

옵션시장 투자자심리지수의 독립성에 관한 연구

이문형* · 윤선중**

<요 약>

본고는 KOSPI200 옵션거래 자료를 이용해 추정한 투자자심리지수가 Fama-French 위험요인과 정보적으로 어떠한 관련성을 가지고 있는지 분석하였다. 차익거래의 제한 하에서 투자심리는 단기적 과열현상의 정도를 측정할 수 있는 바, 이 투자심리지수가 시장요인, 규모요인, 가치요인, 모멘텀 요인 등의 위험요인과 독립적 정보를 보유하고 있는지 검증하였다. 또한 Baker and Wurgler(2007) 등에서 투자자심리를 반영하는 것으로 알려진 7개의 투자심리변수에 위 파생상품 심리지수를 추가한 주성분분석(Principal Component Analysis)을 수행함으로써, 파생상품 심리지수가 기존 변수에 추가적인 정보적 기여도를 가지고 있는지 검증하였다.

연구결과는 다음과 같이 정리된다. 첫째, 옵션거래 투자심리지수는 미래 주가의 움직임을 유의하게 예측하고 있다. VAR(Vector Auto-Regression) 분석에서 옵션투자심리는 위험요인들과 동시점에서는 독립적 정보를 보유하고 있는 것으로 보였으나, 누적수익률 예측에서 가치요인에 대해 강한 예측력을 보유하고 있었다. 옵션거래 투자심리지수는 가치주와 성장주 사이의 오가격 정도에 대한 정보력을 보유한 것으로 해석된다. 둘째, 파생상품심리를 제외한 7개 지표를 활용한 주성분분석 결과보다 파생상품심리를 추가한 8개 지표를 활용한 경우, 투자자심리를 보다 효과적으로 측정하는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 거시경제요인의 효과를 제거하기 위해 직교화한 투자심리지수를 추정한 결과에서도 일관되게 관찰되었다. 그러나 8개 변수를 활용한 투자심리지수의 정보력도 옵션거래투자심리지수 단일 변수의 설명력보다 낮게 나타났다. 이상의 결과는 옵션거래투자심리가 기존 변수들이 측정하지 못한 투자자의 비합리적 행태를 측정하는데 고유한 정보력을 보유하고 있음을 증명한다.

주제어: 옵션투자심리지수, 투자심리 대응변수, 주성분분석, 직교화

이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A5A2A01024838)

* 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: sunyoona@dongguk.edu

I. 서론

투자자 심리(investor sentiment)가 주식수익률에 영향을 미치는지에 대한 연구는 행태재무학(behavioral finance) 분야를 중심으로 활발하게 진행되고 있다. 투자자 심리란 시장참여자들의 보편적 가격 수준에 대한 주관적 차이를 의미하며(김영규 외, 2007), 이러한 차이는 투자자의 비합리적 투자행태에 영향을 미치고, 자산의 균형가격을 왜곡할 수 있다(Kumar and Lee, 2006). 합리적 투자자를 가정하는 전통적 재무이론에서는 비합리적 수요요인에 의해 가격의 왜곡이 발생하더라도 차익거래에 의해 가격이 균형가격으로 수렴한다고 보고 있으나, 이러한 기대에 대한 실증적 반례가 보고되면서, 비합리성을 유발하는 요인 및 비합리성의 정도를 측정하는 등의 많은 연구가 발표되고 있다 (De Long et al., 1990; Lee et al., 1991; Ritter, 1991; Shleifer and Vishny, 1997; Baker and Wurgler, 2006, 2007 등). 예를 들면, Baker and Wurgler(2007)은 Shleifer and Vishny(1997)의 지적과 같이 비합리적 투자자에 대응하여 투자를 실행하는 것이 때로는 높은 비용과 위험을 초래할 수 있기 때문에, 합리적 투자자들이 차익거래를 통해 자산가격을 기본가치로 회귀시키는데 제한을 받는다고 보고하고 이를 측정하기 위한 구체적 방안을 제안한 바 있다.

행태재무학의 연구에서 투자자심리의 측정을 시도했던 연구는 투자자심리를 측정하기 위해 활용된 지표의 수에 따라 단변량 투자심리와 다변량 투자심리 대응지수로 나눌 수 있다. 먼저, 단일 혹은 두 개의 변량으로 투자심리를 측정한 연구로, Lee et al.(1991)과 Neal and Wheatly(1998)는 폐쇄형펀드의 할인율(closed-end fund discount rate)을, Barker and Wurgler(2004)는 폐쇄형 펀드할인율과 배당발생액을 대응변수로 활용하였다. Ben-Rephael et al.(2012)는 뮤추얼펀드시장의 현금 유출입을 측도로 활용하여 투자심리를 측정하였으며, Kumar and Lee(2006)는 미시 거래 자료를, Schmeling(2009)과 Lemmon and Portniagunia(2006) 등은 소비자신뢰지수를 이용하여 투자심리를 측정하였다. 이 밖에 정정현, 김수경(2009)은 투자심리 대응변수로 거래회전율을, 장승욱, 안승철(2012)은 Greed and Fear Index 및 VKOSPI를 투자심리지수로 사용하였다. 이문형, 윤선중(2017)은 KOSPI200 파생상품시장의 긍정적 거래량과 부정적 거래량 정보를 이용해 투자자심리를 측정하고 동 투자심리가 주식수익률을 예측할 수 있는지 분석하였다.

투자심리를 다변량 대응변수를 통해 분석한 대표적 연구로 Baker and Wurgler(2006, 이하 BW)를 들 수 있다. BW(2006)은 폐쇄형 펀드 할인율, 거래량회전율, IPO 기업 수, IPO 첫 거래일의 수익률, 신규발행주식수, 배당 프리미엄의 6개의 시장변수를 이용하여 이들에 대한 주성분분석(Principal Component Analysis)을 실행하여 그 제 1 주성분을 투자 심리로 설정하고 이 투자심리와 주식수익률과의 관계를 검증하였다. 실증분석 결과 차익거래가 어려운 자산일수록 투자심리에 더 큰 영향을 받는다는 사실을 밝히고 이를 이용한 거래전략이 통계적으로 유의한 수익성이 있음을 보였다. 최근 Huang et al.(2015)는 BW(2006)의 투자심리지수인 제 1 주성분이 공통요인으로서 내포할 수 있는 오차를 최소화 하여 시계열적

설명력을 높이기 위해 오차를 직교화한 정렬투자심리지수(aligned investor sentiment)를 개발하고 수익률의 예측력을 분석하였다. 국내에서도 BW(2006) 및 Huang et al.(2015) 등과 같이 주성분분석을 활용한 투자심리를 추정하고자 하는 시도가 이루어졌다. 김영규 외(2007)은 BW(2005)의 방식으로 국내 실정을 고려한 5개 대용변수를 이용하여 종합투자심리지수를 구성하였고, Kim and Byun(2010)은 BW의 방법론을 활용하여 미국의 자본시장과 다른 국내의 시장 상황에 맞는 6개의 변수를 선정하여 월별 투자심리지수를 작성하였다. 변진호, 김근수(2013)는 BW의 방법론을 활용하여 9개의 투자심리 대용변수와 투자심리와의 관련성, 미래주식수익률에 대한 영향 등을 분석하였다. Kim and Kang(2016)도 국내 상황을 고려한 9개의 대용 변수를 선정하고 주성분 분석을 활용해 투자자심리지수를 만들고 동 지수를 이용한 전술적 자산배분을 시도하였다.

본고는 KOSPI200 파생상품의 거래를 이용해 추정된 단변량 투자자심리지수가 BW 방식의 다변량 투자자심리지수 하에서도 추가적 기여도(정보적 독립성)을 유지할 수 있는지를 검증하는 연구이다. 이를 위해, 우선 이문형, 윤선중(2017)에서 신뢰성을 검증한 파생상품 투자자심리지수가 4개의 위험요인(시장요인, 기업규모요인, 가치요인, 모멘텀요인)과 어떠한 관계를 보유하고 있는지에 대해 VAR(Vector Auto-Regression) 및 예측력 검증을 수행한다. 만약, 시장의 과열정도를 측정할 수 있었던 투자심리가 특정 위험요인과 깊은 관련성이 있다면, 투자심리지수의 정보력이 기존 위험요인이 포함하는 종속적 정보만을 보유하는 것일 수 있다. 따라서 이 분석을 통해 파생상품 투자자심리지수와 위험요인 사이의 정보적 연관성을 검증할 수 있다. 이후 BW(2006)의 방법론을 차용하여 국내실정을 고려한 7개 투자심리 대용변수를 선정하고 이들을 이용해 추정한 심리지수와 파생투자심리를 추가한 8개 대용변수를 이용해 추정한 심리지수를 비교 분석한다. 파생상품 투자심리지수가 기존의 심리 대용변수에 비해 독립적 설명력을 보유하고 있다면, 후자의 설명력이 더욱 우수하게 관찰되는 것을 기대할 수 있다. 투자자심리지수는 수익률과 동시점에서 양의 관련성을 가지며, 1개월 내외의 미래수익률과 음의 관련성을 가진다고 알려진 바를 기준으로 투자자 심리지수의 신뢰성을 평가한다.

연구의 결과는 다음과 같이 정리된다. 첫째, 연구대상기간인 2003년 7월부터 2016년 12월 기간 중, KOSPI200 옵션 투자심리지수는 동 시점의 KOSPI200 시장 수익률의 오가격(과잉반응) 정도를 측정할 수 있었다. 그러나 이러한 설명력이 위험요인으로 알려진 기업규모요인, 가치요인, 모멘텀요인 등의 위험요인과 동시적 관련성이 낮아, 기존 위험요인의 움직임과는 독립적인 것으로 나타났다. 투자심리에 영향을 미칠 것으로 예상되는 시장포트폴리오의 수익률만이 차기의 심리지수에 영향을 미치고 있었다. 그러나 수익률 예측에 대한 분석에서 옵션투자심리지수는 시장초과수익률뿐만 아니라 가치요인 포트폴리오의 1, 2, 3, 6개월 수익률을 일관되게 예측하였다. 이는 옵션투자심리지수가 규모요인이나 모멘텀 요인보다 가치주와 성장주 사이의 가격왜곡과 관련된 투자자의 비합리적 거래행태를 보다 잘 측정하고 있음을 의미한다. 둘째, 파생상품을 활용하지 않은 7개의 투자심리대용지표를 활용하여 얻은 투자심리지수와 위험요인간의 분석에서는 투자심리지표가 규모요인과 1개월 수익률에서

유의한 예측력을 보이고 있으나, 기타 위험요인과는 유의한 관계가 발견되지 않았다. 옵션거래심리지수에 비해 절대적 설명력이 열등한 것으로 나타났다. 셋째, 파생거래 투자심리지수를 포함한 총 8개의 투자대용지표를 활용하여 구한 투자심리는 기존의 7개 지표로 산출한 지수보다 정보력 면에서 우수한 것으로 나타났다. 특히, 전체 시장수익률의 과잉반응과 관계된 오가격을 일관되게 추정하였다. 그러나 모든 변수를 활용하여 투자심리지수를 산출했음에도 불구하고, 각 요인포트폴리오의 미래수익률에 대한 설명력은 파생거래만을 활용한 지수에 비해 우수하지 않았다. 이러한 결과는 파생거래 투자심리지수가 기존의 투자심리지수의 고려 하에서도 투자심리지수로서의 유용성이 매우 크다는 점을 의미한다. 넷째, 거시경제요인의 효과를 제거하기 위해 직교화한 투자심리지수를 추정한 결과에서도 예측력은 직교화 이전 심리지수와 유사하게 나타나 선행연구와 일치함을 보였다. 다만, 시장요인에 대한 정보력이 직교화 전보다 미약하게 나타나 투자심리지수의 정보력이 거시경제지표와 일부 연관성을 가지고 있는 것을 확인할 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성한다. 제 II장은 문헌연구를 정리하고, 제 III장은 연구에 사용되는 자료를 소개하고, 각 투자심리지수의 기초통계량을 보여준다. 투자심리지수를 활용한 예측모형에 대한 소개도 포함된다. 제 IV장은 실증분석의 결과를 해석하며, 제 V장은 연구를 정리한다.

II. 문헌 연구

투자자의 심리변화와 자산가격의 변화를 검증한 많은 선행연구가 존재한다. 투자자 심리변화는 투자자심리를 잘 측정할 수 있을 것으로 예상되는 변수를 활용하여 실증분석을 수행하였다. Fisher et al.(2003)은 소비심리지수를 통해 주식수익률간의 관계를 분석하여 소비심리지수의 상승이 높은 주식수익률과 관련됨을 파악하였고, Brown et al.(2005)은 정보심리지수를 작성하여 단기적으로 주식수익률과 양의 관계를 밝혔으며, Antoniou et al.(2013)은 낙관적인 투자심리 기간에 모멘텀 이익이 나타남을 분석하였다. Yu and Yuan(2011)은 투자심리가 비관적일 때 변동성과 수익률간에 양의 관계가 있음을 보였다. 또한 BW(2004)는 폐쇄형 펀드할인률(closed-end fund discount rate)과 배당프리미엄을 투자심리 대용변수로 활용하여 이들 간에는 양의 관계가 있고 배당프리미엄이 높은 경우 미래 주식수익률이 상대적으로 낮음을 밝혔다. Lee et al.(1991)과 Neal and Wheatly(1998) 등도 폐쇄형 펀드의 할인율을, Ben-Rephael et al.(2012)는 뮤추얼펀드 시장의 현금유출입을 대용변수로 활용하여 투자심리를 측정하였으며, Kumar and Lee(2006)는 미시거래 자료를 이용하여 투자심리를 측정하였다.

다변량 변수를 활용한 주성분 분석을 이용해 투자자심리를 추정한 연구로는 BW(2006)이 대표적이다. BW(2006)은 투자자 심리 대용변수로 6개의 변수를 선택하고 이에 대한 주성분분석을 수행하고 공통요인인 첫 번째 주성분을 투자자심리지

수로 나타났다. 연구 결과 폐쇄형펀드 할인율이 증가하면 투자자 심리가 낮아지고, 주식거래량 회전을, IPO 기업수, IPO 첫 거래일 수익률, 신규발행주식수 등이 증가하면 투자심리가 상승하게 되는 한편, 투자심리가 악화되면 배당금 프리미엄이 증가함을 밝혔다. 특히 차익거래가 어려운 기업의 경우 투자심리의 변화에 따라 수익률이 과대평가 되고 있음을 나타냈다. Baker et al.(2012)는 BW의 연구방법론을 사용하여 6개 주요 국가 주식시장의 투자심리 지수를 가지고 국제지수를 구성하여 국제지수와 각 국가 간의 수익률 예측이 상반됨을 나타냈다.

BW의 방법론을 이용한 이상의 연구들이 투자심리에 따른 자산의 횡단면 수익률(cross-sectional returns)의 설명에 집중함에 따라 이를 극복하기 위해 Huang et al.(2014)는 BW 지수를 확장하여 동일한 6개 변수를 이용해 주성분분석을 수행한 이후 Wold(1966, 1975)와 Kelly and Pruitt(2012, 2013)의 PLS(Partial Least Squares) 방법론을 이용해 오차를 분리하였다. 이 측도를 활용한 실증분석의 결과가 기존 BW 지수를 이용한 결과보다 8배 이상 증가하는 것을 관찰하였다(이문형, 윤선중, 2017).

국내에서도 투자심리와 주식수익률간의 관계에 대한 많은 연구가 이루어졌다. 박재환(2005)은 소비 및 투자 심리지수 등이 주식수익률과 양의 관계가 있고, 김현아 등(2010)은 IPO 시장을 통해 투자자의 낙관적 기대심리가 초기수익률을 높이거나 장기적으로는 부의 영향을 주고 있음을 보였다. 김영규 외(2007)은 BW(2005)의 방식을 사용하여 상장주식거래회전율, IPO 건수, IPO초기수익률, 주식발행비중, 배당금 프리미엄 등 5개 대용변수를 이용하여 종합투자심리지수를 구성하고 동 투자심리의 변화가 주식수익률의 기업특성별 횡단면 이례현상에 미치는 영향을 검토하였다. 종합심리지수의 거시경제변수의 영향을 통제하기 위해 산업생산지수성장률, 국내소비지출성장률, 종합경기동행지수 순환 변동치, 소비자물가지수증가율 등을 직교화 하여 심리지수를 재 산출하였다. 연구 결과 투자자 심리지수가 높은 기간 다음 해에는 가치평가가 곤란하고 차익거래가 제한되는 주식의 수익률이 낮게 나타나는 현상을 파악하였으며, 정정현 등(2009)은 투자심리 대용변수로 거래회전율을, 장승욱 등(2012)은 Greed and Fear Index 및 VKOSPI를 투자심리지수로 사용하였다.

강장구 외(2013)은 국내 주식시장에도 개인투자자의 집단적 거래형태가 존재하고 이러한 거래형태에 반영된 투자심리가 특히 차익거래가 어려운 주식의 가격에 유의한 영향을 미치는 것을 확인하였다. Kim and Byun(2010)은 BW의 방법론을 활용하되 미국의 자본시장과 다른 국내의 시장 상황에 맞는 6개의 변수 즉 개인투자자의 매수-매도 불균형, 주식형펀드 유입액, 소비자자기대지수, 주식투자예치금, 상장주식거래 회전율, 주식자금조달비율을 선정하여 월별 투자심리지수를 작성하였다. 또한 이들은 BW(2006)의 절차에 따라 거시경제변수를 통제하기 위해 산업생산지수, 내구재판매지수, 준내구재판매지수, 비내구재판매지수, 서비스생산지수, 경기동행종합지수를 사용하였다. 변진호, 김근수(2013)는 다시 BW의 방법론을 활용하여 개인투자자의 매수-매도 불균형, 펀드의 자금흐름, 주식시장거래회전율, 소비자신뢰지수, 폐쇄형펀드할인율, IPO 발행규모, IPO초기수익률, 배당금프리미엄, 총 채권발행대비 신규주식발행비중 등의 투자심리 대용변수와 투자심리와의 관련성, 미래주식수익률에 대

한 영향 등을 분석하였다. 연구결과 투자심리가 높을 때 주식시장의 거래회전율과 신규주식발행이 높아지고 수익률도 높아짐을 확인하였다.

Kim and Kang(2016)은 국내 상황에 적절한 투자심리 대용변수로 9개를 선정하고 BW(2006,2007)의 방식을 활용해 투자자심리지수를 만들고, 동 지수를 이용한 전술적 자산배분을 시도하였다. 그 결과 동 투자심리지수가 주식수익률을 예측하고 자산배분에 활용할 경우 상당한 위험조정 초과수익을 얻을 수 있음을 밝혔다.

파생상품에 대한 정보를 활용하여 투자심리를 측정한 연구로는 Han(2008), Kim et al.(2016), 이문형, 윤선중(2017) 등이 있다. Han(2008)은 주식시장의 투자심리가 옵션가격에 반영될 수 있다는 점을 들어 동 투자심리가 주식가격을 왜곡시킬 수 있음을 밝혔다. Kim et al.(2016)은 BW의 방법론을 사용하여 주식거래량 중 옵션거래량의 비중과 주식수익률간의 관계를 분석한 결과 투자자의 심리수준의 변화에 따라 이들 간의 관계가 다르게 나타날 수 있음을 보였다. 이문형, 윤선중(2017)은 개인투자자들이 활발하게 거래하는 KOSPI200 파생상품시장에서 Easley et al.(1998), Chen et al.(2005, 2009)이 제안한 긍정적 거래량과 부정적 거래량 정보를 이용해 투자자 심리를 측정하고 동 투자심리가 향후 1개월의 주식수익률을 유의하게 예측함을 밝혔다.

Ⅲ. 연구방법 및 분석자료

1. 연구방법

본 연구는 파생상품 투자심리와 전통적 위험요인 사이의 관계에 대해 분석한 전반부와 파생상품투자심리가 BW(2006)의 방법론 하에서 기존의 심리지수와 독립적 정보를 보유하는지 분석한 후반부로 나눌 수 있다.

전반부에서는 이문형, 윤선중(2017)이 제안한 파생상품투자심리지수가 Fama and French(1992, 1993) 및 Carhart(1997)의 4 위험요인(factor)²⁾와 VAR를 이용한 관계분석을 수행하고, 위험요인에 대한 예측력을 회귀분석을 통해 검증하였다. 후반부에서는 BW(2006)의 방법론 하에서 활용될 기존의 투자심리 대용변수로 1)개인투자자의 주식투자 매수-매도 거래 불균형, 2)상장주식 거래회전율, 3)주식조달 금액비중, 4)주식투자예치금, 5)ETF 괴리율, 6)VKOSPI 증감률, 7)등록상장회사 증감률 이상 7개의 투자심리대용변수를 선정하고 주성분분석을 통해 투자심리를 산출하여 상기와 동일하게 4 위험요인(시장요인, 규모요인, 가치요인, 모멘텀요인)과 VAR를 이용한 관계분석과 위험요인 포트폴리오 주식수익률에 대한 예측력을 분석한다. 이후 상기의 7개의 대용변수에 파생상품투자 심리지수를 포함한 총 8개의 변수를 투자심리 대용변수로 선정하고 투자심리를 산출하고 이를 활용하여 동일한 분석을

2) Fama French(1992, 1993)는 주식수익률을 가장 잘 설명하는 기업특성으로 시장요인, 규모요인, 가치요인을 3 factor로 정의하였고 Carhart(1997)는 여기에 모멘텀 요인을 추가하였다.

수행한다.

BW(2006)의 방법으로 투자심리를 산출하는 구체적인 절차는 다음과 같다. i) 7개(8개) 투자심리 대용변수의 수준변수와 동 수준변수의 1차 차분변수 등 총 14개(16개) 변수에 대하여 주성분분석(Principal Component Analysis)³⁾을 실시하고 각 변수의 수준 및 차분변수의 쌍 중 제 1주성분과 상관관계가 큰 변수를 선택하고 ii) 선택된 7개(8개)의 변수를 다시 주성분 분석을 실시하여 얻은 제 1 주성분을 투자자 심리지수로 선정한다.

다음으로 제 2차 주성분 분석에서 산출한 제 1 주성분인 공통 요인 중 거시경제요인의 영향을 제거하기 위해 상기 8개 투자심리 대용변수와 산업생산지수증가율, 내구재판매지수증가율, 준내구재판매지수증가율, 비내구재판매지수증가율, 서비스생산지수증가율, 경기동행종합지수 등 6개의 거시경제변수와 회귀분석에서 계산된 잔차를 직교화된 투자심리 대용변수로 정의하고 이를 다시 주성분분석을 실시하여 그 제1 주성분을 최종 투자심리지수로 결정한다. 그리고 직교화 전후의 동 투자심리지수의 Fama and French(1992, 1993) 및 Carhart(1997)의 4 factor와 VAR를 이용한 정보력 관계분석 및 기업 특성포트폴리오 주식수익률에 대한 예측력을 비교분석한다.

2. 분석자료

가. 투자심리 대용변수

본 장에서 사용하는 투자심리 대용변수인 개인투자자의 파생상품투자심리지수 및 개인투자자의 매수-매도 거래 불균형, 주식투자예치금, 상장주식 거래회전율, 주식조달금액 비중, ETF 괴리율, VKOSPI 증감률, 등록 상장 회사수 증감률에 대한 자료를 설명한다. 위 변수에 대해 2003년 7월부터 2016년 12월까지의 월별 자료를 사용하였으며 아래는 대용변수의 선정 사유와 자료 산출에 대해 설명한다.

1) 개인투자자의 파생상품투자심리지수

한국거래소(Korea Exchange, 이하 KRX)에서 거래되는 KOSPI200 선물 및 옵션에 대한 개인투자자의 거래실적을 이용하여 월별 긍정적 거래량(선물 매수, 콜옵션 매수, 풋옵션 매도)와 부정적 거래량(선물 매도, 콜옵션 매도, 풋옵션 매수)를 파악하고 이들의 상대적 비율을 개인투자자의 파생상품의 투자 심리로 정의한다. 투자자는 향후 기초자산의 가격이 상승할 것으로 예상할 때 파생시장의 긍정적 거래를 시도하며, 반대의 경우는 부정적 거래를 한다. 동 파생상품투자심리지수는 이문형, 윤선중(2017)이 주식수익률 예측에 사용하였으며 본고에서는 이 지수가 4 factor 수익률

3) 주성분분석은 다변량 자료 분석기법으로서 Karl Pearson(1901)과 Herold Hotelling(1933)이 소개하였으며 이는 여러개의 변수에 공통으로 존재하는 주성분을 찾아내는 방법으로 주성분의 분산이 고유값(eigenvalue)과 일치한다는 점에 근거하여 각 고유값이 전체 고유값의 합에서 차지하는 비율이 각 주성분에 의한 전체분산을 설명하는 비율이 된다.

과 어떠한 연관성을 가지는지 동시점 및 예측력 분석을 수행한다. 또한 BW 방식에 의한 투자심리를 추정하는 과정에서 정보의 독립성을 확인하기 위하여 대용변수로도 사용한다. 특히 연구대상 기간인 2003년 7월부터 2016년 12월 기간 중 파생상품거래에서 옵션거래량이 전체 거래량의 91.1%를 차지하고 반면에 선물거래량은 8.9%에 불과하여〈표1〉 옵션거래량에 기초한 옵션투자심리지수를 파생상품투자심리지수로 사용한다.

<표 1> 개인투자자의 파생상품 거래 현황

	매수		매도	
	거래량(계약)	비중	거래량(계약)	비중
선물	251,026,160	0.089	250,954,149	0.089
콜옵션	1,362,840,729	0.479	1,337,751,721	0.477
풋옵션	1,233,393,355	0.432	1,218,431,775	0.434
합계	2,847,260,244	1	2,807,137,645	1

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 개인투자자의 KOSPI200 파생상품 거래 매수량(계약), 매도량(계약)을 나타낸다. 단 2012년 6월 15일부터 파생거래 계약 당 금액이 10만원에서 50만원으로 선물거래 금액과 일치됨에 따라 2012년 6월15일 이전의 옵션의 실제 거래량을 5로 나누어 계산하였다.

개인투자자의 옵션거래 투자심리는 (식 1)과 같이 정의하며 그 기초통계량은 〈표 2〉와 같다

$$Sentiment_{options,t} = \frac{Call\ Buy_t + Put\ Sell_t}{Call\ Sell_t + Put\ Buy_t} \quad (\text{식 1})$$

<표 2> 개인투자자의 옵션거래심리지수의 기초통계량

통계명	옵션거래심리
평균	1.005042
중앙값	1.004157
표준편차	0.008667
최대값	1.032798
최소값	0.985385
왜도	0.571082
첨도	3.171419
자기상관계수	0.406
Jarque - Bera 통계량(p-값)	9.003968*(0.011)
ADF 통계량(p-값)	-3.111308**(0.0277)

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 KOSPI200 옵션상품 개인투자자의 월별 [긍정적 거래량/부정적 거래량]을 거래 심리지수로 정의하였다. 괄호안의 값은 정규분포를 검정하는 Jarque - Bera 통계량, 단위근을 검정하는 Augmented Dickey-Fuller 통계량을 나타내며 *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

2) 개인투자자의 주식투자 매수-매도 거래 불균형

Kumar and Lee(2006)는 다요인 시계열 모델(multi-factor time series model)을 이용하여 개인투자자의 매수-매도 거래 불균형(buy-sell imbalance, 이하 BSI)의 상관관계가 매우 높고 거시경제변수 및 Fama and French(2004) 및 Carhart(1997)의 4요인을 모두 통제한 후에도 주식수익률에 대한 설명력을 갖고 있음을 밝혔다. Barber et al.(2009)는 개인투자자의 매수 등 거래 패턴이 체계적이고 상호 관련성이 높다는 분석 결과를 나타냈다. 본고에서는 Kumar and Lee(2006)의 방법으로 BSI를 계산한다.

$$BSI_t = \frac{\sum_{i=1}^{D_t} (VB_{dt} - VS_{dt})}{\sum_{i=1}^{D_t} (VB_{dt} + VS_{dt})} \quad (\text{식 2})$$

시장의 t월 BSI는 i 일의 VB(매수) - VS(매도), 즉 불균형의 합을 동일 기간의 매수, 매도 합(VB+BS)으로 나눈 값으로 산출한다. 자료는 Data Guide의 자료를 이용하였다.

3) 상장주식거래 회전율

Baker and Stein(2004)은 비이성적 투자자가 사적정보를 과신하고 공매도 제약이 있는 상황에서 높은 거래량, 낮은 매수-매도 호가차이 등 유동성 증가가 낮은 미래의 주식수익률을 예측한다고 분석하였다. 유동성이 증가하면 주식이 과대평가되고 결국 미래에는 낮은 수익률을 보인다는 것이다.(변진호, 김근수, 2013) 본고에서는 각 월의 누계 거래량을 상장주식수로 나눈 값을 사용한다(김동환 외, 2014). 자료는 Data Guide의 자료를 사용하였다.

4) 주식조달 금액비중

Ritter(1991), Loughran and Ritter(1995) 등은 주식발행이후 주식의 평균 수익률이 하락한다고 분석하였다. Baker and Wurgler(2000)는 채권발행 대비 주식발행 비중을 이용하여 미래수익률을 예측한 결과 주식발행비율은 주식수익률이 높은 연도 직후에 증가하였으며 상기 분석과 마찬가지로 주식발행 비중이 상승한 이후에는 주가지수 수익률이 낮은 경향이 있음을 보였다. 결론적으로 투자심리가 높을수록 주식발행비중이 높다고 예상할 수 있다(변진호, 김근수, 2013) 본고에서는 주식(공모주 + 사모주) 조달금액을 주식조달 금액과 회사채 조달금액을 더한 값으로 나누어 산출하였다(Kim and Byun, 2010). 자료는 한국은행의 자료를 사용하였다.

5) 주식투자예치금

Kim and Byun(2010)은 주식투자를 위하여 예치한 금액의 변동을 투자심리 대용변수로 사용하였다. 즉 주식투자예치금은 투자자가 주식을 매수하기 위하여 일시적으로 예치하는 것으로서 주식시장에 대해 낙관적일 때 증가한다고 할 수 있다. 본고에서는 t월 현재의 예치금에서 과거 2년 동안의 예치금 이동평균 값을 제거하고 그 값을 t월의 예치금으로 나눈 값을 사용한다(김동환 외, 2014). 자료는 Data Guide의 자료를 사용하였다.

6) ETF 괴리율

BW(2006) 등이 투자자심리 대용변수로 사용하였던 폐쇄형 펀드할인율의 경우 국내에서는 자료수집이 어려워 본고에서는 ETF 시장가격에서 ETF 순자산가치를 차감한 값을 ETF괴리율을 투자심리대용 변수로 사용하였다(Lee et al., 1991; Kang and Kim, 2016 ; 김동환 외 2014). KOSPI200 지수를 기초자산으로 하는 ETF 괴리율을 구한 후에 이를 시장가치로 가중 평균하여 사용하였으며 자료는 Data Guide를 이용하였다.

7) VKOSPI 증감률

선행연구들은 KOSPI 200 옵션 내재변동성 지수인 VKOSPI가 주식수익률에 유의하게 음(-)의 영향력을 보이고 있음을 밝혔다. 즉 VKOSPI가 상승하면 다음 월의 주식수익률은 하락하는 경향을 보였다. 본고에서는 이를 투자심리대용변수로 사용하였다(Bandopadhyaya and Jones, 2008 ; Kang and Kim, 2016 ; 김동환 외, 2014). 자료는 Data Guide 자료를 사용하였다.

8) 등록상장회사수 증감률

BW(2006,2007)가 사용한 IPO 건수 지표가 국내시장에서는 자료 분석이 원활하지 않아 본고에서는 대신 상장회사수(t)/상장회사수(t-1) -1를 대용변수로 사용하고(Kang and Kim, 2016 ; 김동환 외, 2014) 자료는 한국은행 자료를 사용하였다.

연구대상 기간인 2003년 7월부터 2016년 12월 기간 중 파생상품 투자심리지수를 제외한 투자심리 대용변수의 기초통계량은 <표3>과 같다

<표 3> 투자심리 대용변수의 기초통계량

(단위 : %)

	BSI	SD	ETF	LIST	SR	TURN	VKOSPI
평균	-0.0018	0.0398	-0.0914	0.0016	0.1121	0.0124	-0.0001
중앙값	-0.0016	0.0530	-0.1288	0.0017	0.0858	0.0112	-0.0074
최대값	0.0703	0.2733	2.3278	0.0161	0.6051	0.0282	0.1444
최소값	-0.0383	-0.3007	-1.6223	-0.0164	0.0047	0.0049	-0.0876
표준편차	0.0137	0.1343	0.4743	0.0043	0.1009	0.0046	0.0427
왜도	0.6607	-0.2798	1.7420	-0.6731	1.9584	1.1398	0.9185
첨도	6.9104	2.1946	11.448	6.1810	8.0746	4.1078	4.3539
자기상관계수	0.080	0.853	0.095	0.376	0.200	0.594	0.0081
Jarque_Bera (p-값)	113.58 (0.000)	6.412 (0.041)	556.66 (0.000)	79.540 (0.000)	273.95 (0.000)	42.826 (0.000)	34.718 (0.000)
ADF통계량 (p-값)	-11.42 (0.000)	-3.523 (0.009)	-11.42 (0.000)	-1.433 (0.565)	-10.05 (0.000)	-6.27 (0.000)	-11.57 (0.000)

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안의 결과이며 BSI는 개인투자자의 주식거래 매수-매도 불균형 ((buy-sell imbalance), SD는 주식투자예치금, ETF는 ETF과리율, LIST는 등록상장회사수 증감률, SR은 주식조달금액비중, TURN은 상장주식거래 회전율, VKOSPI는 KOSPI 200 옵션 내재변동성 지수인 VKOSPI 증감률을 나타낸다. 팔호안의 값은 정규분포를 검정하는 Jarque - Bera 통계량, 단위근을 검정하는 Augmented Dickey-Fuller 통계량을 나타낸다.

나. 위험요인: 4 factor portfolio

Fama-French(1993)의 3개 위험 요인인 시장요인, 기업규모요인, 가치요인에 모멘텀 요인을 추가한 Carhart(1997)의 연구 등을 고려하여 총 4개의 기업특성별 위험요인을 파악하고 투자심리가 이들 4개의 위험요인 중 어떤 요인에 유의한 예측력을 가지고 있는 지를 검증한다. 각 위험요인의 산정 방식은 주로 Data Guide의 방식을 사용하였으며 그 내용은 다음과 같다.

시장요인은 주식시장 수익률에서 무위험수익률을 차감한 수익률이며 본고에서는 KOSPI200의 월 수익률에서 CD 91일물의 월 수익률을 차감한 값으로 한다. 기업 규모요인은 주식시장의 각 종목 시가총액⁴⁾의 중위 값보다 시가총액이 작은 종목 (소형주)에서 큰 종목(대형주)의 수익률을 차감한 값으로 한다(Small Minus Big, 이하 SMB). 가치요인은 주식 시장의 순자산/시가총액⁵⁾의 상위 30% 포트폴리오 수익률에서 순자산/시가총액의 하위 30% 포트폴리오 수익률을 차감한 값으로 한다(High Minus Low, 이하 HML). 모멘텀 요인은 수정주가 수익률⁶⁾ 상위 30% 포트폴리오 수익률에서 수정주가수익률 하위 30% 포트폴리오 수익률을 차감한 값으로

4) 시가총액기준은 6월말 기준으로 보통주 시가총액에 우선주 시가총액을 합한 값으로 한다.

5) 순자산은 자본총계-무형자산+자기주식(전년도 12월말 기준 최근 사업보고서)으로 시가총액은 보통주 시가총액에 우선주 시가총액을 합한 값(전년도 12월말 기준)으로 한다.

6) t - 12개월 초부터 t-2개월 말 시점까지(11개월)의 수정주가 수익률

한다(Upper Minus Down, 이하 UMD). 리밸런싱은 SMB와 HML은 연 1회(매년 7월 초), UMD는 월 1회(매월 초) 실시한다. 지수산출방식은 시가총액 가중방식을 사용한다. 이상의 4 위험요인에 대한 회귀분석 모형은 아래와 같다.

$$R_i - R_f = \alpha + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + u_iUMD \quad (\text{식 3})$$

R_i : 자산 i의 수익률, R_f : 무위험 수익률(CD 91일물), R_M : 시장수익률

SMB : 소형주 수익률 - 대형주 수익률

HML : 가치주 수익률 - 성장주 수익률

UMD : 수익률 상위종목군 수익률 - 수익률 하위종목군 수익률

$MKT(R_M - R_f)$: R_M 은 시장수익률 (본고에서는 KOSPI200 월 수익률로 하고 R_f 는 무위험수익률로서 CD 91일물의 월 수익률을 사용)

본고의 연구대상 기간인 2003년 7월에서 2016년 12월 기간 중 4 요인의 기초통계량은 <표 4>와 같다.

<표 4> 위험요인의 기초통계량

(단위 :%)

통계명	MKT	SMB	HML	UMD
평균	0.0079	0.0020	0.0148	0.0096
중앙값	0.0096	0.0021	0.0116	0.0086
표준편차	0.0536	0.0450	0.0351	0.0438
최대값	0.1352	0.2229	0.1428	0.1448
최소값	-0.2146	-0.1266	-0.1150	-0.1101
왜도	-0.3759	0.6527	0.2977	0.1220
첨도	4.4363	6.0305	4.7950	3.3187
자기상관계수	-0.030	0.227	0.0056	0.055
Jarque - Bera	24.1398	79.4930	24.1398	1.0877
통계량(p-값)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.581)
ADF	-13.04***	-10.04***	-11.95***	-11.93***
통계량(p-값)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 시장요인 수익률(MKT)은 KOSPI 200 월 수익률에서 무위험수익률(CD91일물 월 수익률)을 차감하여 계산하고, 기업규모 요인의 월 수익률(SMB)은 주식시장의 각 종목 시가총액의 중위 값보다 시가총액이 작은 종목(소형주)에서 큰 종목(대형주)의 수익률을 차감한 값으로 한다. 가치요인(HML)은 주식시장의 순자산/시가총액의 상위 30% 포트폴리오 수익률에서 순자산/시가총액의 하위 30% 포트폴리오 수익률을 차감한 값으로 한다. 모멘텀 요인은 수정주가 수익률 상위 30% 포트폴리오 수익률에서 수정주가수익률 하위 30% 포트폴리오 수익률을 차감한 값으로 한다. 팔호안의 값은 정규분포를 검정하는 Jarque - Bera 통계량, 단위근을 검정하는 Augmented Dickey-Fuller 통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

IV. 연구 결과

본 장에서는 파생상품투자심리의 정보적 독립성을 검증하기 위한 두 가지 실증분석 결과를 정리한다. 1장에서는 파생상품투자심리가 전통적 위험요인과 어떠한 관련성을 보이는지 검증한 결과를 보여준다. 선행연구에서 파생상품투자심리가 단기 수익률을 예측한다고 알려진 바, 이러한 예측력이 위험요인의 예측으로부터 발생한 것인지 검증하여 정보적 독립성을 확인하였다. 2장은 파생상품투자심리지수를 포함하지 않은 주성분분석과 포함한 주성분분석을 비교함으로써 기존의 투자심리대용변수와 파생상품투자심리지수가 투자심리측정에서 추가적 기여도를 가지고 있는지 검증한 결과를 포함한다.

1. 파생상품투자심리와 4 위험요인의 관련성 분석

먼저 표본기간 동안 KOSPI200 옵션투자심리지수와 Fama-French 및 Carhart의 4개 위험요인의 동적 관련성을 확인하기 위하여 VAR(Vector Auto-Regression) 분석을 수행한다. 선행연구에 의하면 옵션거래 투자심리지수는 수익률 예측과정에서 다양한 실증결과를 제시하였다. 긍정적 투자심리는 1달 미만의 단기간 수익률에 유의한 양의 관련성을 보유하고 있었으나, 이후 장기에 대해서는 음의 예측력을 보유하고 있었다. 이는 단기적 과열이 균형가격으로 회귀하면서 발생하는 현상으로 해석된다.

VAR 분석은 이러한 현상이 위험요인과 어떠한 관련성을 가지고 있는지 1차 검증을 가능케 한다. 만약, 옵션투자심리지수가 특정 위험요인과 관련성이 크다면, 해당 위험요인에 민감한 주식의 가격을 왜곡시킴으로써 전체 수익률에 영향을 미치는 것일 수 있다. 반면, 위험요인들과 관련성이 낮게 나타난다면, 위험요인의 변화와는 독립적인 투자자의 비이성적 행태에 의한 결과라는 주장을 뒷받침한다 할 수 있다.

구체적인 분석 모형은 아래 식 (4)를 이용한다. 각 factor 및 옵션투자심리의 현재의 관측치를 종속변수로 그리고 factor 자신과 옵션투자심리의 과거 관측치를 설명변수로 설정한 후 각 종속변수의 값이 여타 설명변수에 영향을 받는지를 검정한다.

$$\begin{aligned} Factor_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^n Factor_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda Sentiment_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Sentiment_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \beta Factor_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda Sentiment_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (\text{식 4})$$

여기서 $Sentiment_t$ 는 옵션투자심리를 나타내며 $Factor_t$ 는 t 시점의 4 factor 인 MKT, SMB, HLM, UMD를 각각 나타낸다. <표 2>에서 보인 바와 같이 옵션투자심리지수는 ADF 단위근 검정 결과 5% 유의수준에서 단위근이 없음을 확인하였으며, 4 factor 수익률도 <표 4>에서 분석한 바와 같이 단위근이 존재하지 않았다. VAR 분석의 lag는 AIC 및 SIC를 고려하여 lag 1을 채택하였다.

<표 5>는 옵션투자심리와 4 factor인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석의 결과를 보여준다. 결과에 의하면, 첫째, 시장초과수익률이 옵션투자심리에 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 투자심리가 시장의 상승과 하락에 영향을 받을 것이라는 예상과 일치한다. 반면, 기타 위험요인은 투자심리의 변화에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 시장의 초과수익률에 영향을 미치는 요인으로 옵션투자심리와 SMB 요인이 있다. 옵션투자심리가 상승했을 때, 향후 1개월 수익률이 하락하는 것으로 나타나 주가가 균형가격으로 회귀하는 현상이 나타남을 보여준다. 다만, 이문형, 윤선중(2017)에서는 1달 수익률에서는 양의 초과수익률이 보고되고 이후 3개월 누적수익률에서 음의 계수가 관찰되었으나, 다변수 예측모형에서는 기타 변수(SMB 등)의 영향으로 인하여 회귀현상이 1개월에서도 나타나는 것으로 보인다.⁷⁾ 즉, 시장 수익률이 상승할 때 옵션투자자에 반영된 투자심리가 긍정적으로 변하여 가격이 과열되고 1개월 이후 수익률이 균형가격으로 회귀하면서 음의 수익률이 예측되는 것이다.

<표 5> 4 factor 및 옵션투자심리지수간의 VAR 분석

시 차	옵션투자심리	MKT	SMB	HML	UMD
상 수	0.4704*** (5.451)	1.0649* (1.820)	-0.5834 (-1.214)	0.4223 (1.096)	-0.0706 (-0.145)
옵션투자심리(-1)	0.5318*** (6.201)	-1.0516* (-1.808)	0.5837 (1.222)	-0.4061 (-1.060)	0.0781 (0.161)
MKT(-1)	0.0361** (2.615)	-0.1089 (-1.163)	0.1128 (1.468)	0.0676 (1.097)	0.0097 (0.124)
SMB(-1)	-0.0006 (-0.416)	0.1740* (1.776)	0.2004*** (2.490)	-0.027 (-0.414)	0.1076 (1.317)
HML(-1)	0.0013 (0.070)	0.0645 (0.513)	-0.0677 (-0.656)	0.0236 (0.285)	0.0447 (0.427)
UMD(-1)	-0.0020 (-0.140)	-0.0975 (-1.003)	-0.1216 (-1.523)	-0.0061 (-0.097)	0.0650 (0.802)
수정 R^2	0.1788	0.0143	0.0576	0.0060	-0.017

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 파생상품투자심리지수와 기업의 4 factor 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석 결과이며 () 내 t값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

다음은 동일한 기간에 대해서 MKT, SMB, HML, UMD 4개 요인에 대해 옵션투자심리의 예측력이 관찰되는지 실증분석을 수행한 결과이다. VAR 분석을 통해 옵션투자심리가 1기간(1달)의 기간에 대해 SMB, HML, UMD 요인과 관련이 크지 않음을 확인하였다. 그러나 일반적인 투자심리변수가 단기간에는 과열된 가격을, 장기간에는 균형가격으로 회귀하는 현상을 예측하는 바, 전망 기간을 증가시켜 관련성을 가지고 있는지 검증한다. 채택된 연구모형은 아래와 같다.

7) 계수가 유의하지는 않지만 옵션투자심리의 상승은 SMB 요인을 증가시키는 바, SMB 요인을 제외할 때 옵션투자심리와 1개월 MKT 수익률 예측은 양의 관련성을 가질 수 있다.

$$\begin{aligned}
MKT_{t,n} &= \alpha_1 + \beta_1 SENT_t + \epsilon_{1t,n} \\
SMB_{t,n} &= \alpha_2 + \beta_2 SENT_t + \epsilon_{2t,n} \\
HML_{t,n} &= \alpha_3 + \beta_3 SENT_t + \epsilon_{3t,n} \\
UMD_{t,n} &= \alpha_4 + \beta_4 SENT_t + \epsilon_{4t,n}
\end{aligned} \tag{식 5}$$

MKT, SMB, HML, UMD는 시장요인, 규모요인, 가치요인, 모멘텀요인의 누적수익률이며 SENT는 옵션투자심리지수를 나타낸다. SMB, HML, UMD의 포트폴리오 수익률은 DataGuide의 Factor Model data를 사용하여 계산하고 MKT는 KOSPI 200 월 누적 수익률에서 무위험수익률(CD91일물 월 수익률)을 차감하여 계산한다. $SMB_{t,n}, MKT_{t,n}, HML_{t,n}, UMD_{t,n}$ 은 t 시점의 각 factor의 향후 n개월 누적수익률, $SENT_t$ 는 t시점의 개인투자자의 월별 옵션거래 투자심리지수, $\epsilon_{t,n}$ 은 예측오차이다. 회귀분석 결과 <표 5>의 VAR 분석결과에서 시장요인을 제외하고 동시점에서 유의한 연관성이 나타나지 않는 것으로 나타났으나, 수익률 예측모형에서는 가치요인의 미래 움직임에 대해 매우 유의한 설명력을 보이는 것으로 나타났다. 파생투자심리는 HML 포트폴리오 수익률에 1, 2, 3, 6개월 누적수익률에서 모두 유의한 부의 예측력을 보였다. 위 모형에서 시장요인에 대해 3개월 이상에서만 유의성을 보이는 것에 비해 HML 포트폴리오의 설명력이 더 큰 것으로 나타났다. 수정결정계수(R^2)에서도 HML 포트폴리오는 모든 예측 구간에서 2.1% 이상의 설명력을 가진다. 이러한 결과는 파생투자심리가 가치주와 성장주 사이의 가격왜곡 정도에 유의미한 정보력을 가지고 있음을 의미한다. Huang et al.(2015)는 수익률 예측과 관련된 문헌에서, 1개월 수익률에 대한 수정결정계수가 1.3% 이상이면 미래 수익률에 대한 예측력을 보유하고 있는 변수임을 확인한 바 있다. 파생투자심리는 시장위험 뿐만 아니라 HML 포트폴리오에 대해서도 유의한 예측력을 보유했다고 할 수 있다.

반면, 규모요인 및 모멘텀요인 포트폴리오에 대해서는 정보력을 보유하지 않는 것으로 보인다. 6개월 이상에서 유의한 계수가 측정되기는 했으나 이 경우 종속변수 수익률의 overlapping 문제에 의해서 발생하는 현상으로 설명력이 증가했다고 결론내리기 어렵다. 이상의 결과를 통해 우리는 옵션투자심리가 시장의 과열현상과 관련된 오가적 정도를 측정하고 있으나, 그 중에서도 가치요인과 관련된 투자자의 비합리적 거래행태에 대한 측도가 되고 있음을 알 수 있다.

<표 6> 파생투자심리의 기업특성에 대한 누적 수익률 예측

종속변수		향후 n개월 누적 수익률(t기)			
향후 n개월 누적수익률 (t기)	독립변수 (t기)	MKT	SMB	HML	UMD
n=1	상수	0.572 (1.467)	-0.430 (-1.251)	0.681** (1.963)	-0.064 (-0.171)
	파생투자 심리지수	-0.562 (-1.448)	0.430 (1.260)	-0.663* (-1.919)	0.073 (0.197)
	수정 R^2	0.002	0.001	0.021	-0.006
n=2	상수	0.842 (1.325)	-0.013 (-0.659)	0.022* (1.790)	0.013 (1.125)
	파생투자 심리지수	-0.825 (-1.304)	0.013 (0.670)	-0.021* (-1.739)	-0.012 (-1.091)
	수정 R^2	0.002	-0.004	0.023	0.000
n=3	상수	1.676** (1.974)	-4.275 (-1.515)	3.272** (2.060)	2.226 (1.276)
	파생투자 심리지수	-1.646** (-1.951)	4.287 (1.530)	-3.167** (-2.002)	-2.158 (-1.243)
	수정 R^2	0.015	0.010	0.033	0.007
n=6	상수	2.813** (2.082)	-11.031** (-2.312)	5.326** (2.340)	5.276* (1.892)
	파생투자 심리지수	-2.755** (-2.054)	11.063** (2.335)	-5.121** (-2.258)	-5.136* (-1.849)
	수정 R^2	0.017	0.039	0.036	0.025

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 파생상품투자심리지수가 기업의 4 개 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오의 향후 n개월의 누적 수익률 예측력 (n=1,2,3,6)을 검증한다. ()내는 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

2. 7개 투자심리 대용변수를 활용한 투자심리지수 산출(파생상품투자심리 제외)

다음으로 본고에서 사용하는 투자심리 대용변수 중 개인투자자의 파생상품투자심리지수를 제외한 개인투자자의 매수-매도 거래 불균형, 주식투자예치금, 상장주식 거래 회전율, 주식조달 금액 비중, ETF 괴리율, VKOSPI 증감률, 등록 상장 회사수 증감률 등 7개 변수를 사용하여 BW(2006, 2007)의 방식에 따라 투자 심리지수를 산출하고 이를 이용하여 4 factor 수익률에 대한 예측력을 검증한다. 동 대용변수에 대한 연구 자료는 2003년 7월부터 2016년 12월까지의 월별 자료를 사용하였다. 먼저 7개 대용변수의 수준변수와 1차 차분 변수 등 총 14개 변수에 대한 1차 주성분분석을 실시하여 그 결과를 바탕으로 각 변수의 쌍(수준 및 차분 변수)중 제 1 주성분과 상관관계가 큰 변수로 선정된 총 7개의 변수에 대하여 2차 주성분분석을 실시하고 그 제 1 주성분을 투자심리지수로 결정하였다. 분석 결과는 (식 6)과 같다.

(식 6)

$$SENT_t = 0.64576BSI_t + 0.24702SD_t + 0.54619VKOSPI_t + 0.22234LIST_t \\ - 0.395421ETF_{t-1} + 0.13327SR_{t-1} - 0.009802TURN_{t-1}$$

$SENT_t$ 는 7개 변수로 추정된 t기의 투자심리지수, BSI_t 은 t기의 개인투자자의 주식투자 매수-매도 거래 불균형, SD_t 는 t기의 주식투자예치금, $VKOSPI_t$ 는 t기의 KOSPI200 변동성지수인 VKOSPI 증감률, $LIST_t$ 은 t기의 등록 상장회사 수 증감률, ETF_{t-1} 은 t-1기의 ETF 괴리율, SR_{t-1} 는 t-1기의 주식조달금액 비중, $TURN_{t-1}$ 은 t-1기의 상장주식 거래 회전율을 나타낸다. 위 주성분분석의 결과를 보면, 개인투자자의 주식 매수세가 강할 때, 주식투자 예치금이 많을 때, 변동성이 상승할 때, 신규 상장 기업의 수가 증가할 때, ETF 괴리율이 작을 때, 그리고 주식조달금액 비중이 클 때, 상장주식의 회전율이 적을 때 투자자의 심리가 긍정적인 것으로 나타났다. 물론, 각 변수들의 상관관계 등으로 인하여 개별 변수와 투자자심리를 직접 대응할 수는 없지만, 계수의 부호는 사전에 예측한 방향성과 유사하다.

동 투자심리를 이용하여 2003년 7월에서 2016년 12월 기간 중 동 투자심리가 주식 수익률이 노출되어 있는 위험인 Fama-French(1993)와 Carhart(1997)의 4 factor 즉 시장요인, 기업규모 요인, 가치요인 및 모멘텀 요인 포트폴리오의 수익률과 어떠한 관련성이 있는지 VAR 분석을 수행한다. 모형은 <식 4>와 같으며, 다만, SENT를 옵션 투자심리지수가 아닌 (식 6)의 7개 대용변수를 이용하여 구한 투자심리를 사용한다.

구체적인 분석 모형은 아래 식 (7)을 이용한다. 각 factor 및 투자심리의 현재의 관측치를 종속변수로 그리고 factor 자신과 투자심리의 과거 관측치를 설명변수로 설정한 후 각 종속변수의 값이 여타 설명변수에 영향을 받는지를 검증한다.

$$Factor_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n Factor_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda Sentiment_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$Sentiment_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \beta_i Factor_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i Sentiment_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (\text{식 7})$$

여기서 $Sentiment_t$ 는 7개 투자심리대용변수를 사용하여 구한 t 시점의 투자심리를 나타내며 $Factor_t$ 는 t 시점의 4 위험요인인 시장요인, 규모요인, 가치요인, 모멘텀요인을 각각 나타낸다. <표 7>에서와 같이 투자심리지수는 ADF 단위근 검정 결과 단위근이 없음을 확인하였으며, 4 factor 수익률도 <표 4>에서 분석한 바와 같이 단위근이 존재하지 않았다. VAR 분석의 lag는 AIC 및 SIC를 고려하여 lag 1을 채택하였다.

<표 7> 단위근 검정결과

	ADF 검정	
	상수항	상수항 + 추세항
	수준변수	수준변수
투자심리지수	-7.875***	-7.982***

이 표는 투자심리지수의 2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간중 단위근 검정 통계량(Augmented Dickey-Fuller 통계량)을 보여준다. 수준변수는 각 지수를 직접 검증한 결과이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 8>은 투자심리와 4 factor인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석의 결과를 보여준다. 7개 투자대용변수를 이용하여 산출한 투자심리는 월간 빈도에서 양의 자기상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 7개 변수를 이용한 투자심리는 4 factor 포트폴리오 수익률 중 SMB 포트폴리오의 향후 1개월 후의 수익률에 대해 유의한 음(-)의 동적 정보 관련성을 가지고 있었다. 투자심리가 상승했을 때, 대형주에 비해 소형주 가격의 과도평가가 크고 향후 소형주 수익률이 감소함을 의미한다. 차익거래의 제한 하에서, 소형주의 차익거래가 어렵고 따라서 가격왜곡 정도가 크다는 선행연구의 주장과 일치한다고 할 수 있다. 반면에 MKT를 포함한 여타 위험요인에 대해서는 상호간에 정보적 관련성을 보이지 못하였다.

<표 8> 4 factor 및 BW 투자심리지수간의 VAR 분석

시 차	투자심리	MKT	SMB	HML	UMD
상 수	0.0419 (0.381)	0.0070 (1.477)	0.0040 (1.038)	0.0138*** (4.451)	0.0080** (2.056)
투자심리(-1)	0.1915** (2.384)	-0.0039 (-1.118)	-0.0052* (-1.862)	-0.0013 (-0.581)	0.0013 (0.450)
MKT(-1)	1.2022 (0.647)	-0.0119 (-0.149)	0.0711 (1.100)	0.1048** (2.003)	0.0008 (0.012)
SMB(-1)	2.1346 (0.930)	0.1623 (1.647)	0.2008** (2.513)	-0.0311 (-0.481)	0.1093 (1.339)
HML(-1)	2.9422 (0.993)	0.0632 (0.497)	-0.1033 (-1.002)	0.0240 (0.287)	0.0498 (0.472)
UMD(-1)	-1.8652 (-0.810)	-0.0662 (-0.669)	-0.1056 (-1.318)	0.0051 (0.079)	0.0582 (0.711)
수정 R^2	0.0152	0.0016	0.0694	0.0010	-0.0161

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 투자심리지수와 기업의 4 factor 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석 결과이며 ()내는 t값임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

다음으로 동일한 기간에 대해서 MKT, SMB, HML, UMD 4개 요인 포트폴리오의 누적수익률에 대해 상기 투자심리의 예측력이 관찰되는지 실증분석을 수행한다. VAR 분석을 통해 투자심리가 1기간(1달)의 기간에 대해 SMB 요인과 관련 있음을 확인하였다. 일반적인 투자심리변수가 단기간에는 과열된 가격을, 장기간에는 균형가격으로 회귀하는 현상을 예측하는 바, 상기의 옵션 투자심리의 4개 요인에 대한 예측 분석처럼 전망 기간을 향후 6개월 까지 증가시켜 관련성 여부를 검증한다. 실제로 가격이 균형가격으로 회귀하는 과정에서 단기와 장기는 사전적으로 확정할 수 없기 때문에, 실증분석의 결과를 통해 영향력이 존재하는 기간을 확인해야 한다.

식 (5)를 이용한 투자심리의 예측모형은 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 MKT_{t,n} &= \alpha_1 + \beta_1 SENT_t + \epsilon_{1t,n} \\
 SMB_{t,n} &= \alpha_2 + \beta_2 SENT_t + \epsilon_{2t,n} \\
 HML_{t,n} &= \alpha_3 + \beta_3 SENT_t + \epsilon_{3t,n} \\
 UMD_{t,n} &= \alpha_4 + \beta_4 SENT_t + \epsilon_{4t,n}
 \end{aligned}
 \quad (\text{식 } 8)$$

MKT, SMB, HML, UMD는 시장요인, 규모요인, 가치요인, 모멘텀요인이며 SENT는 상기의 7개 투자대용변수를 이용한 투자심리지수를 나타낸다. SMB, HML, UMD의 포트폴리오 수익률은 DataGuide의 Factor Model data를 사용하여 계산하고 MKT는 KOSPI200 월 수익률에서 무위험수익률(CD91일물 월 수익률)을 차감하여 계산한다. $SMB_{t,n}, MKT_{t,n}, HML_{t,n}, UMD_{t,n}$ 은 t 시점의 각 factor 포트폴리오의 향후 n개월 누적 수익률, $SENT_t$ 는 t시점의 7개 투자심리대용변수를 활용한 월별 투자심리지수, $\epsilon_{t,n}$ 은 예측오차이다. 회귀분석 결과<표 9>, <표 8>의 VAR 분석결과와 유사하게 향후 1개월의 SMB 포트폴리오 수익률에 대해 음(-)의 예측력을 보였고 또한 1개월

후의 MKT에 대해서도 음(-)의 예측력을 보였다. 반면 2개월 이후의 4개 위험요인 수익률에 대해서는 상호간을 포함하여 예측력이 없는 것으로 나타났다. 2개월 이상의 전망기간에 대해서는 유의성이 관찰되지 않았지만, 1개월에 대해서는 투자심리가 오가 가격의 정도를 측정하고 있음을 알 수 있다. 그러나 투자심리가 각 포트폴리오의 수익률을 예측한 결과의 결정계수를 보면, 대부분 1%를 초과하지 않는다. 1개월 시장 수익률에 대해 결정계수가 0.5%이며, SMB 포트폴리오에 대해서도 1.6%가량으로 매우 낮은 수준이다.

이상의 결과는 앞에서 살펴본, 옵션투자심리의 중요성을 대변한다. 옵션투자심리 지수가 향후 1, 2, 3, 6개월의 HML 포트폴리오 누적 수익률을 유의하게 예측하고 향후 3개월 및 6개월의 MKT 포트폴리오 누적 수익률을 유의하게 예측하는 등의 결과<표 6>와 비교할 때, 7개의 변수를 이용했음에도 불구하고 예측력 측면에서 파생투자심리보다 더 열등한 지수임을 보여주고 있다. 즉, 파생투자심리가 기업 특성별 수익률 뿐만 아니라 시장 수익률의 예측에서도 보다 더 유용한 정보를 제공하고 있음을 알 수 있다. 이는 단변량보다 다변량 투자심리 대용변수를 사용하여 구한 투자심리지수가 심리지수 성분이 아닌 개별요인의 에러를 최소화 할 수 있다는 점에서 효율적이라는 일반적인 관점(Baker and Wurgler, 2006)과 다를 수도 있음을 의미한다.

<표 9> BW 투자심리지수의 기업특성에 대한 누적 수익률 예측

향후 n개월 누적수익률 (t기)	종속변수		향후 n개월 수익률(t기)			
	독립변수 (t기)		MKT	SMB	HML	UMD
n=1	상수		0.0075* (1.675)	0.0023 (0.551)	0.0150*** (5.057)	0.0095*** (2.833)
	투자 심리지수		-0.0045* (-1.739)	-0.0054* (-1.896)	-0.0011 (-0.4513)	0.0014 (0.495)
	수정 R^2		0.0049	0.0164	-0.0048	-0.0048
n=2	상수		0.0127 (1.468)	0.0002 (0.746)	0.0006*** (5.252)	0.0004*** (2.908)
	투자 심리지수		-0.0020 (-0.430)	-0.0002 (-1.485)	3.35E-05 (0.469)	1.50E-05 (0.192)
	수정 R^2		-0.0053	0.0084	-0.0047	-0.0061
n=3	상수		0.0214* (1.722)	0.0315 (0.867)	0.0900*** (5.307)	0.0057*** (2.982)
	투자 심리지수		-0.0039 (-0.546)	-0.0224 (-1.165)	0.0063 (0.619)	0.0032 (0.2731)
	수정 R^2		-0.0037	0.0036	-0.0029	-0.0057
n=6	상수		0.0046** (2.073)	0.0080 (1.268)	0.1823*** (5.820)	0.1177** (3.351)
	투자 심리지수		-0.0067 (-0.676)	-0.0326 (-1.080)	-0.0002 (-0.013)	0.0128 (0.613)
	수정 R^2		-0.0032	0.0027	-0.0064	-0.0019

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 투자심리지수가 기업의 4 factor 위험인 MKT, SMB, HML, UMD의 향후 1, 2, 3, 6개월의 누적 수익률 예측력을 검증한다. ()내는 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

3. 8개 투자심리 대용변수를 활용한 투자심리지수 산출(파생상품투자심리 포함)

다음으로 개인투자자의 파생상품 투자심리지수를 포함하여 개인투자자의 주식거래 매수-매도 거래 불균형, 주식투자예치금, 상장주식 거래회전율, 주식조달 금액 비중, ETF 피리올, VKOSPI 증감률, 등록 상장회사 수 증감률 등 총 8개의 투자심리 대용 변수를 사용하여 BW(2006, 2007)의 방식에 따라 투자심리지수를 산출하고 동 지수가 기업의 4 factor 수익률을 예측하는지를 분석한다. 그리고 그 결과와 파생상품 투자심리지수만을 사용하는 경우와 파생상품 투자심리지수를 제외한 7개 대용변수를 사용하는 경우 등과 비교 분석하여 파생상품투자심리지수가 4 factor 포트폴리오의 수익률을 예측하는데 유용한 정보를 제공하는지를 검증한다.

파생상품 투자심리와 7개 대용변수 사이의 상관관계는 <표 10>에 정리되어 있다. 파생투자심리지수는 개인투자자의 주식매수-매도 거래 불균형과 등록상장회사 수 증감률과 유의한 양(+)의 상관관계를 보인 반면 상장주식 거래회전율과는 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다. 개인투자자의 주식매수-매도 거래 불균형은 주식투자예치금과 VKOSPI 증감률, 등록상장회사 수 증감률에 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내는 등 총 4개의 변수와 유의한 관계를 보였다. 그리고 상장주식 거래회전율은 주식투자예치금과는 양(+)의 상관관계를, ETF피리올과 등록상장회사 수 증감률에는 유의한 음(-)의 상관관계를 나타냈다.

<표 10> 투자심리대용변수 간 상관관계

상관 관계	BSI	SD	ETF	LIST	SENS _op	SR	TURN	VKOSPI
BSI	1							
SD	0.189** (2.44)	1						
ETF	-0.028 (-0.36)	-0.009 (-0.11)	1					
LIST	0.136* (1.73)	-0.010 (-0.13)	-0.078 (-0.99)	1				
SENS _OP	0.135* (1.72)	-0.036 (-0.46)	0.001 (0.01)	0.151* (1.93)	1			
SR	-0.079 (-1.01)	-0.049 (-0.62)	-0.108 (-1.38)	0.082 (1.04)	-0.020 (-0.25)	1		
TURN	-0.004 (-0.05)	0.305*** (4.05)	-0.135* (-1.73)	-0.132* (-1.68)	-0.322*** (-4.31)	0.054 (0.68)	1	
VKOSPI	0.372*** (5.07)	-0.017 (-0.22)	0.068 (0.86)	0.078 (0.10)	0.010 (1.27)	-0.010 (-1.27)	-0.146* (-1.87)	1

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안의 결과이며 BSI는 개인투자자의 주식거래 매수-매도 불균형, SD는 주식투자예치금, ETF는 ETF피리올, LIST는 등록상장회사수 증감률, SR은 주식조달금액비중, TURN은 상장주식거래 회전율, VKOSPI는 KOSPI 200 옵션 내재변동성 지수인 VKOSPI 증감률, SENS_op는 옵션 투자심리지수를 나타낸다. ()내는 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

2003년 7월에서 2016년 12월 기간 중 파생투자 심리지수를 제외한 각 투자심리 대용변수의 4 factor기업특성별 포트폴리오의 향후 1개월 수익률 예측의 유의성을 파악하기 위해 다음과 같이 회귀분석 실시하였다(식 9).

$$factor_t = \alpha + \beta_1 PROXY_{t-1} + \beta_2 MKT_{t-1} + \beta_3 HML_{t-1} + \beta_4 UMD_{t-1} + \epsilon_t \quad (\text{식 9})$$

종속변수는 4 factor(t), 독립변수는 각 대용변수(t-1), 및 종속변수 이외의 factor(t-1)로 하였다. $PROXY_{t-1}$ 은 t-1기의 상기 7개의 투자심리대용변수 값(파생상품투자심리지수 제외)이다. 분석결과<표 11> 연구기간 중 개인투자자의 주식거래 매수-매도 불균형이 시장요인 및 규모요인 포트폴리오 수익률에 대하여 유의하게 음(-)의 예측력을 보였고 VKOSPI 증감률은 시장요인 및 모멘텀 요인에 유의한 음(-)의 예측력을 나타냈다. 반면에 여타 다른 투자심리 대용변수들은 4 factor 포트폴리오 수익률에 유의한 예측력을 보이지 않았다. 다만 주식투자예치금, 상장주식거래 회전을 등은 4 factor중 시장요인에 대한 t값이 크게 나타나 시장요인에 대한 예측력이 다른 요인보다는 더 있음을 보여주고 있다. 본고는 각 투자심리 대용변수가 투자자의 투자 심리를 설명한다는 선행 연구결과를 근거로 선정하였으나 이들의 주식 수익률의 4 factor별 예측력을 각각 분석한 결과는 이처럼 분명하게 차이를 보이고 있음은 매우 흥미로운 사실이다. 만일 상기 8개의 투자심리 대용변수를 종합하여 투자심리지수를 산출할 경우 개별 투자심리 대용변수가 보여준 예측력이 어떻게 상호 영향을 미쳐 종합 투자심리지수가 4 factor 포트폴리오 수익률을 예측하는지 그 결과를 파악하고자 한다.

<표 11> 투자심리대용변수의 4 factor 기업특성에 대한 1개월 수익률 예측

종속변수	수익률(t기)			
독립변수(t-1기)	MKT	SMB	HML	UMD
상수	0.062(1.470)	0.008(1.841)	0.014(5.480)	0.008(2.235)
BSI	-0.403*(-1.873)	-0.696** (-2.140)	-0.296(-1.076)	0.190(0.693)
수정 R^2	0.004	0.119	0.085	0.0053
상수	0.006(1.297)	0.009(1.878)	0.015(5.746)	0.008(2.170)
SD	0.017(0.63))	-0.006(-0.237)	-0.012(-0.681)	-0.004(-0.195)
수정 R^2	-0.004	0.074	0.075	0.002
상수	0.007(1.664)	0.009(1.987)	0.014(5.803)	0.007(1.798)
ETF	0.010(1.169)	0.003(0.367)	-0.002(-0.549)	-0.013(-1.585)
수정 R^2	0.010	0.075	0.073	0.022
상수	0.007(1.460)	0.009(2.230)	0.015(5.532)	0.008(2.121)
LIST	-0.138(-0.132)	-0.286(-0.460)	-0.226(-0.297)	-0.173(-0.316)
수정 R^2	-0.006	0.075	0.073	0.002
상수	0.008(1.104)	0.013(2.631)	0.012(2.607)	0.012(1.923)
SR	-0.037(-1.178)	-0.002(-0.911)	0.019(0.611)	-0.040(-1.040)
수정 R^2	0.080	0.066	0.076	0.011
상수	-0.010(-0.974)	0.022(2.432)	0.014(1.872)	0.009(0.961)

TURN	1.347(1.593)	-1.054(-1.460)	-0.004(-0.007)	-0.070(-0.099)
수정 R^2	0.0070	0.085	0.073	0.002
상수	0.007(1.547)	0.009(1.976)	0.014(5.881)	0.008(2.168)
VKOSPI	-0.235*** (-2.864)	-0.050(-0.721)	0.049(0.807)	-0.104* (-1.836)
수정 R^2	0.029	0.076	0.076	0.012

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안의 결과이며 BSI는 개인투자자의 주식거래 매수-매도 불균형, SD는 주식투자예치금, ETF는 ETF과리율, LIST는 등록상장회사수 증감률, SR은 주식조달금액비중, TURN은 상장주식거래 회전을, VKOSPI는 KOSPI 200 옵션 내재변동성 지수인 VKOSPI 증감률을 나타낸다. 월 MKT, SMB, HML, UMD 수익률 계산은 <표 4>와 동일하다. ()내는 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

이를 분석하기 위해 8개의 투자심리 대용변수에 대해 상기에서 사용하였던 BW(2005, 2006)의 방식과 동일하게 8개 대용변수의 수준변수와 1차 차분 변수 등 총 16개 변수에 대한 1차 주성분분석을 실시하고 그 결과를 바탕으로 각 변수의 쌍(수준 및 차분 변수)중 제 1 주성분과 상관관계가 큰 변수를 선정하여 총 8개의 변수에 대하여 2차 주성분분석을 실시하고 그 제 1 주성분을 투자심리지수로 결정하였다. 분석 결과는 (식 10)과 같다.

(식 10)

$$SENT_t = 0.04605SD_t + 0.5797BSI_t + 0.48139VKOSPI_t + 0.26663LIST_t \\ - 0.178375ETF_{t-1} + 0.03109SR_{t-1} - 0.331634TURN_{t-1} + 0.46501SENS_{t-1}$$

$SENT_t$ 는 t기의 8개 변수를 활용한 투자심리지수, SD_t 는 t기의 주식투자예치금, BSI_t 는 t기의 개인투자자의 주식투자 매수-매도 거래 불균형, $VKOSPI_t$ 는 t기의 KOSPI200 변동성지수인 VKOSPI 증감률, $LIST_t$ 는 t기의 등록상장회사수 증감률, ETF_{t-1} 은 t-1기의 ETF과리율, SR_{t-1} 는 t-1기의 주식조달금액 비중, $TURN_{t-1}$ 은 t-1기의 상장주식거래 회전을, $SENS_{t-1}$ 은 t-1기의 파생상품 투자심리지수를 나타낸다.

<표 12>는 투자자심리지수와 투자심리 대용변수간의 상관관계를 분석한 결과이다. 주식투자예치금과 주식조달 금액비중을 제외한 모든 투자 대용변수가 투자심리와 매우 유의한 상관관계(1% 유의수준)를 나타내고 그 부호도 주성분 분석 계수와 일치하게 나타났다. 개인투자자의 주식거래 매수-매도 거래 불균형, 등록상장회사수 증감률, 파생상품투자심리지수, VKOSPI 등은 투자심리에 대하여 매우 강한 양(+)의 상관관계를 나타냈으며 반면 ETF과리율, 상장주식거래회전을 등은 강한 음(-)의 관계를 보여 주었다.

<표 12> 파생심리 포함 투자자심리지수와 심리대응변수간의 상관관계

상관 관계	SENT	BSI	SD	ETF (-1)	LIST	DSENT (-1)	SR (-1)	TURN (-1)	VKOS PI
SENT	1								
BSI	0.756 *** (14.6)	1							
SD	0.060 (0.76)	-0.190 ** (-2.44)	1						
ETF (-1)	-0.233 *** (-3.02)	0.193 ** (2.49)	0.083 (1.05)	1					
LIST	0.348 *** (4.69)	-0.135 * (-1.73)	0.010 (0.13)	0.002 (0.03)	1				
DSENT (-1)	0.606 *** (9.64)	-0.268 *** (-3.52)	-0.005 (-0.07)	-0.007 (-0.08)	-0.117 (-1.50)	1			
SR (-1)	0.041 (0.51)	-0.037 (-0.47)	0.018 (0.22)	0.104 (1.32)	0.035 (0.44)	0.019 (0.24)	1		
TURN (-1)	-0.432 *** (-6.07)	0.066 (0.83)	-0.251 *** (-3.28)	0.143* (1.83)	0.050 (0.64)	0.324 *** (4.33)	-0.058 (-0.73)	1	
VKOSPI	0.628 *** (10.2)	-0.372 *** (-5.06)	0.017 (0.22)	0.116 (1.48)	-0.078 (-0.99)	-0.069 (-0.87)	-0.041 (-0.52)	0.143* (1.83)	1

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안의 결과이며 SENT는 8개 투자대응변수를 이용해 구한 투자심리지수이며 BSI는 개인투자자의 주식거래 매수-매도 불균형, SD는 주식투자예치금, ETF는 ETF괴리율, LIST는 등락상장회사수 증감률, SR은 주식조달금액비중, TURN은 상장주식거래 회전율, VKOSPI는 KOSPI 200 옵션 내재변동성 지수인 VKOSPI 증감률을, DSENT는 옵션투자심리지수를 나타낸다. ()내는 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

다음으로 8개 변수를 활용하여 구성된 투자심리지수가 4 요인 포트폴리오의 수익률과 어떠한 연관성이 있는지 확인하기 위하여 VAR 분석을 수행한다. 구체적인 분석 모형은 아래 식 (11)을 이용한다. 각 factor 및 투자심리의 현재의 관측치를 종속변수로 그리고 factor 자신과 투자심리의 과거 관측치를 설명변수로 설정한 후 각 종속변수의 값이 여타 설명변수에 영향을 받는지를 검정한다.

$$\begin{aligned}
 Factor_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^n Factor_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda Sentiment_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
 Sentiment_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \beta Factor_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda Sentiment_{t-i} + \varepsilon_{2t}
 \end{aligned}
 \tag{식 11}$$

여기서 $Sentiment_t$ 는 8개의 투자심리 대응변수를 이용하여 산출한 **t 시점의** 투자심리를 나타내며 $Factor_t$ 는 t 시점의 4 factor 인 MKT, SMB, HML, UMD를 각각 나타낸다. <표 13>에서와 같이 투자심리지수는 ADF 단위근 검정 결과 단위근이 없음을 확인하였으며, 4 factor 수익률도 <표 4>에서 분석한 바와 같이 단위근이 존재하지 않았다. VAR 분석의 lag는 AIC 및 SIC를 고려하여 lag 1을 채택하였다.

<표 13> 단위근 검정결과

	ADF 검정	
	상수항 수준변수	상수항 + 추세항 수준변수
투자심리지수	-3.901***	-10.243***

이 표는 투자심리지수의 2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간중 단위근 검정 통계량(Augmented Dickey-Fuller 통계량)을 보여준다. 수준변수는 각 지수를 직접 검증한 결과이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 14>는 투자심리와 4개 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석의 결과를 보여준다. 투자심리는 시장요인 포트폴리오 수익률에 대하여 음(-)의 영향력을 보였으며 또한 시장요인 포트폴리오 수익률도 투자심리에 대해 음(-)의 영향력을 보였다. 이는 시장요인 수익률이 상승하면 다음 월의 투자심리도 하락하고 투자심리가 상승하면 다음 월의 시장요인 주식수익률도 하락하는 것을 의미한다. 또한 무엇보다도 중요한 결과는, 7개의 대응변수에 파생상품투자심리를 추가했을 경우에, 기존 분석에 비해, VAR 분석의 설명력이 소폭 변화한 것을 확인할 수 있다. <표 8>에서 파생투자심리를 제외한 경우 결정계수가 MKT에서 0.16%, SMB에서 6.9%, HML에서 0.1%, UMD에서 -1.6%에 불과하였다. 그러나 파생심리지수가 포함되었을 경우, 각각 1.4%, 5.4%, 0.24% 그리고 -1.7%로 소폭 변화가 발생했다. 특히, MKT 및 HML에서 소폭 증가가 관찰되었다. 이는 파생투자심리가 HML 포트폴리오의 미래 움직임에 큰 영향력을 보유하고 있다는 사실에 의해 일부 설명될 수 있다.

<표 14> 4 factor 및 파생심리 포함 투자심리지수간의 VAR 분석

시 차	투자심리	MKT	SMB	HML	UMD
상 수	-0.0694 (-0.657)	0.0072 (1.531)	0.0040 (1.042)	0.0139 (4.470)	0.0081 (2.065)
투자심리(-1)	0.3627*** (4.869)	-0.0059* (-1.793)	-0.0025 (-0.917)	-0.0016 (-0.749)	-0.0007 (-0.260)
MKT(-1)	-5.7373*** (-3.227)	-0.0219 (-0.277)	0.0610 (0.937)	0.1016* (1.947)	0.0025 (0.038)
SMB(-1)	0.4681 (0.213)	0.1655* (1.691)	0.2051*** (2.547)	-0.030 (-0.465)	0.1082 (1.327)
HML(-1)	1.5860 (0.556)	0.0461 (0.364)	-0.0928 (-0.889)	0.0205 (0.245)	0.0391 (0.369)
UMD(-1)	-4.4895** (-2.043)	-0.0617 (-0.632)	-0.1201 (-1.493)	0.0052 (0.080)	0.0667 (0.819)
수정 R^2	0.1703	0.0140	0.0537	0.0024	-0.017

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 투자심리지수와 기업의 4개의 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석 결과이며 ()에는 t-값임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

다음으로 파생투자심리를 포함한 (식 10)을 활용해 계산한 투자심리의 수익률 예측에 대해 분석하였다. Fama-French(1993)와 Carhart(1997)의 4 factor 즉 시장요인, 기업규모 요인, 가치요인 및 모멘텀 요인 포트폴리오의 수익률에 유의한 예측력이 있는지 검증한다. 분석 식은 (12)와 같다.

$$\begin{aligned}MKT_{t,n} &= \alpha_1 + \beta_1 SENT_t + \epsilon_{1t,n} \\SMB_{t,n} &= \alpha_2 + \beta_2 SENT_t + \epsilon_{2t,n} \\HML_{t,n} &= \alpha_3 + \beta_3 SENT_t + \epsilon_{3t,n} \\UMD_{t,n} &= \alpha_4 + \beta_4 SENT_t + \epsilon_{4t,n}\end{aligned}\quad (\text{식 12})$$

여기서 MKT, SMB, HML, UMD는 시장요인, 규모요인, 가치요인, 모멘텀요인이며 SENT는 8개의 투자대용변수를 이용한 투자심리지수를 나타낸다. SMB, HML, UMD의 포트폴리오 수익률은 DataGuide의 Factor Model data를 사용하여 계산하고 MKT는 KOSPI 200 월 수익률에서 무위험수익률(CD91일물 월 수익률)을 차감하여 계산한다. $SMB_{t,n}, MKT_{t,n}, HML_{t,n}, UMD_{t,n}$ 은 t 시점의 각 factor 포트폴리오의 향후 n개월 누적 수익률, $SENT_t$ 는 t시점의 8개 투자심리대용변수를 활용한 월별 투자심리지수, $\epsilon_{t,n}$ 은 예측오차이다.

<표 15>는 회귀분석 결과를 보여준다. 여기서 계산한 투자심리는 연구 기간 중 MKT 포트폴리오의 향후 1, 2, 3, 6개월 누적 수익률에 유의하게 음(-)의 예측력을 나타냈다. 이는 VAR 분석의 결과인 투자심리와 MKT간의 동적 정보 관련성과 강하게 일치한다. 그리고 동 투자심리의 예측력은 7개의 투자심리 대용변수에서 산출한 투자심리가 향후 1개월 후의 MKT 및 SMB 포트폴리오 수익률에만 음(-)의 예측력을 보이고 이후의 기간에는 예측력이 없었던 것과는 매우 다른 결과를 보여주고 있다. 이는 1, 2, 3, 6개월 누적수익률에 다양한 예측력을 보인 파생투자심리지수가 추가됨에 따라 나타난 현상으로 구체적으로 파생투자심리지수가 향후 1, 2, 3, 6개월의 HML 포트폴리오 누적 수익률에 음(-)의 예측력을 보이고 3, 6개월의 MKT 포트폴리오 누적수익률에 음(-)의 예측력을 보인 영향력이 7개 투자대용변수로 산출된 투자심리지수에 변화를 가져온 것으로 생각된다. 결과적으로 미래의 4 factor 주식수익률의 예측력에 있어서 투자심리지수에 포함된 파생투자심리지수가 투자심리지수에 매우 강하게 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 또한 파생투자심리지수의 포함으로 식 (10)의 투자심리지수가 일반적인 투자심리지수가 만족해야 하는 조건을 만족하는 것으로 나타났다. 그러나 파생투자심리가 HML 포트폴리오의 미래 수익률에 대한 강한 예측력을 가진 것에 비해, 주성분 분석 과정에서 이러한 정보력이 대부분 사라지는 것을 확인할 수 있었다.

한편, 이 결과를 파생투자심리만을 활용한 결과와 비교해 볼 수 있다. 7개 대용변수를 활용했을 때에 비해, 파생투자심리를 포함했을 때 설명력이 증가하였으나, 절대적 설명력은 파생투자심리만을 활용했을 때에 비해 낮은 것이 현실이다. BW(2006)를 시작으로 많은 연구들이 개별 변수의 오차로 인하여 여러 대용변수의 공통요인의 중요성을 강조하였으나, 국내 금융시장에서는 파생투자심리 하나의 단변량 변수가 기

존에 활용되는 공통요인에 비해 투자자 심리를 더욱 잘 측정한다고 할 수 있다. 즉, 이상의 결과는 모두 파생거래를 활용한 투자심리의 중요성을 다시 강조한다.

<표 15> 파생심리 포함 투자심리지수의 기업특성에 대한 누적 수익률 예측

향후 n개월 누적수익률 (t기)	종속변수	향후 n개월 누적 수익률(t기)			
	독립변수 (t기)	MKT	SMB	HML	UMD
n=1	상수	0.007* (1.745)	0.002 (0.546)	0.015*** (5.095)	0.010** (2.828)
	투자 심리지수	-0.006** (-2.328)	-0.002 (-0.950)	-0.002 (-0.816)	-0.001 (-0.201)
	수정 R^2	0.016	-0.0015	-0.001	-0.006
n=2	상수	0.012 (1.485)	0.000 (0.758)	0.001*** (5.247)	0.000** (2.905)
	투자 심리지수	-0.008** (-2.008)	2.68E-06 (0.019)	-3.47E-05 (-0.465)	-3.81E-05 (-0.489)
	수정 R^2	0.013	-0.006	-0.005	-0.005
n=3	상수	0.021* (1.740)	0.032 (0.888)	0.090*** (5.272)	0.057*** (2.964)
	투자 심리지수	-0.011* (-1.767)	0.003 (0.122)	-0.003 (-0.303)	-0.005 (-0.431)
	수정 R^2	0.017	-0.006	-0.005	-0.005
n=6	상수	0.044** (2.054)	0.084 (1.348)	0.181*** (5.723)	0.118*** (3.318)
	투자 심리지수	-0.020* (-1.950)	0.025 (0.687)	-0.009 (-0.520)	0.010 (-0.448)
	수정 R^2	0.023	-0.001	-0.003	-0.004

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 투자심리지수가 기업의 4 factor 위험인 MKT, SMB, HML, UMD의 향후 1, 2, 3, 6월의 누적 수익률 예측력을 검증한다. ()내는 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

4. 투자심리지수의 직교화 분석

다음으로는 상기에서 추정한 투자심리지수의 거시경제변수 효과를 제거하기 위해 1차 주성분 분석으로 선택한 8개의 각 대용변수와 거시경제변수와의 회귀분석 결과에서 도출된 잔차를 직교화된 대용변수로 하여 주성분 분석을 실시하였다. 거시경제변수로는 산업생산지수증가율(계절조정, 한국은행), 내구재판매지수 증가율, 준재구재판매증가율, 비내구재 판매지수 증가율(통계청), 서비스생산지수 증가율(계절조정, 한국은행), 경기동행 종합지수(순환 변동치, 한국은행) 등 6개(Kim and Byun, 2009)를 사용하였다. 주성분 분석 결과는 (식 13)과 같다.

(식13)

$$SENT_t = 0.07548SD_t + 0.57558BSI_t + 0.43309VKOSPI_t + 0.35834LIST_t - 0.140903ETF_{t-1} + 0.04269SR_{t-1} - 0.333175TURN_{t-1} + 0.46298SENS_{t-1}$$

위 식의 계수의 부호와 크기는 기존의 선행연구 결과와 유사하게 나타났다. 즉 직교화 된 제 1 주성분 분석 결과인 (식 13)은 표본의 분산 중 22.28%를 설명하고 있어서 직교화하지 않은 주성분 분석(식 10)의 설명력인 21.26%와 유사하며 각 계수의 방향과 8개 투자심리 대응변수와 투자심리간의 상관관계 분석 결과도<표 16> 그 유의성과 방향에서 직교화 전 결과 <표 12>와 큰 차이를 보이지 않고 있다.

<표 16> 직교화된 파생심리 포함 투자자심리지수와 심리대응변수간의 상관관계

상관관계	SENT	BSI	SD	ETF (-1)	LIST	DSSENT (-1)	SR (-1)	TURN (-1)	VKOSPI
SENT	1								
BSI	0.768 *** (15.2)	1							
SD	0.101 (1.28)	-0.194 ** (-2.50)	1						
ETF (-1)	-0.188 ** (-2.42)	0.108 (1.37)	0.044 (0.56)	1					
LIST	0.478 *** (6.89)	-0.243 *** (-3.17)	-0.005 (-0.07)	0.059 (0.75)	1				
DSSENT (-1)	0.618 *** (9.95)	-0.308 *** (-4.09)	-0.045 (-0.57)	0.032 (0.40)	-0.126 (-1.61)	1			
SR (-1)	0.057 (0.72)	-0.079 (-1.01)	0.035 (0.44)	0.118 (1.50)	0.032 (0.40)	0.005 (-0.06)	1		
TURN (-1)	-0.445 *** (-6.28)	0.111 (1.41)	-0.253 *** (-3.31)	0.122 (1.56)	0.054 (0.69)	0.32 *** (4.41)	-0.100 (-1.27)	1	
VKOSPI	0.578 *** (8.96)	-0.348 *** (-4.69)	-0.010 (-0.12)	0.103 (1.31)	-0.131 * (-1.67)	-0.052 (-0.66)	-0.048 (-0.61)	0.152 (1.94)	1

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 투자심리는 8개의 대응변수 각각을 6개의 거시경제변수인 산업생산지수증가율, 내구재판매지수 증가율, 준재구재판매증가율, 비내구재 판매지수 증가율, 서비스생산 지수 증가율, 경기동행종합지수 증가율과의 회귀분석 결과에서 도출된 잔차를 직교화된 대응변수로 하여 주성분 분석을 실시하여 구하고 동 투자심리와 8개 직교화 대응변수와의 상관관계를 나타낸다.()내는 이분산 성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

직교화한 변수를 활용한 투자심리지수가 앞의 결과와 어떻게 달라지는지 확인하기 위해 VAR 분석을 수행한다. 구체적인 분석 모형은 앞 장의 (식 11)과 동일하다. 다만 $Sentiment_t$ 는 t 시점의 직교화된 투자심리를 나타내며 <표 17>에서와 같이 ADF 단위근 검정 결과 단위근이 없음을 확인하였다.

<표 17> 단위근 검정결과

	ADF 검정	
	상수항	상수항 + 추세항
	수준변수	수준변수
투자심리지수	-3.533***	-9.935***

이 표는 직교화된 투자심리지수의 2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간중 단위근 검정 통계량(Augmented Dickey-Fuller 통계량)을 보여준다. 수준변수는 각 지수를 직접 검증한 결과이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 18>은 직교화된 상기 투자심리와 4개 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석의 결과를 보여준다. 직교화 전의 투자심리가 시장요인 포트폴리오 수익률에 대하여 양(+)의 영향력을 보인 반면 직교화된 투자심리는 시장포트폴리오 수익률에 대한 영향력이 이보다 다소 미약하게 나타났다. 그러나 시장요인 포트폴리오 수익률은 직교화된 투자심리에 대해 음(-)의 영향력을 보여 직교화 전과 일치하였다. 전반적으로 거시경제변수를 제거한 직교화된 투자심리는 직교화 전의 투자심리에 비하여 4개 위험요인에 대하여 영향력이 미약하게 나타나 투자심리에 거시경제변수의 영향이 존재하고 있음을 반증하고 있다.

<표 18> 4 factor 및 직교화된 파생심리포함 투자심리지수간의 VAR 분석

시 차	투자심리	MKT	SMB	HML	UMD
상 수	-0.0556 (-0.516)	0.0072 (1.518)	0.0040 (1.046)	0.0138 (4.459)	0.0081 (2.068)
투자심리(-1)	0.3849*** (5.172)	-0.0048 (-1.472)	-0.0026 (-0.990)	-0.0011 (-0.504)	-0.0009 (-0.340)
MKT(-1)	-5.1915*** (-2.861)	-0.0191 (-0.241)	0.0620 (0.955)	0.1024* (1.961)	0.0028 (0.042)
SMB(-1)	1.8977 (0.845)	0.1644* (1.6974)	0.2045** (2.540)	-0.030 (-0.468)	0.1080 (1.324)
HML(-1)	1.9253 (0.661)	0.0526 (0.413)	-0.0940 (-0.900)	0.0238 (0.284)	0.0378 (0.357)
UMD(-1)	-4.1490* (-1.855)	-0.0696 (-0.712)	-0.1215 (-1.517)	0.0023 (0.036)	0.0667 (0.822)
수정 R^2	0.1752	0.0074	0.0545	0.0004	-0.017

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 투자심리지수와 기업의 4개의 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률 간의 VAR 분석 결과이며 ()내는 t-값임. *, **,***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

다음으로 거시경제변수 효과를 제거하여 산출한 직교화된 투자심리지수가 4개의 위험요인인 MKT, SMB, HML, UMD 포트폴리오 수익률에 대해 향후 1, 2, 3, 6월의 예측의 유의성 여부를 검증한다. 예측력 검증 회귀식은 앞 장의 (식 12)와 동일하다.

VAR 분석결과<표18>에서는 직교화된 투자심리가 시장요인에 영향력이 약해진 반면, 회귀분석 결과<표 19>는 거시경제변수 효과를 제거하기 전과 비슷하게 MKT 포트폴리오의 향후 1, 2, 3, 6개월의 누적 수익률에 대하여 유의한 음(-)의 예측력을 보였다. 이는 투자자 심리지수를 활용하여 MKT 포트폴리오에 중점을 둔 투자전략을 수립하는 경우 유의한 초과수익률을 보일 가능성이 클 것으로 보인다.

<표 19> 직교화된 파생심리 포함 투자심리지수의 기업특성에 대한 수익률 예측

향후 n개월 누적수익률 (t기)	종속변수	향후 n개월 누적 수익률(t기)			
	독립변수 (t기)	MKT	SMB	HML	UMD
n=1	상수	0.007* (1.725)	0.002 (0.545)	0.015*** (5.086)	0.010** (2.827)
	투자 심리지수	-0.005** (-2.102)	-0.002 (-0.967)	-0.001 (-0.541)	-0.001 (-0.291)
	수정 R^2	0.009	-0.001	-0.004	-0.006
n=2	상수	0.012 (1.475)	0.000 (0.754)	0.001*** (5.243)	0.000** (2.909)
	투자 심리지수	-0.007** (-2.000)	-2.42E-05 (-0.164)	-2.60E-05 (-0.357)	-2.45E-05 (-0.290)
	수정 R^2	0.009	-0.006	-0.005	-0.006
n=3	상수	0.021* (1.734)	0.032 (0.879)	0.090*** (5.273)	0.057*** (2.978)
	투자 심리지수	-0.011* (-1.747)	-0.003 (-0.135)	-0.002 (-0.162)	-0.000 (-0.027)
	수정 R^2	0.014	-0.006	-0.006	-0.006
n=6	상수	0.044** (2.055)	0.082 (1.318)	0.182*** (5.717)	0.118*** (3.343)
	투자 심리지수	-0.021** (-2.042)	0.007 (0.193)	-0.007 (-0.402)	0.014 (0.550)
	수정 R^2	0.024	-0.006	-0.004	-0.001

2003년 7월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 월 투자심리지수가 기업의 4 factor 위험인 MKT, SMB, HML, UMD의 향후 1, 2, 3, 6개월의 누적 수익률 예측력을 검증한다. ()내는 이분산성과 자기상관성을 고려한 Newey-West HAC 공분산 방법을 사용하여 계산된 t-통계량을 나타내며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 수준에서 유의성을 나타낸다.

V. 결론 및 시사점

본고는 2003년 7월에서 2016년 12월 기간 중의 개인투자자들이 활발하게 거래하고 있는 KOSPI200 옵션거래 자료를 이용하여 추정한 투자심리지수가 Fama-French(1993)와 Carhart(1997)의 위험요인과 정보적으로 어떠한 관련성이 있는지를 분석하였다. 차익거래의 제한 하에서 단기적 과열현상을 측정할 수 있는 투자심리지수가 MKT, SMB, HML, UMD 등의 위험요인이 가진 정보와 독립적인지 여부를 분석함으로써 파생상품을 이용한 투자자심리지수를 활용한 투자전략의 유용성을 검증하였다. 이후 BW(2007) 등에서 투자심리를 반영하는 것으로 알려진 7개의 투자심리 대응변수에 위 파생상품 투자심리지수를 추가하여 주성분분석(Principal Component Analysis)을 수행함으로써, 파생상품 투자심리지수가 기존 방법론에 정보적 기여도를 가지고 있는지를 추가로 검증하였다.

연구결과는 다음과 같다. 첫째, 연구대상기간인 2003년 7월부터 2016년 12월 기간 중, KOSPI200 옵션 투자심리지수는 동 시점의 KOSPI200 시장 수익률의 오가격(과잉반응) 정도를 측정할 수 있었다. 그러나 이러한 설명력이 위험요인으로 알려진 기업규모요인, 가치요인, 모멘텀요인 등의 위험요인과 동시적 관련성이 낮아, 기존 위험요인의 움직임과는 독립적인 것으로 나타났다. 투자심리에 영향을 미칠 것으로 예상되는 시장포트폴리오의 수익률만이 차기의 심리지수에 영향을 미치고 있었다. 그러나 수익률 예측에 대한 분석에서 옵션투자심리지수는 시장초과수익률뿐만 아니라 가치요인 포트폴리오의 1, 2, 3, 6개월 수익률을 일관되게 예측하였다. 이는 옵션투자심리지수가 규모요인이나 모멘텀 요인보다 가치주와 성장주 사이의 가격왜곡과 관련된 투자자의 비합리적 거래행태를 보다 잘 측정하고 있음을 의미한다. 둘째, 파생상품을 활용하지 않은 7개의 투자심리대용지표를 활용하여 얻은 투자심리지수와 위험요인간의 분석에서는 투자심리지표가 규모요인과 1개월 수익률에서 유의한 예측력을 보이고 있으나, 기타 위험요인과는 유의한 관계가 발견되지 않았다. 옵션거래심리지수에 비해 절대적 설명력이 열등한 것으로 나타났다. 셋째, 파생거래 투자심리지수를 포함한 총 8개의 투자대용지표를 활용하여 구한 투자심리는 기존의 7개 지표로 산출한 지수보다 정보력 면에서 우수한 것으로 나타났다. 특히, 전체 시장수익률의 과잉반응과 관계된 오가격을 일관되게 측정하였다. 그러나 모든 변수를 활용하여 투자심리지수를 산출했음에도 불구하고, 각 요인포트폴리오의 미래수익률에 대한 설명력은 파생거래만을 활용한 지수에 비해 우수하지 않았다. 이러한 결과는 파생거래 투자심리지수가 기존의 투자심리지수의 고려 하에서도 투자심리지수로서의 유용성이 매우 크다는 점을 의미한다. 넷째, 거시경제요인의 효과를 제거하기 위해 직교화한 투자심리지수를 추정한 결과에서도 예측력은 직교화 이전 심리지수와 유사하게 나타나 선행연구와 일치함을 보였다. 다만, 시장요인에 대한 정보력이 직교화 전보다 하락하여 투자심리지수의 정보력이 거시경제지표와 일부 연관성을 가지고 있는 것을 확인할 수 있다.

본고는 파생거래투자심리지수가 기존 변수에 비해 투자자의 심리를 측정하는데 우수한 지표임을 확인하였다. 그러나 투자심리의 측정을 시도한 기존의 선행연구들과 마찬가지로 다음의 한계점을 공유한다. 투자자심리의 측정이 미래의 수익률에 유의한 설명력을 보유했다고 하더라도 이 측도가 투자자심리를 완벽히 반영했다고 단정할 수 없다. 이 측도가 특수한 위험요인의 움직임을 측정하는 것일 수도 있다. 이 경우 이 측도는 투자자심리가 아닌 위험요인으로 해석하는 것이 타당할 수 있다. 더구나 투자심리지수는 어디까지나 중기(수개월) 수익률을 예상하는 측도로서 수개월 이상의 수익률 변화에 대해서는 유의한 설명력을 보유했다고 할 수 없다. 장기에 가까울수록 가격은 균형가격으로 회귀하게 되고, 투자심리를 활용해 장기투자전략을 구성하는 것은 한계가 있을 수밖에 없다. 이러한 경우에는 본고의 직교화 과정에서 고려한 거시경제 지표를 활용한 투자전략이 보다 우수할 것으로 예상된다.

참고문헌

- 강장구, 권경운, 심명화, “개인투자자의 투자심리와 주식수익률”, 재무관리연구, 제30권 제3호, 2013, pp.35-68
- 김동환, 이광준, “투자자 심리지수를 이용한 전술적 자산배분에 관한 연구”, 매일경제경제현상 논문, 2014
- 김영규, 한관열, 박형중, “투자자 심리변화가 주식수익률에 미치는 영향 : 기업특성효과를 중심으로”, 한국증권학회 정기학술발표회, 2007
- 김현아, 정성창, “낙관적 투자자의 기대가 핫마켓 상황 IPO 시장의 이상현상에 미치는 영향력 검증”, 재무관리연구, 제27권 제2호, 2010, pp.1-33
- 박재환, “소비심리지수, 투자자 심리지수와 주식수익률”, 금융학회지, 제10권 제2호, 2005, pp.199-224
- 변진호, 김근수, “주식시장 투자 심리지수의 유용성”, 재무관리연구, 제30권 제4호, 2013, pp.225-248
- 이문형, 윤선중, “파생상품투자심리의 주식수익률 예측에 관한 연구”, 금융연구 제31권 제2호, 2017, pp.1-40
- 장승욱, 안승철, “투자심리가 위험-수익에 미치는 영향에 관한 연구”, 경영연구, 제27권 제3호, 2012, pp.63-85
- 정정현, 김수경, “투자자 심리의 척도로서의 시장유동성이 주식수익률에 미치는 영향”, 금융공학연구, 제8권 제4호, 2009, pp.65-90
- 홍정효, 문규현, “코스피 200 선물시장의 수익률, 변동성, 거래량 및 미결제약정간의 관련성”, 재무관리연구, 제24권 제4호, 2007, pp.107-134
- 홍정효, 문규현, “코스피 200 선물거래량 및 미결제약정수는 현물가격예측에 유용한 정보를 제공하는가”, 금융공학연구, 제7권 제1호, 2008, pp.1-25
- Antoniou, C., J. Doukas, and A. Subrahmanyam, “Cognitive dissonance, sentiment, and momentum,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48, 2013, pp.245-275.
- Baker, M. and J. Stein, “Market liquidity as a sentiment indicator,” *Journal of Financial Markets*, 7, 2004, pp.27-299.
- Baker, M. and J. Wurgler, “The equity share in new issues and aggregate stock returns,” *Journal of Finance*, 55, 2000, pp.2219-2257.
- Baker, M., and J. Wurgler, “Appearing and disappearing dividends :The link to catering incentives,” *Journal of Financial Economics*, 73, 2004, pp.271-288
- Baker, M., and J. Wurgler, “Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns,” *Journal of Finance*, forthcoming, 2005.
- Baker, M., and J. Wurgler, “Investor sentiment and the cross-section of stock returns,” *Journal of Finance*, 61, 2006, pp. 1645-1680

- Baker, M., and J. Wurgler, "Investor sentiment in the stock market," *Journal of Economic Perspectives*, 21, 2007, pp.129-152
- Baker, M., and J. Wurgler. and Y. Yuan, "Global, local, and contagious investor sentiment," *Journal of Financial Economics*, 104, 2012, pp.272-287
- Bandopadhyaya, Arindam. and Anne L. Jones, "Measures of Investor Sentiment: A Comparative Analysis Put-call Ratio Vs. Volatility Index." *Journal of Business & Economics Research*, 2008.
- Barber, B., T. Odean, and N. Zhu, "Systematic noise," *Journal of Financial Markets*, 12, 2009, pp.547-569
- Ben-Rephael, A., S. Kandel, and A. Wohl, "Measuring Investor Sentiment with Mutual Fund Flows," *Journal of Financial Economics*, 104, 2012, pp.363-382
- Brown, S., W. Goetzmann, T. Hiraki, N. Shiraishi, and M. Watanabe, "Investor sentiment in Japanese and U.S. daily mutual fund flows," New York University working paper, 2005.
- Carhart, Mark M. "On persistence in mutual fund performance," *The Journal of finance*, 52 (1), 1997, pp.57-82
- Chen, C., P. Lung, and N. tay, "Information flow between the stock and option markets : where do informed trades trade?" *Review of Economics Studies*, 14, 2005, pp.1-23
- Chen, C., P. Lung, and N. Tay, "Informed trading under different market conditions and moneyiness : Evidence from TXO options?" *Pacific-Basin Finance Journal*, 17 (2), 2009, pp.189-208
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. Waldmann, "Noise trader risk in financial markets," *Journal of political Economy*, 98, 1990, pp.703-738
- Easley, D., M. O'Hara, and P. Srinivas, "Option volume and stock prices : Evidence on where informed traders trade," *Journal of Finance*, 53 (2), 1998, pp.431-465
- Fama, E. F. and K. R. French, "The cross-section of expected stock returns," *The Journal of Finance*, 47 (2), 1992, pp.427-465
- Fama, E. F. and K. R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, pp.3-56
- Fama, E. F. and K. R. French, "The capital asset pricing model: Theory and evidence," *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), 2004, pp.25-46

- Fisher, K. and M. Statman, "Investor sentiment and stock returns," *Financial Analysts Journal*, 2003, pp.16-23
- Han, B., "Investor Sentiment and Option Prices," *Review of Financial Studies*, 21 (1), 2008, pp.387-414
- Huang, D., F. Jiang., J. Tu, and G. Zhou, "Investor Sentiment Aligned : A Powerful Predictor of Stock Returns," *Review of Financial Studies*, 2014
- Kelly, B., and S. Pruitt, "The three-pass regression filter : A new approach to forecasting using many predictors," Working paper, University of Chicago, 2012
- Kim, J., D. Kim, and S. Seo, "Investor Sentiment and Return Predictability of the Option to Stock Volume Ratio," *Financial Management*, 2016, pp.1-30
- Kim, S. and, H. Kang, "Tactical asset allocation using investor's sentiment," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 56(2) Forthcoming, 2016
- Kim, K. and J. Byun, "Effect of investor sentiment on market response to stock split announcement," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 39 (6), 2010, pp.687-719
- Kumar, Alok. and Lee, Chales M.C., "Individual investor sentiment and comovement in small stock returns," *Journal of Finance* forthcoming, 2006.
- Lee, C., A. Shelfier, and R. Thaler, "Invester sentiment and return comovement," *Journal of Finance*, 46, 1991, pp.75-109
- Lemmon, M. and E. Portniagunia, "Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence," *Review of Financial Studies*, 19, 2006, pp.1499-1529
- Loughran, T. and J. Ritter, "The new issues puzzle," *Journal of Finance* 50, 1995, pp. 23-51
- Neal, R. and S. Wheatley, "Do measures of investor sentiment predict returns?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 1998, pp.523-548
- Ritter, J., "The long-run performance of initial public offerings," *Journal of Finance*, 42, 1991, pp.365-394
- Schmeling, M., "Investor sentiment and stock returns : Some international evidence," *Journal of Empirical Finance*, 16, 2009, pp.394-408
- Shelfier, A and R. Vishny, "The limit of arbitrage," *Journal of Finance*, 52, 1997, pp.35-55

- Wold, H., "Estimation of principal components and related models by iterative least squares," In P. R. Krishnaiah(eds), *Multivariate Analysis*, New York: Academic Press., 1966, pp.391-420
- Yu, J., and Yuan, "Investor sentiment and the mean-variance relation," *Journal of Financial Economics*, 100, 2011, pp.367-381