

KOSPI200 지수옵션의 괴리율 분석

:과거수익률 적률, 심리적 편향 및 옵션거래량의 영향과 괴리율의 미래수익률에 대한 예측력

김서경*

요약: 본 논문은 KOSPI200 지수옵션의 풋-콜 패리티가 내재하는 내재현물지수를 구하고 이를 실제현물지수와 비교하여 괴리율을 구한 후 이 괴리율의 행사사격에 따른 패턴과 괴리율의 결정요인들을 고찰하였다. KOSPI 지수옵션을 행사가격에 따라 다섯 개의 범주로 구분한 다음, 범주별로 괴리율의 패턴, 과거 60거래일의 현물수익률 적률, 심리적 편향 및 옵션거래량의 괴리율에 대한 영향력을 분석하였으며 괴리율과 미래현물수익률의 상관계수를 구하여 괴리율의 미래현물수익률에 대한 예측력을 고찰하였다.

실증결과, 효율적시장가설하에서의 차익거래이론의 예측과는 달리 괴리율은 모든 범주에서 유의한 음(-)으로 나타났다.

과거현물수익률 적률의 변동성스프레드에 대한 영향력의 분석결과는 과거 60거래일간의 현물수익률의 표준편차 및 왜도는 변동성스프레드의 유의한 결정요인이었으며 표준편차의 회귀계수는 괴리율이 음(-)일 때와 양(+)일 때 서로 달랐다. 음(-)의 표준편차 회귀계수는 옵션투자자의 위험회피성향을 나타내는 것으로 보이며 양(+)의 표준편차 회귀계수는 옵션투자자의 위험추구성향에 기인한 것으로 보여 괴리율이 변곡점을 나타내는 것으로 해석되었다. 양(+)의 왜도 회귀계수는 주식투자자가 극단의 손실을 회피하려는 성향으로 인한 풋옵션의 수요증가에 기인하는 것이며 극단의 이익을 선호하는 성향으로 인한 콜옵션의 수요증가 때문이라는 설명과 일치한다.

범주에 상관없이 심리적 편향은 지속되었으며 전기의 옵션거래량은 금기의 괴리율에 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

괴리율의 미래수익률의 예측력에 대한 분석결과는 괴리율과 미래수익률의 상관계수가 음(-)인 것으로 나타나 반전효과를 보였다. 이러한 KOSPI200 지수옵션 변동성스프레드의 반전효과는 2주후까지 지속되었다.

결론적으로 본 논문은 효율적시장가설과 차익거래이론이 예측하는 바와는 달리, KOSPI200 지수옵션의 괴리율은 0이 아니고 과거수익률 적률, 심리적 편향 및 전기의 옵션거래량에 영향을 받고 있으며 미래현물수익률에 대한 예측력도 가지고 있다는 실증결과를 제시하고 있다.

*서경대학교 경영학부 skkim@skuniv.ac.kr 010-7222-4031

I. 서론

낮은 행사가격(low moneyness)의 지수옵션이 비싸 보인다는 퍼즐은 오랜 연구 주제이다. 이것이 변동성스마일 퍼즐이다. 외가격(OTM) 풋옵션, 특히 딥외가격(deep OTM) 풋옵션가격이 비싸 보이는 현상이 관심의 초점이다.

Rubinstein(1994)와 Jackwerth and Rubinstein(1996)은 Black-Scholes 내재변동성을 계산하여 S&P500 지수옵션의 외가격(OTM) 풋옵션이 등가격(ATM) 풋옵션에 비해 비싼 현상을 발견하였다. Borendarenko(2003)는 S&P500 지수의 풋옵션 가격은 과대평가 되었고 외가격(OTM) 풋옵션의 음(-)의 수익률은 등가격(ATM) 풋의 수익률보다 음(-)의 정도가 훨씬 크다고 하였으며 이러한 풋옵션의 음(-)의 수익률은 기존의 어떤 가격결정모형으로도 설명될 수 없다고 하였다. Johnson(2006)은 S&P500 지수선물의 딥외가격(deep OTM) 풋옵션이 과대평가되었음을 확인하였다. Bakshi and Kapadia(2003)는 지수옵션과 개별주식옵션에서 음(-)의 시장변동성위험프리미엄의 존재를 보여 내재변동성이 실현변동성보다 큰 현상(Jackwerth and Rubinstein (1996))을 설명하였으며 Bollen and Whaley(2004)와 Garleanu et al.(2009)은 이를 제한된 차익거래하에서의 수요압력(demand pressure)으로 설명하였다.

본 논문은 KOSPI200 지수옵션의 풋-콜 패리티가 내재하는 내재현물지수를 구하고 이를 실제현물지수와 비교하여 괴리율을 구한 후 이 괴리율의 행사사격에 따른 패턴과 괴리율의 결정요인들을 고찰하였다.

실증결과, 괴리율로 본 KOSPI200 풋옵션의 가격은 콜옵션의 가격보다 높아 변동성스프레드로 본 풋옵션 가격이 콜옵션가격보다 높은 결과와 일치하였으나 패턴은 달랐다. 변동성 스프레드의 결과는 풋이 외가격(out of the money)으로 갈수록 풋의 내재변동성이 콜의 내재변동성보다 커져 변동성스프레드의 음(-)의 폭이 확대되는 패턴을 띠고 있지만, 괴리율의 분석결과는 풋이 외가격으로 가더라도 괴리율의 음(-)의 방향으로 확대되지 않는 평평한(flat) 패턴을 보였다.

본 논문은 KOSPI200의 괴리율을 범주별로 살펴본 다음, 범주별로 이 괴리율의 결정요인을 분석하였다. 괴리율의 결정요인으로 과거 60거래일의 현물수익률 적률, 심리적 편향의 및 옵션거래량의 괴리율에 대한 영향력을 분석하였으며 괴리율과 미래현물수익률의 상관계수를 구하여 괴리율의 미래현물수익률에 대한 예측력을 고찰하였다.

과거현물수익률 적률의 변동성스프레드에 대한 영향력의 분석결과는 모든 범주에서 과거 60거래일간의 표준편차 및 왜도는 괴리율의 유의한 결정요인이었으며 범주별에 따라 특이한 현상은 나타나지 않았으며 Harvey and Siddique(2000), Bollen and Whaley(2004)와 Garleanu et al.(2009) 등 기존의 이론으로 잘 설명되었다. 표준편차의 경우 괴리율이 음(-)일 때와 양(+)일 때 표준편차가 괴리율에 미치는 영향이 반대로 나타난다. 괴리율이 음(-)일 때는 표준편차의 괴리율에 대한 영향은 유의한 음(-)의 효과가 있으며 괴리율이 양(+)일 때는 표준편차의 괴리율에 대한 영향은 유의한 양(+)의 효과가 있어 괴리율이 음

(-)일 때는 옵션투자자의 위험회피성향으로 풋옵션의 수요증가가 나타나는 것으로 분석되며 괴리율이 양(+)일 때에는 옵션투자자의 위험추구성향이 나타나 콜옵션의 수요증가로 나타나는 것으로 분석된다. 양(+)의 왜도 회귀계수는 주식투자자가 극단의 손실을 회피하려는 성향으로 인한 풋옵션의 수요증가에 기인하는 것이며 극단의 이익을 선호하는 성향으로 인한 콜옵션의 수요증가 때문이라는 설명과 일치한다.

앵커링변수가 괴리율에 미치는 영향은 범주1과 범주5에서 유의한 음(-)의 효과가 나타나 딥외옵션에서는 앵커링이 반전되는 되는 것으로 나타난다. 그 외의 편의의 지속성은 모든 범주에서 유의한 양(+)으로 나타난 심리적 편의가 상당기간 지속된다는 행동재무론의 주장과 일치한다.

전기의 현물거래량 대비 옵션거래량은 금기의 괴리율의 유의한 양(+)의 결정요인이었으며 미국의 개별주식옵션에서 나타난 음(-)의 영향력과는 달라 개별주식옵션을 설명하는 논리가 지수옵션에 적용되지 않는 것으로 보인다. 범주별 특이점은 발견 되지 않았다.

괴리율의 미래수익률의 예측력에 대한 분석결과 역시 미국의 개별주식옵션의 실증결과와 반대로 나타난다. 괴리율이 양(+)일 때 음(-)의 미래수익률을 예측하고 괴리율이 음(-)일 때 양(+)의 수익률을 예측하는 결과인 괴리율과 미래수익률의 상관계수가 음(-)인 것으로 나타나 미국의 개별주식옵션에 대한 기존연구결과와는 반대되는 반전효과를 보였다. 이러한 KOSPI200 지수옵션 괴리율의 반전효과는 2주후까지 지속되며 상관계수가 미래로 갈수록 음(-)의 방향으로 확대되는 패턴을 보였다. 또한 풋옵션이 외가격으로 갈수록 상관계수 음(-)의 방향으로 커지는 패턴을 보이고 있다.

결론적으로 본 논문은 효율적시장가설과 차익거래이론이 예측하는 바와는 달리, KOSPI200 지수옵션의 괴리율은 0이 아니고 과거수익률 적률, 심리적 편의 및 전기의 옵션거래량에 영향을 받고 있으며 미래현물수익률에 대한 예측력도 가지고 있다는 실증결과를 제시하고 있다.

연구자가 아는 한, 국내·외 연구에서 풋-콜 패리티 괴리율을 이런 방식으로 분석한 논문은 처음이다. 따라서 변동성스프레드의 연구 및 선물물의 연구와 비교하며 설명하였다.

본 논문은 5장으로 구성되어 있다. 다음 제2장에서는 풋-콜 패리티의 관계 및 괴리율을 구하는 방식을 설명하고 행사가격에 따라 범주를 구분하는 방법을 서술하였으며 제3장 자료 및 분석방법에서는 분석에 사용된 자료와 실증모형을 기술하였으며 제4장에서 실증결과를, 제5장에서는 본 논문의 요약 및 결론을 서술하였다.

II. 풋-콜 패리티 내재현물가격 및 옵션가격 괴리율

본 논문에서 옵션가격 괴리율은 만기 및 옵션의 행사가격이 같은 콜옵션가격과 풋옵션가격에서 유도된 내재현물가격과 현물가격의 차이를 현물가격으로 나누어 계산하였

다. 내재현물가격을 구하는 절차는 다음과 같다.

차익거래논리(Stoll(1969))에 따르면 KOSPI200 지수옵션과 같은 유러피언 옵션의 경우 만기 및 행사가격(K)이 같은 콜옵션가격(C)과 풋옵션가격(P) 사이에는 다음과 같은 풋-콜 패리티가 성립한다.

$$S = C - P + PV(K) + PV(D) \quad (1)$$

단, S= 현물가격, C= 콜옵션가격, P= 풋옵션가격, PV(K)=행사가격(K)의 현재가치, PV(D)=만기까지의 배당(D)의 현재가치.

그러나 현실에서는 차익거래가 제한되며 다양한 이유로 식(1)은 성립하지 않는다. 본 논문은 KOSPI200 풋-콜 패리티에 내재된 t 시점의 내재현물지수 \hat{S}_t 을 다음과 같이 계산하였다.

$$\hat{S}_t = C_t(K) - P_t(K) + Ke^{-r_t(T-t)/365} + PV(D) \quad (2)$$

단, \hat{S}_t = t 일의 행사가격 K인 풋-콜 패리티 내재현물가격,

$C_t(K)$ = t 일의 행사가격 K인 콜가격,

$P_t(K)$ = t 일의 행사가격 K인 풋가격,

r_t = t 일의 91일물 CD 연이자율,

T-t = 만기까지의 일수,

PV(D) = 만기까지의 배당가치(KRX제공).

괴리율은 위에서 계산된 KOSPI200 내재현물지수에서 실제 KOSPI200 현물지수를 차감한 후 이를 실제 KOSPI200 현물지수로 나누어 계산하였다. 즉, t 시점의 괴리율 msp_t 은 KOSPI200 내재현물지수의 실제 KOSPI200 현물지수 대비 괴리정도를 나타낸다.

$$msp_t = \frac{\hat{S}_t - S_t}{S_t} \quad (3)$$

본 논문은 만기와 행사가격이 같은 KOSPI200 콜옵션과 KOSPI200 풋옵션의 짝(pair)을 만들어 행사가격에 따라 다음과 같이 콜옵션과 풋옵션 짝(pair)을 5개 범주로 구

분하여 괴리율 0인지 아닌지를 살펴보았으며 범주별로 괴리율의 패턴¹⁾을 살펴보았다.

KRX의 경우, KOSPI200 지수옵션의 최근 3개월 결제월의 최초 상장시 행사가격은 2.5포인트 간격으로 ATM 1개, ITM 6개, OTM 6개를 설정한다. 본 논문은 최근월물 중 ATM 콜옵션과 ATM 풋옵션을 하나의 짝(pair)으로 한 범주3(CallATM/PutATM)을 중심으로 ATM의 행사가격보다 5포인트 낮은 ITM 콜옵션과 OTM 풋옵션의 짝을 범주4(CallITM/PutOTM)로 구분하였고 ATM의 행사가격보다 5포인트 높은 OTM 콜옵션과 ITM 풋옵션의 짝을 범주2(CallOTM/PutITM)로 구분하였으며, ATM의 행사가격보다 10포인트 낮은 deep ITM 콜옵션과 deep OTM 풋옵션의 짝을 범주5(CallDITM/PutDOTM)로 구분하였고 ATM의 행사가격보다 10포인트 높은 deep OTM 콜옵션과 deep ITM 풋옵션의 짝을 범주1(CallDOTM/PutDITM)로 구분하였다. 따라서 범주1(CallDOTM/PutDITM)에서 범주5(CallDITM/PutDOTM)로 갈수록 머니니스(K/S)가 감소한다. 즉, 풋옵션을 기준으로 범주1은 deep ITM, 범주2는 ITM, 범주3은 ATM, 범주4는 OTM, 범주5는 deep OTM이 되어 범주 1에서 5로 갈수록 풋옵션은 외가격(out of the money)가 되며, 이와 반대로 콜옵션을 기준으로 볼 때는 범주1에서 범주5로 갈수록 콜옵션은 내가격(in the money)이 된다.

예를 들어, 특정일의 KOSPI200 현물지수가 100이라고 가정하면 ATM으로 구성되어 있는 범주3의 행사가격(K)은 풋옵션과 콜옵션 모두 100이다. 범주4의 행사가격은 풋옵션과 콜옵션 모두 95, 범주5의 행사가격은 풋옵션과 콜옵션 모두 90이다. 또한 범주2의 행사가격은 풋옵션과 콜옵션 모두 105, 범주1의 행사가격은 풋옵션과 콜옵션 모두 110이 된다. 따라서 범주1부터 범주5까지의 행사가격을 순서대로 정리하면 범주1의 행사가격은 110, 범주2의 행사가격은 105, 범주3의 행사가격은 100, 범주4의 행사가격은 95, 범주5의 행사가격은 90이 되며 머니니스(K/S)를 계산하면 범주1의 머니니스는 1.1, 범주2의 머니니스는 1.05, 범주3의 머니니스는 1, 범주4의 머니니스는 0.95, 범주5의 머니니스는 0.9가 된다.

III. 자료 및 분석방법

1. 자료

본 논문은 KOSPI200 현물지수 수익률과 거래량, KOSPI200 옵션의 내재변동성과 거래량을 분석하여 현물지수의 과거수익률 적률, 현물거래량 및 옵션거래량이 풋-콜 패리티가 내재하는 내재현물지수와 현물지수간의 괴리율에 미치는 영향을 살펴보았고 이 괴리율의 미래현물수익률에 대한 예측력을 검증하였다. 자료는 KRX가 제공하는 일별자료를

1) 콜옵션내재변동성과 풋옵션내재변동성의 차이인 변동성스프레드를 분석한 김서경(2019)의 결과는 변동성스프레드가 음(-)이었으며 행사가격(K)이 작아질수록(풋옵션이 외가격으로 갈수록) 음(-)의 정도가 확대되는 패턴을 보였다.

사용하였으며 자료기간은 2004년 1월 2일부터 2017년 12월 28일까지의 14년간이다. KOSPI200 콜옵션과 풋옵션은 자료기간동안 거래된 최근월물을 분석하였으며 각 거래일에 풋옵션과 콜옵션 중 하나라도 거래량이 없는 경우에는 분석에서 제외하였고 옵션만기일의 경우에도 분석에서 제외하였다.

분석은 전체표본을 옵션의 행사가격을 기준으로 범주1부터 범주5까지 다섯 개의 범주로 나누어 진행하였다. 앞장에서 설명한 바와 같이, 범주1은 딥외가격콜옵션(CallDOTM)과 딥내가격풋옵션(PutDITM)으로 구성된 표본(CallDOTM/PutDITM), 범주2는 외가격콜옵션(CallOTM)과 내가격풋옵션(PutITM)으로 구성된 표본(CallOTM/PutITM), 범주3은 등가격콜옵션(CallATM)과 등가격풋옵션(PutATM)으로 구성된 표본(CallATM/PutATM), 범주4는 내가격콜옵션(CallITM)과 외가격풋옵션(PutOTM)으로 구성된 표본(CallITM/PutOTM)이며 범주5는 딥내가격콜옵션(CallDITM)과 딥외가격풋옵션(PutDOTM)으로 구성된 표본(CallDITM/PutDOTM)이다. 범주1의 관측수는 3,243, 범주2의 관측수는 3,300, 범주3의 관측수는 3,300, 범주4의 관측수는 3,298이며 범주5의 관측수는 3,278이다. 따라서 분석에 포함된 전체표본의 관측수는 16,419이다.

2. 분석방법

본 논문은 머니니스별로 KOSPI200 현물지수의 과거수익률 적률, 앵커링변수, 지속성변수 및 옵션거래량이 괴리율에 미치는 영향과 괴리율의 미래수익률의 예측력을 알아 보기 위하여 다음의 네 단계로 분석을 진행하였다.

첫 번째 단계는 행사가격을 기준으로 다섯 개의 범주로 나누어 범주별로 괴리율의 평균과 표준편차를 구하여 괴리율이 0이 아닌지를 t-검정하였으며 범주별 괴리율의 ANOVA검정을 통하여 과거 14년간의 KOSPI200 지수옵션 최근월물의 괴리율의 패턴을 고찰하였다.

두 번째 단계는 범주별로 괴리율을 종속변수로 하고, 과거수익률의 적률, 앵커링변수, 지속성변수 및 옵션거래량/현물거래량을 설명변수로 하는 회귀모형을 추정하였다.

세 번째 단계는 범주별로 현재의 괴리율과 현물지수의 미래수익률간의 상관관계를 구하여 변동성스프레드가 미래수익률에 대하여 예측력을 가지고 있는지를 검증하였다.

네 번째 단계는 변동성스프레드 뿐만 아니라 두 번째 단계의 설명변수들이 미래 현물수익률에 대한 예측력이 있는지를 회귀분석으로 통해 살펴보았다.

(1) 과거수익률 적률, 앵커링, 지속성 및 옵션거래량의 괴리율에 대한 영향

본 논문은 과거수익률의 적률이 KOSPI200 옵션지수의 괴리율에 어떠한 영향을 주는지를 분석함에 있어, 괴리율을 종속변수로 하고 과거 60거래일간 KOSPI200 현물수익

를, 과거 60거래일간 일별수익률로 계산된 표준편차, 과거 60거래일간 수익률로 계산된 왜도가 설명변수에 포함된 회귀식 (5)를 범주별로 추정하였다. 1차 모멘트의 모멘텀효과가 과거 60일간 현물수익률이 양(+)일 때와 음(-)일 때 다르게 나타나는지를 알아보기 위해서 더미변수에 과거60거래일의 현물수익률을 곱한 변수를 설명변수에 포함시켰다. 또한 현물수익률의 변동성의 괴리율에 대한 영향력이 괴리율이 양(+)일 때와 괴리율이 음(-)일 때 서로 다른지를 알아보기 위해 더미변수에 과거60거래일 표준편차를 곱한 변수를 설명변수에 포함시켰다. 앵커링변수는 내재현물지수가 과거현물지수에 앵커링하는가를 보기 위하여 포함시켰으며 지속성변수는 전일의 괴리율이 현재의 괴리율에 지속적으로 나타나는가를 보기 위하여 포함시켰다. 옵션거래량의 정보효과를 알아보기 위하여 전일의 옵션거래량/현물거래량변수를 회귀식에 포함시켰다.

범주별로 추정된 회귀식 (4)는 다음과 같다.

$$msp_t = \beta_0 + \beta_1 ret60_t + \beta_2 Dret60_t + \beta_3 std60_t + \beta_4 Dmspstd60_t + \beta_5 skew60_t + \beta_6 anchor_{t-1} + \beta_7 persist_t + \beta_8 O/S_{t-1} + e_t \quad (4)$$

단,

msp_t = t 시점의 괴리율,

$ret60_t$ = 과거60거래일간(t-61에서 t-1)의 KOSPI200 현물지수의 수익률,

$Dret60_t$ = 더미변수(D)* $ret60_t$, D는 $ret60_t$ 가 0 보다 크거나 같으면 1, 아니면 0,

$std60_t$ = 과거60거래일간(t-61에서 t-1)의 KOSPI200 현물지수수익률의 표준편차,

$Dmspstd60_t$ = 더미변수(Dmsp)* $std60_t$, Dmsp는 msp_t 가 0 보다 크거나 같으면 1, 아니면 0,

$skew60_t$ = 과거60거래일간(t-61에서 t-1)의 KOSPI200 현물지수수익률의 왜도,

$anchor_{t-1}$ = 앵커링편의($\widehat{S_{t-1}} - (S_{t-2} + S_{t-3})/2$),

$persist_t$ = t-1 시점의 괴리율(msp_{t-1})

O/S_{t-1} = t-1 시점의 (콜옵션거래량+풋옵션거래량)/KOSPI200 현물거래량),

e_t = 오차항.

식(5)에서 괴리율 msp_t 의 결정요인으로 $ret60_t$, $std60_t$ 및 $skew60_t$ 이 식(4)의 설명변수에 포함된 것은 Amin et al.(2004)에서 유의한 변동성스프레드의 결정요인이었기 때문이다. $Dret60_t$ 은 과거 60거래일 현물수익률의 모멘텀효과가 과거60일간 수익률이 양(+)일 때와 음(-)일 때 서로 다른가를 알아보기 위한 것이다. 이와 같이 더미변수를 포함시키면 $ret60_t$ 의 회귀계수(β_1)는 $ret60_t$ 이 음(-)일 때의 모멘텀효과를 의미하

며 $ret60_t$ 와 $Dret60_t$ 의 회귀계수의 합($\beta_1 + \beta_2$)는 $ret60_t$ 이 양(-)일 때의 모멘텀효과를 의미한다.

한편, Harvey and Siddique(2000)의 조건부 3차 적률 CAPM 모형에서 KOSPI200을 시장포트폴리오로 보면 다음의 관계식을 갖는다(김서경(2018)).

$$E_t[r_{M,t+1}] = \gamma_{1,t} Var_t[r_{M,t+1}] + \gamma_{2,t} Cov_t[r_{M,t+1}, r_{M,t+1}^2] \quad (5)$$

단,

$E_t[r_{M,t+1}]$ = 시장포트폴리오의 기대초과수익률,

$Var_t[r_{M,t+1}]$ = 시장포트폴리오의 분산(variance),

$Cov_t[r_{M,t+1}, r_{M,t+1}^2]$ = 시장포트폴리오의 왜도(skewness).

투자자의 절대위험회피형의 가정하에 $\gamma_{1,t}$ 는 양(+)이며 양(+)의 왜도를 선호하는 현상을 나타내는 비증가절대위험회피도의 특성 때문에 $\gamma_{2,t}$ 는 음(-)이 된다.

본 논문은 식(5)를 $std60_t$, $Dmspret60_t$, $skew60_t$ 의 회귀계수 $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ 를 해석하는데 있어 기준으로서 사용하였다. 더미변수 Dmsp는 변동성의 괴리율 msp_t 에 대한 영향이 괴리율이 양(+)일 때와 음(-)일 때 서로 다른가를 알아보기 위한 것이다. 이와 같이 더미변수 Dmsp를 포함시키면 $std60_t$ 의 회귀계수(β_3)는 괴리율 msp_t 이 음(-)일 때 변동성 $std60_t$ 이 괴리율에 미치는 영향을 의미하며, $std60_t$ 와 $Dmspstd60_t$ 의 회귀계수의 합($\beta_3 + \beta_4$)는 괴리율 msp_t 이 음(-)일 때 변동성 $std60_t$ 이 괴리율에 미치는 영향을 의미한다.

앵커링편의 $anchor_{t-1}$ 는 전기의 내재현물지수 $\widehat{S_{t-1}}$ 가 전전기의 현물지수 S_{t-2} 와 전전전기의 현물지수 S_{t-3} 의 평균에 앵커링되어 그 앵커링이 괴리율에 영향을 미치는가를 알아보기 위해 회귀식에 설명변수로 포함하였다. 김서경(2019b)는 전기의 선물지수가 전전기의 현물지수 S_{t-2} 와 전전전기의 현물지수 S_{t-3} 의 평균에 앵커링되어 시장스프레드에 유의한 양(+)의 영향을 주고 있음을 보였다.

전기의 옵션거래량을 전기의 현물거래량으로 나눈 현물거래량 대비 옵션거래량 O/S_{t-1} 이 설명변수에 포함된 것은 John and So(2012)가 O/S 변수는 미래 주가에 예측력을 가지고 있으며 O/S가 미래주가와 음(-)의 관계를 가지고 있음을 이론적 및 실증적으로 보였기 때문이다.

(2) 괴리율과 미래현물수익률의 상관관계

Bali and Hovakimian(2009)과 Cremers and Weinbaum(2010)은 개별주식옵션의 변동성스프레드가 미래수익률에 대한 예측력을 가지고 있다고 보고하였다. Bali and

Hokimian(2009)는 변동성스프레드에 크기에 따라 5개의 주식포트폴리오(quintile portfolios)를 구성한 후 다음 달의 5개의 포트폴리오의 주식수익률을 살펴본 결과 변동성스프레드가 클수록 (풋옵션가격에 비하여 콜옵션가격이 상대적으로 비쌀수록) 다음 달의 주식수익률이 커지고 있음을 발견하였다. Cremer and Weinbaum(2010) 역시 변동성스프레드가 1주 또는 4주의 미래 주식수익률에 대한 예측력을 가지고 있음을 보였다. 이는 개별주식의 변동성스프레드가 적어도 미래 4주까지 주가수익률에 대한 예측력을 보이고 있으며 콜옵션이 풋옵션에 비하여 비쌀수록 미래 주식수익률이 높다는 것을 시사하고 있다.

본 논문은 괴리율과 미래 KOSPI200 현물수익률의 관계를 분석하였다. 범주별로 괴리율과 KOSPI200수익률간의 상관계수를 계산하여 변동성스프레드의 미래예측력을 검증하였다.

다음의 상관계수를 계산하여 괴리율의 2주까지 KOSPI200 현물지수수익률에 대한 예측력을 살펴보았다.

$$corrmspret_{t,t+i} = Correlation(msp_t, ret_{t+i}) \quad (6)$$

단,

$corrmspret_{t,t+i}$ = t 시점의 괴리율과 t+i 시점의 현물수익률의 상관계수,

msp_t = t 시점의 괴리율,

ret_{t+i} = t+i 시점의 KOSPI200 현물수익률,

i = 1, 2, 3, 4, 5, 10.

$corrmsppret_{t,t+1}$ 은 t 일의 괴리율과 t+1 일의 KOSPI200 현물수익률의 상관계수를 의미한다. 일주의 거래일은 보통 5일이며 따라서 $corrmsppret_{t,t+5}$ 은 현재의 괴리율과 향후1주일간의 현물수익률 수익률의 상관계수를 의미하며 $corrmsppret_{t,t+10}$ 은 변동성스프레드와 향후 2주간간의 상관계수를 의미한다.

추가로 ret_{t+i} 를 종속변수로 하고 독립변수를 msp_t 와 식(5)의 설명변수로 하는 다음의 회귀식 (7)을 추정하였다.

$$ret_{t+i} = \beta_0 + \beta_1 msp_t + \beta_2 ret60_t + \beta_3 Dret60_t + \beta_4 std60_t + \beta_5 Dmspstd60_t + \beta_6 skew60_t + \beta_7 anchor_{t-1} + \beta_8 msp_{t-1} + \beta_9 O/S_{t-1} + e_{t+i} \quad (7)$$

단, i= 5, 10

괴리율 이외에도 어느 설명변수가 일주일후의 미래수익률 ret_{t+5} 와 이주일후의 미래수익률 ret_{t+10} 에 대한 예측력이 있는가를 알아보기 위하여 회귀식(7)을 추정한 것이다.

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계량

<표1>은 관측수, 머니니스와 본 논문의 분석에서 사용한 변수들의 평균 및 표준편차를 범주별로 보여준다. 2장에 설명한 바와 같이 만기와 행사가격이 같은 콜옵션과 풋옵션의 짝을 만들어 행사가격의 크기에 따라 5개의 범주로 구분하였다. 범주1은 딥외가격콜옵션과 딥내가격풋옵션의 짝, 범주2는 외가격콜옵션과 내가격풋옵션의 짝, 범주3은 등가격콜옵션과 등가격풋옵션, 범주4는 내가격콜옵션과 외가격풋옵션의 짝, 범주5는 딥내가격콜옵션과 딥외가격풋옵션의 짝으로 구성되어 있다. 범주1에서 범주5로 갈수록 행사가격이 작아지며 풋옵션이 내가격에서 외가격으로 향한다.

표에서 보듯이 외가격콜옵션과 내가격풋옵션으로 구성된 범주2와 등가격옵션으로 구성된 범주3에서 관측수가 3,300일로 범주2와 범주3은 모든 거래일을 포함하고 있음을 알 수 있으며 행사가격이 가장 큰 범주1과 풋옵션이 외가격인 범주4 및 범주5에서는 옵션이 모든 거래일에 거래되지 않았음을 보여준다. 머니니스는 예상한 바와 같이 등가격옵션으로 구성된 범주3에서 1.0000이며 범주1에서 범주5로 갈수록 작아지고 있음을 알 수 있다. 최근월물을 분석대상으로 하였으므로 옵션만기까지의 일수는 대체로 15일이며 모든 거래일을 포함하고 있는 범주2와 범주3의 만기까지의 일수는 15.1294로 같다.

콜옵션가격은 범주1에서 범주 5로 갈수록(콜이 내가격으로 갈수록) 커지며 풋옵션가격은 범주1에서 범주 5로 갈수록(풋이 외가격으로 갈수록) 작아지며 등가격인 범주5에서 콜옵션가격과 풋옵션가격간의 가격차이가 가장 적으며 콜옵션가격이 풋옵션가격보다 약간 높다.

콜옵션거래량은 콜옵션이 외가격인 범주2에서 가장 많았으며 다음은 콜옵션이 딥외가격인 범주1, 그 다음은 등가격인 범주3 순이었으며 콜옵션이 내가격이 갈수록 거래량은 작아짐을 알 수 있고 풋옵션거래량 역시 풋옵션이 외가격인 범주 4에서 가장 많았으며 풋옵션이 딥외가격인 범주5, 그 다음은 등가격인 범주3 순이었으며 풋옵션이 내가격으로 갈수록 거래량이 적어진다. 콜옵션과 풋옵션 모두 외가격일 때 거래량이 많고 내가격으로 콜옵션거래량은 콜옵션이 외가격인 범주2에서 가장 많았으며 다음은 콜옵션이 딥외가격인 범주1, 그 다음은 등가격인 범주3 순이었으며 콜옵션이 내가격이 갈수록 거래량은 작아짐을 알 수 있고 풋옵션거래량 역시 풋옵션이 외가격인 범주 4에서 가장 많았으며 풋옵션이 딥외가격인 범주5, 그 다음은 등가격인 범주3 순이었으며 풋옵션이 내가격으로 갈수록 거래량이 적어진다. 콜옵션과 풋옵션 모두 외가격일 때 거래량이 많고 내가격으로 갈수록 거래량이 적어지는 것을 보여준다.

분석기간 동안 KOSPI200 현물지수의 평균은 219.65, 표준편차는 54.25이었으며 일일평균거래량은 106,695천주였으며 표준편차는 45,073천주였다. 과거 60거래일의

KOSPI200 수익률은 2.03%, 과거 60거래일의 일일수익률로 계산된 표준편차는 0.0118, 과거 60거래일의 일일수익률로 계산된 왜도는 -0.1781로 왜도가 음(-)이었음을 보여준다.

<표1> 범주별 관측수, 머니니스, 옵션만기, 옵션가격, 옵션거래량, 현물가격, 과거현물수익률 적률의 평균 및 표준편차

이 표는 범주별로 본 논문의 분석에 사용된 변수에 대한 평균과 표준편차를 보여준다. 범주는 행사가격과 만기가 같은 콜옵션과 풋옵션의 짝으로 구성되었으며, 범주1은 딥외가격 콜옵션과 딥내가격풋옵션의 짝, 범주2는 외가격콜옵션과 내가격풋옵션의 짝, 범주3은 등가격콜옵션과 등가격풋옵션, 범주4는 내가격콜옵션과 외가격풋옵션의 짝, 범주5는 딥내가격 콜옵션과 딥외가격풋옵션의 짝으로 구성되어 있다. 괄호 안은 표준편차를 나타낸다.

범주	범주1 CallDOTM/ PutDITM	범주2 CallOTM/ PutITM	범주3 CallATM/ PutATM	범주4 CallITM/ PutOTM	범주5 CallDITM/ PutDOTM
관측수	N=3,243	N=3,300	N=3,300	N=3,298	N=3,278
moneyness 행사가격/현물가격	1.0491 (0.0167)	1.0247 (0.0090)	1.0000 (0.0037)	0.9753 (0.0091)	0.9507 (0.0170)
timemat 옵션만기까지 일수	15.0925 (8.7651)	15.1294 (8.7938)	15.1294 (8.7938)	15.1316 (8.7935)	15.1428 (8.7886)
callprice 콜가격	0.5710 (0.9245)	1.3510 (1.3892)	3.2334 (1.7535)	6.6149 (1.6330)	10.8545 (1.3856)
putprice 풋가격	10.4998 (1.3806)	6.3091 (1.6152)	3.1947 (1.7858)	1.6015 (1.5445)	0.8446 (1.1231)
callvol 콜거래량	462,366 (473,239)	652,119 (729,559)	299,698 (616,455)	14,266 (53,345)	1,500 (3,654)
putvol 풋거래량	2,209 (6,708)	15,797 (45,494)	259,348 (548,951)	497,738 (609,604)	376,110 (372,097)
sprice 현물가격	220.50 (53.82)	219.65 (54.25)	219.65 (54.25)	219.72 (54.20)	219.96 (54.14)
svol 현물거래량(단위:천)	105,972 (44,576)	106,695 (45,073)	106,695 (45,073)	106,647 (45,042)	106,511 (44,956)
ret60 과거60일현물수익률	0.0189 (0.0934)	0.0203 (0.0935)	0.0203 (0.0935)	0.0204 (0.0932)	0.0210 (0.0929)
std60 과거60일수익률표준편차	0.0118 (0.0059)	0.0118 (0.0059)	0.0118 (0.0059)	0.0118 (0.0059)	0.0118 (0.0059)
skew60 과거60일수익률왜도	-0.1785 (0.4787)	-0.1781 (0.4767)	-0.1781 (0.4767)	-0.1779 (0.4768)	-0.1773 (0.4761)

2. 범주별 괴리율과 변동성스프레드

본 절에서는 범주별에 따라 괴리율과 변동성스프레드가 어떻게 변화하는지를 고찰하였다. 이론적으로 풋-콜패리티와 Black-Scholes 모형의 특성 때문에 범주별 괴리율과 내재변동성은 0이 되어야한다.

<표2>의 패널A는 범주별로 괴리율의 평균, 표준편차, 평균이 0에 대한 t-test 결과인 t-값 및 범주별 평균차이에 대한 ANOVA검정결과이며 <표2>의 패널B는 범주별로 변동성스프레드의 평균, 표준편차, 평균이 0에 대한 t-test 결과인 t-값 및 범주별 평균차이에 대한 ANOVA검정결과이다. 패널 A의 괴리율의 결과를 보면 괴리율은 모든 범주에서 유의한 음(-)으로 내재현물지수가 실제 현물지수를 저평가 하는 것으로 나타난다. 이는 콜옵션이 풋옵션에 비해 저평가 되고 있는 것으로 보이며 ANOVA의 결과는 범주별로 저평가정도는 차이가 없는 것으로 나타난다. 반면, 범주별 변동성스프레드의 분석결과를 보면 전체적으로 변동성스프레드는 음(-)으로 콜옵션이 풋옵션에 비해 저평가 되는 것을 확인시켜주지만 변동성스프레드가 범주1에서 범주5로 갈수록(풋옵션이 외가격으로 갈수록) 변동성스프레드가 단조적으로 음(-)의 방향으로 커져 범주1에서 가장 작은 음(-)의 값을 가지며 범주5에서 가장 큰 음(-)의 값을 갖는 것을 보여준다. t-검정의 결과 역시 범주1에서는 유의하지 않았으나 범주2부터 범주5까지 변동성스프레드는 0이 아니며 풋옵션이 외가격으로 갈수록 커지는 현상이 나타나며 ANOVA검정에서 이러한 현상이 통계적으로 유의함을 보여준다.

범주별 괴리율의 패턴과 변동성스프레드의 패턴의 차이는 괴리율이 주는 정보와 변동성스프레드가 주는 정보에 차이가 있음을 의미한다. 또한 외가격으로 갈수록 변동성스프레드가 음(-)의 방향으로 확대되어 외가격 풋옵션이 상대적으로 비싸게 보이는 것은 Black-Scholes 모형의 편의(bias)에 기인하는 것으로 보인다.

<표2> 범주별 괴리율과 변동성스프레드의 평균, 표준편차, t-값 및 범주별 차이에 대한 ANOVA검정

이 표는 범주별로 괴리율과 변동성스프레드의 평균, 표준편차, 평균이 0에 대한 t 검정(t-test) 결과인 t-값 및 범주별 평균차이에 대한 ANOVA검정결과를 보여준다.

패널A:괴리율					
	N	평균	표준편차	t 값	Pr > t
범주1	3,243	-0.00056	0.0032463	-9.87	<.0001
범주2	3,300	-0.00064	0.0029197	-12.53	<.0001
범주3	3,300	-0.00061	0.0028913	-12.20	<.0001
범주4	3,298	-0.00071	0.0030028	-13.52	<.0001
범주5	3,278	-0.00068	0.0028148	-13.81	<.0001
전체	16,419	-0.00064	0.0029780	-27.55	<.0001
Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
범주	4	0.00004135	0.00001034	1.17	0.3238

패널B:변동성스프레드					
	N	평균	표준편차	t 값	Pr > t
범주1	3,243	-0.00269	0.102899	-1.49	0.137
범주2	3,300	-0.00812	0.06282	-7.42	<.0001
범주3	3,300	-0.00834	0.038485	-12.45	<.0001
범주4	3,298	-0.01943	0.068879	-16.20	<.0001
범주5	3,278	-0.04203	0.114982	-20.93	<.0001
전체	16,419	-0.01613	0.083486	-24.76	<.0001
Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
범주	4	3.232679	0.80817	119.29	<.0001

3. 과거수익률 적률, 앵커링, 지속성 및 옵션거래량의 괴리율에 대한 영향의 추정결과

본 절은 과거수익률의 적률, 앵커링, 지속성 및 옵션거래량이 KOSPI200 지수옵션의 변동성스프레드에 영향을 주는지를 알아보기 위하여 각 범주별 표본에 대하여 회귀식 (4)를 추정하였다. 측정오차(measurement error)에 따른 회귀계수의 편의와 비밀치성을 피하기 위하여 GMM방식을 사용하였으며 오차항의 이분산성과 자기상관을 고려하여 Newey-West(1987)방법으로 표준오차를 조정하였다. <표3>은 전체기간(2004년-2017년)에 대한 범주별 추정결과를 제시하고 있다.

<표3>에서 보듯이 과거 60거래일의 현물지수수익률 $ret60_t$ 의 회귀계수 β_2 는

범주1, 범주2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 0.001502, 0.001837, 0.002931, 0.003764, 0.001502로 모든 범주에서 양(+)이나 유의하지 않아 현물지수수익률이 음(-)일 때 모델링효과는 없는 것으로 판단된다. $ret60_t$ 에 더미변수를 곱한 $Dret60_t$ 의 회귀계수 β_3 는 범주1, 범주2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 -0.00317, -0.00319, -0.00518, -0.00621, -0.00317로 모두 음(-)이고 범주1과 4에서만 10%수준에서 유의하여 과거 60거래일의 현물지수수익률의 괴리율에 대한 영향은 현물지수수익률이 음(-)일 때와 현물지수수익률이 양(+)일 때 서로 약간의 차이가 있는 것으로 보인다. 현물지수수익률이 양(+)일 때의 영향은 $ret60_t$ 의 회귀계수(β_2)와 $Dret60_t$ 의 회귀계수(β_3)의 합($\beta_2 + \beta_3$)이므로 범주1, 범주2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 -0.00167, -0.00135, -0.00225, -0.00245, -0.00167로 모두 음(-)이나 유의하지 않아 과거60거래일의 현물지수수익률이 양(+)일 때도 과거현물지수수익률의 괴리율에 대한 영향은 없는 것으로 판단된다.

과거 60거래일의 현물수익률로 계산된 표준편차 $std60_t$ 의 괴리율에 대한 영향은 괴리율이 음(-)일 때와 괴리율이 양(+)일 때 크게 달랐다. 괴리율이 음(-)일 때는 유의한 음(-)의 효과가 있는 것으로 나타났으며 괴리율이 양(+)일 때는 유의한 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 괴리율이 음(-)일 때의 영향을 나타내는 표준편차 $std60_t$ 의 회귀계수 β_4 는 범주1, 범주2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 -0.13873, -0.13355, -0.13599, -0.14382, -0.13873로 모두 음(-)이며 1%수준에서 유의하였다. 이는 Amin et al.(2004)의 실증결과인 과거 60거래일의 현물수익률로 계산된 표준편차 $std60_t$ 의 회귀계수가 음(-)으로 나타난 것과 일치되며 주식투자자의 절대적위험회피성향 가정하의 Harvey and Siddique(2000)의 연장선인 식(5)이 예측한 결과와도 일치한다²⁾. 반면, 괴리율이 양(+)일 때는 이와 반대로 나타난다. 괴리율이 양(+)일 때의 괴리율에 대한 변동성의 영향을 나타내는 표준편차 $std60_t$ 의 회귀계수 $\beta_4 + \beta_5$ 는 범주1, 범주

2) Harvey and Siddique(2000)의 연장선인 식(5)의 변동성 계수의 부호는 양(+)이며 왜도 계수의 부호는 음(-)이다. 위의 실증결과는 괴리율이 음(-)일 때 변동성($std60_t$) 회귀계수의 부호가 음(-)이며 괴리율이 양(+)일 때 변동성($std60_t$) 회귀계수의 부호가 양(+)이다. 왜도($skew60_t$)의 회귀계수도 양(+)이다. 식(5)의 변동성 계수와 실증결과의 변동성($std60_t$) 회귀계수의 부호가 다를 때 이를 예측과 실증결과가 일치한다고 하고 두 계수의 부호가 같을 때 예측과 반대 된다고 하는 이유는 식(5)의 좌변은 기대수익률이고 실증결과의 종속변수는 괴리율이기 때문이다. 식(5)에서는 주식투자자의 위험회피성향 때문에 변동성이 크면 기대수익률도 높다. 실증모형에서 변동성($std60_t$) 회귀계수가 같은 양(+)이면 변동성이 클 때 콜옵션가격이 풋옵션가격에 비해 상대적으로 높다는 의미이며 이는 주가가 오르는 것에 베팅하는 수요가 많다는 것을 의미한다. 또한 변동성이 작을 때는 풋옵션을 상대적으로 선호한다는 의미이며 주가가 내리는 것에 베팅하는 수요가 많다는 의미이다. 그러나 주식을 보유하고 있는 위험회피형 투자자는 주가변동성이 커지면 주식포지션을 헤지하기 위하여 풋옵션에 대한 수요가 늘기 때문(또는 주식포지션을 줄이기 때문)에 변동성 스프레드에 대한 변동성($std60_t$)의 회귀계수가 음(-)이 되는 것을 예측한다. 따라서 식(5)의 이론모형의 변동성 계수와 실증분석모형의 변동성($std60_t$) 회귀계수의 부호는 서로 반대 되는 것으로 예측된다. 즉 식(5)의 이론 모형에서 변동성 계수의 부호는 양(+)이며 실증모형의 변동성회귀계수는 음(-)으로 예측된다. 모형에서는 식(5)의 왜도 계수와 실증결과의 왜도($skew60_t$)의 회귀계수의 관계에 대한 해석도 같은 논리가 적용된다. 투자자는 식(5)에서 우향 왜도를 가진 주식(right-skewed stock)을 선호하기 때문에 기대수익률이 낮아 왜도 계수의 부호는 음(-)이다. 그러나 본 논문의 실증모형에서는 양(+)의 회귀계수를 예측한다.

2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 0.136832, 0.143071, 0.13383, 0.13875, 0.136832로 모두 양(+)이며 1%수준에서 유의하였다. 이는 Amin et al.(2004)의 실증결과인 과거 60거래일의 현물수익률로 계산된 표준편차 $std60_t$ 의 회귀계수가 음(-)으로 나타난 것과 반대되며 주식투자자의 절대적위험회피성향 가정하의 Harvey and Siddique(2000)의 연장선인 식(5)이 예측한 결과와도 반대된다. KOSPI200 옵션투자자의 경우 괴리율이 양(+)일 때에는 과거현물수익률의 변동성이 커지면 콜옵션에 대한 수요가 풋옵션의 수요보다 큰 위험추구형의 투자자의 형태를 띠는 것을 실증결과는 보이고 있다. 괴리율이 양(+)일 때는 콜옵션가격이 풋옵션가격보다 상대적으로 높을 때이며 괴리율이 음(-)일 때는 콜옵션가격이 풋옵션가격보다 상대적으로 낮을 때이다. 괴리율이 위험선호와 위험회피의 변곡점(threshold point)이 된다는 점이 흥미롭다.

한편, 과거 60거래일의 현물수익률로 계산된 왜도 $skew60_t$ 의 범주별 변동성스프레드에 대한 영향도 모두 유의한 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타나 Amin et al.(2004)의 실증결과와 일치하며 주식투자자의 비증가절대위험회피도의 특성하의 Harvey and Siddique(2000)의 연장선인 식(6)이 예측한 결과와도 일치한다. 왜도 $skew60_t$ 의 회귀계수 β_5 는 범주1, 범주2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 0.000221, 0.0002, 0.000275, 0.000228, 0.000221로 모두 양(+)이며 1%수준에서 유의하였다. 유의한 양(+)의 효과는 과거현물의 왜도가 커지면 콜옵션가격이 풋옵션가격에 비하여 상대적으로 커지며 과거 현물의 왜도가 작아지면 풋옵션가격이 콜옵션가격에 비하여 커진다는 것을 의미한다. 과거 현물의 왜도가 우향하면 앞으로 우향할 가능성이 높은 것으로 보아 콜옵션의 수요가 풋옵션에 비하여 상대적으로 증가하는 것으로 보이며 과거 현물의 왜도가 좌향하면 포트폴리오보험의 수요증가로 풋옵션의 수요가 콜옵션에 비하여 상대적으로 증가하는 것으로 보인다. 주식투자자의 공포혐오증으로 좌향왜도에 대한 기피로 인하여 풋옵션의 수요가 증가한다는 논리와도 일치한다.

앵커링편의 $anchor_{t-1}$ 의 괴리율에 대한 영향을 나타내는 회귀계수 β_6 는 범주1, 범주2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 -0.00003, -0.00003, 0.000001, -0.00001, -0.00003으로 범주3을 제외하고 모두 음(-)이며 범주1과 범주5에서 5%수준에서 유의하였다. 김서경(2019a)의 시장스프레드의 분석에서 유의한 양(+)의 회귀계수의 결과와 다르다. 옵션의 경우에는 선물과 달리 앵커링편의가 약한 반전을 보이는 것으로 보인다.

편의의 지속성을 나타내는 $persist_t(=msp_{t-1})$ 의 회귀계수 β_7 은 범주1, 범주2, 범주3, 범주4, 범주5에서 각각 0.21686, 0.249046, 0.233412, 0.234395, 0.2686으로 모두 양(+)이며 1%수준에서 유의하였다. 이는 심리적 편의는 상당기간 지속된다는 행동재무학의 견해³⁾와 일치한다.

전기의 현물거래량 대비 옵션거래량 O/S_{t-1} 의 회귀계수 β_8 은 범주1, 범주2, 범주

3) Lamont and Thaler(2003)는 금융시장에서 일물일가의 법칙에 어긋나는 현상과 이 현상이 오랫동안 지속되는 여러 가지 예를 들고 있다. 더욱이 Nordhaus(1987)는 예측에 있어서도 예측자들이 전에 가지고 있던 견해를 너무 오래 가지는 예측 관성(forecast inertia)을 가져 예측에 앵커링이 있다는 직접적인 증거를 제시하였다.

3, 범주4, 범주5에서 각각 -0.00003 , -0.00002 , -0.00001 , -0.00001 , -0.00003 으로 모두 음(-)이며 1%수준 또는 5%수준에서 유의하였다. 이는 전기의 현물거래량 대비 옵션 거래량이 금기의 괴리율을 설명한다는 것으로 John and So(2012)결과와 일치하나 부호는 반대로 나타난다. John and So(2012)는 O/S가 작은 주식일수록 다음 기에 높은 수익률을 보이는 결과를 보였지만 괴리율은 음(-)의 현물지수를 포함하고 있어(식(3)) O/S_{t-1} 의 부호가 양(+)임을 예측한다.

요약하면, 과거 60일간 현물지수수익률은 유의적이지 않았으며 변동성 및 왜도는 괴리율에 유의한 영향을 미쳤다. 변동성의 회귀계수는 괴리율이 0보다 작을 때 음(-), 괴리율이 0보다 클 때 양(+)으로 나타나 괴리율이 음(-)일 때에는 과거현물수익률의 변동성이 커지면 풋옵션에 대한 수요가 콜옵션의 수요보다 큰 위험회피형의 투자자의 형태를 띠는 반면, 괴리율이 양(+)일 때에는 과거현물수익률의 변동성이 커지면 콜옵션에 대한 수요가 풋옵션의 수요보다 큰 위험추구형의 투자자의 형태를 띠는 것을 실증결과는 보이고 있다. 실증결과는 과거 변동성이 커지면 콜옵션을 풋옵션에 비하여 선호하고 변동성이 작아지면 풋옵션을 콜옵션에 비하여 선호하는 것과 일치하는 현상을 보여 옵션투자자의 위험추구성향에 기인한 것으로 보인다. 왜도의 회귀계수는 양(+)으로 주식투자자가 극단의 손실을 회피하려는 성향(예를 들어, 극단의 참사(Barro(2009))) 때문에 왜도가 음(-)일 때 풋옵션에 대한 수요증가로 변동성스프레드가 음(-)으로 나타나는 현상과 일치하며 왜도가 양(+)일 때는 극단의 이익을 추구하는 성향(예를 들어, lotto에 대한 구매수요) 때문에 콜옵션에 대한 수요증가로 변동성스프레드가 양(+)으로 나타나는 현상과 일치한다.

앵커링편의 $anchor_{t-1}$ 의 괴리율에 대한 영향을 나타내는 회귀계수는 부분적으로 유의한 음(-)으로 나타나 옵션의 경우에는 선물과 달리 앵커링편의가 약한 반전을 보이는 것으로 보인다. 편의의 지속성을 나타내는 $persist_t(=msp_{t-1})$ 의 회귀계수 유의한 양(+)으로 심리적 편의는 상당기간 지속된다는 행동재무학의 견해와 일치한다. 전기의 현물 거래량 대비 옵션거래량 O/S_{t-1} 의 회귀계수는 유의한 음(-)으로 전기의 현물거래량 대비 옵션거래량이 금기의 괴리율을 설명한다는 것으로 John and So(2012)결과와 일치하나 부호는 반대로 나타난다.

<표3>범주별 회귀모형의 GMM추정결과

이 표는 다음의 회귀식(4)를 범주별로 GMM을 적용하여 추정한 결과를 보여준다. 추정시 오차항의 이분산성과 자기상관을 Newey-West(1987)방식으로 고려하였다.

$$msp_t = \beta_0 + \beta_1 ret60_t + \beta_2 Dret60_t + \beta_3 std60_t + \beta_4 Dmspstd60_t + \beta_5 skew60_t + \beta_6 anchor_{t-1} + \beta_7 persist_t + \beta_8 O/S_{t-1} + e_t \quad (4)$$

구분	머니니스1(high K)		머니니스2		머니니스3(등가적)	
	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값
b0	0.000081	0.3993	-0.00001	0.8769	0.000105	0.3456
ret60	0.001502	0.2066	0.001837	0.2016	0.002931	0.2389
dretp60	-0.00317*	0.0622	-0.00319	0.1039	-0.00518	0.1223
std60	-0.13873***	<.0001	-0.13355***	<.0001	-0.13599***	<.0001
dmspstd	0.275562***	<.0001	0.276621***	<.0001	0.269373***	<.0001
skew60	0.000221***	0.0004	0.0002***	0.0009	0.000275***	<.0001
anchor	-0.00003**	0.0184	-0.00003	0.1483	1.03E-06	0.9616
persist	0.21686***	<.0001	0.249046***	<.0001	0.233412***	<.0001
opvolrat	-0.00003***	0.0036	-0.00002**	0.0133	-0.00001***	0.0017
R^2	0.5885		0.5517		0.5482	

구분	머니니스4		머니니스5(low K)	
	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값
b0	0.00019	0.0554	0.000081	0.3993
ret60	0.003764	0.1521	0.001502	0.2066
dretp60	-0.00621*	0.0777	-0.00317*	0.0622
std60	-0.14382***	<.0001	-0.13873***	<.0001
dmspstd	0.28257***	<.0001	0.275562***	<.0001
skew60	0.000228***	0.0021	0.000221***	0.0004
anchor	-0.00001	0.5486	-0.00003**	0.0184
persist	0.234395***	<.0001	0.21686***	<.0001
opvolrat	-0.00001**	0.0114	-0.00003***	0.0036
R^2	0.5807		0.5885	

4. 범주별 괴리율의 미래현물지수수익률의 예측력 분석결과

기존의 연구는 개별주식옵션의 변동성스프레드가 개별주식매래수익률에 대한 예측력을 가지고 있음을 보인다(Bali and Hovakimian(2009)과 Cremers and Weinbaum(2010)). 변동성스프레드가 큰 주식일수록 보다 높은 미래주식수익률을 실현한다는 것이다. 이는 콜옵션의 내재변동성이 풋옵션의 내재변동성보다 큰 주식의 미래의 주

식수익률이 높다는 의미이다.

본 절은 KOSPI200 지수옵션의 괴리율이 범주별로 미래지수익률에 대한 예측력을 가지고 있는지를 괴리율과 미래수익률간의 상관계수를 구하여 살펴보았다. 전체기간(2004-2017)에 대한 변동성스프레드의 미래수익률 예측의 실증결과는 <표4>에 제시되어 있다. 표에서 보듯이 계산된 변동성스프레드와 미래수익률수익률간의 상관계수는 모든 범주에서 2주(t+10일)까지 유의수준은 다르지만 대부분 음(-)으로 나타난다.

상관계수는 미래로 갈수록 음(-)의 방향으로 커지며 범주1에서 범주5로 갈수록 음(-)의 방향으로 커진다. t+3일 이후는 모두 유의한 음(-)의 유의성을 보였으며 유의성이 미래로 갈수록 커졌으며 각 미래일의 상관계수는 범주5로 갈수록(풋옵션이 외가격으로 갈수록) 커지고 있음을 보여준다(범주5의 t+10일 제외).

<표4>범주별 변동성스프레드와 미래현물수익률의 상관계수

이 표는 전체기간(2004-2007)에 대한 다음의 상관관계 식(6)을 범주별로 계산한 결과이다.

$$corrmsp_{t,t+i} = Correlation(msp_t, ret_{t+i}) \quad (6)$$

단, $corrmsp_{t,t+i}$ = t 일의 괴리율과 t+i 일의 현물수익률의 상관계수,

msp_t = t 일의 변동성스프레드, ret_{t+i} = t+i 일의 KOSPI200 현물수익률,

i = 1, 2, 3, 4, 5, 10.

msp

	범주1 CallDOTM/PutDITM		범주2 CallOTM/PutITM		범주3 CallATM/PutATM	
	상관계수	p-값	상관계수	p-값	상관계수	p-값
$corrmsp_{t,t+1}$	0.01424	0.4151	-0.00902	0.6045	0.01133	0.5153
$corrmsp_{t,t+2}$	0.00345	0.8433	-0.03692*	0.034	-0.01672	0.3369
$corrmsp_{t,t+3}$	-0.03391*	0.0522	-0.0725***	<.0001	-0.039**	0.0251
$corrmsp_{t,t+4}$	-0.0523***	0.0027	-0.0916***	<.0001	-0.0933***	<.0001
$corrmsp_{t,t+5}$	-0.0567***	0.0011	-0.0975***	<.0001	-0.1050***	<.0001
$corrmsp_{t,t+10}$	-0.0810***	<.0001	-0.104***	<.0001	-0.1177***	<.0001
	범주4 CallITM/PutOTM		범주5 CallDITM/PutDOTM			
	상관계수	p-값	상관계수	p-값		
$corrmsp_{t,t+1}$	0.00019	0.9914	-0.03389	0.0536		
$corrmsp_{t,t+2}$	-0.02565	0.1407	-0.0575***	0.001		
$corrmsp_{t,t+3}$	-0.0608***	0.0005	-0.0843***	<.0001		
$corrmsp_{t,t+4}$	-0.0998***	<.0001	-0.1216***	<.0001		
$corrmsp_{t,t+5}$	-0.1080***	<.0001	-0.1262***	<.0001		
$corrmsp_{t,t+10}$	-0.1208***	<.0001	-0.1191***	<.0001		

주)***,**, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의함을 나타낸다.

이러한 음(-)의 상관계수 패턴은 미국시장의 개별주식옵션에서 콜옵션이 풋옵션에 상대적으로 높이 평가된 주식이 그렇지 않은 주식보다 나은 성과를 보인다는 연구와 반대되는 현상을 KOSPI200 지수옵션에서는 보여주고 있다.

추가로 ret_{t+5} 및 ret_{t+10} 을 종속변수로 하고 독립변수를 m_{sp_t} 와 식(5)의 설명변수로 하는 다음의 회귀식 (7)의 추정결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 패널 A는 ret_{t+5} 를 종속변수로 한 결과이며 패널 B는 ret_{t+10} 을 종속변수로 한 결과이다. 피리올 이외에도 어느 설명변수가 일주일후의 미래수익률 ret_{t+5} 와 이주일후의 미래수익률 ret_{t+10} 에 대한 예측력이 있는가를 알아보기 위하여 회귀식(7)을 추정한 것이다.

<표5>의 패널A를 보면 범주1에서 O/S_{t-1} 의 회귀계수만이 10% 유의수준에서 유의할 뿐 다른 모든 계수는 유의하지 않으면 것으로 나타난다. 범주 2부터는 범주 5까지는 m_{sp_t} 또는 $m_{sp_{t-1}}$ 만이 유의하게 일주일 후의 미래수익률 ret_{t+5} 을 예측하는 변수가 됨을 보여준다. 패널 B의 결과도 이와 유사하다. 모든 범주에서 m_{sp_t} 또는 $m_{sp_{t-1}}$ 가 음(-)의 부호로 유의하며 <표4>에서 미래로 갈수록 상관계수계수의 유의성이 증가하듯이 m_{sp_t} 또는 $m_{sp_{t-1}}$ 의 유의성이 증가하며 그 외의 변수는 O/S_{t-1} 의 회귀계수가 범주5에서 10% 수준에서 유의할 뿐 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 피리올은 다른 변수를 통제하더라도 1주, 더 나아가 2주까지 미래수익률에 대한 예측력을 가지고 있으며 미래로 갈수록 예측력이 커진다는 위의 상관계수결과와 일치한다.

<표5>범주별 회귀모형의 GMM추정결과

이 표는 다음의 회귀식(7)를 범주별로 GMM을 적용하여 추정한 결과를 보여준다. 추정시 오차항의 이분산성과 자기상관을 Newey-West(1987)방식으로 고려하였다. 패널 A는 ret_{t+5} 를 종속변수로 한 결과이며 패널 B는 ret_{t+10} 을 종속변수로 한 결과이다.

$$ret_{t+i} = \beta_0 + \beta_1 msp_t + \beta_2 ret60_t + \beta_3 Dret60_t + \beta_4 std60_t + \beta_5 Dmspstd60_t + \beta_6 skew60_t + \beta_7 anchor_{t-1} + \beta_8 msp_{t-1} + \beta_9 O/S_{t-1} + e_{t+i} \quad (7)$$

단, $i = 1, 5$

패널 A: 종속변수=5일 후의 미래현물수익률(ret_{t+5})						
구분	범주1(high K)		범주2		범주3(등가적)	
	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값
절편	0.001996	0.4093	0.001372	0.5773	0.000704	0.7821
msp_t	-0.30923	0.5193	-0.7328	0.1411	-0.88193	0.1545
$ret60_t$	0.021285	0.4971	0.021778	0.4798	0.007841	0.8147
$Dret60_t$	-0.04219	0.3359	-0.04521	0.2943	-0.02658	0.5629
$std60_t$	0.136494	0.6342	0.056831	0.8371	0.035742	0.9054
$Dmspstd60_t$	0.073991	0.713	0.131245	0.4645	0.129898	0.5507
$skew60_t$	-0.00154	0.331	-0.001	0.5232	-0.00083	0.6009
$anchor_{t-1}$	0.000052	0.8657	0.000015	0.9583	-0.00006	0.8432
msp_{t-1}	-0.53377	0.1326	-0.58127*	0.0555	-0.74255**	0.0157
O/S_{t-1}	-0.0005*	0.0655	-0.00009	0.5426	-0.00002	0.772
R^2	0.0086		0.0125		0.0178	
구분	범주4		범주5(low K)			
	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값		
절편	0.001609	0.5126	0.002022	0.4042		
msp_t	-1.41071**	0.0394	-1.04817*	0.0644		
$ret60_t$	0.011789	0.7125	0.018171	0.5754		
$Dret60_t$	-0.03191	0.4727	-0.03683	0.4207		
$std60_t$	-0.08335	0.7865	0.041908	0.89		
$Dmspstd60_t$	0.36186	0.1262	0.13935	0.5128		
$skew60_t$	-0.00112	0.4824	-0.0009	0.5794		
$anchor_{t-1}$	-0.00007	0.81	-0.00003	0.9218		
msp_{t-1}	-0.57426*	0.0551	-0.56164**	0.0392		
O/S_{t-1}	-0.00013	0.2522	-0.00029	0.2166		
R^2	0.0201		0.0231			

패널 B: 종속변수=10일 후의 미래현물수익률(ret_{t+10})						
구분	머니니스1(high K)		머니니스2		머니니스3(등가격)	
	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값
절편	0.002595	0.4848	0.002158	0.5694	0.000556	0.8856
msp_t	-0.77229	0.1827	-0.78336	0.1384	-1.19558*	0.0909
$ret60_t$	0.028505	0.5171	0.036944	0.3987	0.027844	0.5288
$Dret60_t$	-0.05705	0.3651	-0.06693	0.2809	-0.05584	0.3705
$std60_t$	0.234031	0.5887	0.205718	0.6189	0.18905	0.6659
$Dmspstd60_t$	0.09666	0.6922	0.008557	0.9678	0.111045	0.6606
$skew60_t$	-0.00254	0.312	-0.00222	0.3706	-0.00187	0.4497
$anchor_{t-1}$	0.000014	0.9696	0.000129	0.7414	0.00012	0.7685
msp_{t-1}	-1.04276***	0.0036	-1.12577***	0.0008	-1.34494***	<.0001
O/S_{t-1}	-0.00064	0.1025	-0.00017	0.4086	-1.7E-06	0.9865
R^2	0.0148		0.0171		0.0236	

구분	머니니스4		머니니스5(low K)	
	회귀계수	p-값	회귀계수	p-값
절편	0.001287	0.7332	0.002491	0.506
msp_t	-1.40335*	0.0721	-1.32715**	0.0208
$ret60_t$	0.032565	0.4627	0.031971	0.4694
$Dret60_t$	-0.064	0.3083	-0.05788	0.3636
$std60_t$	0.169661	0.7014	0.230787	0.5969
$Dmspstd60_t$	0.139429	0.6084	0.145245	0.5377
$skew60_t$	-0.00195	0.4378	-0.00278	0.2709
$anchor_{t-1}$	0.0001	0.8092	0.000037	0.9267
msp_{t-1}	-1.1973***	0.0006	-0.89912***	0.003
O/S_{t-1}	-0.00006	0.694	-0.00057*	0.0826
R^2	0.0229		0.0238	

V. 결론

본 논문은 풋-콜 패리티가 내재하는 내재현물지수수를 구한 후 내재현물지수와 실제현물지수의 차이를 실제현물지수로 나누어 괴리율을 계산한 다음 이 괴리율의 결정요인을 살펴보았으며 괴리율의 미래현물지수수익률에 대한 예측력을 고찰하였다. 효율적 시장가설하에서는 위와 같이 계산된 괴리율은 0이 되며 과거 현물수익률의 적률 또는 과거의 거래량에 영향을 받지 않으며 또한 괴리율의 미래수익률에 대한 예측력도 존재하지 않는

다. 본 논문은 KOSPI200 지수옵션을 행사가격에 따라 다섯 개의 범주로 구분한 다음, 범주별 괴리율의 패턴, 범주별 괴리율에 대한 과거 60거래일의 현물수익률 적률, 앵커링편의, 편의의 지속성 및 전기의 옵션거래량의 영향력을 분석하였으며 괴리율과 미래현물수익률의 상관계수를 구하여 괴리율의 미래현물수익률에 대한 예측력을 고찰하였다. 자료는 2004년 1월 초부터 2017년 12월 말까지 14년간의 일별자료를 이용하였으며 KOSPI200 지수옵션의 최근월물을 대상으로 분석하였다.

범주별 괴리율의 패턴은 모든 범주에서 괴리율은 음(-)으로 나타나 풋옵션이 콜옵션보다 높은 가격으로 거래되는 것으로 나타났으며 괴리율은 음(-)에서 평평한(flat) 패턴을 보였다. 이는 변동성스프레드의 음(-)의 크기는 풋옵션이 외가격으로 갈수록 확대되어 딥 외가격풋옵션이 포함된 범주5에서 변동성스프레드의 음(-)의 크기가 최대로 나타나는 변동성스프레드의 패턴과 달랐다. 음(-)의 괴리율은 KOSPI200 지수의 콜옵션과 풋옵션은 서로 복제불가능한 자산(non-redundant asset)이며 각 옵션은 고유의 수요를 가진다는 수요기반이론(Bollen and Whaley(2004), Garleanu et al.(2009))과 일치한다. 이에 따르면 음(-)의 괴리율은 풋옵션의 수요가 콜옵션의 수요보다 높다는 것을 의미한다.

과거현물수익률 적률의 변동성스프레드에 대한 영향력의 분석결과는 과거 60거래일간의 표준편차 및 왜도는 괴리율의 유의한 결정요인이었으며 표준편차의 경우 괴리율이 음(-)일 때와 양(+)일 때 표준편차가 괴리율에 미치는 영향이 반대로 나타난다. 괴리율이 음(-)일 때는 표준편차의 괴리율에 대한 영향은 유의한 음(-)의 효과가 있으며 괴리율이 양(+)일 때는 표준편차의 괴리율에 대한 영향은 유의한 양(+)의 효과가 있어 괴리율이 음(-)일 때는 옵션투자자의 위험회피성향으로 풋옵션의 수요증가가 나타나는 것으로 분석되며 괴리율이 양(+)일 때에는 옵션투자자의 위험추구성향이 나타나 콜옵션의 수요증가로 나타나는 것으로 분석된다. 양(+)의 왜도 회귀계수는 주식투자자가 극단의 손실을 회피하려는 성향으로 인한 풋옵션의 수요증가에 기인하는 것이며 극단의 이익을 선호하는 성향으로 인한 콜옵션의 수요증가 때문이라는 설명과 일치한다.

앵커링변수가 괴리율에 미치는 영향은 범주1과 범주5에서 유의한 음(-)의 효과가 나타나 딥외옵션에서는 앵커링이 반전되는 되는 것으로 나타난다. 그 외의 편의의 지속성은 모든 범주에서 유의한 양(+)으로 나타난 심리적 편의가 상당기간 지속된다는 행동재무론의 주장과 일치한다.

전기의 현물거래량 대비 옵션거래량은 금기의 괴리율의 유의한 양(+)의 결정요인이었으며 미국의 개별주식옵션에서 나타난 음(-)의 영향력과는 달라 개별주식옵션을 설명하는 논리가 지수옵션에 적용되지 않는 것으로 보인다.

괴리율의 미래수익률의 예측력에 대한 분석결과 역시 미국의 개별주식옵션의 실증결과와 반대로 나타난다. 괴리율이 양(+)일 때 음(-)의 미래수익률을 예측하고 괴리율이 음(-)일 때 양(+)의 수익률을 예측하는 결과인 괴리율과 미래수익률의 상관계수가 음(-)인 것으로 나타나 미국의 개별주식옵션에 대한 기존연구결과와는 반대되는 반전효과를 보였다. 이러한 KOSPI200 지수옵션 괴리율의 반전효과는 2주후까지 지속되며 상관계수가 미래로 갈수록 음(-)의 방향으로 확대되는 패턴을 보였다. 또한 풋옵션이 외가격으로 갈수록

상관계수 음(-)의 방향으로 커지는 패턴을 보이고 있다.

결론적으로 본 논문은 효율적시장가설과 차익거래이론이 예측하는 바와는 달리, KOSPI200 지수옵션의 괴리율은 0이 아니고 과거수익률 적률, 심리적 편향 및 전기의 옵션거래량에 영향을 받고 있으며 미래현물수익률에 대한 예측력도 가지고 있다는 실증결과를 제시하고 있다.

<참고문헌>

- 김서경(2018), “KOSPI200 선물과 KOSPI200 현물의 관계에 대한 KOSPI200 과거수익률 적률의 영향력 분석: KOSPI200 선물의 내재현물지수를 이용하여”, 한국증권학회지 47(6), pp. 925-945.
- 김서경(2019a), “KOSPI200 시장베이스스의 결정요인에 관한 연구”, 대한경영학회지 32(3), pp. 445-469.
- 김서경(2019b), “KOSPI200 지수옵션의 변동성스프레드 분석: 행사가격 및 과거수익률 적률의 영향과 변동성스프레드의 미래수익률에 대한 예측력”, 2019년 재무금융 관련 5개 학회 학술연구발표회의.
- 김서경, 홍정훈(2004), “내재주가지수를 이용한 옵션시장과 주식시장의 상호관계에 관한 실증연구”, 증권학회지 33(3), pp.95-121.
- 김술(2015), “옵션 평가 모형의 모수 롤오버 효과”, 한국증권학회지 44(4), pp.691-727.
- 김술·이글(2011), “지수옵션의 변동성스프레드가 갖는 정보효과”, 선물연구 19(1), pp.59-90
- Amin, K., J. D. Coval, and H. N. Seyhun(2004), “Index Option Prices and Stock Market Momentum,” *Journal of Business*, 77(4), pp.835-874.
- Bate, D., 2000, "Post-'87 Crash Fears in S&P 500 Futures Options", *Journal of Econometrics* 94, pp.191-238.
- Bakshi, G., and N. Kapadia., 2003, "Delta-Hedged Gains and the Negative Volatility Risk Premium", *Review of Financial Studies* 16, pp.527-566.
- Bali and Hovakimian(2009), Volatility Spread and Expected Stock Returns", *Management Science* 55(11), pp.1797-1812.
- Barro, R.(2009), "Rare Disasters, Asset Prices, and Welfare Cost", *American Economic Review* 99(1), pp.243-264.
- Black, F., 1976, "Studies of Stock Price Volatility Changes", *Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp.177-181.
- Bollen, N.P.B and R.E. Whaley(2004), "Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions?", *Journal of Finance* 59(2), pp.771-754.
- Bondarenko, O., 2003, "Why are Put Options are So Expensive?", Working Paper, University of Illinois at Chicago.
- Choe H., B.C. Kho and R.M. Stulz(1999), "Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets? The Korean Experience in 1997", *Journal of Financial Economics*, 54, pp.227-264.
- Conrad, J. and G. Kaul(1988), "Time-Variation in Expected Returns", *Journal of*

Business, 61, pp.409–425.

- Cremers, M. and D. Weinbaum, 2010, "Deviations from Put–Call Parity and Stock Return Predictability", *Journal of Financial and Quantative Analysis* 45(2), pp.335–367.
- Dumas, B., J. Fleming and R. Whaley, 1998, "Implied Volatility Functions: Empirical Tests", *Journal of Finance* 53(6), pp.2059–2016.
- Derman, E. and I. Kani, 1994, "Riding on the Smile", *Risk* 7, pp.18–20.
- Easley, D., P. O'Hara and P. Srinivas, 1998, "Option Volume and Stock Prices on Where Informed Traders Trade", *Journal of Finance* 53, pp.1269–1300.
- Garleanu, N., L. H. Pedersen and A. M. Poteshman, 2009, "Demand–Based Option Pricing", *Journal of Financial Studies* 22, pp.4289–4299.
- Gromb D. and D. Vayanos(2010), "Limits of Arbitrage,: The State of Theory", *Annual Review of Financial Economics* 2, pp.251–275.
- Harris, M., and Raviv, A.(1993), "Differences of opinion make a hoers race," *Review of Financial Studies* 6, pp.473–506.
- Heston, S. L., 1993, "A Closed–form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options", *Review of Financial Studies* 6, pp.327–353.
- Jackwerth, J. C. and M. Rubinstein, 1996, "Recovering probability Distributions from Option Prices", *Journal of Finance* 51, pp.1611–1631.
- Jegadeesh, N. and S. Titman(1993) "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance*, 48, pp.65–91.
- Harvey, C.R. and A. Siddique(2000), "Conditional Skewness in Asset Pricing Test", *Journal of Finance*, 55(3), pp.1263–1295.
- Karpoff, J.M.(1987), "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, pp.109–126.
- Kraus, A. and R. H. Lizenberger(1976), "Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets", *Journal of Finance*, 31(4), pp.1085–1100.
- Johnson, T. L., & So, E. C. (2012). The option to stock volume ratio and future re turns. *Journal of Financial Economics*, 106(2), pp.262–286.
- Lo, A. and A.C. Mackinlay(1988), "Stock Market Prices Do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies*, 1(1), pp.41–66.
- Newey, W. K. and K. D. West, 1987, "A Simple Positive Semi–Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix",

- Econometrica* 55, pp.305–342.
- Ofek, E., M. Richardson and R. Whitelaw(2004), "Limited Arbitrage and Short Dales Restrictions: Evidence from the Options Markets," *Journal of Financial Economics* 74, pp.305–342.
- Pan, J., 2002, The Jump–risk Premia Implicit in Options: Evidence from an Integrated Time–Series Study." *Journal of Financial Economics* 63, pp.3–50.
- Rubinstein, M., 1994, "Implied Binomial Tree", *Journal of Finance* 49, pp.771–818.
- Shleifer and Vishny(1992), "Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach", *Journal of Finance* 47, pp.1343–1366.
- Shleifer, A., R.W. Vishny(1997), "The Limit of Arbitrage", *Journal of Finance* 52, pp.35–55.
- Stoll, H. R.(1969), "The Relationship between Put and Call Option Prices," *Journal of Finance* 24, pp.801–824.
- Xing, Y., X. Zhang and R. Zhao., 2010, "What Does the Individual Option Volatility Smirk Tells Us about Future Equity Returns?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45(3), pp.641–662.

<Abstract>

An Analysis of KOSPI200 Index Option's Mispricing: Demand-Based Explanations and Its Predictive Power

This paper investigates mispricing of KOSPI200 options by calculating the index implied by put-call parity. The mispricing is defined as the difference between the implied index and actual index divided by actual index. The analysis is conducted after dividing the sample into 5 categories based on strike price.

The pattern of the mispricing is examined and the determinants of the mispricing are investigated categorically. Put options are found to be priced higher than call options, and a flat pattern of the mispricing which has a negative sign is revealed across the categories.

The determinants of the mispricing which are entered into the regression analysis are past 60 days spot return, standard deviation and skewness of the spot return, psychological bias variables and option trading volume.

Evidence indicates that historical volatility, historical skewness, psychological bias variables and option trading volumes are significant determinants of KOSPI200 option's mispricing and demand-based explanations are provided.

Empirical results also suggest that the mispricing has a predictive power on future index return. The predictive power lasts up to 2 weeks.

The joint hypothesis that market are efficient and options are redundant assets is rejected.