

# KOSPI200 옵션의 내재변동성과 환율 및 금리 스프레드의 상관관계 분석

---

SR 23기 계량팀장 최인재

SR 19기 계량팀원 김동인

SR 23기 계량팀원 한승민

## Abstract

최근 미국의 테이퍼링, 러-우 전쟁 등 다양한 금융적, 국제적 요인으로 인해 환율 및 금리가 급격하게 변화하였다. 이러한 시황에 맞춰 환율과 한미 금리 스프레드로 옵션의 내재변동성을 설명할 수 있는지 분석하였다. 각 일자별 코스피 200 풋옵션의 행사가격이 코스피 200 지수와 가장 가까운 풋옵션의 내재변동성은 만기일을  $t$ 라고 했을 때  $t-5$ 기부터  $t-14$ 기까지 총 10일간  $\text{Log}(\text{환율})$ 과 한미 오버나잇 스프레드( $\text{KOFR} - \text{SOFR}$ )로 동시에 설명할 수 있을 확률이 80%로 나타났다. 이를 통해 추후 풋옵션 시장에서 두 변수로 도출한 내재변동성과 실제 내재변동성간 괴리가 발생했을 때 옵션을 매수 및 공매도함으로써 수익을 창출할 수 있을 것이라 기대한다.

## Table of Contents

<b>ABSTRACT</b> .....	<b>1</b>
<b>I. Introduction</b> .....	<b>3</b>
<b>II. Literature review</b> .....	<b>4</b>
<b>III. Method</b> .....	<b>6</b>
1. Black-Scholes 옵션가격결정 모형과 내재변동성 .....	6
2. 최소자승법(OLS) .....	8
3. Durbin – Watson d test .....	10
4. 최우추정법(MLE) .....	12
5. GARCH .....	13
<b>IV.Data Description</b> .....	<b>14</b>
<b>V. Main Result</b> .....	<b>15</b>
<b>VI. Conclusion</b> .....	<b>20</b>
<b>VII. APPENDIX</b> .....	<b>20</b>

## I. Introduction

근래 팬데믹, 러시아-우크라이나 전쟁, 물가 상승 등의 요인으로 시장의 불안정성이 과거에 비해 크게 증가하였다. 이러한 배경에서 환율 및 금리 또한 상승하게 되었고, 이 현상은 현재 범세계적 금융 시장에 여러 영향을 주고 있다. 위 상황에 맞춰 본 연구에서는 환율 및 한미 금리 스프레드와 코스피 200 풋옵션 내재변동성간의 상관관계를 분석하였다.

옵션시장의 경우 타 상품시장에 비해 반영되는 비이성적 충동이 적어 변동성에 시장의 정보가 더 높은 비율로 반영된다. 따라서 내재변동성을 활용한 분석이 타 상품보다 유효할 가능성이 높다. 다만 내재변동성 도출에 활용되는 Black-Scholes 모형에는 내재변동성, 이자율 등이 상수라는 가정이 존재하는데, 현실에서는 이러한 가정이 들어맞지 않는 경우가 존재한다(김태용, 이중호, 조진완, 2005, "KOSPI 200 지수옵션 만기시 Rollover 효과에 관한 연구"). 또한 기초자산이 기하 브라운 운동을 따른다는 가정은 현실의 금융 자료와는 맞지 않는 부분이 있다. 이러한 이유로 블랙-숄즈 모형은 비교적 높은 현실설명력에도 불구하고 종종 그 한계에 대한 비판을 받아온 바 있다. 이때 본 연구에서 모형 외적인 변수로 추정된 내재변동성( $\sigma_{IV}$ )은 변동성의 또 다른 참고기준이 되어 Black-Scholes 모형을 보완할 수 있을 것으로 기대된다.

모형 외적인 변수로는 현재 상황에서 금융에 상당한 영향을 준다고 여겨지는 환율 및 한미 금리 스프레드를 선정하였다. 추정 방법은 GARCH 모형을 사용한 회귀분석을 선택하였다.

## II. Literature review

풋옵션과 콜옵션 차이에 관한 연구를 살펴보면, 이지은·류두진(2019)은 통화정책 결정사항 및 거시경제 지표 공표 시점 근처에서 일중 KOSPI 200 옵션의 내재변동성이 증가하는 현상을 발견하였다. 이때 내재변동성이 증가하는 현상은 콜옵션보다는 풋옵션에서 더 강하게 나타났는데, 풋옵션의 내재변동성(공포지수)이 콜옵션의 내재변동성(탐욕지수)에 비해 크게 증가한 것은 시장참가자들이 좋은 뉴스보다는 나쁜 뉴스에 보다 민감하게 반응함을 의미한다고 해석하였다. 이재하·권상수(2001) 역시 주가상승기의 콜옵션 고평가 정도가 주가하락기의 풋옵션 고평가 정도보다 훨씬 약한 것으로 분석하였다. 전체기간(1997.7.7~2000.5.9) 중 풋옵션의 일별 평균 내재변동성은 콜옵션의 내재변동성보다 4.91% 더 높은 수준을 보였고 주가하락기간 중에는 그 차이가 16.44% 수준으로 증가하였다. 반면 주가상승기간 동안에는 콜옵션이 풋옵션보다 1.74% 더 높은 내재변동성을 기록하였다. 전체기간 중 내재변동성의 표준편차 역시 풋옵션이 콜옵션보다 평균적으로 11.06% 더 높게 나타나고 있어 시장하락에 대한 불안감이 풋옵션 내재변동성의 등락을 크게 함을 알 수 있다.

한미 금리 스프레드에 사용한 SOFR(Secure Overnight Financing Rate), KOFR(Korea Overnight Financing Repo Rate)은 RP금리를 사용하여 산출한 무위험지표금리(RFR)이다. SOFR 연구와 관련해서 김용철(2020)은 무위험 지표금리로서 RP금리의 CD금리 대체 가능성에 대해 분석하였다. 그 결과, RP금리가 시장의 거래량과 유동성을 더 잘 반영했으며 금리의 조작가능성도 월등히 낮았다. 또한 CD금리와 RP금리의 강한 양의 상관관계를 확인하면서 대체금리로 사용하는 것에 대한 긍정적인 판단을 내렸다. KOFR 연구와 관련해서 김기택(2021)은 KOFR과 CD금리로 동일한 구조화 상품을 평가한 결과 0.6%의 괴리율이 발생하는 것을 확인함으로써 CD금리로 기발행된 상품들의 지표금리를 충분히 KOFR로 대체할 수 있음을 보였다.

잔존만기와 내재변동성에 관련해서 유진·정성원·권순채(2015)는 주가지수 선물과 옵션의 만기일에 파생상품 가격이나 기초자산 가격에 비정상적인 변화가 발생하는 “만기일 효과”에 대해서 분석했다. 그 결과 만기일 효과는 선물, 옵션 만기일 모두 발견할 수 있었고, 가장 길게는 만기일 이전 4일부터 변동성이 증가함을 보였다. 옥기율·장우애(2008)은 근월물 옵션의 만기가 도래하여 원월물 옵션이 근월물 옵션이 될 때 풋옵션의 경우 전반적으로 내재변동성이 상승함을 보였다. 또한 해외와는 대조적으로 한국의 경우 콜옵션과 풋옵션 모두

만기가 짧을수록 높은 내재변동성을 가진다는 점을 밝혔다. 김무성·방상휘(2003)는 내재변동성 기간구조에 대한 분석에 잔존기간 5일 미만의 자료에서 산출된 내재변동성은 제외하였다. 옵션가격결정모형의 특성상 내재변동성을 과다하게 평가할 소지가 있어 전체적인 변동성 관찰과 유의성 검정에 교란을 피하기 위함이다. 분석 결과 잔존기간이 짧아지면 내재변동성은 대단히 불안정하게 되지만 잔존기간이 길어질수록 내재변동성은 안정적으로 나타난다는 것을 발견하였다. 이는 변동성을 변동시키는 정보가 시장에 유입될 때 그 정보충격은 잔존기간이 짧아지면 짧아질수록 더 크게 되기 때문으로 보았다. 김술·박혜현(2012)은 KOSPI 주가지수 옵션시장의 경우 투기거래의 대부분이 장기옵션에 비해 단기 옵션에 집중 되어 있고, 아무리 장기 옵션의 만기까지 기간 동안 주가지수 점프가 예상된다고 하더라도 투기자들은 거래량을 증가시키지 않으며 오히려 거래량을 감소시킨다는 것을 보였다.

### III. Method

#### 1. 블랙-숄즈 옵션가격결정 모형 (Black-Scholes Model)과 내재변동성(Implied volatility)

블랙-숄즈 옵션가격결정 모형은 1973년 Black, Scholes, Merton에 의해 개발된 옵션가격 산출모델이다. 블랙-숄즈 모형의 가정은 다음과 같다.

<시장환경에 관한 가정>

- ① 거래비용과 세금이 없고 신용매수와 공매가 자유롭다.
- ② 무위험이자율이 일정하며 무위험이자율로 차입과 대출이 자유롭다.

<주가와 옵션에 관한 가정>

- ③ 주가가 기하브라운운동(geometric Brownian motion)을 따른다.
- ④ 연속 복리 주식수익률의 변동성이 옵션만기까지 기간 동안 일정하다.
- ⑤ 만기에 도달해야만 권리를 행사할 수 있는 유럽형 옵션에 적용된다.
- ⑥ 만기까지 기초자산인 주식으로부터 배당이 없다.

이 중 기초자산이 기하 브라운 운동을 따른다는 가정은 다소 비현실적인 가정이다. 실제 금융 자료의 경우 left-skewed되어 있으며 fat-tail한 형태가 자주 관찰되기 때문이다. 내재변동성, 무위험이자율 등이 상수라는 가정 또한 현실의 금융에 나타나는 사실과는 다르다. 이러한 비현실적인 가정에도 불구하고 Black-Scholes 옵션가격 결정이론은 현실설명력이 매우 높아 실질적으로 유용성이 크다고 입증되었으며 실무, 학계에서 광범위하게 이용되고 있다. 블랙-숄즈 모형의 가격결정 수식은 다음과 같다.

$$C(S_t, t) = N(d_1)S_t - N(d_2)Ke^{-r(T-t)},$$

$$d_1 = \frac{1}{\sigma\sqrt{T-t}} \left[ \ln\left(\frac{S_t}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t) \right]$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}$$

$C(S_t, t)$  : 콜옵션의 현재가격

$S_t$  : 기초자산 가격

$K$  : 행사가격

$\sigma$  : 기초자산의 변동성

$T-t$  : 잔존기간

$r$  : 무위험이자율

$N()$  : 누적표준정규분포함수

실제로 블랙-숄즈 모형에서 사용되는 변동성( $\sigma$ )값은 알려져 있지 않아 주어진 시장상황으로부터 추정해야 한다. 시장의 옵션가격이 주어지면, 블랙-숄즈 모형에서 콜옵션의 현재가, 기초자산의 가격, 행사가격, 잔존기간, 무위험 이자율을 대입한 뒤 수치해석방법을 통해 변동성을 역추정하여 내재된 변동성을 구할 수 있다. 이때 산출된 변동성은 시장의 옵션가격에 내재된 변동성이기에 내재변동성이라 부르며, 시장가격과 블랙-숄즈 모형의 이론가격을 같아지게 한다. 본 연구에서는 한국거래소에서 제공되는 수치를 사용하였다.

## 2. 최소자승법 (OLS Method, OLS: Ordinary Least Squares)

최소자승법은 단순회귀모형의 True Model을  $Y_i = \alpha + \beta X_i + \mu_i$ , Estimated Model을  $Y_i = a + bX_i + e_i$  라고 할 때, 잔차항의 제곱합을 최소화하는  $a, b$ 를 얻는 방법이다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\min \sum_{i=1}^n \tilde{e}_i^2 = \min \sum_{i=1}^n (Y_i - a - bX_i)^2$$

목적함수인  $\sum_{i=1}^n (Y_i - a - bX_i)^2$ 를  $a, b$ 에 대해 각각 1차 미분하고 이 값을 0이라고 하면 다음과 같은 두 식을 얻을 수 있다.

$$\text{First Normal Equation : } \frac{\partial \sum_{i=1}^n \tilde{e}_i^2}{\partial a} = \sum_{i=1}^n (Y_i - a - bX_i) = \sum_{i=1}^n e_i = 0$$

$$\text{Second Normal Equation : } \frac{\partial \sum_{i=1}^n \tilde{e}_i^2}{\partial b} = \sum_{i=1}^n X_i(Y_i - a - bX_i) = \sum_{i=1}^n X_i e_i = 0$$

First Normal Equation은 잔차의 합이 0이며,  $\underline{Y} = a + b\underline{X}$ 가 된다는 것을 의미한다. Second Normal Equation은 잔차항과 독립변수가 서로 수직이라는 것을 의미하며 공분산은 0이 된다. 이러한 조건을 이용하여  $a, b$ 를 구하면 다음과 같다.

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

$$\text{단, } x_i = X_i - \underline{X}, y_i = Y_i - \underline{Y}, \underline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \underline{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i,$$

$$a = \underline{Y} - b \underline{X}$$



따라서  $\alpha, \beta$  의 추정식을 사용하여 다음 모형을 얻을 수 있다.

$$Y_i = a + bX_i + e_i$$

이때, 선형회귀모형의 고전적가정(Classical Assumptions, CA)이 모두 만족되면 Gauss-Markov Theorem이 성립되어, 최소자승법을 통해 추정한 estimator 는 Best Linear Unbiased Estimator (BLUE)가 된다. 고전적 가정의 내용은 다음과 같다.

CA1. 독립변수  $X_i$  는 *non - random, fixed constants* 다.

CA2.  $E(u_i) = 0 \dots for all i$

CA3.  $E(u_i u_j) = 0 \dots for i \neq j$   
 $= \sigma^2 \dots for i = j$

### 3. Durbin – Watson d test

Durbin-Watson 검정은 회귀분석에서 오차항에 자기상관성(autocorrelation)이 있는지 확인하는 데 사용된다. 회귀식의 오차항에 자기상관성이 존재한다는 것은 고전적 가정 3번을 만족하지 못하여 표준편차, t-value, p-value가 심히 올바르지 않다는 것을 암시한다.

Durbin-Watson 검정의 가정은 다음 2가지와 같다.

*가정1) 회귀모형의 설명변수들은 모두 확률변수가 아니고 고정된 상수들이다.*

*가정2)  $u = \alpha u_{t-1} + \epsilon_t$  에서  $\alpha$ 에 대하여*

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha \neq 0$$

Durbin-Watson 검정의 통계치는 다음과 같다.

$$d = \frac{\sum_{i=2}^N (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{i=1}^N e_i^2}$$

$N$ 은 표본 수,  $e_i$ 는 최소자승법으로 얻은  $t$ 기의 오차이다.

Durbin-Watson 검정통계치의 판단 기준은 다음과 같다.

- (1)  $0 < d < d_L$ 인 경우 귀무가설  $\alpha = 0$ 를 기각함. 대안가설은  $\alpha > 0$  임.
- (2)  $d_L < d < d_u$ 인 경우 판단을 유보함.
- (3)  $d_u < d < 2$ 인 경우 귀무가설  $\alpha = 0$ 을 기각하지 못함.
- (4)  $2 < d < 4 - d_u$ 인 경우 귀무가설  $\alpha = 0$ 을 기각하지 못함.
- (5)  $4 - d_u < d < 4 - d_L$ 인 경우 판단을 유보함.
- (6)  $4 - d_L < 4$ 인 경우 귀무가설  $\alpha = 0$ 를 기각함. 대안가설은  $\alpha < 0$  임.

귀무가설이 기각된다면, 오차항에 자기상관이 있어 OLS 회귀분석 결과에 오류가 있다는 결론을 도출할 수 있다. 그렇게 된다면 OLS Estimator는 표본을 합리적으로 설명하고 있지 않다고 볼 수 있다. 따라서 더빈 왓슨 검정은 어떤 회귀모형을 선택할 것인지에 대한 중요한 기준 중 하나가 된다고 볼 수 있다.

#### 4. 최우추정법(ML Method, ML: Maximum Likelihood)

최우추정법이란 주어진 Y값들을 관측할 확률을 최대로 하게 하는 모수를 추정하는 방법이다. 최우추정법을 사용하기 위해서는 오차가 평균이 0이고, 분산은  $\sigma^2$ 인 정규분포를 따른다는 가정이 필요하다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

위 가정 하에서  $\varepsilon_i$ 의 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(\varepsilon_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right)$$

이때,  $f(\varepsilon_i)$ 들의 곱은 다음과 같으며 이 식을 가능도 함수라고 부른다.

$$L = \prod_{i=1}^n f(\varepsilon_i) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp\left(-\frac{\sum \varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp\left(-\frac{\sum (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2}{2\sigma^2}\right)$$

가능도 함수의 최대값을 찾기 위하여  $\beta_0$ 와  $\beta_1$ 로 편미분하면 다음과 같다. 이때 계산의 편의를 위해 로그를 취해준다.

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_0} = \frac{1}{\sigma^2} \sum (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_1} = \frac{1}{\sigma^2} \sum x_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)$$

위 식의 값을 0으로 하여 연립방정식을 풀면 최우추정량  $\widehat{\beta_0}$   $\widehat{\beta_1}$ 을 구할 수 있다.

## 5. GARCH(Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity)

GARCH모형은 회귀분석에서 오차항의 분산이 동분산이어야 한다는 가정에 위배되는 이분산인 경우 적용하는 모형으로, 금융시계열 연구에서 시간 관련 변동성을 추정하는데 유용하게 사용된다. 변동성 모형은 Robert F. Engle(1982)에 의해 ARCH(AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity) 모형으로 제시되었다. 그러나 ARCH모형은 모형의 적합도를 올리기 위해 긴 시차를 필요로 하는 경우가 발생했고 그 경우 큰 모수가 요구되어 분석의 질이 저하된다는 단점이 있었다. 이에 Tim P. Bollerslev(1986)는 ARCH모형을 보완한 GARCH 모형을 개발하였다. GARCH 모형은 ARCH 구조에 조건부 분산의 시차를 추가한 모형으로 적은 모수를 사용해도 긴 시차의 ARCH 모형을 추정하는 것과 유사한 효과를 가져온다는 장점이 있다. GARCH(p, q) 모형의 수식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} a_t &= \sigma_t \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, n, \\ \varepsilon_t &\sim N(0, 1), \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \end{aligned}$$

여기서  $\alpha > 0, \alpha_i \geq 0, \beta \geq 0, i = 1, 2, \dots, p, j = 1, 2, \dots, q$  이고  $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$  이다.

위 식에서  $p = 1, q = 1$ 을 대입한 GARCH(1, 1)모형은 다음과 같다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

## IV.Data Description

사용된 자료는 SOFR 데이터를 구할 수 있는 2018년 7월부터 2022년 10월까지의 한국거래소에서 제공되는 52개 기간의 코스피 200 풋옵션 자료이다. 만기일을  $t$ 라고 했을 때 만기일로부터 19일 전인  $t-19$  시점까지의 데이터를 추렸고, 한국거래소에서 제공하는 코스피 200 지수를 가지고 해당 시점에서 코스피 지수와 행사가격의 차이가 가장 적은 옵션만을 추려냈다. 예를 들어,  $t-8$  시점에서 코스피 200 지수가 314.7이라면 근처 행사가 312.5와 315 중에서 더 가까운 315 행사가격의 옵션을 선택하였다. 종속변수인 내재변수는 위와 같은 옵션 선별 과정을 통해 추출하였다. 환율과 한미 스프레드 산출에 필요한 SOFR 데이터는 FRED에서, KOFR 데이터는 KSD에서 구하였다. 환율의 경우 값이 증가하는 형태를 띄고 있었기에 Log를 취해서 독립변수화 했다.

상기의 데이터를 모두 합쳐 52개의 기간이 모여있는 만기가 다른 csv 파일을 10개 생성하였다. 종속변수인 내재변동성은  $ivbar$ , 독립변수인  $\text{Log}(\text{환율})$ 과 스프레드는 각각  $erlog$ ,  $spread$  로 변수명을 설정하였다.

## V. Main Result

먼저 만기일( $t$ )로부터 19거래일전까지( $t-19$ ) 옵션시점별로 Durbin-Watson  $d$  test를 통해서 잔차의 자기상관성 여부를 파악하였다. 잔차의 자기상관성이 존재할 경우 GARCH method를 통해 최우추정법으로, 존재하지 않을 경우 OLS method를 통해  $\beta$  값을 추정하였다.

Durbin-Watson  $d$  test의 결과는 다음과 같다. 잔차의 자기상관성이 없는 경우 노란색으로 Durbin-Watson  $D$ 값을 칠해 두었다.

콜옵션			풋옵션		
콜옵션 시점	Durbin-Watson D	자기상관성 여부	풋옵션 시점	Durbin-Watson D	자기상관성 여부
t	2.194	N	t	1.953	N
t-1	1.063	Y	t-1	1.123	Y
t-2	1.048	Y	t-2	1.139	Y
t-3	1.32	Y	t-3	1	Y
t-4	1.069	Y	t-4	0.91	Y
t-5	1.178	Y	t-5	0.989	Y
t-6	0.939	Y	t-6	1.082	Y
t-7	0.887	Y	t-7	0.875	Y
t-8	1.005	Y	t-8	1.127	Y
t-9	1.035	Y	t-9	0.981	Y
t-10	1.031	Y	t-10	1.102	Y
t-11	0.931	Y	t-11	0.825	Y
t-12	1.143	Y	t-12	1.105	Y
t-13	1.132	Y	t-13	1.115	Y

t-14	1.394	Y	t-14	1.018	Y
t-15	1.617	N	t-15	1.628	N
t-16	1.481	Y	t-16	1.543	Y
t-17	1.356	Y	t-17	1.505	Y
t-18	1.414	Y	t-18	1.471	Y
t-19	1.251	Y	t-19	1.078	Y

콜옵션과 풋옵션 모두 t기, t-15기에서 잔차의 자기상관성이 없다는 결과가 나왔다.<sup>1</sup> 따라서 그 외의 시점은 GARCH method를 통해 최우추정법으로, t와 t-15시점은 OLS method를 통해  $\beta$  값을 추정하였다.

OLS 및 GARCH 회귀분석을 돌렸을 때 나온 결과는 다음과 같다. OLS 회귀분석 결과는 빨간색 글씨로 표시해두었으며, 통계적으로 유의한 경우 노란색으로 Estimate값과 Probt 값을 칠해 두었다. 두 독립변수 모두 다 유의할 경우 옵션시점에 노란색을 칠해 두었다.

---

<sup>1</sup> 추가로, t기와 t-15기에 SAS에서 Stepwise Autoregressive Method를 이용해 10번째 차수까지 자기상관성이 없다는 것 또한 확인했다.



## 1. 콜옵션

콜옵션시점	Erlog Estimate	Erlog Probt	Spread Estimate	Spread Probt
t	19.2351	0.0523	-1.5247	0.0681
t-1	18.64448922	0.426787615	2.187485	0.258994
t-2	-7.528413135	0.778664601	3.470021	0.181787
t-3	-15.88180211	0.564838848	5.345751	0.104237
t-4	19.29386272	0.121570977	1.596377	0.026629
t-5	13.77088033	0.525903644	2.986555	0.19185
t-6	42.61561434	0.00776871	1.051164	0.080957
t-7	13.91165069	0.238517928	2.690443	0.005436
t-8	19.40047788	0.001570152	1.204882	0.153931
t-9	14.29412546	0.015401284	1.03512	0.014328
t-10	21.63190811	0.024630424	0.999734	0.234377
t-11	22.02795907	2.73845E-05	1.279176	0.000178
t-12	19.45381718	0.000870625	1.679462	0.004051
t-13	1.013462512	0.928857455	3.254479	0.019584
t-14	28.11747413	0.439335417	4.062429	0.37125
t-15	28.1183	0.2157	4.0700	0.0383
t-16	22.69974805	0.416711153	3.905701	0.290589
t-17	36.8043608	0.339408622	2.314058	0.619339
t-18	15.24187474	0.741340829	5.636385	0.179805
t-19	20.17573642	0.566179019	3.08325	0.469967

## 2. 풋옵션

풋옵션시점	Erlog Estimate	Erlog Probt	Spread Estimate	Spread Probt
t	6.1785	0.6840	-0.7303	0.5695
t-1	-4.007985577	0.888623621	3.530369	0.129923
t-2	-4.587024295	0.863705833	4.644729	0.057185
t-3	2.914249326	0.920626507	4.380479	0.145259
t-4	31.10203083	0.001624081	0.781941	0.224964
t-5	26.2428344	0.027012249	2.151099	0.002249
t-6	33.00388076	0.000703447	2.69464	3.2E-06
t-7	20.7230063	0.07443859	3.002813	0.002095
t-8	22.22820886	1.25537E-05	-0.02957	0.923568
t-9	30.74457402	0.007985055	2.027049	0.000138
t-10	29.3797365	0.00181751	2.102127	4.52E-05
t-11	39.48381433	9.03508E-24	1.100262	0.000767
t-12	26.46080155	9.98842E-05	1.911881	5.66E-10
t-13	19.8943155	0.00497517	2.440678	0.002423
t-14	17.68261914	0.02785728	2.693612	4.4E-09
t-15	47.5840	0.3564	3.4157	0.2146
t-16	28.56859226	0.529526156	5.238391	0.365909
t-17	42.13258738	0.430818951	3.352184	0.539586
t-18	15.33858648	0.77393495	7.233556	0.134915
t-19	23.20385569	0.490222911	3.844265	0.312174

콜옵션의 경우 주요하게 봤던 t-5기와 t-14기 사이에 독립변수들의 설명력이 유의한 경우가 30%밖에 되지 않았다. 반면 풋옵션의 경우 동기 사이에 독립변수들의 설명력이 유의한 경우가 80%에 달했다. 이와 같은 결과는 시장참가자들이 좋은 뉴스보다 나쁜 뉴스에 더 민감하게 반응하기 때문에, 주가하락기의 풋옵션 내재변동성 증가가 주가상승기의 콜옵션 증가 정도보다 큰 특성이 반영된 것으로 해석될 수 있다. 또한 예상했던 t-5기와 t-14기에 통계적으로 유의한 경우가 더 많은 이유는 만기일이 가까운 경우에는 '만기일 효과'로 인해 만기일 이전 4일부터 변동성이 급격히 커지고, 잔존만기가 긴 경우에는 변동성을 변동시키는 정보가 시장에 유입되더라도 정보충격이 적어 거래량 증가정도가 미미하기에 변동성이 안정적으로 나타나기 때문이라고 귀추된다.

또한 Erlog Estimate와 Spread Estimate 모두 통계적으로 유의할 때 양수인 것을 확인할 수 있는데, 이는 옵션의 내재변동성과 환율 혹은 금리의 상관관계를 분석한 선행연구와 연관지어 해석할 수 있다. 강병모(2019)는 VKOSPI(Volatility Index of KOSPI200)를 불확실성 지표로 삼고 국내 거시변동 및 금융시장에 미치는 영향을 분석한 결과, 국내의 불확실성이 증가하였을 때 산업생산지수, 콜금리, 환율에 유의한 결과가 나왔음을 밝혔다. 변영태·박갑제·임순영(2008)은 양의 변동성전이효과의 존재로 인해 미달러환율의 기대치 않은 변동이 주식시장의 변동성에 양의 충격을 준다는 것을 보였다. 이지은·류두진(2019)은 거시경제지표, 통화정책(기준금리) 결정사항 등 공적정보는 발표시점 전·후로 옵션의 변동성에 영향을 미치고 있다고 분석하였다.

## VI. Conclusion

2018년 7월부터 2022년 10월까지의 KOSPI200 풋옵션 자료를 활용하여 코스피200 옵션의 내재변동성과 환율/금리스프레드의 상관관계를 분석한 결과, 옵션 만기일을  $t$ 라고했을 때  $t-5$ 기부터  $t-14$ 기까지의 풋옵션 내재변동성을 환율과 한미 금리 스프레드를 활용해 설명할 수 있을 확률이 80% 이상이었다. 본 연구결과를 활용해 특정 시점에서 환율과 한미 금리 스프레드로 도출한 내재변동성 값이 실제 내재변동성 값과 괴리가 클 경우 옵션 매수 및 공매도를 통해 시세차익을 노려볼 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, SOFR의 데이터 모수가 적어 분석 대상 기간이 비교적 짧았다. 둘째, 사용한 독립변수의 종류가 다양하지 못했다. 추후 연구에서 한미 금리 스프레드를 국채 10년물과 같은 장기채 수익률 스프레드로 활용하는 등 다양한 독립변수에 대해 검증한다면 보다 완성도 있는 연구가 될 것으로 기대한다.

## VII. APPENDIX

### References

- 김태용, 이종호, 조진완, 2005, "KOSPI 200 지수옵션 만기시 Rollover 효과에 관한 연구"
- 이지은, 류두진, 2019, "The Impacts of Macroeconomic News Announcements on Intraday Implied Volatility"
- 이재하, 권상수, 2001, "KOSPI 200 옵션 내재변동성의 예측력", pp. 27-52
- 김용철, 2020, "무위험 지표금리로서 RP금리의 CD금리 대체 가능성 연구"
- 김기택, 2021, "LSMC를 이용하여 평가한 금리구조화 파생상품의 실증 분석: CD금리와 무위험 지표금리에 따른 괴리율을 중심으로"
- 유진, 정성원, 권순채, 2015, "주가지수 파생상품 만기가 기초자산 수익률 변동성에 미치는 영향에 대한 연구"
- 옥기울, 장우애, 2008, "만기-행사가격별 옵션 거래활동이 주가변동성에 미치는 영향", <선물연구>, 16(2), pp.37-65.
- 김무성, 방상휘, 2003, "KOSPI 200 옵션의 일중 내재변동성에 관한 연구"
- 김술, 박혜현, 2011, "변동성 스ਕ를 통한 주가지수점프예측력 검증"
- 강병모, 2019, "불확실성이 금융시장에 미치는 영향"
- 변영태, 박갑제, 임순영, 2008, "거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과에 관한 실증연구", pp.97-117