

파생상품시장의 투자심리와 주식수익률 예측에 관한 연구

이문형* · 윤선중**

<요 약>

본고는 개인투자자들이 활발하게 거래하는 KOSPI200 파생상품시장(선물 및 옵션)의 긍정적 거래량과 부정적 거래량 정보를 이용해 투자자 심리를 측정하고, 이러한 정보가 KOSPI 지수의 월간 수익률을 예측할 수 있는지 검증한다. 또한 추정된 파생시장 심리지수가 공포지수로 불리는 변동성지수 및 한국은행이 발표하는 소비자 심리지수와 가지는 관련성을 VAR 분석을 이용해 확인한다.

연구 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 선물시장의 심리지수와 옵션시장의 심리지수는 모두 1개월에서 높은 예측력을 보여주었다. 계수의 부호는 부의 값으로 투자자 심리에 의한 수익률의 과도반응현상을 강하게 지지하는 것으로 나타났다. 또한 1개월 이상의 전망기간에서 투자심리지수는 유의성을 잃는 것으로 나타나 투자심리지수의 일반 특성과 일치함을 확인하였다. 둘째, VAR분석 결과, 공포지수로 불리는 변동성지수(VKOSPI) 및 소비자심리지수는 파생거래 심리지수와 독립적 정보를 보유하고 있었으며, 파생시장 심리지수에 비해 투자심리 측정에 열등한 것으로 나타났다. 마지막으로, 금융위기 전후의 분석에서는 금융위기 전에는 선물시장 투자심리가 주식수익률의 예측력이 컸으나, 금융위기 이후에는 옵션시장 투자심리만이 예측력을 보여주는 것으로 나타났다.

주제어: 선물투자심리지수, 옵션투자심리지수, CD 수익률, KOSPI200 지수, VKOSPI, 소비자심리지수

* 제1저자, 동국대학교 경영학과 박사과정, supermhlee@gmail.com

** 교신저자, 동국대학교 경영학과 교수, 주소: 200-715 서울특별시 중구 필동로 1길 30 동국대학교, Tel: 02-2260-3236, E-mail: sunyoan@dongguk.edu.

I. 서론

투자자 심리(investor sentiment)가 가격에 반영될 수 있는가에 대한 물음은 오랫동안 재무경제학자들의 관심의 중심에 있었으며, 방대한 양의 연구를 생산해냈다(De Long et al., 1990; Lee et al., 1991; Shleifer and Vishny, 1997; Baker and Wurgler, 2006, 2007 등). 전통적 재무이론에서는 비합리적 수요요인에 의해 가격의 괴리가 발생하더라도 차익거래자에 의해 가격이 빠른 시간 내에 균형가격으로 수렴한다고 가정하였다. 그러나 이러한 가정이 실제 시장에 적용하기 어렵다는 실증적 증거들이 제시되면서 주가에 영향을 주는 투자자의 비합리적 행태를 연구하는 행태재무학(behavioral finance) 연구가 태동하게 되었다.

Baker and Wurgler(2007)는 이러한 연구들을 다음의 두 가지 분야로 나누었다. 첫째, De Long et al.(1990)의 시도와 같이 투자자의 심리가 주가에 영향을 미칠 수 있음을 반영한 연구이다. 여기서 심리란 미래의 현금흐름 또는 투자에 대한 위험 중 실제 객관적 사실에 의해 설명되지 못하는 부분을 의미한다. 둘째, Shleifer and Vishny(1997)과 같이 비이성적 투자자에 대응하여 투자를 실행하는 것이 높은 비용과 위험을 초래할 수 있음을 반영하는 연구이다. 이상의 이유로 이성적 투자자들은 가격이 기본가치(fundamental value)에서 벗어난다고 하더라도 차익거래를 통해 가격을 회귀시키는 것에 제한(limit of arbitrage)을 받게 된다. 결국 차익거래에 의하여 가격이 기본가치로 회귀하는 것이 아니라 차익거래자가 시장을 떠나게 만들 수 있는 것이다.

이제 투자자 심리에 대한 행동재무학의 연구는 투자심리가 가격에 영향을 주는지 여부가 아니라 어떻게 투자심리를 측정할 수 있는가로 초점을 이동하고 있다. 투자자 심리를 측정하는 방법은 Bottom-Up 접근법과 Top-Down 접근법으로 나뉠 수 있다. Bottom-Up 접근법이란, 투자자의 과신(overconfidence) 등과 같은 개별 투자자의 심리적 편향을 측정함으로써 이것이 가격에 미치는 영향을 분석하는 것(Barberis et al., 1998; Daniel et al., 1998 등)이며, Top-Down 접근법이란 투자자들의 복잡한 심리적 특성을 하나의 측도로 측정하기 어렵기 때문에 거시적으로 심리에 영향을 받을 것으로 보이는 변수들을 이용해 투자심리를 역산하는 것이라 할 수 있다. Top-Down 접근법을 이용한 가장 대표적 연구로 Baker and Wurgler(2006, 이하 BW)를 꼽을 수 있다. BW(2006)은 폐쇄형 펀드 할인율, 거래량회전율, IPO 기업 수, IPO 첫 거래일의 수익률, 신규발행주식수, 배당 프리미엄의 6개의 시장변수를 이용하여 이들에 대한 주 성분분석(Principal Component Analysis)을 수행하여 투자 심리를 측정하고 주식의 횡단면 수익률과의 관계를 검증하였다. 실증분석의 결과들은 차익거래가 어려운 자산일 수록 심리에 영향을 더 크게 받는다는 사실을 보이고 이를 이용한 거래전략의 수익성이 유효함을 보였다.

한편, 투자심리가 가격에 반영된다면, 횡단면뿐만 아니라 시계열적으로도 가격에 영향을 줄 것이라는 예상이 자연스럽다. 그러나 BW(2006) 등의 연구는 투자심리가 시장수익률의 시계열움직임을 설명하는 데에 한계를 보였다. 계량경제학적으로 첫 번째 주성분(PC)은 6개 변수의 조합(combination)으로 6개 변수의 가장 큰 공통 움직임을

측정하게 된다. 그러나 각 변수는 오차를 포함할 수 있기 때문에, 공통 요인이라 하더라도 상당한 수준의 오차를 포함할 가능성이 있다 이러한 점에서 BW 지수가 수익률을 예측하지 못했다는 사실은 놀랍지 않을 수 있다. Huang et al.(2015)는 BW(2006)를 직교화(orthogonalize)함으로써 시계열적 설명력을 보이는 정렬투자심리지수(aligned investor sentiment)를 구성하고 수익률의 예측력을 가지는 측도를 개발하였다. 새롭게 구성된 정렬투자심리지수는 기존 심리지수보다 전체 주식시장의 수익률을 예측하는데 우수한 성과를 보였다. 예를 들면, 내표본, 외표본에서 수정 R-squared 는 5배가량 증가하였으며, 수익률에 대한 예측력이 알려진 거시경제변수보다 우수한 성과를 보였다. 뿐만 아니라 횡단면 분석에서도 산업, 규모, 가치, 모멘텀을 기준으로 구성된 포트폴리오에 대한 보다 우수한 성과를 보고하였다. 실증분석의 결과에 의하면, 월별 내표본, 외표본 수정 R-squared가 1.7%, 1.23%로 기존 BW 지수를 이용한 결과보다 8배 이상 증가하는 것을 관찰하였다.¹⁾

BW(2006) 및 Huang et al.(2015) 등 PCA를 활용해 투자심리를 추정하는 방법론이 관련 연구의 표준으로 자리 잡았음에도 불구하고, 동일한 방법론을 한국 시장에 적용하기에는 여러 가지 문제점이 존재한다. 특히, 한국시장은 선진 금융시장에 비해 펀드 시장의 미성숙, IPO기업수의 불규칙성 등으로 인하여 동일한 변수를 활용하더라도 신뢰성에서 한계가 있을 수밖에 없다. 본고는 이에 대한 대안으로써 개인투자자들이 활발하게 거래하는 KOSPI200 파생상품시장(선물 및 옵션)의 거래량 정보를 이용해 투자자 심리를 측정하고, 이러한 정보가 KOSPI 지수의 월간 수익률을 예측할 수 있는지 검증하려 한다. 그리고 새롭게 구성된 파생시장 투자심리가 공포지수로 불리는 변동성 지수, 한국은행에서 집계하는 소비자심리지수와 어떠한 관련성이 있는지 통계분석을 수행한다.

구체적으로 KOSPI200 선물과 옵션에서 개인투자자의 긍정적 거래량(선물매수, 콜옵션 매수, 풋옵션 매도)과 부정적 거래량(선물매도, 콜옵션 매도, 풋옵션 매수)을 월단위로 환산하고 그 비율을 파생시장 투자심리로 정의한다 (Easley et al., 1998; Chen et al., 2005, 2009). 객관적 정보에 비해 투자자의 심리가 긍정적일 경우 투자자는 긍정적 거래량을 늘리고, 심리가 부정적일 경우 부정적 거래량을 증가시킬 것이라는 기대 하에서 개인투자자의 투자심리가 반영될 수 있을 것이다. 투자심리지수를 구성한 후 본고는 이 지수가 KOSPI200 지수의 1개월, 2개월, 3개월, 6개월의 수익률을 예측할 수 있는지 검증한다. Ang and Bekaert(2007)은 1년 미만의 단기에서 시장수익률을 예측하는 변수는 단기무위험이자율 등으로 매우 제한되기 때문에, 본고의 예측모형에는 CD 금리만을 설명변수로 추가하였다. 이후, 파생시장 심리지수가 공포지수(변동성 지수)와 소비자심리지수와의 관련성을 확인하기 위한 VAR(Vector Auto-Regression) 분석을 수행한다. 각 지수의 정보적 관련성 및 Granger-인과관계를 확인함으로써 파생시장 심리지수의 정보력의 특성에 대해 고찰한다. 마지막으로 투자심리에 큰 영향을 미쳤다고 알려진 2007년 금융위기를 전후로 상기 분석을 구분하여 파생시장 심리지수의 정보력의 변화를 분석한다.

1) Campbell and Thompson(2008)은 R-squared가 0.5% 이상 일 때, 예측력이 존재한다고 보았다. 이러한 측면에서 정렬 투자심리지수의 예측력은 상당하다 할 수 있다.

연구의 결과는 다음과 같이 정리된다. 첫째, 선물시장의 심리지수와 옵션시장의 심리지수는 모두 1개월에서 높은 예측력을 보여주었다. 또한 계수의 부호는 부의 값으로 투자자심리에 의한 가격왜곡(over-/under-valuation) 현상을 강하게 지지하는 것으로 나타났다. 또한 1개월 이상의 전망기간에서 투자심리지수는 유의성을 잃는 것으로 나타났다. 이는 투자자심리에 대한 선행연구들이 보이는 투자심리지수의 패턴과도 일치하였다. 둘째, VAR분석 결과, 공포지수로 불리는 변동성지수(VKOSPI)는 파생거래 심리지수와 관련이 없으며, 주식수익률과 관련이 있는 것으로 나타났다. 이는 공포지수인 변동성 지수가 가지는 정보력이 파생투자심리와 독립적으로 수익률에 대한 과도 반응정보를 보유하고 있음을 의미한다. 셋째, 한국은행에서 발표하는 소비자심리지수와 관련분석에서도 파생투자심리와는 독립적인 정보를 보유하는 것으로 나타났다. 소비자심리지수는 과거주식수익률에 크게 영향을 받는 것으로 나타나 정보적으로 열등한 지수임을 확인하였다. 마지막으로, 투자심리에 큰 영향을 미쳤던 금융위기 전후의 분석에서는 금융위기 전에는 선물시장 투자심리가 주식수익률의 예측력이 컸던 반면, 금융위기 이후에는 옵션시장 투자심리가 주식수익률에 대한 예측력이 크게 나타났다.

본 연구는 다음과 같이 구성한다. 제 II장은 문헌연구를 정리하고, 제 III장은 연구에 사용되는 자료를 소개하고, 새롭게 구성된 파생시장 투자심리지수의 기초통계량을 보여준다. 투자심리지수를 활용한 예측모형 및 VAR 모형에 대한 소개도 포함된다. 제 IV장은 실증분석의 결과를 해석하며, 제 V장은 연구를 정리한다.

II. 문헌 연구

투자심리와 기초자산의 수익률의 관계에 대한 연구는 Keynes(1936)로 거슬러 올라간다. 이후 많은 연구들이 투자자 심리가 긍정적인 경우 자산가격에 영향을 줄 수 있는가를 분석해 왔다. 그럼에도 실증적으로 이를 검증하는데 어려운 점은 투자 심리가 직접 관찰되지 않는다는 점에 있다. 실제로 많은 연구들이 다양한 방법으로 투자 심리를 측정하는 측도를 제안하고 실증 분석하였다. 예를 들면, Lee et al.(1991)과 Nea and Wheatly(1998) 등은 폐쇄형 펀드의 할인율(closed-end fund discount rate)을, Baker and Wurgler(2004)는 폐쇄형 펀드할인률과 배당발생액을 대용변수로 활용하였다. Ben-Rephael et al.(2012)는 뮤추얼펀드시장의 현금유출입을 측도로 활용하여 투자 심리를 측정하였으며, Kumar and Lee(2006)는 미시 거래 자료를, Schmelin(2009)과 Lemmom and Portniagunia(2006) 등은 소비자신뢰지수를 이용하여 투자심리를 측정하였다.

투자심리를 측정하기 위한 다양한 방법론에도 불구하고 연구자들 사이에 가장 널리 활용되는 접근법은 Baker and Wurgler(2006)이라 할 수 있다. BW(2006)은 투자자 심리가 반영되었을 것으로 예상되는 6개 변수에 대한 주성분분석을 수행하고 첫 번째

주성분을 투자자심리지수로 정의하였다. 폐쇄형펀드 할인율이 증가하면 투자자 심리가 낮아지고(부정적), 거래량 회전을, IPO 기업수, IPO 첫 거래일 수익률, 신규발행주식수 등이 증가하면 투자심리가 상승하게 되는 한편, 투자심리가 악화되면 배당금 프리미엄(value premium)이 증가할 것이다. 연구 결과에 의하면, 차익거래가 어려운 기업은 투자심리의 변화에 따라 수익률의 과대평가가 발생하였다. Baker et al.(2012)는 BW의 연구방법론을 차용하여 투자심리에 대한 국제적 증거를 제시하였다.²⁾

BW의 방법론을 이용한 이상의 연구들은 투자심리에 따른 자산의 횡단면 수익률(cross-sectional returns)의 설명에 집중하였다. 이것은 Samuelson(1998)이 주식시장은 심리가 평균적으로 개별가격에 영향을 주는 것보다 총 시장가격의 수준에 더 강력하게 영향을 준다고 주장하였음에도 불구하고, 이 지수가 시장수익률(market returns)에 대한 설명력에 한계를 가지고 있기 때문이다. 이를 극복하기 위해 Huang et al.(2014)는 시장수익률의 예측력을 확보하기 위해 BW 지수를 확장하였다. 동일한 6개 변수를 이용해 주성분분석을 수행한 이후 Wold(1966, 1975)과 Kelly and Pruitt(2012, 2013)의 PLS(Partial Least Squares) 방법론을 이용해 오차를 분리하였다. 이 측도를 활용한 실증분석의 결과에 의하면, 월별 내표본, 외표본 조정 R-squared가 1.7%, 1.23%로 기존 BW 지수를 이용한 결과보다 8배 이상 증가하는 것을 관찰하였다. 실제로 월별 수익률 예측에 대해 집중한 Tetlock(2007), Garia(2013)의 연구에서 다른 방법으로 추정된 투자자심리가 전체 시장에 대한 예측력을 보인다는 결과와도 어느 정도 일관된다고 할 수 있다.

최근 국내에서도 투자심리가 수익률에 미치는 영향에 대한 연구가 진행되었다. 김영규 외(2007)은 BW의 방법론을 차용하여 투자자 심리지수가 높은 기간 다음 해에는 가치평가가 곤란하고 차익거래가 제한되는 주식의 수익률이 낮게 나타나는 현상을 보고하였으며, 강장구 외(2013)는 국내 주식시장에도 개인투자자의 집단적 거래형태가 존재하고 이러한 거래형태에 반영된 투자심리가 주가가격에 영향을 미치는 것을 확인하였다. 변진호, 김근수(2013)는 BW의 방법론을 활용하되 국내의 상황에 맞는 변수를 선정하여 이들과 투자심리와의 관련성, 미래주식수익률에 대한 영향을 분석하였다. 선행연구들과 유사하게 투자심리가 높을 때 주식시장의 거래회전율과 신규주식발행이 높아지고 수익률도 높아지며 투자심리가 낮을 때 배당금 선호도가 높아짐을 확인하였다. Kim and Kang(2016)도 국내 상황에 적절한 변수를 활용해 투자자심리지수를 만들고, 동 지수를 이용한 전술적 자산배분을 시도하였다. 그 결과 동 투자심리지수가 시계열 및 횡단면으로 주식수익률을 예측하고 또한 전술적 자산배분이 위험과 비용을 조정한 후에 상당한 초과수익을 생성한다는 것을 확인하였다.

투자심리를 측정하기 위해 파생상품에 대한 정보를 활용한 연구는 Han(2008), Kim et al.(2016) 이외에 매우 제한된다. 특히, 파생시장의 긍정적 거래량과 부정적 거래량을 활용해 월간 투자자 심리를 측정하는 것은 본 연구가 최초의 연구라 할 수 있다. 선행연구들은 옵션의 가격정보를 활용하거나, 거래량 정보를 거래비용(liquidity cost)

2) 이 밖에 Yu and Yuan(2011)은 투자자 심리는 평균-분산 tradeoff에 영향을 주며, Baker and Wurgler(2012)는 투자자 심리는 채권 위험프리미엄을 설명하며, Yu(2012)는 선도 프리미엄을 이해하는데 도움을 줄 수 있다. 한편, Stambaugh, Yu, and Yuan(2012)는 투자자 심리가 장단기 투자 전략에 대해 단기적으로는 통계적으로 유의하게 부(-)의 예측력이 있음을 보여주었다.

에 입각하여 해석하였다. Han(2008)은 주식시장의 투자심리가 옵션가격에 반영될 수 있다는 사실에 착안해 투자심리에 의해 위험중립분포(가격)가 왜곡될 수 있음을 보였다. Kim et al.(2016)는 BW의 방법론을 활용하여 옵션거래량/주식거래량과 주식수익률간의 관계가 투자자 심리수준에 따라 다르게 나타날 수 있음을 분석하였다. 공매도 제약 하에서 옵션거래량이 수익률에 대한 예측력을 가지므로 투자심리가 낮은 기간보다는 높은 기간에 더 강한 옵션거래량/주식거래량과 주식수익률관계가 있음을 보였다.³⁾

과거 선물 및 옵션시장과 주식시장 사이의 관계에 대한 분석은 시장간 효율성의 차이를 분석하기 위한 일일자료 분석 또는 일중가격자료를 이용한 분석이 대부분이었다. 따라서 투자자의 심리변화가 아닌 정보적 효율성 비교 또는 정보에 대한 시장간 과도 반응의 비교 분석 등에 국한되어 있었다. 예를 들면, 선물시장과 주식시장의 정보적 효율성에 대한 연구(Karpoff, 1987; Kwaller et al., Pizzi et al., 1988, 1990; Chan, 1992; 홍정효, 문규현, 2007, 2008)), 주식과 옵션시장의 정보적 효율성에 대한 연구(Anthony, 1988; Pan and Poteshman, 2006; Stephen and Whaley, 1990 등)가 있다. 한편 긍정적 거래량과 부정적 거래량을 분리하여 분석한 Easley et al.(1998), Chen et al.(2005, 2009), 윤선중, 김소정(2015)의 연구들도 어떤 특성의 자산이 정보적으로 효율적인지 또는 어떤 거래자가 정보거래자인지를 분석하기 위하여, 일중자료 혹은 일일 자료를 사용하여 분석하였다. 그러나 고빈도의 자료를 활용할 경우 시장 전체의 투자심리 정도 또는 자산가격의 과대평가현상 등을 측정하기에는 한계가 있을 수밖에 없다.

Ⅲ. 자료 및 파생시장 심리지수

1. 분석자료

본 연구는 한국거래소(Korea Exchange, 이하 KRX)에서 거래되는 상장주식으로 구성된 KOSPI200 지수, KOSPI200 선물 및 옵션, VKOSPI 변동성 지수, 한국은행이 산출하고 있는 소비자 심리지수 자료를 사용한다. KOSPI200 지수는 주식시장의 수익률을 추정하기 위해 사용되며, 선물 및 옵션 자료는 개인투자자의 긍정적 거래와 부정적 거래 심리를 추정하기 위해 사용된다.

연구 자료는 2000년 1월부터 2016년 12월까지의 총 17년의 기간을 포함한다. <표 1>은 본 연구에서 사용된 KOSPI200 지수 수익률의 기초통계량과 단위근 검정 결과를 보여준다. 자료기간 동안 관찰된 지수 수익률의 월평균 수익률은 0.385%이며, 표준편차는 6.59%이다. 왜도와 첨도는 각각 -0.35와 4.03이었으며, Jarque-Bera 통계량에 의하면 정규성을 벗어나는 것으로 나타났다. ADF 단위근 검정결과, KOSPI200의 월별 수익률은 단위근이 존재하지 않음을 확인하였다.

3) 단, 이 연구에서 옵션의 거래량은 차익거래제한(limit of arbitrage)의 측정치로 심리지수를 직접 측정하는 것은 아니다.

<표 1> KOSPI200 지수 수익률의 기초통계량

통계명	통계량
평균(월별)	0.003847
표준편차(월별)	0.065937
최대값	0.207777
최소값	-0.235246
왜도	-0.346444
첨도	4.026261
자기상관	0.041
Jarque - Bera 통계량(p-값)	12.969211*** (0.0015)
ADF 통계량(p-값)	-13.74324*** (0.0000)

괄호안의 값은 정규분포를 검정하는 Jarque - Bera 통계량, 단위근을 검정하는 Augmented Dickey-Fuller 통계량을 나타내며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

다음으로 각 투자자 그룹의 파생상품의 거래강도를 측정하기 위하여 참고로 개인투자자를 포함한 각 거래자 유형의 투자비중 현황을 파악하였다. <표 2.>는 KOSPI200 선물 및 옵션 시장의 투자자 유형을 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자로 구분하여 각 유형의 매수, 매도 거래량과 그 비중을 나타내고 있다.

<표 2> 투자자 유형별 파생상품 거래 현황

Panel A : KOSPI200 선물

	매수		매도		순매수(계약)
	거래량(계약)	비중	거래량(계약)	비중	
개인	319,174,962	0.3777	319,095,142	0.3776	79,820
기관	281,004,048	0.3325	281,026,725	0.3326	-22,677
외국인	244,858,730	0.2898	244,904,404	0.2898	-45,674
합계	845,037,740	1	845,026,271	1	11,469

Panel B : KOSPI200 콜옵션

	매수		매도		순매수(계약)
	거래량(계약)	비중	거래량(계약)	비중	
개인	6,974,957,339	0.4147	6,838,985,096	0.4066	135,972,243
기관	6,055,260,767	0.3600	6,208,566,469	0.3692	-153,305,702
외국인	3,788,218,255	0.2253	3,771,299,289	0.2242	16,918,966
합계	16,818,850,854	1	16,818,850,854	1	-414,493

Panel C : KOSPI200 풋옵션

	매수		매도		순매수(계약)
	거래량(계약)	비중	거래량(계약)	비중	
개인	6,197,103,297	0.4082	6,103,947,824	0.4021	93,155,473
기관	4,854,998,787	0.3198	4,995,825,479	0.3291	-140,826,692
외국인	4,127,681,968	0.2719	4,079,171,532	0.2687	48,510,436
합계	15,179,784,052	1	15,178,944,855	1	839,217

2000년 1월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 각 거래주체의 매수량(계약), 매도량(계약) 및 순매수를 나타낸다.

표본기간동안 개인투자자는 전체 선물거래의 38%, 콜 및 풋옵션 거래의 40% 이상의 거래량을 보이고 있다. 2010년 이후 옵션시장의 개인투자자에 대한 규제를 강화한 이후 거래량이 감소하였으나, 해외 선진 금융시장에 비해 개인투자자의 비율은 압도적으로 큰 것으로 알려져 있다. 현재까지 개인투자자는 기관투자자나 외국인 투자자보다 높은 투자 비중을 가지고 있음을 알 수 있다. 개인투자자의 파생시장에 대한 적극적 참여는 투자심리 측정에 파생거래를 활용하는 방법론에 타당성을 부여한다.

이 밖에 파생시장 투자심리지수의 정보력 비교를 위해 공포지수로 불리는 변동성 지수인 VKOSPI지수는 계산이 시작된 2003년 1월부터 2016년까지 14년의 월간 자료를 활용하며, 한국은행 소비자 심리지수(Composite Consumer Sentiment Index; CCSI)는 월간 지수 생성이 시작된 2008년 7월부터 2016년 12월까지의 월별 자료를 사용하였다.

2. 개인투자자의 파생거래 심리지수 산출

KRX에서 제공하는 개인투자자의 파생상품 거래실적을 이용하여 월별 긍정적 거래량과 부정적 거래량을 파악하고 이들의 상대적 비율을 개인투자자의 파생상품의 투자 심리로 정의한다. 파생시장의 긍정적 거래에는 선물 매수, 콜옵션 매수, 풋옵션 매도가 포함되며, 투자자는 향후 기초자산의 가격이 상승할 것으로 예상할 때 이와 같은 거래를 시도한다. 반대로 부정적 거래에는 선물 매도, 콜옵션 매도, 풋옵션 매수가 포함된다. 이와 같이 부정적 거래량과 긍정적 거래량을 나누어 살펴본 연구로는 Easley et al.(2008), Chen et al.(2005, 2009), 김술(2007), 윤선중, 김소정(2015) 등이 있으며, 본고에서는 두 거래량의 비율을 투자심리 측도로 활용한다.

$$Sentiment_t = \frac{Positive\ Trading\ Volume_t}{Negative\ Trading\ Volume_t} \quad (1)$$

위 식을 선물거래, 옵션거래에 대해 각각 적용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A. \text{ 선물} : Sentiment_{futures,t} = \frac{Futures\ Buy_t}{Futures\ Sell_t} \quad (2)$$

$$B. \text{ 옵션} : Sentiment_{options,t} = \frac{Call\ Buy_t + Put\ Sell_t}{Call\ Sell_t + Put\ Buy_t} \quad (3)$$

위 식을 이용하여 계산한 개인투자자의 파생거래 투자심리는 아래와 같이 정리된다.

<표 3> 개인투자자의 거래심리측도의 기초통계량

통계명	선물거래심리측도	옵션거래심리측도
평균	1.000512	1.005927
표준편차	0.009947	0.015169
최대값	1.065035	1.103004
최소값	0.930821	0.896618
왜도	0.686000	-0.032082
첨도	30.20590	24.13678
자기상관계수	-0.177	0.310
Jarque - Bera 통계량(p-값)	6,307.37*** (0.000)	3,797.52*** (0.000)
ADF 통계량(p-값)	-16.89744*** (0.000)	-6.40907*** (0.000)

2000년 1월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 월별 [긍정적 거래량/부정적 거래량]을 거래 심리측도로 정의하였다. 괄호안의 값은 정규분포를 검정하는 Jarque - Bera 통계량, 단위근을 검정하는 Augmented Dickey-Fuller 통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

<표 3>은 긍정적·부정적 거래량으로 계산된 개인투자자의 투자심리 측도의 통계량을 나타낸다. 선물을 활용한 측도의 평균은 1보다 크며, 이는 개인투자자들이 주로 가격의 상승을 예상하는 거래를 취하는 경향성이 있음을 의미한다. 옵션에 대한 측도는 선물보다 더 큰 값을 가지는데, 투자자들이 가격상승을 예상할 뿐만 아니라 손실이 제한되고 큰 수익을 기록할 수도 있는 복권성향의 자산을 선호하는 특성이 반영된 것으로 보인다.

두 측도는 모두 정규분포를 벗어났으며, 단위근이 존재한다는 귀무가설은 강하게 기각하는 것을 확인하였다. 측도의 1차 자기상관계수(auto-correlation)는 선물에서 음의 값을 가지는데 이는 반대 매매를 통해 계약이 청산됨을 나타낸다.

IV. 파생시장 투자심리의 수익률 예측

1. 수익률 예측모형

앞서 유도한 파생거래 투자심리지수가 시장의 투자심리를 정확하게 측정한다면, 이

지수는 시장 수익률에 대한 예측력을 보일 수 있다. II장에서 소개한 많은 선행연구들은 투자심리가 가격의 과대·과소평가를 유발할 수 있고, 그 결과 미래 수익률을 예측할 수 있음을 보였다. 가격이 적정 가격에서 벗어날 경우, 일정 시간이 지나 가격이 회귀하는 과정에서 예측력을 확보하는 것이다. 투자심리를 적절하게 예측한다면 계수는 단기적으로 음의 값을 가지게 된다(Stambaugh et al., 2012)

한편, 예측력을 검증하는 과정에서 신규 변수를 추가할 경우, 기존의 예측력이 있다고 알려진 변수와의 정보력 비교가 필요하다. 신규변수가 가지는 정보가 기존에 알려진 변수의 정보력을 포함할 수 있기 때문에 기존 예측변수를 예측모형에 포함하게 된다.⁴⁾ 그러나 Goyal and Welch(2008)는 예측 변수로 널리 알려진 14개 변수에 대한 월간 예측 분석을 수행한 후 각 변수의 설명력(R-squared)가 0.01%~1.23%에 불과했으며 오직 2개의 변수만이 1% 이상의 R-squared 값을 가짐을 확인하였다. 외표본 분석에서는 어느 변수도 긍정적 결과를 제공하지 못하였다. 다만, Ang and Bekaert (2007)의 연구에서 무위험이자율이 단기적으로 유의한 예측력을 보유하고 있었다. 이러한 이유로 본 연구에서는 단기이자율의 대용치로 CD금리(91일물)를 예측모형에 추가하였다. 예측모형은 다음과 같다.

$$r_{t,n} = c_1 + \alpha Sentiment_t + \beta CD_t + \varepsilon_{t,n} \quad (4)$$

여기서 $r_{t,n}$ 는 t 시점의 KOSPI200 지수의 n개월 수익률, $Sentiment_t$ 은 t 시점의 개인투자자의 월별 파생거래 투자심리지수, CD_t 는 t시점의 CD 수익률, $\varepsilon_{t,n}$ 은 예측오차이다. 본고는 식 (4)를 활용하여 1개월에서 6개월의 수익률 예측을 검증한다.

2. 분석 결과

본 장은 2000년 1월부터 2016년 12월까지 월별 개인투자자의 KOSPI200 파생거래 투자심리의 1개월, 2개월, 3개월 및 6개월 수익률 예측에 대한 결과를 보여준다. 식 (4)에서 독립변수로 사용되는 투자심리는 KOSPI200 선물거래와 옵션거래로 각각 계산되어 분석한다. 이를 식으로 표현하면 아래와 같다.

$$r_{t,n} = c_1 + \alpha Sentiment(F)_t + \beta CD_t + \varepsilon_{1t,n} \quad (5)$$

$$r_{t,n} = c_2 + \theta Sentiment(OP)_t + \beta CD_t + \varepsilon_{2t,n} \quad (6)$$

4) 단기이자율의 예측력에 대한 연구로는 Fama and Schwert(1977), Breen, Glosten, and Jagannathan (1989), Ang and Bekaert(2007), 배당률의 예측력에 대한 연구로는 Fama and French(1988), Campbell and Yogo(2006), Ang and Bekaert(2007), 이익 가격비율(Earnings-Price Ratio)에 대한 연구로 Campbell and Shiller(1988), 기간스프레드(Term Spread)에 대한 연구로 Campbell(1987), Fama and French(1988), 장부가-시장가비율(book-to-market ratio)에 대한 연구로 Kothari and Shanken(1997), Pontiff andSachall(1998), 인플레이션에 대한 Fama and Schwert(1977), Campbell and Vuolteenaho(2004), Cay변수(Consumption-wealth ratio)에 대한 연구로 Lettau and Ludvigson(2001), 변동성에 대한 연구로 French et al.(1987), Guo(2006) 등이 있다.

여기서 $Sentiment(F)_t$ 는 t기의 개인투자자의 선물 투자심리, $Sentiment(OP)_t$ 는 개인투자자의 옵션 투자심리, CD_t 는 t기의 91일물 CD 수익률이다.

<표 4>는 선물거래 투자심리를 이용한 예측모형의 결과를 보여준다. 선물거래 투자심리지수는 1개월의 미래수익률을 유의하게 예측하는 것으로 나타났다. 특히, 투자심리의 계수는 음의 값을 가져 관련 연구들이 예상하는 패턴과 일치한다. 즉, 시장 전체의 투자심리가 긍정적인 경우 자산의 과대평가가 발생하고, 이후 가격이 균형가격으로 회귀하면서 음의 예측력이 발생하는 것이다. 그러나 예측기간이 2개월에서 6개월로 확장되면서 예측력은 점차 감소하는 것으로 나타났다. 이는 기존 투자심리지수의 예측력이 보이는 패턴과 일관된다 할 수 있다.

예측모형에 독립변수로 함께 활용된 CD수익률의 경우 향후 1, 2, 3, 6개월의 미래 주식수익률 모두에 대하여 각각 5%의 유의수준으로 지속적인 예측력을 나타냈다. 계수는 모두 음의 값으로 단기이자율의 상승은 주식수익률의 하락을 예측하였다. 이자율이 상승할 경우, 자금이 채권시장으로 이동하면서 주식시장의 하락을 유발하는 것으로 보인다. 단기이자율의 예측력에 대한 결과는 Ang and Bekaert(2007)의 연구와 일관된다.

예측모형의 성과를 가늠하는 수정 R^2 는 0.0405~0.065를 나타내 양호한 설명력을 보여주었다. 시장수익률을 성공적으로 예측한 Huang et al.(2014)에서 투자심리의 예측력 R^2 가 1.71%에서 2.7%라는 점에서 본 연구의 결과는 이와 비견될 수 있다. 더구나, Campbell and Thompson(2008)은 1개월의 수익률을 예측할 때 R^2 가 0.5% 이상이면, 예측력이 존재한다고 할 수 있다고 정리하였다. 예측기간에 따라 수정 R^2 는 4.3%, 4.05%, 5.7%, 6.5%로 증가하는 추세를 보이는데, 이는 표본의 중첩으로 인해 수익률예측분석에서 나타나는 일반적인 결과이다.

<표 4> 개인투자자의 선물투자심리 및 CD 수익률의 주식수익률 예측 분석

KOSPI 주식수익률(t기)	종속변수		KOSPI 주식수익률(t기)	
	독립변수(t기)	계수	t-값	
1개월	상수	1.1094		2.1088**
	선물투자 심리지수	-1.0774		-2.0554**
	CD 수익률	-0.0072		-2.0489**
	수정 R^2		0.0430	
2개월	상수	0.8136		1.7570*
	선물투자 심리지수	-0.7525		-1.6338
	CD 수익률	-0.0137		-2.0640**
	수정 R^2		0.0405	
3개월	상수	0.5682		0.7177
	선물투자 심리지수	-0.4755		-0.6033
	CD 수익률	-0.0209		-2.2106**
	수정 R^2		0.0572	
6개월	상수	0.6709		0.6378
	선물투자 심리지수	-0.5147		-0.4784
	CD 수익률	-0.0332		-2.0170**
	수정 R^2		0.0650	

2000년 1월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 선물 투자 심리 및 CD 수익률(91일물)이 주가 수익률을 예측하는 회귀분석 결과이며 t-값은 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

<표 5>는 옵션거래 투자심리에 대한 예측 결과를 보여준다. 선물거래자료를 이용한 투자심리와 유사하게 1개월의 미래수익률에 대한 유의한 예측력을 가지는 것으로 나타났다. 추정된 모형의 수정 R^2 역시 선물에 대한 결과와 거의 유사한 특성을 보인다. CD수익률의 변수와도 독립적으로 유의미한 예측력을 보유하고 있다.

<표 5> 개인투자자의 옵션투자심리 및 CD 수익률의 주식수익률 예측 분석

KOSPI 주식수익률(t기)	종속변수		KOSPI 주식수익률(t기)	
	독립변수(t기)	계수	t-값	
1개월	상수	0.7262		2.4750**
	옵션투자 심리지수	-0.6922		-2.3688**
	CD 수익률	-0.0069		-2.1594**
	수정 R^2		0.0425	
2개월	상수	0.7411		1.3790
	옵션투자 심리지수	-0.6786		-1.2647
	CD 수익률	-0.0132		-2.0870**
	수정 R^2		0.0462	
3개월	상수	0.8004		1.3986
	옵션투자 심리지수	-0.7066		-1.2277
	CD 수익률	-0.0202		-2.1855**
	수정 R^2		0.0640	
6개월	상수	0.8144		1.0129
	옵션투자 심리지수	-0.6582		-0.8175
	CD 수익률	-0.0324		-1.9854**
	수정 R^2		0.0674	

2000년 1월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 옵션 투자 심리 및 CD 수익률(91일물)이 주가 수익률을 예측하는 회귀분석 결과이며 t-값은 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

V. 파생시장 투자심리, 변동성지수 및 소비자심리지수의 관계분석

1. VAR 분석: 파생시장 투자심리와 수익률의 관계

본 장은 시장수익률의 움직임에 영향을 주는 투자심리가 어떠한 요인에 의해 영향

을 받는지 확인하기 위하여 VAR 분석⁵⁾을 수행한다. 앞서 선물과 옵션을 이용해 각각 계산된 선물거래 투자심리지수와 옵션거래 투자심리지수는 수익률 예측과정에서 유사한 실증결과를 제공하였다. 그러나 두 정보가 실제로 동일한 정보를 보유하고 있는지 확인이 필요하다. 또한 투자심리에 의한 과대·과소평가가 미래 시장수익률에 영향을 주는 것처럼, 시장 수익률은 투자자의 심리에 영향을 미칠 수도 있다.

구체적인 분석 모형은 아래 식 (7)을 이용한다. 각 변수의 현재의 관측치를 종속변수로 그리고 변수 자신과 여타 변수들의 과거 관측치를 설명변수로 설정한 후 각 변수의 값이 여타 설명변수에 영향을 받는지를 검정한다.

$$r_{t+1} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda \text{Sentiment}_{t-i} + \varepsilon_{1t+1}$$

$$\text{Sentiment}_{t+1} = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \beta r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda \text{Sentiment}_{t-i} + \varepsilon_{2t+1} \quad (7)$$

여기서 Sentiment_t 는 선물을 활용해 계산한 경우와 옵션을 이용해 계산한 경우를 별도로 분석하였다. 여기서 r_{t+1} 는 t+1 시점의 KOSPI200 지수 수익률, $\text{Sentiment}(F)_{t+1}$ 및 $\text{Sentiment}(OP)_{t+1}$ 은 각각 t+1 시점의 개인투자자의 선물 및 옵션거래 투자심리지수로서 심리지수는 식 (2), (3)을 이용해 계산한다. <표 3>에서 보인 바와 같이 두 투자심리지수는 ADF 단위근 검정 결과 단위근이 없음을 확인하였으며, KOSPI200 월별 추가수익률도 단위근이 존재하지 않았다. VAR 분석의 lag는 AIC 및 SIC를 고려하여 lag 3을 채택하였다.

<표 6>과 <표 7>은 선물투자심리와 옵션투자심리를 활용한 VAR 분석의 결과를 보여준다. 선물에 대한 결과를 보면, 주식수익률은 선물투자심리에 의해 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 반면, 선물투자심리는 주식수익률에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. lag 1과 3에서 주가가 상승했을 경우 선물투자심리지수가 상승하는 것으로 나타났다.

옵션에 대한 결과는 선물에 대한 결과와 차이를 보인다. 선물과 달리 옵션투자심리는 과거 수익률에 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. lag 2에서 10% 유의수준으로 유의하기는 하지만, 전반적으로 수익률에 영향을 받지 않는다. 오히려, 옵션투자심리의 lag 1이 향후 주식수익률에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 투자심리의 수익률 예측력에 대한 IV장의 결과와 일관된다.

선물투자심리와 옵션투자심리의 또 하나의 차이는 두 지수 lag 1값에 대한 계수의 부호이다. 선물투자심리는 lag 1의 계수가 음의 값을 가지는 반면, 옵션투자심리는 lag 1에서 양의 값을 가진다. 즉, 선물의 경우 월별 진동하는 패턴을 보이는 반면, 옵션은 지속적인(persistent) 움직임을 가지는 것이다. 이러한 차이에 대한 한 가지 해석으로 선물시장의 지수차익거래를 들 수 있다. 옵션시장에 비해 선물시장은 현물시장과의

5) 수준변수가 I(1)이고 차분변수가 I(0)일 때 공적분 검정을 통해 VAR 대신 VECM을 을 사용하여야 하나 수준변수인 선물거래심리측도와 옵션거래 심리측도의 단위근 검정결과(Table 3) 단위근이 존재하지 않은 I(0)로 나타나 이들 간에는 공적분이 없는 것으로 해석하여 VAR 분석을 사용하였음

지수차익거래가 활발하기 때문에, 현선물가격 차이에 대해 매수와 매도 주문이 반복적으로 이루어지는 경우가 많다. 지수차익거래는 주로 기관투자자에 의해 이루어지지만 지수의 등락에 따라 개인투자자가 반대매매를 통한 유동성 공급자의 역할을 하기 때문에 위와 같은 패턴이 관찰되는 것으로 보인다.

<표 6> 주식수익률과 개인투자자의 선물투자심리 간의 VAR 분석

종속변수 독립변수	주식수익률		선물투자심리	
	주식수익률	선물투자심리	주식수익률	선물투자심리
lag 1 (t-값)	0.0598 (0.8402)	-0.8401 (-1.3597)	0.0346 (4.4479)***	-0.4776 (-7.0819)***
lag 2 (t-값)	0.0122 (0.1632)	0.08252 (0.1575)	0.0006 (0.0747)	-0.4549 (-7.9546)***
lag 3 (t-값)	0.1017 (1.4306)	-0.1679 (-0.3211)	0.0169 (2.179)**	-0.2358 (-4.13054)***
상 수	0.9304 (0.7498)		2.1690 (16.0130)***	
수정 R ²	-0.0002		0.3798	

2000년 1월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 월별 선물투자 심리와 월별 주가 수익률간의 VAR 분석 결과이며 ()내는 t-값이며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

<표 7> 주식수익률과 개인투자자의 옵션투자심리 간의 VAR 분석

종속변수 독립변수	주식수익률		옵션투자심리	
	주식수익률	옵션투자심리	주식수익률	옵션투자심리
lag 1 (t-값)	-0.0354 (-0.4271)	-0.7903 (-2.0896)**	-0.0018 (-0.0997)	0.2890 (3.5164)***
lag 2 (t-값)	-0.01241 (-0.1507)	0.1494 (0.3906)	-0.0296 (-1.65)*	-0.0047 (-0.0571)
lag 3 (t-값)	0.1437 (1.7367)*	0.4537 (1.2116)	-0.0145 (-0.8084)	-0.0356 (-0.4378)
상 수	0.1933 (0.3448)		0.7556 (6.2027)***	
수정 R ²	0.0177		0.1001	

2000년 1월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 월별 옵션투자 심리와 월별 주가 수익률간의 VAR 분석 결과이며 ()내는 t-값이며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

선물투자심리와 옵션투자심리의 차이 및 두 지수의 상대적 우위를 평가하기 위하여, 두 변수간의 동적관계를 파악하는 그랜저 인과관계 검정을 실시한다. <표 8>은 KOSPI 수익률과 개인투자자의 선물 및 옵션 투자심리간의 그랜저 인과관계 검정을 시차 1부터 3까지 실시한 결과를 보여준다. 분석기간은 VAR분석과 동일한 2000년부터 2016년 말까지로 하였다. <표 8>의 분석 결과를 보면 KOSPI200 수익률은 특히 선물의 투자심리를 시차 1에서 3까지 지속적으로 1%의 유의수준에서 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각함으로써 KOSPI200 수익률이 선물투자심리를 매우 강하게 정보력 면에서 선행하고 있음을 다시 한 번 확인시켜 주었고 선물투자심리도 시차 1에서 2까지 주식수익률에 영향을 주었다. 앞서 설명한 지수차익거래로 인한 효과일

수 있다.

반면에 KOSPI200 수익률은 옵션투자심리에는 영향을 주지 않으나, 옵션투자심리는 시차 1에서 2까지 5-10% 유의수준에서 KOSPI200 수익률에 영향을 주고 있는 것으로 나타나 VAR 결과와 유사한 흐름을 보였다.

<표 8> KOSPI200 수익률과 선물 및 옵션 투자심리간의 그랜저 인과관계

방향(월)	시차(월)별 F분포 통계량			
	1	2	3	
주식수익률 - 선물투자심리	→	11.5962*** (0.0008)	10.4278*** (5.E-05)	8.6541*** (2.E-05)
	←	7.1952*** (0.0079)	3.9924** (0.0200)	0.7480 (0.5247)
주식수익률 - 옵션투자심리	→	0.0802 (0.7773)	2.1759 (0.1162)	1.0842 (0.3570)
	←	4.8413** (0.0289)	2.4878* (0.0857)	1.9381 (0.1248)

KOSPI200 수익률과 개인투자자의 선물 및 옵션 투자심리간의 그랜저 인과관계를 검증한다. 분석기간은 2000년부터 2016년까지이다. 괄호 안은 p-value를 나타내며 변수1과 변수2의 관계에 있어서 변수1 → 변수2의 경우는 변수1이 변수2에 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 검정하며 변수1 ← 변수2의 경우는 변수2가 변수1에 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 검정한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

위 결과의 강건성을 확인하기 위하여 그랜저 인과관계 외에 충격반응분석 및 분산분해를 실시하였다. 두 분석의 결과는 VAR 및 그랜저 인과관계분석의 결과와 일관된다. 선물투자심리와 주식의 수익률은 상호 여러 시차에서 영향을 주고 있으나, 옵션투자심리는 주식수익률에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 선물투자심리에 비해 옵션투자심리가 미래 수익률에 대한 더 큰 설명력을 가지며 좀 더 독립적인 정보를 포함하는 것을 추론할 수 있다.⁶⁾

2. VAR 분석: 선물투자심리, 옵션투자심리, 수익률, 변동성지수의 관계

본장은 선물투자심리지수, 옵션투자심리지수, KOSPI수익률, 및 변동성지수의 관계를 분석하기 위한 VAR 분석의 결과를 보여준다. VKOSPI 변동성지수는 미국의 VIX 지수와 동일한 방법으로 외가격 및 내가격 KOSPI200 콜옵션 및 풋옵션가격을 이용해 역산한 변동성이다. 전 세계적으로 변동성 지수는 공포지수(fear index)로서 투자심리를 대변한다고 알려져 있다. 따라서 본 연구에서 고안한 선물 및 옵션투자심리와의 관계를 확인한다.

단, VKOSPI지수가 2003년부터 산출되었기 때문에 분석기간은 2003년부터 2016년 기간으로 한정된다. 또한 VKOSPI는 옵션의 가격으로부터 산출된 수준변수(level

6) 충격반응분석과 분산분해 결과는 분량의 제한으로 생략하였다. 본 결과는 저자에게 요청시 제공될 수 있다.

variable)이기 때문에 이를 1차 차분한 값을 사용하며, $\Delta VKOSPI$ 에 대하여 ADF 검정을 실시하여 단위근이 없음을 확인하였다.

<표 9> 단위근 검정결과

	ADF 검정			
	상수항		상수항 + 추세항	
	수준변수	1차차분	수준변수	1차차분
VKOSPI	-3.837***	-11.46***	-4.314***	-11.43***

이 표는 VKOSPI 변동성 지수의 2003년부터 2016년까지의 기간중 월별 수치에 대한 단위근 검정통계량 (Augmented Dickey-Fuller)을 보여준다. 수준변수는 각 지수를 직접 검증한 결과이며 1차차분은 수준변수를 1차 차분한 값을 이용한 검정결과이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸

연구에서 사용되는 VAR 모형은 아래와 같다.

(8)

$$\begin{aligned}
 r_{t+1} &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^3 \beta_1 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_1 \text{Sentiment}(F)_t + \sum_{i=1}^3 \theta_1 \text{Sentiment}(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \phi_1 \Delta VKOSPI_t + \varepsilon_{1t+1} \\
 \text{Sentiment}(F)_{t+1} &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^3 \beta_2 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_2 \text{Sentiment}(F)_t + \sum_{i=1}^3 \theta_2 \text{Sentiment}(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \phi_2 \Delta VKOSPI_t + \varepsilon_{2t+1} \\
 \text{Sentiment}(OP)_{t+1} &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^3 \beta_3 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_3 \text{Sentiment}(F)_t + \sum_{i=1}^3 \theta_3 \text{Sentiment}(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \phi_3 \Delta VKOSPI_t + \varepsilon_{3t+1} \\
 \Delta VKOSPI_{t+1} &= \alpha_4 + \sum_{i=1}^3 \beta_4 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_4 \text{Sentiment}(F)_t + \sum_{i=1}^3 \theta_4 \text{Sentiment}(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \phi_4 \Delta VKOSPI_t + \varepsilon_{4t+1}
 \end{aligned}$$

여기서 r_{t+1} 는 t+1 시점의 KOSPI200 지수 수익률, $\text{Sentiment}(F)_{t+1}$, $\text{Sentiment}(OP)_{t+1}$ 및 $\Delta VKOSPI_{t+1}$ 은 각각 t+1 시점의 개인투자자의 선물 및 옵션거래 투자 심리지수, VKOSPI 변동성 지수로서 심리지수는 대해서는 식 (2), (3)에서 정한 방법으로 계산한다. VAR 분석의 lag는 AIC 및 SIC를 고려하여 lag 3을 채택하였다.

<표 10>은 식 (8)의 모형에 대한 분석결과를 보여준다. 분석결과에 의하면, 주식수익률은 VKOSPI에 시차2에서 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의하게 영향을 미쳤다. VKOSPI는 주식수익률에 시차1에 5%의 유의수준에서 유의하게 영향을 미쳤음을 보여주었다. 반면 개인투자자의 옵션 투자심리가 VKOSPI에 시차1에서 10%의 유의수준으로 영향을 준 것 외에는 개인투자자의 파생투자 심리와 VKOSPI간의 상호 관련성은 통계적으로 거의 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표10> 주식수익률, 파생거래투자심리, VKOSPI 지수간의 VAR 분석

시 차	주식수익률	$\Delta VKOSPI$	선물투자심리	옵션투자심리
상 수	3.9277* (1.789)	-94.130 (-0.442)	1.4926*** (7.450)	-0.1999 (-0.674)
주식 수익률(-1)	-0.1995* (-1.672)	18.1889 (1.570)	0.0029 (0.265)	0.0206 (1.280)
(-2)	0.1830 (1.592)	-21.1911* (-1.898)	-0.0135 (-1.287)	0.0241 (1.555)
(-3)	0.1229 (1.035)	-2.5435 (0.2204)	0.0029 (0.265)	0.0239 (1.486)
$\Delta VKOSPI$ (-1)	-0.0025** (-2.500)	-0.0104 (-0.108)	-4.91E-06 (0.054)	0.0002 (1.241)
(-2)	0.0007 (0.729)	-0.2549** (-2.618)	-9.01E-05 (-0.984)	3.10E-06 (0.023)
(-3)	0.0008 (0.762)	-0.0586 (-0.611)	-1.08E-05 (-0.119)	0.0001 (1.106)
선물투자심리(-1)	-0.9043 (-0.924)	68.5161 (0.721)	-0.2219 (-2.483)	0.1924 (1.455)
(-2)	-1.6594* (-1.658)	66.1378 (0.680)	-0.0566 (-0.619)	0.1180 (0.872)
(-3)	-0.5944 (-0.624)	-63.5902 (-0.687)	-0.0132 (0.152)	-0.0199 (-0.154)
옵션투자심리(-1)	-1.1774 (-1.501)	-132.4790* (-1.739)	-0.1058 (-1.478)	0.1746* (1.647)
(-2)	0.7443 (1.020)	-92.5251 (1.306)	-0.1461** (-2.195)	0.0373*** (3.783)
(-3)	-0.3247 (-0.386)	-17.1934 (-0.210)	0.0262 (0.341)	0.3617*** (3.182)
수정 R^2	0.0282	0.0250	0.0728	0.3185

2003년 1월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 파생투자 심리와 주가 수익률 및 VKOSPI 변동성 지수간의 VAR 분석 결과이며 ()내는 t-값이며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

다음으로 VAR 분석결과의 타당성 검증을 위하여 두 변수간의 동적관계를 파악할 수 있는 그랜저 인과관계 검정을 실시하였다. <표 11>은 KOSPI200 수익률과 개인투자자의 선물, 옵션 투자심리 및 VKOSPI 지수 간의 그랜저 인과관계 검정을 시차 1부터 3까지 실시한 결과를 보여준다. 분석기간은 VAR분석과 동일한 2003년부터 2016년 말까지로 하였다.

분석 결과를 보면 VKOSPI가 KOSPI200 수익률에 시차1에서 3까지 지속적으로 5-10%의 유의수준에서 동적 영향을 보여준 반면 KOSPI200 수익률은 VKOSPI에 동적관계가 없고 또한 VKOSPI와 파생상품투자심리 간에도 동적관계를 없는 것으로 나타나 대체로 VAR 분석 결과와 일치한 모습을 보였다. 단, 선물투자심리와 옵션투자심리의 그랜저 인과관계를 보면, 옵션투자심리가 유의하게 선물투자심리를 선도하는 것으로 나타났다.

<표 11> KOSPI200수익률과 파생투자심리, VKOSPI간 그랜저 인과관계

방향(월)		시차(월)별 F분포 통계량		
		1	2	3
수익률I - VKOSPI	→	1.8000 (0.1816)	1.0640 (0.3475)	0.8181 (0.4857)
	←	4.7830** (0.0302)	2.9964* (0.0528)	2.5294** (0.0593)
수익률I - 선물투자심리	→	4.9372** (0.0277)	2.5566* (0.0807)	1.7414 (0.1608)
	←	0.3324 (0.5651)	1.0209 (0.3626)	1.0903 (0.3550)
수익률-옵션 투자심리	→	8.0074*** (0.0052)	5.3322*** (0.0057)	2.5984* (0.0543)
	←	2.2209 (0.1381)	1.1683 (0.3135)	0.6817 (0.5644)
VKOSPI-선물 투자심리	→	0.7305 (0.3940)	0.8074 (0.4478)	0.5779 (0.6303)
	←	0.9178 (0.3395)	0.6371 (0.5301)	0.5690 (0.6362)
VKOSPI-옵션 투자심리	→	9.5E-06 (0.9975)	0.9170 (0.4018)	0.6709 (0.5661)
	←	0.6800 (0.4096)	0.3721 (0.6899)	0.2826 (0.8379)
선물투자심리 -옵션투자심 리	→	0.2111 (0.6465)	0.3691 (0.6920)	0.9472 (0.4194)
	←	14.6870*** (0.0002)	9.2174*** (0.0002)	6.0416*** (0.0006)

KOSPI200 수익률과 개인투자자의 선물 및 옵션 투자심리, VKOSPI간의 그랜저 인과관계를 검증한다. 분석 기간은 2003년부터 2016년까지이다. 괄호 안은 p-value를 나타내며 변수1과 변수2의 관계에 있어서 변수1 → 변수2의 경우는 변수1이 변수2에 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 검정하며 변수1 ← 변수2의 경우는 변수2가 변수1에 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 검정한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

다음으로 위 분석에 대한 충격반응분석과 분산분해를 실시하였다. 이에 대한 결과는 그랜저 인과관계 분석의 결과와 유사하다.⁷⁾

7) 공간의 한계로 인하여 이 결과는 생략한다.

3. VAR 분석: 파생시장 투자심리, 수익률, 변동성지수, 소비자심리지수의 관계

본 장은 식 (6)식에서 VKOSPI와 함께 한국은행의 소비자심리지수(CCSI)를 포함하여 VAR 분석을 실시한다. 한국은행 소비자심리지수에 대한 별도의 VAR 분석을 수행하는 이유는 다음과 같다. 한국은행은 소비자심리지수를 2008년 7월부터 월간으로 보고하기 시작하였다. 이러한 이유로 본 분석은 2008년 7월부터 할 수 있기 때문에 별도의 장으로 나누어 보고하였다.

짧은 표본기간임에도 불구하고 소비자심리지수에 대한 연구는 매우 중요하다. Lemmon and Portniaguina(2006), Antoniou et al.(2013)은 투자자심리지수의 대안으로 소비자심리지수를 활용하였다. 그러나 소비자심리지수는 투자자심리지수와 다른 특성을 가진다. 첫째, 일반적으로 소비자심리지수는 서베이를 기준으로 작성되는데 모든 표본 소비자가 금융시장에 참여하는 것이 아닐 뿐만 아니라 직접적으로 주식시장에 대한 투자심리를 질의하지도 않는다. 일반적으로 소비자심리지수는 금융시장이 아닌 현재와 미래의 경제상황에 대한 질의를 중심으로 한다. Shleifer and Vishny(1997)에 의하면 투자자심리의 경우 차익거래의 제한, 즉 공매도제한에 대한 정보도 포함하게 되는데, 소비자심리지수의 경우 이에 대한 정보를 포함하지 않는 것이다. 그 결과 서베이 대상자의 답변이 실제 투자행태와 다를 수 있다.

VAR 분석을 실시하기 전에 소비자심리지수(CCSI)의 단위근 검정을 통해 이들을 불안정 시계열로부터 안정시계열로 확정하기 위하여 ADF 단위근 검정을 하였고 그 결과 단위근이 1%의 유의수준에서 존재하여 이를 1차 차분한 $\Delta CCSI$ 에 대하여 ADF 검정을 실시하여 단위근이 없음을 확인하였다

<표 12> 단위근 검정결과

	ADF 검정			
	상수항		상수항 + 추세항	
	수준변수	1차차분	수준변수	1차차분
CCSI	-3.216**	-9.930***	-3.057	-9.909***

이 표는 소비자심리지수(CCSI)의 2008년 7월부터 2016년 12월까지의 기간중 단위근 검정 통계량(Augmented Dickey-Fuller 통계량)을 보여준다. 수준변수는 각 지수를 직접 검증한 결과이며 1차차분은 수준변수를 1차 차분한 값을 이용한 검정결과를 나타낸다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

연구에 사용된 모형은 아래와 같다.

$$r_{t+1} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^3 \beta_i r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_i \text{Sentiment}(F)_t + \sum_{i=1}^3 \theta_i \text{Sentiment}(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \delta_i \Delta VKOSPI_t + \sum_{i=1}^3 \phi_i \Delta CCSI_t + \varepsilon_{1t+1} \quad (9)$$

$$Sentiment(F)_{t+1} = \alpha_2 + \sum_{i=1}^3 \beta_2 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_2 Sentiment(F)_t \\ + \sum_{i=1}^3 \theta_2 Sentiment(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \delta_2 \Delta VKOSPI_t + \sum_{i=1}^3 \phi_2 \Delta CCSI_t + \varepsilon_{2t+1}$$

$$Sentiment(OP)_{t+1} = \alpha_3 + \sum_{i=1}^3 \beta_3 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_3 Sentiment(F)_t \\ + \sum_{i=1}^3 \theta_3 Sentiment(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \delta_3 \Delta VKOSPI_t + \sum_{i=1}^3 \phi_3 \Delta CCSI_t + \varepsilon_{3t+1}$$

$$\Delta VKOSPI_{t+1} = \alpha_4 + \sum_{i=1}^3 \beta_4 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_4 Sentiment(F)_t \\ + \sum_{i=1}^3 \theta_4 Sentiment(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \delta_4 \Delta VKOSPI_t + \sum_{i=1}^3 \phi_4 \Delta CCSI_t + \varepsilon_{4t+1}$$

$$\Delta CCSI_{t+1} = \alpha_5 + \sum_{i=1}^3 \beta_5 r_t + \sum_{i=1}^3 \lambda_5 Sentiment(F)_t \\ + \sum_{i=1}^3 \theta_5 Sentiment(OP)_t + \sum_{i=1}^3 \delta_5 \Delta VKOSPI_t + \sum_{i=1}^3 \phi_5 \Delta CCSI_t + \varepsilon_{5t+1}$$

여기서 r_{t+1} 는 t+1 시점의 KOSPI200 지수 수익률, $Sentiment(F)_{t+1}$, $Sentiment(OP)_{t+1}$, $\Delta VKOSPI_{t+1}$ 및 $\Delta CCSI_{t+1}$ 은 각각 t+1 시점의 개인투자자의 선물 및 옵션거래 투자심리지수, VKOSPI 및 소비자심리지수이다. VAR 분석의 lag는 AIC 및 SIC를 고려하여 lag 3를 채택하였다.

<표 13>은 VAR 분석 결과를 보여준다. 주식수익률은 시차1과 시차2에서 각각 1%와 5%의 유의수준으로 소비자심리지수에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 VKOSPI가 시차2에서 소비자심리지수에 유의한 영향을 미쳤다. 그러나 기타 선물 및 옵션 투자심리지수와는 통계적으로 유의한 관련성이 발견되지 않았다. 특히, 소비자심리지수는 다른 어떤 변수에도 유의한 설명력을 가지지 않는다. 이러한 결과는 소비자심리지수가 투자심리지수와 지수의 구성과정 및 대상의 차이에 의해 다른 정보력을 보유할 것이라는 선행연구의 예상과 일치한다.

다음으로 VAR 분석결과의 타당성을 검증하기 위하여 그랜저 인과관계 검정을 실시한다. <표 14>는 주식수익률과 개인투자자의 선물, 옵션투자심리, VKOSPI 및 소비자심리지수 간의 그랜저 인과관계 검정을 시차 1부터 3까지 실시한 결과를 보여준다. 분석기간은 VAR분석과 동일한 2008년 7월부터 2016년 말까지의 월별 수치를 기준으로 하였다.

분석 결과를 보면 KOSPI200 수익률은 소비자심리에 시차1에서 3까지 지속적으로 강한 동적 영향을 주고 있으나 소비자심리는 KOSPI200수익률에 동적 영향이 없는 것으로 나타났다. 또한 소비자심리는 선물투자심리나 옵션투자심리에는 동적 영향이 거의 없으나 옵션투자심리는 소비자심리에 강한 동적영향을 주고 있음을 보여주었다. 그리고 VKOSPI는 소비자심리에 시차1에서 3까지 강한 동적영향을 준 반면 소비자심리는 시차 2에서 VKOSPI에 5%의 수준으로 유의한 영향을 주어 대체로 VAR 분석결과와 유사하게 나타났다. 그리고 VAR 분석과 다르게 VKOSPI는 수익률에 시차 2까지 강한 동적 영향을 주었다. 이상의 결과는 소비자심리지수가 선물 및 옵션거래를 이용해

계산된 투자심리에 비해 정보적으로 후행하는 증거라 할 수 있다.⁸⁾

<표13> 주식수익률, 파생투자심리, VKOSPI, 소비자심리지수간의 VAR 분석

시 차	주식수익률	$\Delta VKOSPI$	$\Delta CCSI$	선물투자심리	옵션투자심리
상 수	3.4422 (1.496)	-47.443 (-0.264)	246.44 (1.690)	1.4233*** (4.888)	-0.2048 (-0.597)
주식수익률 (-1)	-0.1812 (-1.172)	-9.2643 (-0.767)	40.949*** (4.179)	0.0137 (0.700)	0.0587** (2.549)
(-2)	-0.2100 (-1.294)	15.953 (1.257)	-23.439** (-2.278)	0.0078 (0.378)	0.0493** (2.038)
(-3)	0.2016 (1.251)	9.9042 (0.786)	4.7372 (0.464)	-0.0031 (-0.152)	0.0139 (0.578)
$\Delta VKOSPI$ (-1)	-0.0017 (-1.426)	-0.3630*** (-3.825)	0.1099 (1.428)	7.37E-05 (0.480)	0.0003 (1.478)
(-2)	-0.0011 (-0.958)	-0.2684*** (-3.056)	-0.1424** (-1.999)	8.85E-05 (0.622)	0.0003 (1.631)
(-3)	0.0001 (0.120)	-0.0804 (-0.938)	0.0494 (0.711)	5.92E-05 (0.426)	0.0003* (1.897)
$\Delta CCSI$ (-1)	-0.0005 (-0.268)	-0.1740 (-1.302)	0.1103 (1.018)	5.92E-06 (0.027)	0.0002 (0.837)
(-2)	0.0010 (0.617)	-0.2504* (-1.911)	0.0319 (0.300)	0.0001 (0.475)	0.0001 (0.573)
(-3)	0.0004 (0.300)	-0.0293 (-0.296)	0.0846 (1.055)	3.90E05 (0.244)	-2.53E-05 (-0.134)
선물투자심리(-1)	-0.0944 (-0.095)	-9.0540 (-0.117)	-123.47* (-1.970)	-0.2100* (-1.679)	0.0723 (0.491)
(-2)	-1.6744 (-1.601)	17.771 (0.217)	-49.670 (-0.749)	-0.0355 (-0.268)	0.1098 (0.704)
(-3)	-0.9179 (-0.918)	-24.288 (-0.311)	-22.356 (-0.353)	0.0554 (0.438)	0.0493 (0.331)
옵션투자심리(-1)	-0.9522 (-1.082)	-23.571 (-0.343)	-0.6456 (-0.012)	-0.1825* (-1.638)	0.2368* (1.806)
(-2)	0.0274 (0.034)	44.218 (0.697)	-77.592 (-1.508)	-0.0782 (-0.761)	0.4213*** (3.482)
(-3)	0.1820 (0.198)	41.143 (0.572)	27.828 (0.477)	0.0296 (0.254)	0.3150** (2.296)
수정 R^2	0.0239	0.2253	0.3569	0.0327	0.4640

한국은행에서 소비자심리지수를 월별로 산출하기 시작한 2008년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 파생투자 심리와 주식 수익률, VKOSPI 및 소비자심리지수간의 VAR 분석 결과이며 () 내는 t-값으로 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

8) 공간의 한계로 인하여 충격반응함수 및 분산분해 결과는 생략한다.

<표 14> 주식수익률과 파생투자심리, VKOSPI, 소비자심리지수 간 그랜저 인과관계

	방향(월)	시차(월)별 F분포 통계량		
		1	2	3
수익률 - △ VKOSPI	→	0.8386 (0.3621)	0.9440 (0.3927)	0.2579 (0.8555)
	←	7.1036*** (0.0090)	3.1903** (0.0457)	0.8624 (0.4636)
수익률 - 소비자심리	→	41.7143*** (4.E-09)	19.6795*** (7.E-08)	16.3489*** (1.E-08)
	←	0.6343 (0.4277)	0.1583 (0.8539)	0.4752 (0.7003)
수익률 - 선물투자심리	→	3.4997* (0.0644)	2.0313 (0.1369)	1.4336 (0.2382)
	←	0.0286 (0.8660)	0.3656 (0.6948)	0.8744 (0.4574)
수익률 - 옵션투자심리	→	10.9760*** (0.0644)	8.5780*** (0.0004)	4.5197*** (0.0053)
	←	2.1538 (0.1455)	1.3312 (0.2691)	0.3042 (0.8223)
소비자심리- △ VKOSPI	→	1.2072 (0.2746)	3.9718** (0.0221)	1.6392 (0.1858)
	←	6.7514** (0.0108)	6.8533*** (0.0017)	4.7476*** (0.70040)
선물투자심리- △ VKOSPI	→	0.2763 (0.6003)	0.2182 (0.8044)	0.0903 (0.9652)
	←	0.3087 (0.5797)	0.2050 (0.8151)	0.1526 (0.9277)
옵션투자심리- △ VKOSPI	→	1.2056 (0.2749)	0.7889 (0.4573)	0.6486 (0.5858)
	←	0.4766 (0.4916)	1.0691 (0.3474)	0.7715 (0.5129)
소비자심리-선 물투자심리	→	0.8499 (0.3589)	0.3098 (0.7343)	0.2569 (0.8562)
	←	3.2080* (0.0764)	1.7786 (0.1745)	1.2856 (0.2841)
소비자심리-옵 션투자심리	→	1.2069 (0.2747)	2.2430 (0.1118)	1.7306 (0.1663)
	←	11.4884*** (0.0010)	5.9744*** (0.0036)	5.4778*** (0.0017)
선물투자심리- 옵션투자심리	→	1.0851 (0.3001)	0.1566 (0.8553)	0.4063 (0.7488)
	←	15.1773*** (0.0002)	8.2573*** (0.0005)	5.4054*** (0.0018)

KOSPI200 수익률과 개인투자자의 선물 및 옵션 투자심리, VKOSPI, 소비자심리간의 그랜저 인과 관계를 검증한다. 분석기간은 2008년 7월부터 2016년 12월까지이다. 괄호 안은 p-value를 나타내며 변수1과 변수2의 관계에 있어서 변수1 → 변수2의 경우는 변수1이 변수2에 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 검정하며 변수1 ← 변수2의 경우는 변수2가 변수1에 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 검정한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

VI. 금융위기 전후 부표본(subsample) 분석

투자자심리의 영향력은 1929년 뉴욕증시 대폭락(Great Crash), 1960년대 트로닉스 붐(Tronics Boom), 1970년대 초 Nifty 50 주식의 버블, 1987년 블랙먼데이, 1990년대 닷컴버블, 그리고 2007년 글로벌 금융위기 등을 겪으면서 신뢰성이 강화되었다. 일련의 사태 동안, 금융자산의 가격변화는 이성적 투자자의 의사결정으로 설명되기 어려운 면이 많았다(Baker and Wurgler, 2007).

본 장에서는 본 연구의 표본 기간 중 투자자의 심리 패턴에 변곡점을 만들 수 있었을 것으로 보이는 2007년 금융위기의 전후 부표본 분석을 수행함으로써 투자심리의 변화를 확인한다.

1. 금융위기 전후의 파생거래 투자심리와 주식수익률 간의 상호 예측 분석

금융위기가 발생한 2007년을 기준⁹⁾으로 전후의 개인투자자의 파생거래 투자심리와 CD 수익률이 주식수익률간의 예측 정도를 검증하기 위해 2000년-2006년, 2007년-2016년 두 기간으로 구분하여 예측모형 식(5)와 (6)을 이용해 분석하였다.

<표 15>는 선물에 대한 금융위기 전후 분석을 보여준다. 회귀분석 결과 선물투자심리의 경우 금융위기 전에는 향후 1개월의 주식수익률에 대하여 10%의 유의수준으로 예측력을 보인 반면 위기 이후에는 분석대상 주식수익률에 대한 예측력을 보이지 못하였다. CD 수익률의 경우에도 금융위기 전에는 향후 1, 2, 3, 6개월의 주식수익률에 대하여 모두 1~5%의 유의수준으로 강한 예측력을 보였으나 금융위기 이후에는 모든 수익률에 대하여 유의한 예측력을 보이지 못했다. 금융위기 이전에는 단기이자율의 변동성이 컸던 반면, 금융위기 이후 저금리기조가 심화되면서 변동성이 낮아지며 설명력이 낮아진 것으로 보인다.

<표 16은> 예측모형 (6)을 활용한 옵션투자자의 투자심리와 CD수익률의 주식수익률에 대한 예측분석 결과를 보여준다. 결과에 의하면, 옵션투자심리는 금융위기 이전에는 향후 6개월에 대한 주식수익률에서만 1%의 유의수준으로 강하게 예측하였으나, 금융위기 이후 예측력이 급등하는 것으로 나타났다. 다만, 전체 기간 분석에서 1개월의 수익률 예측만 유의했던 것이 1~6개월 수익률 예측에 대해 모두 유의한 것으로 나타났다. CD 수익률은 선물거래 투자심리에 대한 결과와 마찬가지로 금융위기 전에만 주식수익률 예측에 설명력이 존재했다.

9) 미국에서 시작 된 글로벌 금융위기는 미국의 대형 투자은행인 리만브라더스의 파산을 계기로 확대되었으나 그 시작은 2000년대 초반부터 미국의 저금리 기조의 지속과 주택시장의 호황에 따라 급증하기 시작한 서브프라임 모기지 대출이 부실화되어 대형 모기지 대출은행이 파산하기 시작한 2007년 초로 볼 수 있어서 본 논문은 금융위기 이전을 2006년 말까지, 금융위기 이후를 2007년 초로 산정하여 분석하였음.

<표 15> 개인투자자의 선물투자심리 및 CD수익률의 주식수익률 예측분석

기간		2000년 ~ 2006년		2007년 ~ 2016년	
종속변수		주식수익률(t기)		주식수익률(t기)	
주식수익률(t기)	독립변수	계수	t-값	계수	t-값
1개월	상수	1.2676	2.0372**	0.4080	0.7636
	선물투자 심리지수	-1.1697	-1.8483*	-0.3847	-0.7180
	CD수익률	-0.0194	-2.5092**	-0.0063	-1.0857
	수정 R^2		0.0963		0.0070
2개월	상수	0.8022	1.6359	1.1382	1.3534
	선물투자 심리지수	-0.6129	-1.2569	-1.0916	-1.2979
	CD수익률	-0.0373	-2.8205***	-0.0127	-1.1526
	수정 R^2		0.1159		0.0302
3개월	상수	0.4860	0.5233	1.5369	1.2772
	선물투자 심리지수	-0.1929	-0.2120	-1.4682	-1.2079
	CD수익률	-0.0578	-3.2888***	-0.0188	-1.1948
	수정 R^2		0.1819		0.0497
6개월	상수	0.7252	0.7030	1.2658	0.6520
	선물투자 심리지수	-0.2166	-0.2089	-1.1478	-0.5836
	CD수익률	-0.0971	-3.6584***	-0.0324	-1.2893
	수정 R^2		0.2602		0.0606

2007년 전후의 기간 중 개인투자자의 선물투자 심리 및 CD수익률이 주식수익률 예측하는 회기분석 결과이며 t-값은 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

<표 16> 개인투자자의 옵션투자심리와 CD수익률의 주식수익률 예측분석

기간		2000년 ~ 2006년		2007년 ~ 2016년	
종속변수		주식수익률(t기)		주식수익률(t기)	
주식수익률 (t기)	독립변수	계수	t-값	계수	t-값
1개월	상수	0.4621	1.0857	1.0955	1.8033**
	옵션투자 심리지수	-0.3739	-0.8543	-1.0590	-1.7866*
	CD수익률	-0.0172	-1.9768**	-0.0085	-1.4624
	수정 R^2		0.0620		0.0349
2개월	상수	0.0771	0.0966	1.6957	1.9206*
	옵션투자 심리지수	0.1173	0.1446	-1.6303	-1.8888*
	CD수익률	-0.0386	-2.7513***	-0.0157	-1.4888
	수정 R^2		0.1106		0.0574
3개월	상수	-0.3305	-0.4582	2.5486	2.1431**
	옵션투자 심리지수	0.6451	0.8668	-2.4529	-2.1070**
	CD수익률	-0.0630	-3.3781***	-0.0229	-1.5621
	수정 R^2		0.1892		0.0895
6개월	상수	-1.0487	-1.9499*	3.4577	2.1649**
	옵션투자 심리지수	1.6105	2.8908***	-3.3078	-2.1176**
	CD수익률	-0.1101	-4.4053***	-0.0368	-1.5349
	수정 R^2		0.2834		0.0941

2007년 전후의 기간 중 개인투자자의 옵션투자 심리 및 CD수익률이 주식수익률 예측하는 회귀분석 결과이며 t-값은 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

2. 금융위기 전후의 투자심리지수와 수익률 간의 VAR 분석

다음으로 금융위기가 발생한 2007년 전후의 개인투자자의 파생거래 투자심리와 주식수익률간의 상호 관련성을 검증하기 위해 VAR 분석을 추가로 실시하였다. <표 17>은 선물투자심리와 주식수익률 사이의 VAR 분석결과를 보여준다. 분석 결과, 금융위기 전후 모두 선물투자심리는 주식수익률에 영향을 주지 못한 것으로 나타난 반면, 주식수익률은 금융위기 전과 후에서 선물거래 투자심리를 선행하였다. 단, 선물투자심리의 자기상관분석의 결과는 금융위기 전후에 다른 패턴을 보인다. 금융위기 전에는 과거 투자심리가 향후 투자심리와 유의한 관련이 있는 반면, 금융위기 이후에는 유의성이 모두 사라지는 것으로 나타났다.

<표 18>는 옵션투자심리에 대한 결과를 보여준다. 옵션투자심리는 금융위기 전후 각각 주식수익률에 영향을 주지 않은 것으로 나타나 전체조사기간 중 시차1에서 5%의 유의수준에서 영향을 미친것과는 다른 결과를 보였다. 주식수익률의 옵션투자심리에 대한 영향은 금융위기 전에는 시차2에서 5%의 유의 수준으로 위기 이후에는 시차 1 및 시차2에서 10%의 유의수준으로 영향을 미쳐 전체조사기간(시차2에서 10% 유의

수준)보다는 약간 더 강하게 나타났다.

<표 17> 금융위기 전후의 주식수익률과 선물투자심리 간의 VAR 분석

기간	2000~2006년				2007~2016년			
	수익률		선물투자심리		수익률		선물투자심리	
독립변수	수익률	선물	수익률	선물	수익률	선물	수익률	선물
lag 1 (t-값)	0.0844 (0.729)	-0.9805 (-1.061)	0.0446 (3.723) ***	-0.6028 (-6.313) ***	0.0385 (0.410)	-0.7229 (-0.690)	0.0188 (1.977) **	-0.1455 (-1.375)
lag 2 (t-값)	0.0330 (0.266)	0.3874 (0.534)	-0.0002 (-0.017)	-0.5438 (-7.256) ***	-0.0030 (-0.032)	-1.3984 (-1.286)	0.0008 (0.084)	-0.0257 (-0.234)
lag 3 (t-값)	0.0575 (0.504)	-0.1170 (-0.158)	0.0252 (2.134) **	-0.3473 (-4.540) ***	0.1604 (1.688) *	-0.5719 (-0.548)	-0.0010 (-0.103)	0.0193 (0.183)
상 수	0.7178 (0.395)		2.4946 (13.269)***		2.6969 (1.304)		1.1522 (5.515)***	
수정 R ²	-0.0353		0.5626		-0.0145		-0.001	

()내는 t-값이며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타낸다.

<표 18> 금융위기 전후의 주식수익률과 옵션투자심리 간의 VAR 분석

기간	2000~2006년				2007~2016년			
	수익률		옵션투자심리		수익률		옵션투자심리	
독립변수	수익률	옵션	수익률	옵션	수익률	옵션	수익률	옵션
lag 1 (t-값)	-0.0419 (-0.302)	-0.7325 (-1.315)	-0.0504 (-1.490)	0.1008 (0.737)	-0.0387 (-0.340)	-1.0988 (-1.253)	0.0282 (1.917) *	0.2426 (2.139) **
lag 2 (t-값)	-0.0171 (-0.122)	0.1474 (0.273)	-0.0824 (-2.432) **	-0.1684 (-1.283) ***	-0.0037 (-0.032)	-0.0610 (-0.073)	0.0257 (1.733) *	0.3595 (3.332) ***
lag 3 (t-값)	0.1348 (0.946)	0.49920 (0.941)	-0.0528 (-1.523)	-0.1858 (-1.438)	0.1843 (1.569)	0.7016 (0.762)	0.0062 (0.409)	0.2959 (2.485) **
상 수	0.1015 (0.106)		1.2600 (5.408)***		0.4637 (0.584)		0.1026 (0.999)	
수정 R ²	-0.0197		0.1112		-0.0150		0.3916	

()내는 t-값이며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타낸다.

3. 금융위기 전후의 투자심리지수와 수익률, VKOSPI 지수 간의 VAR 분석

다음으로 금융위기 전후의 개인투자자의 파생거래 투자심리와 주식수익률, KOSPI200의 변동성지수인 VKOSPI와의 상호관련성을 비교분석하기 위해, 2003년~2006년, 2007년~2016년 기간으로 구분하여 VAR 분석을 실시하였다.

<표 19>의 VAR 분석 결과에 의하면, 주식수익률은 금융위기 전에 VKOSPI 지수

에 대해 시차 2에서 10%의 유의수준으로 위기 이후에는 시차1에서 10%, 시차 2에서 5% 유의 수준으로 선행하여 위기이후에 더 강한 영향력을 보였다. 그리고 VKOSPI는 위기 전에는 주식수익률에 영향을 주지 못하였으나 위기 이후에는 시차 1에서 5% 유의수준으로 영향을 주었다. 반면에 파생거래 투자심리에는 금융위기 전후 모두 영향을 주지 않았다. 그리고 선물투자심리는 위기 전에 시차 2에서 VKOSPI에 영향을 준 반면 위기 이후에는 영향을 주지 못하였다. 옵션투자심리는 VKOSPI에 대해 금융위기 전에는 시차 2에서 10% 유의수준으로 위기 이후에는 시차 1에서 5% 유의 수준으로 영향을 주었다.

<표 19> 금융위기 전후의 주가수익률, 파생거래투자심리, VKOSPI 간의 VAR 분석

① 금융위기 전(2003~2006년)

시 차	주식수익률	$\Delta VKOSPI$	선물투자심리	옵션투자심리
상 수	3.0941* (0.377)	-389.08 (-0.932)	1.6614*** (3.341)	0.9181 (0.881)
주식 수익률(-1)	0.1272 (0.375)	-5.9213 (-0.343)	0.0203 (0.988)	-0.0428 (-0.991)
(-2)	0.3602 (0.986)	-31.402* (-1.689)	-0.0102 (-0.461)	-0.0231 (-0.498)
(-3)	0.0566 (0.169)	-10.904 (-0.640)	-0.0040 (-0.198)	-0.0037 (-0.087)
$\Delta VKOSPI$ (-1)	-0.0011 (-0.237)	0.0725 (0.315)	0.0001 (0.475)	0.0004 (0.664)
(-2)	-0.0011 (-0.278)	-0.4037** (-1.994)	-0.0004 (-1.605)	-6.42E-05 (-0.127)
(-3)	0.0041 (1.017)	-0.2134 (-1.054)	-5.72E-05 (-0.237)	-0.0002 (-0.373)
선물투자심리(-1)	-1.9077 (-0.570)	156.89 (0.922)	-0.4138** (-2.042)	0.0765 (0.180)
(-2)	-3.1140 (-0.868)	484.15*** (2.652)	-0.1399 (-0.644)	0.2681 (0.588)
(-3)	-0.7429 (-0.204)	68.829 (0.371)	0.0590 (0.267)	0.1094 (0.236)
옵션투자심리(-1)	2.3336 (0.992)	-121.45 (-1.014)	0.0799 (0.561)	-0.4649 (-1.555)
(-2)	2.0386 (0.775)	-257.86* (-1.852)	-0.1047 (-0.631)	0.0218 (0.063)
(-3)	-1.6926 (-0.663)	58.969 (0.454)	-0.1415 (-0.915)	0.0736 (0.227)
수정 R^2	-0.1339	0.1464	-0.0015	-0.1476

② 금융위기 후(2007~2016년)

시 차	주식수익률	$\Delta VKOSPI$	선물투자심리	옵션투자심리
상 수	3.0901 (1.276)	-2.9790 (-0.011)	1.4761*** (6.237)	-0.1621 (-0.513)
주식 수익률(-1)	-0.2151 (-1.497)	27.743* (1.777)	0.0057 (0.407)	0.0357* (1.904)
(-2)	0.1138 (0.789)	-33.311** (-2.126)	-0.0044 (-0.315)	0.0304 (1.616)
(-3)	0.2045 (1.419)	-3.378 (-0.216)	-0.0042 (-0.300)	0.0129 (0.689)
$\Delta VKOSPI$ (-1)	-0.0024** (-2.121)	0.0072 (0.059)	8.20E-06 (0.076)	0.0001 (0.982)
(-2)	0.0004 (0.368)	-0.2788** (-2.284)	-4.98E-06 (-0.045)	7.34E-05 (0.501)
(-3)	0.0005 (0.475)	-0.0666 (-0.568)	-1.02E-05 (-0.097)	0.0001 (0.956)
선물투자심리(-1)	-0.5655 (-0.512)	42.784 (0.357)	-0.1892* (-1.754)	0.1582 (1.099)
(-2)	-1.1083 (-0.980)	3.7406 (0.028)	-0.0637 (-0.576)	0.0814 (0.552)
(-3)	-0.8459 (-0.796)	-70.364 (-0.610)	0.0246 (0.237)	-0.0078 (-0.056)
옵션투자심리(-1)	-1.5043 (-1.608)	199.66** (1.964)	-0.1522* (-1.664)	0.2139* (1.753)
(-2)	0.3804 (0.419)	-03.63 (-1.049)	-0.0874 (-0.984)	0.3774*** (3.183)
(-3)	0.5607 (0.559)	-69.206 (-0.635)	-0.0062 (-0.098)	0.3394*** (2.596)
수정 R^2	-0.0019	0.0205	0.0591	0.3826

금융위기 전후의 개인투자자의 파생투자 심리와 추가 수익률 및 VKOSPI 변동성 지수간의 VAR 분석 결과이며 ()내는 t-값이며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 신뢰수준 유의성을 나타낸다.

VII. 결론 및 시사점

본고는 2000년 1월부터 2016년 12월까지 개인투자자들이 활발하게 거래하는 KOSPI200 파생상품시장(선물 및 옵션)의 긍정적 거래량과 부정적 거래량 정보를 이용해 투자자 심리를 측정하고, 이러한 정보가 KOSPI 지수의 월간 수익률을 예측할 수 있는지 검증하였다. 이후 추정된 파생시장 심리지수가 공포지수로 불리는 변동성 지수 및 한국은행이 발표하는 소비자 심리지수와 가지는 관련성을 VAR 분석을 이용해 확인하였다.

연구 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 선물시장의 심리지수와 옵션시장의 심리지수는 모두 1개월에서 높은 예측력을 보여주었다. 계수의 부호는 부의 값으로 투자자심리에 의한 수익률의 과도반응현상을 강하게 지지하는 것으로 나타났다. 또한 1개월 이상의 전망기간에서 투자심리지수는 유의성을 잃는 것으로 나타나 투자심리지수

의 일반 특성과 일치함을 확인하였다. 둘째, VAR분석 결과, 공포지수로 불리는 변동성지수(VKOSPI) 및 소비자심리지수는 파생거래심리지수와 독립적 정보를 보유하고 있었으며, 파생시장 심리지수에 비해 투자심리 측정에 열등한 것으로 나타났다. 마지막으로, 금융위기 전후의 분석에서는 금융위기 전에는 선물시장 투자심리가 주식수익률의 예측력이 컸으나, 금융위기 이후에는 옵션시장 투자심리만이 예측력을 보유하는 것으로 나타났다.

본 연구는 개인투자자들이 적극적으로 참여하는 파생상품시장을 이용해 투자자의 심리를 추정한 최초의 연구라는 점에서 의의를 가질 수 있다. 그러나 한편 본 연구는 다음의 한계에서 자유롭지 못하다. 첫째, 많은 선행연구들은 투자심리를 측정하기 위해 IPO 정보, 뮤추얼펀드 현금흐름, 가치 프리미엄, 주식시장 회전을 등 다양한 정보를 활용한다. 파생시장 정보만을 활용한 본 연구의 측도는 이러한 변수에 포함된 투자자 심리 정보를 무시하는 우를 범할 수 있다. 또한, 본 연구의 투자자심리지수가 실제로 투자자들의 심리 상태를 정확하게 대변하는지에 대한 평가 방법이 없다. 이는 투자자 심리를 분석한 거의 모든 연구가 동일하게 비판받는 사항이다. Stambaugh et al.(2012)는 두 시장에 모두 상장되어 있는 주식가격을 이용해 투자자심리지수의 유효성을 검증한 바 있다. 그러나 단일 시장에 대한 분석에서 궁극적으로 이러한 비판에서 완전히 자유롭기는 불가능한 것이 사실이다.

참고문헌

- 강장구, 권경윤, 심명화, “개인투자자의 투자심리와 주식수익률”, 재무관리연구, 제 30권 3호(2013), pp. 35-68
- 김솔, “콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과”, 『선물연구』, 제15권 제2호, 2007, 31-53.
- 김영규, 한관열, 박형중, “투자자 심리변화가 주식수익률에 미치는 영향 : 기업특성효과를 중심으로”, 한국증권학회 정기학술발표회, 2007
- 변진호, 김근수, “주식시장 투자 심리지수의 유용성”, 재무관리연구, 제 30권 제4호 (2013), pp. 225-248
- 윤선중, 김소정, “파생상품 거래와 주식수익률 변화에 대한 연구 : 투자자 유형별 분석을 중심으로”, 한국증권학회지 제44권 4호(2015), pp. 771-806.
- 홍정효, 문규현, “코스피 200 선물시장의 수익률, 변동성, 거래량 및 미결제약정간의 관련성”, 재무관리연구, 24권, 제4호(2007), pp.107-134.
- 홍정효, 문규현, “코스피 200 선물거래량 및 미결제약정수는 현물가격예측에 유용한 정보를 제공하는가”, 금융공학연구, 제7권 제1호(2008), pp.1-25.
- Ali, A., L. Hwang, and M. Trombley, 2003, Arbitrage risk and the book-to-market mispricing, *Journal of Financial Economics*, 69 pp. 355-373.
- Anthony, J., 1998, The interrelation of stock and options market trading-volume data, *Journal of Finance* 43(4), pp.949-964.
- Baker, M., and J. Wurgler. 2004, Appearing and disappearing dividends :The link to catering incentives, *Journal of Financial Economics*, 73 pp.271-288.
- Baker, M., and J. Wurgler. 2006, Investor sentiment and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance* 61 pp. 1645-1680.
- Baker, M., and J. Wurgler. 2007, Investor sentiment in the stock market, *Journal of Economic Perspectives* 21 pp. 129-152.
- Baker, M., and J. Wurgler. and Y. Yuan, 2012, Global, local, and contagious investor sentiment, *Journal of Financial Economics* 104, pp. 272-287.
- Ben-Rephael, A., S. Kandel, and A. Wohl, 2012, Measuring Investor Sentiment with Mutual Fund Flows, *Journal of Financial Economics*, 104, pp. 363-382.
- Campbell, J. Y., and S. B. Thompson, 2008, Predicting the equity premium out of sample : Can anything beat the historical average? *Review of Financial Studies* 21, pp. 1509-1531.
- Chan, K., 1992, A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures markets, *Review of Financial Studies* 5 (1), pp. 123-152.
- Chan, K., Y. Chung, and H. Johnson, 1993, Why option prices lag stock prices : a trading based explanation, *Journal of Finance* 48 (5), pp. 1957-1967.
- Chan, K., Y. Chung, and Fong, 2002, The informational role of stock and option

- volume, *Review of Financial Studies* 15 (4), pp. 1049-1075.
- Chen, C., P. Lung, and N. Tay, 2005, Information flow between the stock and option markets ; where do informed trades trade?, *Review of Economics Studies* 14, pp.1-23.
- Chen, C., P. Lung, and N. Tay, 2009, Informed trading under different market conditions and moneyness ; Evidence from TXO options? *Pacific-Basin Finance Journal* 17 (2), pp. 189-208.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. Waldmann, 1990, Noise trader risk in financial markets, *Journal of political Economy* 98, pp. 703-738.
- Easley, D., M. O'Hara, and P. Srinivas, 1998, Option volume and stock prices : Evidence on where informed traders trade, *Journal of Finance* 53 (2), pp. 431-465.
- Fama, E., F., G. W. Schwert., 1977, Asset returns and inflation, *Journal of Financial Economics* 5, pp. 115-146.
- Han, B., 2008, Investor Sentiment and Option Prices, *Review of Financial Studies*, 21 (1), 387-414.
- Huang, D., F. Jiang., J. Tu, and G. Zhou, 2014, Investor Sentiment Aligned : A Powerful Predictor of Stock Returns, *Review of Financial Studies*, .
- Karpoff, J., 1987, The relation between price changes and trading volume : A survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22 (1), pp. 109-126.
- Kawaller, L., P. Koch, and T. Kocj, 1987, The temporal price relationship between S&P500 futures and S&P500 index, *Journal of Finance* 42 (5), pp. 1309-1329.
- Kelly, B., and S. Pruitt, 2012, The three-pass regression filter : A new approach to forecasting using many predictors, Working paper, University of Chicago.
- Kiniel, R., G. Saar, and S. Titman, 2008, Individual investor trading and stock returns, *Journal of Finance* 63, pp. 273-310.
- Kim, J., D. Kim, and S. Seo, 2016, Investor Sentiment and Return Predictability of the Option to Stock Volume Ratio, *Financial Management*, pp1-30.
- Kim, S. and, H. Kang, 2016, Tactical asset allocation using investor's sentiment, *Hitotssubashi Journal of Economics*, 56(2) Forthcoming.
- Lee, C., A. Shelfier, and R. Thaler, 1991, Investor sentiment and return comovement, *Journal of Finance*, 46, pp. 75-109.
- Lemmon, M. and E. Portniagunia, 2006, Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence, *Review of Financial Studies*, 19, pp.1499-1529.
- Neal, R. and S. Wheatley, 1998, Do measures of investor sentiment predict returns?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33 pp.523-548.
- Pan, J. and R. Poteshman, 2006, The information in option volume for stock prices, *Review of Financial studies* 19 (3), pp.871-908.

- Pizzi, M. A., A. J., Economopoulos, and H., M., O'Neill, 1998, A examination of the relationship between stock index and futures markets : A cointegration approach, *Journal of Futures Markets*, 18 (3), pp. 297-305.
- Polk, C. and Sapienza, 2009, The stock market and corporate investment : A test of catering theory, *Review of Financial Studies*, 22 pp. 187-217
- Samuelson, P. 1988, Summing up on business cycles : Opening address. In J. Fuhrer and S. Schuh(eds.), *Beyond Shocks : What causes Business Cycles*, pp.33-36, Boston : federa Reserve bank of Boston.
- Schmeling, M., 2009, Investor sentiment and stock returns : Some international evidence, *Journal of Empirical Finance*, 16, pp. 394-408
- Shelfier, A and R. Vishny, 1997, The limit of arbitrage, *Journal of Finance*, 52, pp. 35-55
- Stambaugh, R. F., J. Yu, and Y. Yuan, 2012, The short of it : Investor sentiment and anomalies, *Journal of Financial Economics* 104, pp. 288-302.
- Stephan, J. and r. Whaley, 1990, Intraday price change and trading volume relations in the stock and option markets, *Journal of Finance* 45, pp. 191-220.
- Tetlock, P. C., 2007, Giving content to investor sentiment : The role of media in the stock market, *Journal of Finance* 62), pp. 1139-1168.
- Wold, H., 1966, Estimation of principal components and related models by iterative least squares, In P. R. Krishnaiah(eds), *Multivariate Analysis*, pp. 391-420, New York: Academic Press.
- Yu, J., and Yuan, 2011, Investor sentiment and the mean-variance relation, *Journal of Financial Economics* 100, pp. 367-381.