

KOSPI 200 옵션 내재변동성의 결정요인

김석진*·도영호**

<요 약>

본 논문은 2004년 1월 2일부터 2006년 12월 28일까지 3년 동안 KOSPI 200 옵션 일별 자료를 이용하여 내재변동성의 결정요인을 살펴보았다. 내재변동성을 도출하기 위해서 이분법을 사용하였고, 이익상태에 따라 등가격, 내가격, 과내가격으로 나누어 내재변동성을 시계열로 구성하였다. 이익상태에 따라 내재변동성을 결정하는 요인이 무엇인지 살펴보았다.

분석결과, 콜옵션 등가격 시계열에서 옵션의 거래량이 적으면 적을수록, KOSPI 200 지수를 구성하는 주식의 거래량이 많으면 많을수록 내재변동성이 증가하였다. KOSPI 200 지수의 이동평균값이 증가할수록, 이자율이 감소할수록, 잔존만기가 작으면 작을수록, 거시경제공시 제공시로 인해 내재변동성이 증가함을 알 수 있었다.

콜옵션 내가격, 과내가격 시계열에 대한 분석 결과, 등가격 시계열과 동일하게 잔존만기가 작을수록 내재변동성은 증가하였다. 그러나 옵션의 거래량이 많을수록, 거시경제공시로 인해 내재변동성은 감소하였다. 잔존만기, 옵션의 거래량, 거시경제공시변수를 제외한 모든 변수는 유의하지 않았다.

주제어 : KOSPI 200 옵션, 내재변동성, 결정요인, 이익상태

* 경북대학교 경영학부 교수(sckim@knu.ac.kr)

** 경북대학교 경영학부 박사수료

I. 서론

변동성은 미래변동성(future volatility : FV), 과거변동성(historical volatility : HV), 실현변동성(realized volatility : RV), 내재변동성(implied volatility : IV) 등 네가지로 나눌 수 있는데, 이 중에 실무에서 실제변동성의 대용치로 가장 많이 사용되는 것은 내재변동성이다[이재하·권상수(2001)]. 내재변동성은 Black and Sholes(1973)가 제시한 옵션가격결정모형(option pricing model : OPM)에 변동성을 제외한 다른 모든 변수들의 값을 대입하여 구해내는 변동성으로서 옵션가격이 시장에서 결정될 때 시장참여자들이 예상하는 변동성이다. 다른 변수를 모두 블랙-숄즈(Black-Sholes) 모형에 대입하여 옵션가격에 내재된 변동성을 얻어내기 때문에 내재변동성이라고 한다.

일반적으로 주가수익률의 확률분포는 블랙-숄즈 모형과 다른 내재분포(implied distribution)를 따른다. 이 분포는 대수정규분포(lognormal distribution)에 비해 왼쪽과 오른쪽 꼬리가 두터운 모양을 하고 있다. 이러한 분포적 특성 때문에 행사가격에 따른 변동성은 내가격(in-the-money : ITM)이나 외가격(out-of-the-money : OTM)에서 변동성이 커지는 미소 짓는 모양이 된다. 또한 내가격 한 쪽만 커지는 찌그러진 모양이 되기도 한다. 그래서 여러 연구자들이 주가수익률이 꼬리가 두꺼운 분포를 가진다는 특성을 블랙-숄즈 모형에 반영하기 위해 노력해왔다[Hull and White(1987), Dupire(1994), Rubinstein(1994), Bates(1996), Das and Sundaram(1999)].

시장을 불완전하게 만들어 아비트라지(arbitrage)거래를 가능하게 하는 여러 요인, 즉 거래비용, 유동성 등이 내재변동성의 모양에 영향을 줄 수도 있다.³⁾ Pena, Rubio, and Serna(1999)는 스페인의 IBEX-35 옵션의 행사가에 따라 나타나는 내재변동성의 곡률(curvature)에 미치는 요인을 조사하였다. 분석결과, 호가스프레드로 표현되는 거래비용이 내재변동성의 곡률을 설명하는 가장 중요한 결정요인이라는 것을 발견하였다. Hafner and Wallmeier(2001)는 1995년부터 1999년까지 독일의 DAX 옵션으로 구한 내재변동성에 기초자산의 변동성의 변화와 유동성 효과가 가장 큰 영향을 준다는 결과를 얻었다.

한편, 몇몇 연구자들은 내재변동성 자체에 영향을 미치는 요인을 찾으려고 노력하였다. Mixon(2002)는 Nikkei 225 지수, 단기금리, 회사채·국채 수익률 스프레드 등이 S&P 500 옵션으로 구한 내재변동성의 변화와 관련되어 있다고 하였다. Bollen and Whaley(2004)는 순매수압력(net buying pressure)이 내재변동성의 형태에 어떠한 영향을 미치는지 조사하였다. 이들은 내재변동성의 변화와 순매수압력이 직접적으로 관련이 있다는 것과 풋옵션의 매수압력이 S&P 500 옵션으로 구한 내재변동성의 변화에 강하게 영향을 미치고 있다는 것을 발견하였다.

Copeland, Poon, and Stapleton(2000)과 Engström(2002)은 주식옵션을 사용하여 내재변동

3) 아비트라지는 자기자본을 투자하지 않고 무위험이익을 얻기 위하여 동일 또는 동등한 증권을 동시에 사고 파는 것을 일컫는 말로 계정 또는 차익이라는 용어로 번역되나, 본 연구는 김석진(1996)을 따라 영어 그대로 아비트라지를 사용한다.

성의 결정요인을 연구하였다. Copeland, Poon, and Stapleton(2000)은 1991년 한 해 동안 영국의 런던국제금융선물거래소(London International Financial Futures Exchange : LIFFE)에서 거래된 63개 주식옵션을 이용하여 내재변동성의 결정요인을 조사하였다. 그 결과, 순이익 대비 자본투자 비율과 유동부채 대비 유동자산 비율이 내재변동성에 가장 중요한 결정요인임을 발견하였다. Engström(2002)은 스웨덴 주식옵션의 내재변동성 형태를 조사하였다. 6가지 내재변동성 함수(implied volatility function : IVF)를 만기와 이익상태(moneyness)에 따라 측정해 본 결과, 등가격(at-the-money : ATM)에서 가장 정확하다는 결과를 얻었다.

본 논문은 KOSPI 200 옵션을 이용하여 내재변동성의 결정요인을 연구하고자 한다. 국내에서 내재변동성의 결정요인에 관한 연구가 아직 없다. 본 연구와 기존연구의 차이점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 수치해석방법 중 하나인 이분법(bisection method)을 사용하여 내재변동성을 직접 측정하였고, 3가지 이익상태에 따라 내재변동성의 결정요인이 어떻게 달라지는지를 조사하였다. 내재변동성의 결정요인에 대한 기존의 연구는 변동성지수(volatility index : VIX)나 내재변동성 전체를 분석하였으나 이익상태별로 내재변동성에 미치는 요인을 분석하지 않았다. 본 연구는 등가격, 내가격, 과내가격일 때 내재변동성을 추출하여 시계열 3개를 만들고, 각각 내재변동성의 결정요인을 분석하였다. 이런 분석방법은 최초로 시도되는 것이다.

둘째, Pena, Rubio, and Serna(1999), Hafner and Wallmeier(2001), Mixon(2002) 등 기존의 연구에서 살펴본 결정요인뿐만 아니라 거시경제 공시변수를 사용함으로써 거시경제에 대한 소식이 내재변동성에 영향을 미치는지를 살펴보았다. Kim and Kim(2003)은 시카고상품거래소(Chicago Mercantile Exchange : CME)의 국제통화시장(International Money Market : IMM)에서 거래되는 5개의 통화선물옵션의 내재변동성에 대해 연구하면서 11개의 거시경제 공시변수의 영향을 조사하였다. 본 연구도 통계청에서 발표하는 4개의 거시경제 공시변수가 내재변동성에 어떻게 영향을 주는지 살펴보았다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제1절 서론에 이어, 제2절에서 자료와 연구에서 사용하는 내재변동성의 측정방법, 분석에 사용하는 모형과 설명변수를 설명한다. 제3절에서 기초통계량을 살펴보고 상관분석을 한 다음, 내재변동성의 결정요인에 대해 분석한 결과를 등가격, 내가격, 과내가격 별로 제시한다. 제4절에서 본 논문의 결론을 정리한다.

II. 자료 및 연구방법

1. 자료

본 연구는 2004년 1월 2일부터 2006년 12월 28일까지 3년 동안 KOSPI 200 옵션 일별자료를 이용하여 연구하였다. KOSPI 200 지수, 콜옵션 증가, 풋옵션 증가, 행사가격, 옵션만기와 미청산 계약수의 일별 자료는 현대증권에서 구하였다. KOSPI 200 지수에 속한 주식의 총 거래량은 한국신용평가(주)의 KIS Value II 프로그램을 이용하여 얻었다.

본 연구에서 일일 거래량이 100계약 이하인 경우는 내재변동성을 구할 수 없거나, 내재변동성 계산 시 한계오차를 넘어 발산하게 되어 의미 없는 수치가 자주 발생하여 분석자료에서 제외하였다. KOSPI 200 옵션은 다양한 만기가 있지만 최근월물인 만기 1개월 이내의 옵션만이 주로 거래되므로 본 연구는 최근월물인 옵션만을 대상으로 하여 분석한다. 또한 최종거래일의 자료는 변동성이 커서 내재변동성 측정 시 오류가 발생할 가능성이 많으므로 제외하였다.

이자율은 만기 91일인 양도성예금증서(certificate of deposit : CD)의 수익률을 사용하며 한국은행 경제통계시스템(economic statistics system : ECOS)에서 구했다. CD금리는 블랙-숄즈 옵션가격결정모형에서 연속복리무위험수익률로 사용한다.

거시경제에 대한 공시일은 통계청에서 구하였다. 공시는 산업활동 동향 공시, 고용 동향 공시, 소비자물가 동향 공시, 소비자전망 공시 등 4가지로 구성된다. 산업활동 동향 공시는 제조업 평균가동률, 소비재 판매, 설비투자, 건설수준, 동행지수 순환변동치, 선행지수 전년 동월비 등이 있다. 고용 동향 공시는 고용률과 실업률을 포함하고 있으며, 소비자 전망 공시는 소비자기대지수와 소비자평가지수로 구성된다.

2. 연구방법

1) 내재변동성의 측정과 이익상태

옵션시장에서 수많은 옵션이 거래되고 있다. 이 옵션으로 기초자산에 대한 내재변동성을 산출할 수 있는데, 만약 시장이 완전하고 가격결정모형이 적합하다면 만기가 같고 행사가격이 다른 옵션은 모두 동일한 내재변동성을 가질 것이다. 그러나 실제로 만기가 같고 행사가격이 다른 옵션의 내재변동성은 다르다.

연구자들은 기초자산의 변동성을 찾으려고 노력해 왔다. 시계열 모형을 가지고 조건부 변동성을 측정하기도 하였지만, 옵션 모형에서 얻는 내재변동성이 기초자산의 변동성의 기대치로 적당하다는 결론을 내리고 있다[Ederington and Guan(2002)]. Ofek, Richardson, and Whitelaw (2004)은 옵션 중 콜옵션의 내재변동성을 변동성의 대용변수로 사용하였다.

내재변동성을 계산하기 위해서 블랙-숄즈 옵션가격결정모형을 사용한다. 유럽형 콜옵션의 가격 C 와 유럽형 풋옵션의 가격 P 는 다음과 같다.

$$C = S_0 N(d_1) - Ke^{-rT} N(d_2) \quad (1)$$

$$P = Ke^{-rT} N(-d_2) - S_0 N(-d_1) \quad (2)$$

$$\text{단, } d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma \sqrt{T}}$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma \sqrt{T}} = d_1 - \sigma \sqrt{T}$$

$N(x)$: 정규분포의 누적확률분포

S_0 : 기초자산의 가격

K : 행사가격

r : 연속복리무위험수익률

σ : 기초자산의 변동성

T : 잔존만기

내재변동성을 계산하려면 시행착오법(trial and error method)를 통하여 옵션가격과 일치하는 값을 찾을 때까지 과정을 되풀이해야 한다. 본 연구는 수치해석방법 중 이분법을 통해 구하였다. 이분법은 방정식이 2차 이상의 고차방정식이거나 적분식이 포함되어 있는 경우에 사용할 수 있는 방법으로 계산을 반복적으로 수행하여 실제값의 근사치를 찾는다.

이익상태를 좌우대칭으로 쉽게 관찰할 수 있도록 $\frac{S-K}{K}$ 로 이익상태를 측정한다. 이익상태는 옵션 가격의 내가격 또는 외가격 정도를 나타내는 지표로서, 콜옵션의 이익상태가 양(+)이면 내가격, 음(-)이면 외가격, 0이면 등가격으로 분류된다. 풋옵션의 경우는 반대로 이익상태가 양(+)이면 외가격 상태를, 음(-)이면 내가격 상태를 말한다. 행사가격에 따라 옵션의 내재변동성을 그려보면 내가격이나 외가격에서 변동성이 커지는 미소 짓는 모양이 되는데, 이것을 변동성 미소(volatility smile)라 한다.

[그림 1]은 이익상태에 따라 그린 콜옵션의 내재변동성이다. 그림을 보면, 등가격에서 외가격으로 갈수록 변동성은 거의 변화하지 않지만, 내가격으로 갈수록 변동성이 증가하는 모습을 볼 수 있다. 내가격으로 갈수록 변동성이 증가하는 것은 옵션시장에서 투자자들이 내가격 옵션이 다른 옵션들보다 더 크게 변할 것이라고 기대하기 때문이다.

[그림 1] 이익상태에 따른 콜옵션의 내재변동성

2) 내재변동성의 결정요인을 위한 연구모형

본 논문의 목적은 내재변동성을 설명하는 요인이 무엇인가를 조사하는 것이다. 결정요인에 대한 분석을 위해 사용하는 변수를 세 가지 범주로 나누었다. 세 가지 범주는 유동성변수, 기초자산의 수익률과 관련된 변수, 기초자산에 영향을 미칠 수 있는 경제변수 등이다.

유동성은 변동성에 크게 영향을 미칠 수 있다. 일반적으로 유동성이 높으면, 변동성은 작아진다. 내재변동성에 영향을 미칠 수 있는 유동성 변수는 옵션의 거래량과 기초자산인 KOSPI 200 지수의 거래량일 것이다. 본 연구는 옵션의 거래량으로 미청산 계약수, 약정수량, 약정대금 중 미청산 계약수를 사용한다. KOSPI 200 지수의 거래량은 KOSPI 200 지수에 포함된 주식의 총 거래량을 사용한다.

기초자산의 수익률과 관련된 변수로 KOSPI 200 수익률($K200_t$)의 20일 이동평균 로그값(KMA_t)과 역사적 변동성($SIGMA_t$)을 사용한다. 이는 기초자산인 KOSPI 200 수익률의 과거 행태가 내재변동성에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보기 위한 것이다. KOSPI 200 수익률의 20일 이동평균 로그값과 KOSPI 200 수익률의 역사적 변동성은 식(3), 식(4)와 같이 계산한다. 식(4)에서 연간 거래일을 245로 두었다.

$$KMA_t = \log \frac{1/20 \sum_{\tau=t-1}^{t-20} K200_{\tau}}{K200_t} \quad (3)$$

$$SIGMA_t = \sqrt{\frac{245}{20} \times \sum_{\tau=t-1}^{t-20} (K200_{\tau} - \overline{K200})^2} \quad (4)$$

기초자산에 영향을 미칠 수 있는 경제변수로 이자율변수와 거시경제공시변수를 선정하였다. 이자율은 KOSPI 200 수익률과 아주 밀접하게 관련되어 있다고 할 수 있다. 이자율이 낮아지면 은행에 있던 자금이 주식시장으로 이동하기 때문에 주식 거래가 많아지고, 변동성은 줄어들게 될 것이다. 이자율 변수는 91일 만기 CD 금리를 사용하여 Pena et al.(1999)와 동일하게 식(5)과 같이 계산한다. 거시경제공시변수는 산업활동, 고용, 소비자물가지수, 소비자전망 동향 공시일은 1의 값을 나머지는 0의 값을 가지는 더미변수로 처리하였다.

$$CDR_t = \log \frac{r_t}{1/20 \sum_{\tau=t-1}^{t-20} r_\tau}$$

(5)

위에서 설명한 변수를 통제변수와 함께 회귀식으로 나타내면 식(6)과 같다. MAT_t 은 KOSPI 200 옵션의 잔존만기를 365로 나눈 것으로 통제변수로 사용한다.

$$IV_t = \beta_0 + \beta_1 OVOL_t + \beta_2 IVOL_t + \beta_3 KMA_t + \beta_4 SIGMA_t + \beta_5 CDR_t + \beta_6 ANN_t + \beta_7 TIME_t + \epsilon_t \quad (6)$$

단, IV_t : 내재변동성

$OVOL_t$: KOSPI 200 옵션의 미청산 계약수

$IVOL_t$: KOSPI 200 지수를 구성하는 주식의 총 거래량

KMA_t : KOSPI 200 수익률의 20일 이동평균 로그값

$SIGMA_t$: KOSPI 200 수익률의 역사적 변동성

CDR_t : 91일물 CD 금리의 상대적 이자율 로그값

ANN_t : 거시경제공시변수

MAT_t : KOSPI 200 옵션의 잔존만기변수

III. 실증분석

1. 기초통계량과 상관분석

각 변수의 기초통계량을 <표 1>에서 보여주고 있다. $IV_{ATM,t}$, $IV_{ITM,t}$, $IV_{DITM,t}$ 는 각각 등가격, 내가격, 과내가격일 때 내재변동성이다. 평균을 살펴보면, 0.215, 0.855, 1.650으로 등가격에서 멀어질수록 높았다. 표준편차는 각각 0.093, 0.406, 0.867이었다. 분포의 비대칭성을 측정하는 왜도의 경우 0.862, 1.940, 1.874로 모두 양(+)의 값을 가져 오른쪽으로 치우친 분포를 가지는 것으로 나타났다. 분포의 밀집도를 나타내는 첨도의 경우 0보다 큰 2.026, 4.634, 3.827로 정규분포보다 뽀족한(leptokurtic) 분포를 취하고 있었다.⁴⁾ J-B(Jarque-Bera) 통계량은 수익률이 정규성을 따른다는 귀무가설을 모두 기각하였다.⁵⁾

$OVOL_{ATM,t}$, $OVOL_{ITM,t}$, $OVOL_{DITM,t}$ 는 각각 등가격, 내가격, 과내가격일 때 콜옵션의 미청산 계약수에 로그를 취한 것이다. 평균을 살펴보면, 11.157, 9.928, 8.758로 등가격에서 멀어질수록 낮았다. 분포의 비대칭성을 측정하는 왜도의 경우 -0.627, -0.659, -0.584로 모두 음(-)의 값을 가져 왼쪽으로 치우친 분포를 가지는 것으로 나타났다. 내재변동성과 마찬가지로, 수익률이 정규성을 따른다는 귀무가설을 모두 기각하였다.

다른 변수들 중 CDR_t 을 제외한 나머지는 양(+)의 왜도를 가져 오른쪽으로 치우친 분포를 가지는 것으로 나왔다. $IVOL_t$ 는 5% 수준에서, 다른 변수는 1% 수준에서 J-B 통계량이 유의하게 나와 수익률이 정규성을 따른다는 귀무가설을 모두 기각하였다.

단위근을 가진 불안정적 시계열 자료로 회귀분석을 수행할 경우 허구적 회귀(spurious regression)현상을 초래하게 된다. 변수의 시계열의 안정성을 판단하기 위해 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정을 실시하였다. 시차는 AIC(Akaike information criterion)와 SC(Schwartz criterion)를 이용하여 4로 하였다. 검정결과를 살펴보면, $SIGMA_t$ 에서 ADF 통계량이 -2.828로 유의하지 않아 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. $SIGMA_t$ 외에 다른 변수들은 모두 1% 수준에서 유의하여 안정적인 시계열임을 보여주고 있다. 본 연구는 $SIGMA_t$ 를 차분하여 분석에 사용한다.

4) 일반적으로 정규분포는 첨도가 3이지만, 본 연구에서 사용한 첨도는 초과첨도(excess kurtosis)로 정규분포일 때 0이다.

5) J-B(Jarque-Bera) 통계량은 다음과 같다.

$$JB = \frac{N-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right)$$

단, N : 관측치의 수, k : 설명변수의 수, S : 왜도, K : 첨도

이 통계량은 한 시계열의 왜도와 첨도를 정규분포의 왜도와 첨도와 비교하여 측정한다.

<표 1> 기초통계량

| 구분 | 평균 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 | 최소값 | 최대값 | J-B | ADF |
|-----------------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------------|------------|
| $IV_{ATM,t}$ | 0.215 | 0.093 | 0.862 | 2.026 | 0.034 | 0.627 | 197.203*** | -7.799*** |
| $IV_{ITM,t}$ | 0.855 | 0.406 | 1.940 | 4.634 | 0.289 | 2.985 | 1,072.865*** | -11.062*** |
| $IV_{DITM,t}$ | 1.650 | 0.867 | 1.874 | 3.827 | 0.595 | 5.758 | 816.921*** | -11.222*** |
| $OVOL_{ATM,t}$ | 11.157 | 0.701 | -0.627 | 0.299 | 8.650 | 12.790 | 46.301*** | -8.832*** |
| $OVOL_{ITM,t}$ | 9.928 | 0.921 | -0.659 | 0.232 | 6.142 | 11.836 | 52.576*** | -8.686*** |
| $OVOL_{DITM,t}$ | 8.758 | 1.070 | -0.584 | 1.931 | 1.946 | 10.905 | 144.899*** | -7.121*** |
| $IVOL_t$ | 18.618 | 0.328 | 0.207 | -0.284 | 17.826 | 19.614 | 7.012** | -4.673*** |
| KMA_t | 0.041 | 0.034 | 1.290 | 3.176 | -0.016 | 0.237 | 466.807*** | -5.260*** |
| $SIGMA_t$ | 0.431 | 0.072 | 1.137 | 2.079 | 0.289 | 0.698 | 533.068*** | -2.828 |
| CDR_t | 0.001 | 0.018 | -0.121 | 4.712 | -0.071 | 0.811 | 620.491*** | -5.343*** |
| ANN_t | 0.173 | 0.379 | 1.729 | 0.993 | 0 | 1 | 360.937*** | -13.711*** |
| MAT_t | 0.046 | 0.024 | 0.049 | -0.933 | 0.005 | 0.096 | 40.140*** | -11.347*** |

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2. J-B는 정규성을 검증하는 Jarque-Bera 통계량으로 자유도 2의 χ^2 분포를 따름.

3. ADF는 안정성을 검증하는 수정된(augmented) Dicky-Fuller 통계량임.

4. ADF 검정 시 상수와 추세를 모두 고려하고, 가설각여부를 확인하기 위해서 Mackinnon 임계값을 사용함. 10%, 5%, 1% 임계값은 -3.131, -3.419, -3.976임

등가격에서 각 변수의 상관관계를 분석한 것이 <표 2>이다. 등가격의 경우만을 분석한 것은 등가격의 결과가 내가격과 과내가격과 비슷하기 때문이다. 표를 보면, $OVOL_t$ 과 -0.209로, KMA_t 와 0.218로, MAT_t 와 -0.176으로 IV_t 와 관계가 있음을 보여주고 있다. 옵션의 거래량이 많을수록, 주식수익률이 낮을수록, 잔존만기가 클수록 변동성이 감소함을 짐작할 수 있다.

독립변수 간 피어슨(Pearson) 상관계수를 보면, $OVOL_t$ 과 KMA_t 의 계수가 -0.473으로, $OVOL_t$ 와 MAT_t 의 계수가 -0.619로 변수 사이에 상관관계가 높았다. 이 변수들을 동시에 회귀식에 넣어 분석할 경우 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생할 우려가 있다. 그래서 회귀분석 시 상관관계가 높은 독립변수는 동시에 회귀식에 넣지 않고 분석한다. 또한 다중공선성(multicollinearity)의 유무를 판단하기 위해 분산팽창인자(variance influence factor : VIF)를 살펴본다.

<표 2> 변수 간 상관관계분석

| 구분 | IV_t | $OVOL_t$ | $IVOL_t$ | KMA_t | $\Delta SIGMA_t$ | CDR_t | ANN_t | MAT_t |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|---------|
| IV_t | 1 | | | | | | | |
| $OVOL_t$ | -0.209 {0.000} | 1 | | | | | | |
| $IVOL_t$ | 0.054 {0.166} | 0.195 {0.000} | 1 | | | | | |
| KMA_t | 0.218 {0.000} | -0.473 {0.000} | -0.175 {0.000} | 1 | | | | |
| $\Delta SIGMA_t$ | -0.024 {0.529} | -0.039 {0.310} | 0.051 {0.187} | -0.175 {0.000} | 1 | | | |
| CDR_t | -0.133 {0.001} | -0.007 {0.852} | -0.036 {0.356} | -0.009 {0.817} | 0.016 {0.675} | 1 | | |
| ANN_t | 0.043 {0.263} | 0.032 {0.413} | -0.058 {0.134} | -0.045 {0.248} | 0.030 {0.436} | 0.018 {0.646} | 1 | |
| MAT_t | -0.176 {0.000} | -0.619 {0.000} | 0.022 {0.564} | 0.021 {0.582} | 0.021 {0.582} | -0.002 {0.958} | -0.027 {0.485} | 1 |

주) 등가격일 때 피어슨 상관계수를 나타냄. { }안은 p값임.

2. 내재변동성의 결정요인에 대한 회귀분석

<표 3>는 콜옵션 등가격 시계열에 대해 내재변동성의 결정요인을 분석한 결과이다. $OVOL_t$ 과 KMA_t , $OVOL_t$ 과 MAT_t 사이에 상관관계가 높게 나왔기 때문에, 동시에 분석하지 않고 구분하여 두 개의 회귀식을 분석하였다. VIF값이 모든 다중회귀분석에서 2보다 작아서 다중공선성 문제가 심각하지 않았다. 일반적인 OLS를 사용하여 추정해 본 결과, 등가격 자료의 경우 D.W.(Durbin Watson) 통계량이 1.502로 자기상관 문제가 존재하여 Cochrane-Orcutt 추정법을 사용하여 추정하였다.

$OVOL_t$ 은 회귀식1에서 -0.032로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 옵션의 거래량이 많으면 많을수록 내재변동성이 감소한다는 것이다. $OVOL_t$ 와 반대로 $IVOL_t$ 는 회귀식1에서 0.022로 10% 수준에서, 회귀식2에서 0.024로 5% 수준에서 양(+)으로 유의하였다. 이는 KOSPI 200 지수에 속한 주식의 거래량이 크면 클수록 내재변동성이 증가함을 의미한다.

KMA_t 는 회귀식2에서 0.650으로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 KOSPI 200 지수가 증가하면 할수록 내재변동성이 증가함을 의미한다. KOSPI 200 지수가 증가하면 옵션시장에서 행사가격보다 기초자산의 가격이 커지기 때문에 내재변동성이 증가할 가능성이 높아진다고 할 수 있다. 이 결과는 Hafner and Wallmeier(2001)의 결과와 일치한다. KOSPI 200 지수의 역사적 변동성을 나타내는 $\Delta SIGMA_t$ 는 두 개의 회귀식에서 모두 유의하지 않았다.

CDR_t 은 회귀식1, 회귀식2에서 -0.664, -0.670으로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 금융 시장에서 이자율이 증가하면 할수록 내재변동성이 줄어든다는 것을 의미한다. ANV_t 은 회귀식1에서 0.015로 10% 수준에서, 회귀식2에서 0.019로 5% 수준에서 양(+)으로 유의하였다. 이는 거시경제공시로 인해 내재변동성이 증가함을 의미하는 것이다. 통제변수로 사용한 MAT_t 은 회귀식2에서 1% 수준에서 유의하였다. 잔존만기가 작으면 작을수록 내재변동성이 증가한다는 의미이다. 만기에 가까울수록 옵션의 시간가치가 작아지고 옵션 매수자들에게 있어서 투자매력이 떨어진다. 그러면 거래량이 줄어들어 내재변동성이 증가할 수 있다.

<표 3> 내재변동성의 결정요인에 대한 Cochrane-Orcutt 추정(등가격)

| 독립변수 | 종속변수(IV_t) | |
|------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 회귀식1 | 회귀식2 |
| 상수값 | 0.170 (0.724) | -0.234 (-1.028) |
| $OVOL_t$ | -0.032*** (-5.635) | |
| $IVOL_t$ | 0.022* (1.716) | 0.024** (2.008) |
| KMA_t | | 0.650*** (5.320) |
| $\Delta SIGMA_t$ | -0.280 (-1.088) | -0.399 (-1.539) |
| CDR_t | -0.664*** (-2.678) | -0.670*** (-2.873) |
| ANN_t | 0.015* (1.812) | 0.019** (2.207) |
| MAT_t | | -0.763*** (-4.740) |
| adjusted R^2 | 0.125 | 0.143 |
| D.W. | 2.057 | 2.056 |
| 관측수 | 668 | |

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 t 통계량임.

2. D.W.는 Durbin Watson 통계량임.

<표 4>와 <표 5>은 콜옵션 내가격과 과내가격 시계열을 사용하여 내재변동성의 결정요인을 분석한 결과이다. 등가격에서와 마찬가지로, $OVOL_t$ 과 KMA_t , $OVOL_t$ 과 MAT_t 를 동시에 분석하지 않고 구분하여 분석하였다. VIF값이 모든 다중회귀분석에서 2보다 작아서 다중공선성 문제가 심각하지 않았다.

$OVOL_t$ 은 내가격과 과내가격의 경우 모두 양의 값으로 1% 수준에서 모두 유의하였다. 이는 옵션의 거래량 많으면 많을수록 내재변동성이 증가한다는 것으로 등가격의 결과와 반대이다. 내가격과 과내가격에서 블랙-숄즈 모형에 의해 추정된 이론적 가격이 과소평가될 가능성이 높아지면서, 이익을 노리는 투기자들이 투자하기 때문에 변동성이 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

ANN_t 은 등가격의 결과와 반대로 회귀식4, 5, 6에서 모두 음(-)으로 유의하였다. 이는 거시경제공시로 인해 내재변동성이 감소함을 의미하는 것이다.

MAT_t 은 등가격의 회귀분석 결과와 일치하였다. 즉 내가격과 과내가격에서도 만기일까지 기간이 길면 길수록 내재변동성이 감소한다는 결과를 도출하였다.

$OVOL_t$, ANN_t , MAT_t 를 제외한 다른 변수는 모두 유의하지 않았다. 이는 내가격과 과내가격에서 내재변동성을 결정하는 요인은 콜옵션의 거래량과 거시경제공시 및 잔존만기임을 말해 주는 것이다.

등가격과 내가격, 과내가격 시계열의 결과를 비교해 보면, 등가격에서 유의하였던 변수들 즉, KOSPI 200 지수를 구성하는 주식의 거래량변수, KOSPI 200 지수의 이동평균값변수, 이차율변수가 내가격과 과내가격 시계열에서 유의하지 않았다.

<표 4> 내재변동성의 결정요인에 대한 Cochrane-Orcutt 추정(내가격)

| 독립변수 | 종속변수(IV_t) | |
|------------------|---------------------|-------------------------|
| | 회귀식2-3 | 회귀식2-4 |
| 상수값 | -0.451 (-0.439) | 0.950 (1.431) |
| $OVOL_t$ | 0.139*** (7.661) | |
| $IVOL_t$ | -0.004 (-0.072) | 0.033 (0.920) |
| KMA_t | | 0.155 (0.295) |
| $\Delta SIGMA_t$ | -0.862 (-1.062) | -0.214 (-0.467) |
| CDR_t | -2.212 (-1.460) | 1.139 (0.841) |
| ANN_t | -0.026 (-1.012) | -0.035** (-2.406) |
| MAT_t | | -16.238*** (-37.187) |
| adjusted R^2 | 0.394 | 0.769 |
| D.W. | 2.009 | 2.074 |
| 관측수 | 704 | |

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 t 통계량임.

2. D.W.는 Durbin Watson 통계량임.

<표 5> 내재변동성의 결정요인에 대한 Cochrane-Orcutt 추정(과내가격)

| 독립변수 | 종속변수(IV_t) | |
|------------------|---------------------|-------------------------|
| | 회귀식2-5 | 회귀식2-6 |
| 상수값 | 0.123 (0.055) | 0.923* (0.405) |
| $OVOL_t$ | 0.127*** (3.991) | |
| $IVOL_t$ | 0.023 (0.190) | 0.040 (0.330) |
| KMA_t | | -0.404 (-0.248) |
| $\Delta SIGMA_t$ | -0.474 (-0.278) | -0.829 (-0.480) |
| CDR_t | -0.038 (-0.011) | 1.695 (0.489) |
| ANN_t | -0.093* (-1.692) | -0.102* (-1.833) |
| MAT_t | | -34.230*** (-42.922) |
| adjusted R^2 | 0.409 | 0.829 |
| D.W. | 1.951 | 1.968 |
| 관측수 | 682 | |

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 t 통계량임.
 2. D.W.는 Durbin Watson 통계량임.

IV. 결 론

본 연구는 2004년 1월 2일부터 2006년 12월 28일까지 3년 동안 KOSPI 200 옵션 일별자료를 이용하여 내재변동성의 결정요인을 살펴보았다. 내재변동성을 도출하기 위해서 이분법을 사용하였고, 이익상태에 따라 등가격, 내가격, 과내가격으로 나누어 내재변동성을 시계열로 구성하였다. 3가지 이익상태에서 내재변동성을 결정하는 요인이 무엇인지 살펴보았다. 이 연구에서 내재변동성의 결정요인을 조사함으로써 실무자들에게 옵션가격결정 모형에서 변동성을 측정할 때나 투자할 때 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

본 논문의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 콜옵션 등가격 시계열에 대한 분석 결과, 옵션의 거래량이 적으면 적을수록, KOSPI 200 지수를 구성하는 주식의 거래량이 많으면 많을수록 내재변동성이 증가하였다. KOSPI 200 지수의 이동평균값이 증가할수록, 이자율이 감소할수록 내재변동성이 증가함을 알 수 있었다. 거시경제공시로 인해 내재변동성은 증가하였다. 잔존만기가 작으면 작을수록 내재변동성은 증가하였다. 변수 중 강하게 영향을 미치는 것은 옵션의 거래량, KOSPI 200 지수의 이동평균값, 이자율, 그리고 잔존만기였다.

둘째, 콜옵션 내가격, 과내가격 시계열에 대한 분석 결과는 거의 동일하였다. 옵션의 거래량이 많을수록, 잔존만기가 작을수록 내재변동성이 증가하였다. 거시경제공시로 인해 내재변동성은 감소하였다. 옵션의 거래량, 거시경제공시변수, 잔존만기를 제외한 모든 변수는 유의하지 않았다.

<참 고 문 헌>

- 김석진, "한국선물시장제도의 문제점과 개선방안," 생산성논집 제11권, 1996, pp. 267-292.
- 이재하·권상수, "KOSPI 200 옵션 내재변동성의 예측력," 선물연구 9, 2001, pp. 25-50.
- Bates, D. S., "Dollar jump fears, 1984-1992 : distributional abnormalities implicit in currency futures options," *Journal of International Money and Finance* 15, 1996, pp. 65-93.
- Black, F. and M. Scholes, "The pricing of options and corporate liabilities," *Journal of Political Economy* 81, 1973, pp. 637-659.
- Bollen, N. P. B. and R. E. Whaley, "Does net buying pressure affect the shape of implied volatility functions?" *Journal of Finance* 58, 2004, pp. 711-753.
- Copeland, L., S. H. Poon, and R. C. Stapleton, "The determinants of implied volatility : a test using LIFFE option prices," *Journal of Business Finance and Accounting* 27, 2000, pp. 859-885.
- Das, S. R. and R. K. Sundaram, "Of smiles and smirks : a term structure perspective," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 1999, pp. 211-239.
- Dupire, B., "Pricing with a smile," *Risk* 7, 1994, pp. 18-20.
- Ederington, L. and W. Guan, "Measuring implied volatility : is an average better? which average?" *Journal of Futures Markets* 22, 2002, pp. 811-837.
- Engström, M., "Do Swedes smile? On implied volatility functions," *Journal of Multinational Financial Management* 12, 2002, pp. 285-305.
- Foster, F. D. and S. Viswanathan, "Variations in trading volume, return volatility, and trading costs : evidence on recent price formation models," *Journal of Finance* 48, 1993, pp. 187-211.
- Hafner, R. and M. Wallmeier, "The dynamics of DAX implied volatilities," *International Quarterly Journal of Finance* 1, 2001, pp. 1-27.
- Hull, J. and A. White, "The pricing of options on assets with stochastic volatilities," *Journal of Finance* 42, 1987, pp. 281-300.
- Kim, H. and M. Kim, "Implied volatility dynamics in the foreign exchange markets," *Journal of International Money and Finance* 22, 2003, pp. 511-528.
- Mixon, S., "Factors explaining movements in the implied volatility surface," *Journal of Futures Markets* 12, 2002, pp. 915-938.
- Ofek, E., M. Richardson, and R. F. Whitelaw, "Limited arbitrage and short sales restrictions : evidence from the options markets," *Journal of Financial Economics* 74, 2004, pp. 305-342.

Pena, I., G. Rubio, and G. Serna, "Why do we smile? On the determinants of the implied volatility function," *Journal of Banking and Finance* 23, 1999, pp. 1151-1179.

Rubinstein, M., "Implied binomial trees," *Journal of Finance* 49, 1994, pp. 771-818.