-

통계량을 이용해 유의성을 확인한다.

우리는 연구결과의 강건성을 높이기 위해 다음의 두 가지 분석을 추가한다. 만약, 개인투자자 거래강도가 변동성 변화에 직접적인 영향을 가지는 것이 아니라, 다른 변수가 가진 정보를 일부 포함하고 있는 것이라면, 개인투자자가 변동성에 영향을 주는 것처럼 보일 수도 있다. 이러한 가능성을 확인하기 위하여, 투자자 그룹의 총 거래량을 도구변수로 사용하여 총 거래량 효과를 조정한 이후에도 개인투자자 거래강도가 유의한 설명력을 가지고 있는지 검증하였다. 총 거래량 효과를 조정한 이후에도 개인투자자 거래강도가 변동성에 유의한 영향을 준다면, 우리는 개인투자자가 변동성에 유의한 영향을 끼친다고 주장할 수 있다. 이 밖에, 실현변동성을 이용하여 강건성을 검증한다. 분석과정에서 변동성이 개인 투자자의 영향에 의해 변동한 것이 아니라 실제 위험의 변화에 의한 것이며, 개인투자자 거래강도가 위험의 변화와 관련되어 있다면, 개인투자자 거래강도가 내재변동성에 영향을 주는 것처럼 보일 수 있다. 이를 확인하기 위해 실제 위험의 크기를 실현변동성으로 정의하고 일주일간 5분 실현변동성을 고려한 후에도 유의한 결과를 주는지 확인한다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 변동성의 움직임은 주별 자료에서 평균회귀 현상이 관찰되었으며, 개인투자자의 매수강도가 클수록 동시점의 내재변동성을 상승시킬 뿐만 아니라 미래변동성도 소폭 상승시키는 것으로 관찰되었다. 둘째, 개인투자자의 매수/매도와 변동성 변화의 비대칭성을 살펴본 결과, 개인투자자의 옵션 매수성향만이 유의한 변동성 상승을 가져올 뿐, 옵션 매도에 대해서는 변동성에 유의한 영향력을 관찰할 수 없었다. 이는 개인투자자가 평균적으로 순옵션 매수자라는 사실과 일관되는 결과이다. 마지막으로 개인투자자의 매수/매도 이전, 동시점, 이후의 변동성 변화를 관찰한 결과, 개인투자자는 과거 변동성이 상승한 후에 변동성(옵션)을 매수하는 변동성 모멘텀 거래자임을 확인하였다. 또한 개인투자자가 변동성에 미치는 영향은 총 거래량과 실현변동성의 효과를 조정한 이후에도 여전히 유의하게 관찰되었다. 이는 개인투자자의 거래강도에 포함된 정보가 총 거래량 및 실현변동성 정보와 독립되어 있음을 의미한다.

본 연구의 구조는 다음과 같다. 제 Ⅱ장은 연구의 배경을 소개한다. 개인투자자와 기관투자자에 대한 관련 연구를 정리하고, 개인투자자의 거래 강도를 측정하는 측도를 소개한다. 제 Ⅲ장은 연구 자료를 설명하고, 제 Ⅳ장은 연구의 주요 결과를 해석한다. 마지막으로 제 Ⅴ장은 연구를 정리한다.

Ⅱ. 이론적 배경

본 장은 연구의 이론적 배경을 소개하고, 연구가설을 설정한다. 본 연구의 목적이 옵션 내재변동성의 단기변동과 개인투자자의 관계를 살피는 것이므로, 이와 관련된 몇몇 연구를 소개하고, 소개된 가설들이 옵션 변동성 변화에 대해 어떻게 적용될 수 있는지 살펴본다.

1. 관련 연구

최근 개인투자자들에 대한 연구가 심리학뿐만 아니라 재무경제학에서도 급격하게 증가되고 있다. 특히, 개인투자자들의 거래 정보가 연구자들에게 제공되면서 그 효과에 대해서 살펴본 연구가 주를 이루고 있다. 그러나 대부분의 연구는 주식과 같은 현물시장에서의 개인투자자의 역할로 주제가 한정되어 있다. 아래에는 현물시장에 대한 개인투자자들의 특성이 간략히 정리되어 있다.

현물시장에서 개인투자자들은 주로 반대매매거래전략(contrarian strategy)를 취한다고 알려져 있다. 서론에서 언급한 Choe et al.(1999), Grinblatt and keloharju(2000, 2001), Jackson(2003), Richard(2005), Goetzmann and Massa(2002), Griffin, Harris, and Topaloglu(2003)가 현물시장에서 개인투자자들의 반대매매전략에 대해 다룬 대표적인 연구이다. 이와 관련되어 개인들의 투자성과에 대해 다룬 연구는 Odean(1999)을 포함하는 시장미시구조(market microstructure) 분야에서 주로 이루어졌다. Odean(1999)은 장기(2달~2년)에 대해서 개인들이 매수한 주식은 매도한 주식보다 성과가 좋지 못함을 보였으며, Barber and Odean(2000)은 개인들의 투자성과가 평균적으로 지수에 비해 1% 가량 낮음을 확인하였다. 유사하게 Grinblatt and Keloharju(2000), Barber et al.(2009), Hvidkjaer(2008)도 개인들의 투자성과가 상대적으로 낮음을 보고하였다.

그럼에도 개인투자자의 거래 전후 수익률을 살펴보면, 가격이 하락한 후 주식을 매수하고 오른 후 주식을 파는 경향이 관찰되었다. 이는 개인투자자의 장기적인 투자성과가 낮다는 사실과 상반되는 듯 보인다. 이를 설명할 수 있는 한 가지 가설은 개인투자자를 Kyle(1985) 모형의 관점에서 정보거래자에게 유동성을 공급하는 유동성공급자로 해석하는 것이다. 정보거래자가 가격하락을 유도하는 사적정보(private information)을 보유하고 있다면,

정보거래자는 개인투자자들에게 일시적으로 유리한 가격을 제시하여 계약을 체결시킨다. 이때 개인투자자는 단기적인 이익을 실현하지만, 추후 가격이 하락하여 장기성과가 낮아진다고 설명한다(Grossman and Miller, 1988; Campbell, Grossman, and Wang, 1993).

이를 실증적으로 보인 최초의 연구가 Kaniel et al.(2008)이다. 유동성 공급자 가설이 만족한다면, 개인투자자의 매수거래(매도거래)는 미래 수익률의 단기상승 및 장기하락(단기하락 및 장기상승)을 예측할 수 있을 것이다. Kaniel et al.(2008)는 NYSE(New York Stock Exchange)에서 제공한 개별 주식 체결자료를 이용해 개인투자자의 거래 이전, 거래기간, 그리고 거래 이후의 수익률의 움직임을 분석하였다. 유동성 공급자 가설이 예상하는 바와 같이, 개인투자자의 강한 매수 이전에는 가격의 하락이 관찰되었으며, 거래 체결 시 및 이후에는 단기적인 상승이 관찰되었다. 반대로 개인투자자의 강한 매도 이전에는 가격의 상승이 관찰되었으며, 거래체결 시에는 단기 하락이 관찰되었다.

유동성 공급자로써의 개인투자자의 역할은 수익률의 단기 반전현상(return reversal)과도 일관되게 설명된다(Jegadeesh, 1990; Lehmann, 1990). 전통적으로, 수익률의 단기 반전현상은 주식의 비유동성(illiquidity) 또는 과잉반응현상(overreaction)과 관련하여 설명된다. Jegadeesh(1990)와 Lehmann(1990)은 과잉반응현상의 가능성을 살폈으며, Lehmann(1990)은 유동성 가설에 의해 주별 반전현상이 어느 정도 설명될 수 있음을 보였다. 또한 Jegadeesh and Titman(1995)는 bid-ask 스프레드의 바운스(bounce) 현상으로 인해 일별 반전현상이 발생함을 보였다. 최근 Subrahmanyam(2005)는 Lee and Ready(1991)의 알고리즘을 이용하여 비유동성과 과잉반응현상을 분리하여 과잉반응현상을 지지하는 결과를 주었다. 그러나 Kaniel et al.(2008)은 수익률반전현상이 과잉반응현상 때문이라면, 과거 수익률을 이용해 보정 후의 수익률 예측성과가 관찰될 수 없음에도 불구하고 실증적으로 이 현상이 관찰되기 때문에, 과잉반응현상을 부정하고 비유동성가설을 지지하였다. 이 경우 개인투자자 매수/매도 강도는 과거수익률의 존재 하에서도 미래수익률을 예측할 수 있을 것이다. 실증적으로도 개인투자자의 거래는 기초 자산시장에서 예측능력을 가지고 있음을 확인하였다.

이 밖에 Conrad, Hameed, and Niden(1994), Gervais, Kaniel and Mingelgrin(2001), Llorente, Michaely, Saar, and Wang(2002)은 단기수익률이 거래량과 관련된 증거를 제시하였다. 투자자들의 헤지 수요, 사적 정보, 그리고 개별 주식에 대한 관심이 개인투자자들의 수요를 증가시키기 때문에 거래량이 미래 수익률에 대한 정보를 포함할 수 있다. 이를 평가

하기 위해 Kaniel et al.(2008)은 거래량을 기준으로 분류된 포트폴리오(sorted portfolio)에 대해서 동일한 결과가 관찰되는지 살펴보았다. 결과에 의하면, 거래량의 효과를 반영한 후에도 개인투자자의 거래가 미래수익률의 변화에 유의한 영향을 주었으며 이는 유동성이 작은 주식에서 더욱 두드러지게 관찰되었다. 즉, 유동성으로 수익률의 반전현상을 설명할 수 있음을 의미한다.

2. 연구 가설

현물시장이 현물에 대한 가격의 방향성에 대해 거래한다면, 옵션시장은 변동성을 거래하는 시장이라 할 수 있다. 옵션가격(콜과 풋 모두 포함)은 변동성과 정(+)의 관계를 가지기 때문에, 옵션 매수는 변동성의 매수에 대응하고 옵션 매도는 변동성 매도에 대응된다. 본 연구에서 살펴보는 3개의 가설은 다음과 같다.

H1 : 개인투자자는 옵션 변동성에 유의한 영향력을 가진다.

H2 : 개인투자자 거래강도와 변동성 변화 사이에는 비대칭 관계가 존재한다.

H3 : 개인투자자는 변동성 거래에 대한 정보거래자이다.[3)]

첫 번째 가설은 개인투자자가 변동성 변화에 유의한 영향력을 가지고 있는지 확인하기 위함이다. Bollen and Whaley(2004)는 옵션가격이 기초자산과 무차익 거래조건을 만족해야 하지만, 시장의 불완전성에 의해 거래강도가 옵션가격에 유의한 영향을 줄 수 있음을 보였다. 본 가설은 하나의 거래주체인 개인투자자의 거래강도가 변동성에 유의한 영향을 주고 있는지 검증한다.

두 번째 가설은 개인투자자의 매수/매도 성향이 변동성 변화에 대칭적인 영향력을 가지고 있는지 검증한다. 널리 알려진 바와 같이 개인투자자는 옵션의 순매수거래자이며, 순매도 포지션을 취하지 않으려는 경향이 있다. 따라서 개인투자자는 변동성 상승에 대한 예상과 하락에 대한 예상에서 서로 다른 거래행태를 보일 개연성이 크다.

세 번째 가설은 옵션시장의 변동성 거래에서 개인투자자가 미래변동성에 대한 정보적 우월성을

3) 옵션은 기초자산가격과 변동성에 의해 가격이 변동하기 때문에, 옵션에 대한 투자는 기초자산의 방향성과 변동성의 방향성에 대한 두 정보를 종합하여 이루어진다. 이 연구는 이 중 기초자산에 대한 정보를 차치하고, 순수하게 변동성에 대한 예측력 또는 영향력을 분석하는 연구이며, 따라서 가설 3은 변동성에 대한 "정보우월성 만"을 판단하고 있다.

가지고 있는지 검증하기 위함이다. 이 가설을 검증하기 위해서, 개인투자자의 거래 이전과 거래 이후 변동성 움직임을 확인한다. 예를 들면, 옵션시장에서 향후 변동성이 하락하는 정보(사실)가 있다면, 이 정보를 보유한 정보거래자는 옵션을 매도하려 할 것이고, 이 때 거래상대방을 필요로 한다. 반대로 향후 변동성이 상승하는 정보(사실)가 있다면, 정보거래자는 옵션을 매수할 것이며 옵션을 매도하는 거래상대방이 필요하다. 만약 개인투자자가 변동성에 대한 정보거래자라면 개인투자자의 옵션 매수 이후 변동성의 상승이 예상되며, 옵션 매도 이후 변동성 하락이 예상된다. 반대로 개인투자자가 유동성 공급자의 역할을 한다면, 개인 투자자의 매수 이후 장기적으로 변동성이 하락하고 매도 이후 변동성이 상승할 것이다. 이 과정에서 정보거래자가 비정보거래자와 거래를 체결하기 위해, 거래 시점에서 단기간의 보상을 제공할 수도 있다.

Ⅲ. 자료와 측도

1. 자료의 소개

본 연구는 한국거래소(Korea Exchange, 이하 KRX)에서 거래되는 KOSPI 200 옵션을 이용하며, KOSPI 200 옵션과 기초자산에 대한 정보는 거래소에서 얻을 수 있다. 내재 변동성의 대용치로써 한국거래소에서 발표하는 VKOSPI 200 지수[4]와 등가격 옵션에서 도출한 BS 내재변동성을 사용한다. 행사가격별 변동성의 패턴은 일관되게 관찰되며, 시간에 따라 주목할 만한 패턴의 변화가 관찰되지 않기 때문에 BS 내재변동성을 VKOSPI 지수와 함께 사용하였다. 단, BS 내재변동성에 대한 분석에서는 선행연구들의 방법론을 따라 만기가 3일 미만 남아 있는 경우에는, 차근월물에 대해 분석하였다.

연구 자료는 2004년 1월부터 2011년 12월까지 총 8년의 기간을 포함한다. 한국거래소는 투자자별 거래자료를 2004년 1월부터 제공하기 때문에, 이 이전의 기간을 연구에 포함시키기 어렵다.

〈표 1〉은 본 연구에서 사용되는 등가격 옵션의 BS 내재변동성과 VKOSPI 지수의 기초통계량과 단위근 검정 결과를 보여준다. 패널 A에 따르면, 표본기간 동안 등가격 옵션의 평균 내재변동성은 18.28%로 관찰되었으며, 변동성의 왜도와 첨도는 각각 2.23과 9.50으로 정규

4) VKOSPI 지수의 산출 방법은 〈부록 A〉에 정리되었다.

분포에서 크게 벗어나는 것으로 나타났다. 그에 따라 정규성을 검정하는 Jarque-Bera 통계량의 p-값은 0.001과 같다. VKOSPI 지수는 25.1973의 평균값을 가졌으며, 표준편차는 9.58, 왜도와 첨도는 각각 2.2, 9.1이다. 정규성을 검정하는 결과도 BS 내재변동성과 동일하였다.

단위근 검정 결과, BS 내재변동성과 VKOSPI에서 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설과 존재하지 않는다는 귀무가설을 모두 기각하였다. 따라서 향후 분석에서 차분하지 않은 결과와 차분한 결과를 모두 보고하였다. 패널 B는 표본기간 동안 연도별 내재변동성의 평균을 보여준다. KOSPI 지수옵션의 내재변동성은 안정적으로 13%에서 17% 사이로 관찰되었으나, 금융위기기간 동안 20% 이상으로 상승한 것을 확인할 수 있다. VKOSPI 지수도 19에서 25 사이의 값이 관찰되었으며, 금융위기 기간에 35 이상으로 상승하였다.

〈표 1〉 옵션의 기초통계량

〈표 1〉은 2004년 1월부터 2011년 12월까지의 등가격 옵션의 내재변동성과 VKOSPI 지수의 특성을 보여준다. 괄호 안의 값은 정규분포를 검증하는 Jarque-Bera 통계량의 p-값을 나타낸다. 단위근 검정법은 Dickey-Fuller 테스트를 사용하였으며, 안정성(stationarity) 검증은 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992)의 방법론을 사용한다. 단위근 검정의 귀무가설은 $x_t = x_{t-1} + u_t$이며, $x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + u_t$식을 통해 검증하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

Panel A : 기초통계량

통계량	BS IV	VKOSPI 200
Mean	0.1828	25.1973
S.D.	0.0819	9.5829
Skewness	2.2277	2.2098
Kurtosis	9.5070	9.1239
Max	0.6187	73.00
Min	0.0692	14.23
Serial corr.	0.9106	0.9525
Jarque-Bera statistics	1031.34***	945.85***
	(0.001)	(0.001)
Test statistics		
H0 : Unit root	-4.2999***	-3.1053***
H0 : Stationary	1.8441**	1.9219***

Panel B : 연도별 내재변동성 평균

연도	BS IV	VKOSPI 200
2004	17.93%	25.68
2005	13.74%	20.10
2006	14.70%	20.40
2007	17.87%	24.64
2008	26.94%	35.05
2009	23.05%	31.53
2010	13.35%	19.42
2011	18.69%	24.84

2. 거래측도 : 개인투자자 거래강도

한국 거래소에서 제공하는 〈옵션 일별 투자자별 거래실적〉은 거래일, 투자자종류[5], 매도거래량(주), 매도거래대금(원), 매수거래량(주), 매수거래대금(원)을 포함하고 있다. 이 값들을 이용하여 다양한 개인투자자와 관련된 측도를 구성할 수 있다. 예를 들면, 본 연구와 같이 [매수거래대금(거래량)-매도거래대금(거래량)]가 사용될 수도 있으며, [(매수거래대금(거래량)-매도거래대금(거래량))/총 거래대금(거래량)]가 사용될 수도 있다. 이 중 본 연구에서는 옵션의 특성상[6], [매수거래대금-매도거래대금]을 주 측도로 삼았으나, 거래대금을 거래량으로 수정한 측도에서도 본 연구의 결과는 여전히 유의하였다.

〈표 2〉는 거래대금과 거래량으로 측정된 개인투자자 거래강도의 시계열 변화를 보여주고 있다. 모든 연도의 표본에서 개인투자자의 옵션 매수량은 매도량에 비해 항상 크게 관찰되었다. 반면, 원화 기준의 매수대금과 매도대금을 비교하면, 2005, 2006, 2009, 2010년에서 매도대금이 매수대금보다 컸다. 모든 표본기간의 총 매수대금은 매도대금보다 크게 관찰되었다.

〈표 2〉-패널 A의 결과는 옵션시장에서 개인투자자의 행태에 대한 중요한 정보를 제공한다. 첫째, 널리 알려진 바와 같이 개인투자자는 옵션의 매도보다는 매수 전략을 취하기 때문에, 반대매매로 매수포지션이 청산되기는 하지만 평균적으로 매수량이 매도량에 비해 크게 관찰된다. 둘째, 매수대금에 비해 매도대금이 작은 것은 개인투자자가 평균적으로 옵션 투자에서 손실을 보고 있음을 간접적으로 의미한다. 예를 들면, 일중에 $10에 옵션을 매수했으나 향후 $5에 옵션을 매도하여 손실을 기록했다면, 옵션 매수량과 매도량은 같지만 매수대금은 매도대금에 비해 크게 관찰된다.

〈표 2〉-패널 B는 개인투자자 거래강도의 기초통계량을 보여준다. 거래량 기준의 거래강도는 약 408,078로 관찰되며, 이 값은 개인투자자의 평균 초과매수포지션의 수를 나타낸다. 거래대금 기준 개인투자자 거래강도는 약 2,154,398,802원으로 이 값은 개인투자자가 옵션 거래를 통해 기록한 손실의 주간 평균 금액으로 해석할 수 있다. 두 측도는 모두 정규분포를 크게 벗어나는 분포를 가지고 있으며, 두 측도는 모두 1%의 신뢰수준에서 단위근을 포함하지 않는 것으로 나타났다.

---

5) 투자자는 증권회사, 보험사, 자산운용사 및 투신사, 사모펀드, 은행, 종합금융 및 상호저축은행, 기금공제회, 국가 지방단체 및 국제기구, 개인, 외국인투자고유등록번호가 있는 외국인, 그 밖의 외국인으로 11개의 그룹으로 나뉜다.

6) 주식과 같이 증권이 아니라 옵션은 반대매매로 청산된다. 즉, 거래량의 합은 매우 큰 값이지만 매수거래대금-매도거래대금은 상당히 안정적인 수준으로 유지된다.

〈표 2〉 개인투자자 거래강도 측도의 기초통계량

패널 A의 값은 연구에서 사용되는 변수(거개량, 거래대금)의 연간 합계이다. 단위근 검정법은 Dickey-Fuller 테스트를 사용하였으며, 안정성(stationarity) 검증은 Kwiatkowski et al.(1992)의 방법론을 사용한다. 단위근 검정의 귀무가설은 $x_t = x_{t-1} + u_t$이며, $x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + u_t$식을 통해 검증하였다. *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

Panel A : 연도별 개인투자자 거래대금(거래량) 통계

연도	매수량(개)	매도량(개)	매수-매도(개)	매수대금(원)	매도대금(원)	매수-매도(원)
2004	25,642,766	25,276,693	366,072	1,412,590,794,245	1,409,825,735,571	2,765,058,673
2005	21,963,231	21,601,927	361,303	1,213,814,388,220	1,219,624,857,120	-5,810,468,900
2006	18,445,541	18,030,447	415,094	1,154,559,519,280	1,156,142,829,460	-1,583,310,180
2007	20,531,629	20,140,113	391,516	1,614,387,308,449	1,606,590,683,020	7,796,625,429
2008	20,298,078	19,818,792	479,286	1,978,781,240,061	1,968,155,299,163	10,625,940,898
2009	20,256,658	19,809,621	447,038	1,866,564,701,431	1,874,258,580,784	-7,693,879,353
2010	23,095,705	22,608,128	487,577	2,308,774,561,060	2,314,078,358,220	-5,303,797,160
2011	23,740,235	23,424,025	316,210	2,936,213,656,820	2,919,283,181,680	16,930,475,140
합계	173,973,843	170,709,747	3,264,096	14,485,686,169,566	14,467,959,525,019	17,726,644,547

Panel B : 개인투자자 거래 측도의 기초통계량

Statistics	거래량(개) 기준	거래대금(원) 기준
Mean	408,077.86	2,154,398,801.51
S.D.	363,065.94	47,297,950,179.39
Skewness	1.19	13.23
Kurtosis	4.23	225.26
Max	1,799,252	818,681,394,000
Min	-199,913	-51,444,475,000
Serial corr.	-0.0579	0.0895
Jarque-Bera statistics	118.32***	830829.27***
	(0.001)	(0.001)
Test statistics		
H0 : Unit root	-21.0376***	-18.1679
H0 : Stationary	0.1446	0.0860

Ⅳ. 연구 결과 및 해석

본 장은 개인투자자의 거래강도와 변동성의 변화 패턴의 관계를 살피고, 결과를 해석한다. 이후 결과의 강건성을 높이기 위하여 추가적인 분석을 수행한다.

1. 내재변동성 회귀 현상과 개인투자자의 거래행태

변동성 군집현상(volatility clustering)은 변동성의 시계열 움직임에서 널리 알려진 대표적인 특성이다. 변동성이 한번 상승하면, 일정기간 동안 높은 변동성이 유지되며, 이를 모형화하기 위하여 ARCH 모형 또는 GARCH 모형이 개발되어 활용되고 있다. 또한 옵션 평가 모형 중에는 추계적 변동성 모형(stochastic volatility model)이 이러한 특성을 반영하고 있다. 그러나 일일 또는 주별 변동성의 움직임은 변동성 군집현상뿐만 아니라 다양한 패턴을 보이기도 한다. 주식 수익률에서 단기 동안 다양한 패턴이 관찰되는 것처럼, 변동성도 단기에 상승과 하락을 반복한다. 본 연구는 이러한 변동성의 변화가 개인투자자의 거래행태와 어떠한 관련성을 가지는지 평가하는 것을 주요 목적이라 할 수 있다.

이를 검증하기 위해, 우리는 다음의 연구 모형 1~모형 5를 채택하였다.

$$\textbf{Model 1}: \ IV_t = \beta_0 + \beta_1 IV_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$\textbf{Model 2}: \ IV_t = \beta_0 + \beta_1 IV_{t-1} + \beta_2 Ind_t + e_t \quad (2)$$

$$\textbf{Model 3}: \ \triangle IV_t = \beta_0 + \beta_1 \triangle IV_{t-1} + \beta_2 Ind_t + e_t \quad (3)$$

$$\textbf{Model 4}: \ IV_{t+1} = \beta_0 + \beta_3 IV_t + \beta_2 Ind_t + e_t \quad (4)$$

$$\textbf{Model 5}: \ Ind_{t+1} = \beta_0 + \beta_4 IV_t + \beta_5 Ind_t + e_t \quad (5)$$

모형 1은 옵션내재변동성의 자기상관관계를 검증한다. 여기서 $1-\beta_1$은 내재변동성의 평균회귀속도(mean-reversion speed)를 나타낸다. 모형 2는 내재변동성의 평균회귀효과를 조정한 이후, 개인투자자의 거래강도가 내재변동성 변화에 동일시점에서 미치는 영향(con-temporaneous relationship)을 검증한다. 모형 3은 내재변동성을 차분한 값을 이용해,

개인투자자 거래강도의 영향력을 검증한다. 〈표 1〉의 패널 A에서 보이는 바와 같이, 내재변동성은 단위근의 유무에 대한 두 가지 귀무가설을 모두 기각하는 결과를 보여주었다. 따라서 강건성을 높이기 위해 차분한 값에 대한 분석을 추가한다. 모형 4는 개인투자자의 거래강도가 변동성의 미래 움직임을 예측할 수 있는지 검증하며, 모형 5는 변동성의 변화가 미래의 개인투자자 거래강도에 유의한 영향을 주는지 확인한다.

〈표 3〉은 회귀모형 1~회귀모형 5에 대한 결과를 보여준다. 〈표 3〉의 패널 A는 등가격 옵션의 BS 내재변동성에 대한 분석결과이며, 패널 B는 VKOSPI 지수에 대한 분석 결과이다. 두 측도에 대한 결과가 거의 유사하기 때문에 패널 A를 중심으로 설명한다. 모형 1에서 β_1의 크기는 약 0.9로, 평균회귀 속도는 약 0.1(= $1-\beta_1$)이며, 변동성의 장기평균은 0.1834[= $\beta_0/(1-\beta_1)$]이 된다. 앞서 Stein(1989)는 내재변동성이 AR(1)의 특성을 가지고 있는 것을 보고한 바 있다. Stein(1989)의 연구와 본 연구가 연구대상이 다르기는 하지만, 두 시장의 내재 변동성이 유사한 특성(평균회귀현상)을 가지고 있는 것으로 나타났다.

모형 2의 결과에 의하면, 개인투자자 거래강도는 변동성 변화에 유의한 영향력을 가지고 있다. 값은 1% 신뢰수준 하에서 유의성을 가졌으며, 조정결정계수(adjusted R-square)도 0.8287에서 0.8441로 소폭 상승하였다. 내재변동성의 차분한 모형 3에서도 개인투자자의 거래강도는 여전히 유의성을 잃지 않았다. 모형 2와 모형 3에서 계수는 모두 양의 값을 가졌으며, 이는 개인투자자의 매수성향이 클수록(거래강도가 클수록) 내재변동성이 상승한다는 것을 의미한다. 이러한 현상은 Bollen and Whaley(2004)과 Garleanu, Pedersen, and Poteshman(2009)이 지적한 바와 같이, 불완전 시장에서 순매수압력(net buying pressure)이 가격 또는 변동성에 소폭 영향을 줄 수 있다는 사실과 일관된다.

모형 4의 결과는 개인투자자의 거래강도가 미래 변동성 움직임에 유의한 설명력을 가지고 있음을 보인다. 동일시점에 대한 분석인 모형 2와 모형 3보다는 계수의 크기나 유의성 수준이 작기는 하지만 여전히 유의한 설명력을 제공한다. 또한 예측시의 조정결정계수의 상승과도 일관되는 결과이다(단, VIX에 대한 결과를 보여주는 패널 B에서는 개인투자자 거래강도의 유의성이 사라지는 것으로 나타났다). 그러나 종속변수와 독립변수를 바꾼 모형 5에 의하면, 개인투자자의 거래성향이 변동성의 변화에 의해 유의한 변화를 보이지는 않는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 내재변동성 회귀 현상과 개인투자자의 관계

이 표는 모형 1과 모형 2의 결과를 보여준다. 모형 1과 모형 2는 식 (1)과 식 (2)에 나타나 있다. 모형 1은 상수와 1기간 전의 내재변동성을 설명변수로 포함하며, 모형 2는 추가적으로 개인투자자 거래강도가 포함된다. 괄호안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

Panel A : 등가격 BS 내재변동성에 대한 분석 결과

	Constant	IV(t-1) (or $\triangle IV_{t-1}$)	Ind(t)	R-squared	Adj. R-squared
Model 1	0.0164 (2.44)***	0.9106 (22.19)***		0.8292	0.8287
Model 2	0.0171 (2.70)***	0.9040 (23.45)***	2.18E-13 (5.42)***	0.8449	0.8441
Model 3	-0.0004 (-0.25)	-0.2671 (-3.20)***	2.24E-13 (5.53)***	0.1526	0.1482
Model 4	0.01771 (2.68)***	0.9023 (22.38)***	8.28E-14 (2.71)***	0.8314	0.8305
Model 5	-1.98E+9 (-0.34)	2.18E+10 (0.74)	0.0830 (1.64)*	0.0094	0.0044

Panel B : VKOSPI에 대한 분석 결과

	Constant	IV(t-1) (or $\triangle IV_{t-1}$)	Ind(t)	R-squared	Adj. R-squared
Model 1	1.2087 (1.95)*	0.9525 (34.82)***		0.9077	0.9074
Model 2	1.2947 (2.33)***	0.9468 (38.48)***	2.73E-11 (9.63)***	0.9258	0.9255
Model 3	-0.0442 (-0.34)	-0.1322 (-2.12)**	2.81E-11 (10.41)***	0.2033	0.1993
Model 4	1.2631 (2.06)**	0.9501 (35.24)***	2.76E-12 (0.83)	0.9078	0.9074
Model 5	-1.48E+09 (-0.22)	1.38E+08 (0.55)	0.0846 (1.67)*	0.0088	0.0037

이상 결과에 의하면, 개인투자자는 최소한 변동성 변화에 대한 정보를 보유한 정보거래자로 해석될 수 있다. 개인투자자는 변동성이 상승할 때 옵션을 매수하고 변동성이 하락할 때 옵션을 매도한다. 게다가 개인투자자가 옵션을 매수한 이후에도 변동성은 추가적으로 상승하였다. 이러한 특성은 "최소한" 미래 변동성 변화에 대한 정보를 보유하고 있다고 해석할 수 있다. 그러나 〈표 2〉의 패널 A를 보면 개인투자자는 평균적으로 옵션에 순매수 포지션을 취하고 있음에도 많은 경우 손실(매수대금 〉 매도대금)을 기록하고 있음을 간접적으로 확인할 수 있다(정재만, 김재근, 2005). 위 두 가지 결과는 상충되는 것처럼 보일 수도 있다. 그러나 개인투자자가 옵션을 이용해 변동성 거래를 취하는 것이 아니라 기초자산의 방향성 거래를 수행하고, 이 거래에서 손실을 기록하고 있다면 충분히 설명 가능하다. 예를 들면, 변동성이 향후 상승한다고 예상될 때, 콜옵션과 풋옵션을 모두 매수한다면 수익을 거둘 수 있으나, 두 옵션 중 콜옵션(풋옵션)만 매수하고 기초자산 가격의 하락(상승)이 동반되는 변동성 상승이라면 손실을 기록할 수 있다. 따라서 이상의 결과에 의하면 개인투자자는 변동성 변화에 대한 정보거래자일 수 있으나, 기초자산의 방향성에 대해서는 정보거래자라 할 수 없다고 해석할 수 있을 것이다.

2. 개인투자자 거래강도에 따른 내재변동성의 누적 변화

모형 1~모형 5의 분석은 개인투자자 거래강도와 내재변동성의 선형관계를 살펴보았다. 그러나 개인투자자의 매도강도가 강했던 기간과 매수강도가 강했던 기간 사이에 비대칭성이 존재할 수도 있다. 이를 확인하기 위해 개인투자자의 매수강도가 강했던 기간과 매도강도가 강했던 기간을 나누어 두 변수 사이의 관계를 살펴본다. 또한 어떠한 조건 하에서 개인투자자의 거래강도가 강했는지 확인하기 위하여, 거래강도가 강했던 시점 전후의 변동성 변화를 관찰하였다. 이 결과를 이용해 개인투자자가 변동성 거래에 유동성을 공급하는 유동성 공급자인지, 변동성에 대한 정보를 보유한 정보거래자인지 판단할 수 있다.

자세한 분석 과정은 아래와 같다.

(1) 분석기간 동안 개인투자자의 거래강도(매수대금−매도대금)에 기초하여 10개의 구간으로 나눈다. 최하위 구간(decile 1)은 개인투자자의 매도 성향이 가장 컸던 기간이며,

최상위 구간(decile 10)은 매수 성향이 가장 컸던 기간이다.

(2) 이중 최하위 구간과 최상위구간에 속한 자료(각 week)의 내재변동성의 1주전, 2주전, 거래주, 1주후, 2주후의 누적 변화량을 계산한다.

(3) 위에서 계산한 변동성 누적변화량이 유의한 값을 가지는지 t-통계량을 이용해 검증한다.

위 분석의 결과는 〈표 4〉에 정리되었다. 〈표 4〉의 패널 A는 등가격 옵션의 BS 내재변동성에 대한 결과이며, 패널 B는 VKOSPI 지수에 대한 결과이다. 표에서 보는 바와 같이, 매도강도가 강한 기간과 매수강도가 강한 기간 사이에는 명확한 비대칭성이 발견 된다. 우선 동시대 분석(K = 0)을 살펴보자. 매도강도가 강했던 기간(decile 1과 decile 1&2)에는 변동성 변화가 음수로 관찰되기는 하였으나 그 값은 유의하지 않았다. 반면, 매수강도가 강했던 기간(decile 10과 decile 9&10)에는 변동성은 1%의 신뢰수준에서 유의하게 상승하였다. 또한 계수의 크기를 비교하면, 매수강도가 클수록 변동성의 변화도 더욱 크게 관찰되는 것이 확인되었다.

다음으로 언제 개인투자자의 매수강도와 매도강도가 강했는지 살피기 위해, 거래강도가 강했던 시점 이전의 변동성 누적 변화(K = −10, −5)를 살펴본다. 매도강도가 강했던 자료(decile 1과 decile 1&2)에서는 유의한 수준의 변동성 변화가 관찰되지 않는다. 더구나 변동성의 일관된 변화가 관찰되지 않는다. 반면, 매수강도가 강했던 기간은 t−10에서 t−1기 동안의 누적변동성 변화가 모두 유의하였다. 또한 거래강도가 강했던 시점 이후의 변동성 누적변화(K = 5, 10)를 살펴보면, 일부 기간(K = 5)에서만 유의성이 관찰되기는 했지만, 매수강도가 강했던 기간에서만 그 변화가 양의 값으로 일관되게 관찰되었다.

위와 같은 변동성 변화의 비대칭성은 개인투자자의 거래행태에 의해 설명될 수 있다. 개인투자자는 주로 적은 투자자금으로 옵션을 매수하는 투기적 거래를 수행하는 것으로 알려져 있으며, 향후 큰 손실을 기록할 수 있는 순옵션매도 포지션을 사용하지 않는 경향이 있다. 따라서 개인투자자의 매도거래는 기존의 매수포지션의 청산 거래가 주를 이룬다. 즉, 향후 변동성이 하락할 것에 기초한 변동성 매도(옵션매도) 보다는 변동성 매수(옵션 매수)에서만 그 영향이 관찰되는 것이다.

〈표 4〉 개인투자자의 거래 강도가 강할 때 변동성 누적 변화

이 표는 개인투자자의 거래강도(NIT, net individual trading)를 이용하여 매수강도와 매도강도가 강했던 기간의 전후 변동성의 누적변화를 보여준다. 매수강도에 따라 10개의 그룹으로 나누고 이 중 매수강도가 가장 컸던 기간과 매도강도가 가장 컸던 기간을 대상으로 전후 변동성 변화를 계산한다. Decile 1은 개인투자자에 의한 매도강도가 가장 강했던 기간의 자료이며, Decile 10은 매수강도가 가장 강했던 기간의 자료들이다. K를 자료 이전 또는 이후의 날짜수를 나타낸다. 예를 들면, CV(t−k, t−1)은 거래주 이전에 k일까지 변동성의 누적변화(cumulative volatility change)를 보여주며, C(t+1,t+k)는 거래주 이후부터 k일까지의 변동성 변화를 나타낸다. 시계열 평균과 t−통계량은 각 그룹에 속한 자료의 결과로부터 계산되며, *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

Panel A : 등가격 BS 내재변동성에 대한 결과

Sample		K = -10	K = -5	K = 0	K = +5	K = +10
Intense Selling	Mean	-0.0019	0.0013	-0.0026	0.0024	0.0066
(decile 1)	t-statistics	(-0.32)	(0.21)	(-0.48)	(0.53)	(1.27)
Selling	Mean	-0.0057	0.0007	-0.0044	-0.0004	0.0054
(decile 1&2)	t-statistics	(-1.14)	(0.19)	(-0.99)	(-0.12)	(1.50)
Buying	Mean	0.0128	0.0031	0.0136	0.0035	0.0084
(decile 9&10)	t-statistics	(2.47)***	(0.69)	(3.04)***	(0.78)	(1.42)
Intense Buying	Mean	0.0180	0.0099	0.0236	0.0127	0.0145
(decile 10)	t-statistics	(2.18)***	(1.55)	(3.82)***	(1.84)**	(1.43)

Panel B : VKOSPI 지수에 대한 결과

Sample		K = -10	K = -5	K = 0	K = +5	K = +10
Intense Selling	Mean	-0.9383	0.0517	0.2898	0.1370	0.4143
(decile 1)	t-statistics	(-1.36)	(0.15)	(0.65)	(0.35)	(0.82)
Selling	Mean	-1.0084	0.0055	-0.0966	-0.0024	0.2814
(decile 1&2)	t-statistics	(-2.39)***	(0.02)	(-0.27)	(-0.01)	(0.67)
Buying	Mean	1.7083	0.8138	1.2608	0.6423	1.1318
(decile 9&10)	t-statistics	(2.99)***	(1.95)*	(2.74)***	(1.34)	(1.94)*
Intense Buying	Mean	2.7393	1.7085	2.4985	1.4885	1.3760
(decile 10)	t-statistics	(2.97)***	(2.64)***	(3.24)***	(1.81)*	(1.38)

위 결과를 통해 우리는 개인투자자의 변동성 거래 패턴에 대해 추론할 수 있다. 개인투자자는 과거 2주 동안 충분히 변동성이 증가했을 경우에만 변동성을 매수하는 변동성 모멘텀 거래(volatility momentum trading) 전략을 사용한다. 이 거래 패턴에 의해 거래 당시 변동성의 추가적인 상승을 유발시킬 뿐만 아니라, 매수강도가 매우 클 때에는 미래 변동성도 상승(약 1주일)하는 것으로 나타났다. 따라서 개인투자자는 변동성 매수거래에서 만큼은 유동성 공급자가 아닌 정보거래자에 가깝다고 할 수 있다.

제 4.1장에서 설명한 바처럼, 개인투자자들이 변동성 거래에서 정보거래자라 하더라도 이것이 개인투자자들이 옵션거래에서 수익을 실현한다는 것을 의미하지는 않는다. 변동성 예측을 통해 수익을 실현시키기 위해서는 기초자산에 대한 델타위험을 중립시켜야 한다. 스트래들 또는 스트립이 델타를 중립화시키는 손쉬운 거래방법 중 하나이다. 만약 개인투자자들이 델타 중립을 시키지 않은 채로 옵션을 보유한다면 변동성 변화에 대한 정보를 보유한다고 하더라도 손실을 기록할 수 있다. 〈표 2〉의 매도대금과 매수대금의 차이는 개인투자자들이 방향성에 기초한 거래를 통해 옵션거래에서 손실을 기록하고 있음을 간접적으로 보여준다.

옵션시장 변동성 거래에서 개인투자자들의 거래패턴은 기초자산 시장에서 보이는 개인투자자들의 거래패턴과 상당한 차이가 있다. Kaniel et al.(2008)을 포함하여 기초자산을 대상으로 한 많은 선행 연구들에서 개인투자자들은 기관투자자들이 거래를 체결하는데 유동성을 공급해주는 노이즈 트레이더로 나타날 뿐 정보에 기초한 거래를 수행하지 않는다고 알려져 있다. 그러나 옵션시장의 변동성 거래에서 개인투자자의 유동성 공급자로써의 모습을 관찰할 수 없었다. 개인투자자는 변동성 상승 이후에 옵션을 매수하며, 매수시점과 매수 이후 변동성의 추가적인 상승이 있음을 관찰하였다. 이는 변동성 모멘텀 거래전략을 지지하는 결과이다.

3. 거래량 변수를 이용한 강건성 검증

앞 장에서 우리는 개인투자자 거래강도에 따라 총 자료를 10개의 subsample로 나누고, 매수강도가 강했던 기간과 매도강도가 강했던 기간을 나누어 변동성 변화를 살펴보았다. 결과에 의하면, 매수강도가 강했던 기간의 거래이전, 거래시점, 그리고 거래 이후에 유의한

변동성 변화가 관찰됨을 확인하였다.

그러나 만약 개인투자자 거래강도 변수가 '총 거래대금(거래량)'과 밀접한 관련성을 가지고, 실제로 이 총 거래대금 변수가 변동성에 대한 정보를 보유한 것이라면, 우리는 개인투자자 거래강도가 변동성에 대한 정보를 가지고 있는 것처럼 오인할 수 있다. 이를 확인하기 위해 옵션 총 거래량 효과를 고려한 이후에도 개인투자자에 의한 변동성 변화가 유의한지 검증하였다(Conrad et al., 1994; Kaniel et al., 2008; Wang, 2002 등). 옵션은 파생상품으로 모든 거래주체의 총 매수대금(거래량)과 총 매도대금(거래량)은 항상 같을 수 밖에 없기 때문에, 여기서 총 거래대금은 모든 거래주체의 매수/매도 금액을 합산한 값이다. 따라서 기초자산 시장을 대상으로 한 거래량의 강건성 검증과 일부 차이가 있다. 그럼에도 총 거래량으로 강건성 검증을 하는 것은, 개인투자자의 거래가 총 거래량 정보에 포함되지 않는 고유한 정보를 보유하고 있는지 확인하기 위함이다.

자세한 분석 방법은 앞 장에서 나눈 10개의 그룹 중 매도강도가 가장 강한 기간(decile 1)과 매수강도가 가장 강한 기간(decile 10)에서 변동성 누적 변화가 거래대금에 의해 설명되고도 여전히 유의한지 확인하는 것이다. 식은 다음과 같다.

$$\textbf{Model 6}: \text{Cumulative Vol Change}_i = \beta_0 + \beta_1 Volume_i + e_i \quad (6)$$

모형 6에서 만약 변동성의 누적변화가 총 거래대금에 의해 유의한 설명력을 가진다면 β_1는 유의한 값을 가질 것이다. 또한 변동성의 누적변화가 총 거래대금에 의해 설명된 이후에도 유의한 변화가 유지된다면 β_0가 유의성을 가질 것이다.

〈표 5〉는 모형 6의 결과를 보여준다. 패널 A는 등가격 옵션의 내재변동성에 대한 결과이며, 패널 B는 VKOSPI 지수에 대한 결과이다. 두 측도에 대해 동일한 결과가 관찰되었다. 매도강도가 강했던 기간에 대한 분석(decile 1)에서는 총 거래대금은 변동성 변화를 설명할 수 없었다. 반면, 매수강도가 강했던 기간에 대한 분석(decile 10)에서는 총 거래량(거래대금)이 변동성 누적변화에 유의한 영향력을 가지고 있음을 확인하였다. 즉, decile 10에서 변동성 변화의 일부분이 총 거래대금이 갖는 정보에 의해 설명됨을 의미한다. 그러나 총 거래대금을 조정한 이후에도 β_0는 유의성을 잃지 않으며, 이는 개인투자자의 매수성향이 여전히 변동성 변화에 유의한 영향을 주고 있음을 보여준다. 이는 기관투자자에 비해 개인투자자가 변동성 변화에 대한 고유한 영향력 혹은 정보를 보유하고 있음을 나타낸다.

〈표 5〉 거래량 효과를 반영한 개인투자자와 변동성 변화의 관계(K = 0)

괄호안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

Panel A : BS 내재변동성에 대한 결과

	Constant	Volume(i)	Adj. R-squared
Decile 1	-0.0249 (-1.66)*	2.19E-15 (1.42)	0.0118
Decile 10	-0.0226 (-2.57)***	3.33E-15 (5.79)***	0.3044

Panel B : VKOSPI 지수에 대한 결과

	Constant	Volume(i)	Adj. R-squared
Decile 1	-1.7316 (-1.20)	1.99E-13 (1.25)	0.0209
Decile 10	-3.9090 (-2.71)***	4.62E-13 (4.03)***	0.3810

4. 실현변동성을 이용한 강건성 검증

본 연구결과의 강건성을 높이기 위해 확인해야 할 또 한 가지 사항은 변동성의 변화가 개인투자자와 관련된 것이 아니라 실제 위험의 크기 변화를 반영했던 것이 아닌가 검증하는 것이다. 선행연구들의 방법론을 따라 실현 변동성은 수익률의 표준편차로 정의되며, 위험의 크기를 나타내고 있다. 만약 특정 기간에 옵션 내재변동성이 상승했고 이것이 기초자산의 위험(변동성)의 증가에 의한 것이었다면, 개인투자자가 변동성에 미치는 영향은 과대평가 되었을 수도 있다. 따라서 제 Ⅲ장과 유사하게 〈표 4〉에 나와 있는 결과에서 매도강도와 매수강도가 가장 강한 기간(decile 1과 decile 10)의 변동성 변화를 실현변동성으로 회귀분석 하였다.

Model 7 : $\text{Cumulative Vol Change}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{ Realized Vol Change}_i + e_i$ (7)

모형 7에서 만약 실현변동성이 변동성 변화에 유의한 설명력을 가진다면 β_1는 유의한 값을 가질 것이다. 또한 변동성의 누적변화가 실현변동성에 의해 설명된 이후에도 유의한 변화가 유지된다면 β_0는 유의할 것이다.

여기서 실현변동성은 현물지수의 분 가격 자료를 이용하여, 5분 간격으로 수익률을 측정하여 이 값을 표준편차로 계산하였다.

$$\sigma_P = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} R_t^2}$$

여기서 N은 총 자료의 수이며, 1주일간 실현변동성을 나타낸다. 실현변동성의 수익률은 5분 간격 로그수익률을 이용해 계산된다. 동시호가 기간을 제외하고 9시와 9시 5분사이의 수익률을 시작으로 14시 45분과 14시 50분 수익률까지 하루 총 70개의 수익률 자료가 있으며, 일주일간 N = 350개의 수익률 자료가 생성된다.[7)]

〈표 6〉 실현변동성을 반영한 개인투자자와 변동성 변화의 관계(K = 0)

괄호안의 값은 이분산성과 자기상관성을 고려한, Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

Panel A : BS 내재변동성에 대한 결과

	Constant	Realized vol change(i)	Adj. R-squared
Decile 1	-0.0027 (-0.62)	20.3313 (2.04)**	0.0274
Decile 10	0.0126 (2.12)**	34.9052 (7.14)***	0.3593

Panel B : VKOSPI 지수에 대한 결과

	Constant	Realized vol change(i)	Adj. R-squared
Decile 1	0.2828 (0.76)	2.28E+03 (2.26)**	0.0752
Decile 10	0.7544 (1.50)	5.52E+03 (9.28)***	0.5938

〈표 6〉는 모형 7의 결과를 보여주며, 패널 A와 B는 각각 등가격 옵션의 내재변동성과 VKOSPI에 대한 결과를 포함한다. 매도강도가 강했던 기간에 대한 분석(decile 1)에서는 실현변동성이 변동성 변화를 설명할 수 없었다. 반면, 매수강도가 강했던 기간에 대한 분석(decile 10)에서는 실현변동성이 변동성 누적변화에 유의한 영향력을 가지고 있었다. 즉, decile 10에서 변동성 변화의 일부는 실현변동성에 의해 설명될 수 있다. 그러나 실현변동성을 조정한 이후에도 β_0는 유의성을 잃지 않았으며, 이는 개인투자자의 매수성향이 변동성 변화에 여전히 유의한 영향을 주고 있음을 의미한다. 이는 기타투자자에 비해 개인투자자가 변동성 거래에서 고유한 영향력 혹은 정보를 보유하고 있음을 보여주는 것이다.

7) 10시 개장이나 휴일이 포함될 경우, 하루 70개 미만의 자료가 이용되었다.

V. 결 론

본 연구에서 우리는 노이즈 트레이더로 인식되고 있는 개인투자자가 옵션시장의 변동성 거래에 어떠한 영향을 주고 있는지 분석하였다. 선행 연구들이 기초 자산시장을 대상으로 개인투자자의 영향을 분석한 것과 다르게, 우리는 옵션시장의 변동성 거래에서 개인투자자의 영향력에 대한 검증하였다. 한국거래소에서 제공하는 〈옵션 투자자별 거래실적〉을 이용하여 개인투자자의 거래강도를 정의한 결과 다음과 같은 결론을 얻을 수 있었다. 첫째, 변동성의 움직임은 주별 시계열에서 평균회귀현상이 관찰된다. 둘째, 변동성과 개인투자자 거래의 선형관계를 분석한 결과, 개인투자자의 매수강도가 클수록 동시점의 내재변동성을 상승시킬 뿐만 아니라 미래변동성도 소폭 상승하는 것으로 관찰되었다. 셋째, 개인투자자의 매수와 매도에 대한 변동성에 대한 비대칭 영향력을 검증하기 위해, 개인투자자의 거래강도에 따라 자료를 10분위로 나누어 분석한 결과, 개인투자자의 옵션 매수만이 변동성의 상승을 가져다 줌을 확인하였다. 이는 개인투자자가 순옵션 매수자라는 사실과 일관된 결과이다. 마지막으로 개인투자자는 과거 변동성이 상승한 이후에 변동성(옵션)을 매수하는 변동성 모멘텀 거래자임을 밝혀냈다. 이 결과는 총 거래량과 실현변동성의 효과를 조정한 이후에도 여전히 유의하였다.

그러나 본 연구는 다음의 한계점을 가진다. 옵션시장이 변동성을 거래할 수 있는 시장이지만, 아직도 많은 거래 주체는 옵션의 레버리지 효과를 이용한 방향성 거래(directional trading)을 수행한다. 특히 개인투자자는 옵션이 가지는 위험에 대한 정확한 분석을 수행하기보다는 기초자산에 대한 투기적 거래를 수행하는 것으로 알려져 있다. 따라서 개인투자자들이 변동성에 대한 정보를 보유한 거래자라 하더라도 이를 기초로 수익을 창출할 수 있는지는 추가적인 분석이 수행되어야 한다. 향후 거래소가 〈투자자별 옵션거래자료〉를 콜옵션과 풋옵션으로 분리하여 제공한다면, 변동성 거래뿐만 아니라 방향성 거래에 대한 특성을 살펴보는 것도 가능할 것이다.

참고문헌

원승연, 한상범, “주가선물시장에서의 개인투자자의 행태와 차익거래의 지속성”, 2007년 공동학술대회.

(Translated in English) Won, S. and S. Han, “Behaviors of Individual Investors and Persistence of Arbitrage Trading in the Korean Index Futures Market”, *Working Paper*, 2007.

윤창연, 이성구, “주가지수선물시장에서의 투자자 유형에 따른 거래량의 정보효과”, 선물연구, 제11권 제2호(2003), pp. 1-26.

(Translated in English) Yun, C. and S. Lee, “The Impact of Trading Volumes by Trader Types in the KOSPI 200 Futures Market”, *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 11, No. 2(2003), pp. 1-26.

정재만, 김재근, “개인투자자의 옵션매매 성과와 행태”, 선물연구, 제13권 제1호(2005), pp. 99-127.

(Translated in English) Chung, J. and J. Kim, “The KOSPI 200 Index Option Trading Behavior and Performance of Individual Investors”, Vol. 13, No. 1(2005), pp. 99-127.

Barber, B. and T. Odean, “The Courage of Misguided Conviction: The Trading Behavior of Individual Investors”, *Financial Analyst Journal*, November/December(1999), pp. 41-55.

Barber, B. and T. Odean, “Trading is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investor”, *Journal of Finance*, Vol. 55 (2000), pp. 773-806.

Barber, B. and T. Odean, “All that Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors”, *Review of Financial Studies*, Vol. 21(2008), pp. 785-818.

Barber, B., Y. Lee, Y. Liu, and T. Odean, "Just How Much Do Investor Lose from Trade?", *Review of Financial Studies*, Vol. 22(2009), pp. 609-632.

Black, F., "Noise", *Journal of Finance*, Vol. 41(1986), pp. 529-543.

Bollen, N. and R. Whaley, "Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions?", *Journal of Finance*, Vol. 55(2004), pp. 711-753.

Campbell, J., S. Grossman, and J. Wang, "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Return", Vol. 108(1993), pp. 905-939.

Choe, H., B. Kho, and R. Stulz, "Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets?", The Korean Experience in 1997, *Journal of Financial Economics*, Vol. 54(1999), pp. 227-264.

Conrad, J., A. Hameed, and C. Niden, "Volume and Autocovariances in Short-Horizon Individual Security Returns", *Journal of Finance*, Vol. 49(1994), pp. 1305-1329.

De Bondt, W. and R. Thaler, "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance*, Vol. 42(1987), pp. 557-581.

Garleanu, N., L. Pedersen, and A. Poteshman, "Demand-Based Option Pricing", *Review of Financial Studies*, Vol. 22(2009), pp. 4259-4299.

Gervais, S., R. Kaniel, and D. Mingelgrin, "The High-Volume Return Premium", *Journal of Finance*, Vol. 56(2001), pp. 877-919.

Goetzmann, W. and M. Massa, "Daily Momentum and Contrarian Behavior of Index Fund Investors", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 37(2002), pp. 375-390.

Griffin, J., J. Harris, and S. Topaloglu, "The Dynamics of Institutional and Individual Trading", *Journal of Finance*, Vol. 58(2003), pp. 2285-2320.

Grinblatt, M. and M. Keloharju, "The Investment Behavior and Performance of Various Investor Types: A Study of Finland's Unique Data Set", *Journal of Financial Economics*, Vol. 55(2000), pp. 43-67.

Grinblatt, M. and M. Keloharju, "What makes investors trade?", *Journal of Finance*, Vol. 56(2001), pp. 589-616.

Grossman, S. and M. Miller, "Liquidity and Market Structure", *Journal of Finance*, Vol. 43(1988), pp. 617-633.

Hong, H. and J. Stein, "Disagreement and the Stock Market", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21(2007), pp. 109-128.

Hvidkjaer, S., "Small Trades and the Cross-Section of Stock Returns", *Review of Financial Studies*, Vol. 21(2008), pp. 1123-1151.

Jackson, A., "The Aggregate Behavior of Individual Investors", *Working paper*, (2003), London Business School.

Jegadeesh, N., "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns", *Journal of Finance*, Vol. 45(1990), pp. 881-898.

Jegadeesh, N. and S. Titman, "Short-Horizon Return Reversal and the Bid-Ask Spread", *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 4(1995), pp. 116-132.

Kang, J. and H. Park, "The Information Content of Net Buying Pressure: Evidence from the KOSPI 200 Index Option Market", *Journal of Financial Markets*, Vol. 11(2008), pp. 35-56.

Kaniel, R., G. Saar, and S. Titman, "Individual Investor Trading and Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 63(2008), pp. 273-310.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, Vol. 54(1992), pp. 159-178.

Kyle, A., "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica*, Vol. 53(1985), pp. 1315-1336.

Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk", *Journal of Finance*, Vol. 49(1994), pp. 1541-1578.

Lakonishok, L., I. Lee, N. Pearson, and A. Poteschman, "Option Market Activity", *Review of Financial Studies*, Vol. 20(2007), pp. 813-857.

Lee, C. and M. Ready, "Inferring Trade Direction from Intraday Data", *Journal of Finance*, Vol. 46(1991), pp. 733-746.

Lehmann, B., "Fads, Martingales, and Market Efficiency", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105(1990), pp. 1-28.

Llorente, G., R. Michaely, G. Saar, and J. Wang, "Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks", *Review of Financial Studies*, Vol. 15(2002), pp. 1005-1047.

Odean, T., "Do Investors Trade Too Much?", *American Economic Review*, Vol. 89 (1999), pp. 1279-1298.

Richard, A., "Big Fish in Small Ponds: The Trading Behavior of Foreign Investors in Asian Emerging Equity Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 40(2005), pp. 1-27.

Stein, J., "Overreactions in the Options Markets", *Journal of Finance*, Vol. 44(1989), pp. 1011-1023.

Subrahmanyam, A., "Distinguishing Between Rationales for Short-Horizon Predic-tability of Stock Returns", *Financial Review*, Vol. 40(2005), pp. 11-35.

Wang, C., "The Effect of Net Positions by Types of Trader on Volatility in Foreign Currency Futures Market", *Journal of Futures Markets*, Vol. 22(2002), pp. 427-450.

Wiley, M. and R. Daigler, "Volatility Relationships among Types of Traders in the Financial Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, Vol. 18(1998), pp. 91-113.

〈부록 A〉 VKOSPI 200 계산 방법

코스피 200 변동성지수(VKOSPI 200)는 다음 산식에 의하여 산출되어, 소수점 셋째 자리에서 반올림하여 소수점 둘째자리로 표시한다.

$$VKOSPI\,200 = 100 \times \sqrt{\left\{ T_1\sigma_1^2\left[\frac{N_{T_2}-N_{30}}{N_{T_2}-N_{T_1}}\right] + T_2\sigma_2^2\left[\frac{N_{30}-N_{T_1}}{N_{T_2}-N_{T_1}}\right]\right\} \times \frac{N_{365}}{N_{30}}}$$

여기서 N_{T_1}, N_{T_2}은 최근 월종목 옵션과 차근 월종목 옵션의 만기까지의 잔존기간이다. σ_1^2, σ_2^2은 최근 월종목 옵션과 차근 월종목 옵션의 모형독립 내재변동성이며 다음의 방법으로 계산된다.

$$\sigma_1^2 = \frac{2}{T_1}\sum_i^n \frac{\triangle K_i}{K_i^2} e^{rT_1} Q(K_i) - \frac{1}{T_1}\left[\frac{F_1}{K_0} - 1\right]^2$$

$$\sigma_2^2 = \frac{2}{T_2}\sum_i^n \frac{\triangle K_i}{K_i^2} e^{rT_1} Q(K_i) - \frac{1}{T_2}\left[\frac{F_2}{K_0} - 1\right]^2$$

여기서 $T_1 = \frac{N_{T_1}}{N_{365}}$, $T_2 = \frac{N_{T_2}}{N_{365}}$이 만족하며, e는 자연대수의 및, r은 금리이며, 한국증권업협회가 산출하는 만기가 91인 CD 금리의 연수익률을 말한다. F_1, F_2은 최근 월종목, 차근 월종목 옵션의 선도지수이다 선도지수라 함은 콜옵션가격과 풋옵션가격이 최소인 행사가격을 기준으로 다음 산식을 이용해 계산된다.

$$F_1 = \text{행사가격}(S_1) + e^{rT_1} \times [\text{콜옵션가격}(C_1) - \text{풋옵션가격}(P_1)]$$

$$F_2 = \text{행사가격}(S_2) + e^{rT_2} \times [\text{콜옵션가격}(C_2) - \text{풋옵션가격}(P_2)]$$

여기서 S_1, S_2은 최근 월종목과 차근 월종목의 콜옵션가격과 풋옵션가격이 최소인 행사가격이다.

K_0은 선도지수와 같거나 높은 행사가격 중 당해 선도지수와 가장 가까운 행사가격이며, K_i는 K_0보다 i번째 높은 콜옵션의 행사가격 및 i번째 낮은 풋옵션의 행사가격이다. $\triangle K_i$는 K_i보다 높은 행사가격 중 K_i와 가장 가까운 행사가격(K_{i+1})과 K_i보다 낮은 행사가격 중 K_i와 가장 가까운 행사가격(K_{i-1})의 차이를 2로 나눈 값으로 행사가격 간의 간격을 의미한다. $Q(K_i)$는 행사가격이 K_i인 옵션의 당일 중 가장 나중에 설립된 약정가격이며, 행사가격이 K_0인 경우에는 당해 콜옵션과 풋옵션의 평균가격이다.