

KOSPI 200 주가지수옵션시장에서 내재변동성 기간구조의 기대가설검정에 관한 연구

강병영* · 민경태**

〈요 약〉

본 연구는 합리적 기대가설에 입각하여 내재변동성의 장기변화율과 단기변화율사이의 관계에 대해 Campa and Chang(1995)의 모형을 토대로 분석하였다. 합리적기대가설이란 옵션시장 참가자들이 기대하는 장기내재변동성이 미래단기의 내재변동성을 결정한다는 가설이다. 1999년 1월부터 2003년 12월까지 한국의 KOSPI 200 주가지수옵션시장에서 장기내재변동성과 단기내재변동성과의 관계를 분석해 본 결과 우리나라 주가지수 옵션시장에서는 기대가설을 지지하지 않는다는 결론을 도출하게 되었다. 하지만 기대가설은 그 자체가 내포하고 있는 무시할 수 없는 중요한 의미를 지닌다는 것을 발견하였다. 첫째, 장기내재변동성 변화율이 기대 미래단기내재변동성 변화율과 같은 방향으로 움직인다는 것과 둘째, 단기변동성에 대한 장기변동성의 증가가 다음 장기변동성에 있어서는 증가 혹은 감소를 동반한다는 것을 분석하게 되었다. 즉, 어떠한 규칙적인 사이클을 찾을 수는 없었다는 것이다.

주제어 : 합리적 기대가설, 미래단기변동성, 장기내재변동성

I. 서 론

본 연구는 KOSPI 200 주가지수옵션을 사용하여 내재변동성 기간구조의 기대가설을 검증하고자 하는 것이다. 기초자산 가격의 경제적, 실무적 중요성은 인식하지만, 기초자산의 미래변동성에 대한 시장참여자들의 기대를 형성하는데 대해선 통일된 의견이 아직 없다. 지금까지 내재변동성의 기대이론에 대한 연구를 요약해보면 다음과 같다.

논문접수일 : 2005년 4월 22일 논문게재확정일 : 2005년 12월 7일

* 동의대학교 경영정보학부 부교수

** 동의대학교 경영정보학부 강사

*** 이 논문은 2004년도 동의대학교 교내연구비의 지원을 받았음.

Porterba and Summers(1986)의 연구에 의하면 장기변동성은 단기변동성의 움직임만큼 반응하지 않는다고 하였으며, Stein(1989)의 경우 내재변동성의 기간구조에 초점을 맞췄다고 볼 수 있는데 등가격옵션의 내재변동성과 만기에 따른 관계를 도출했다. Stein은 S&P100지수(1985년~1987년)를 이용하여 1달, 2달로 나누어 단기내재변동성의 변동과 장기내재변동성 변화를 규명하였다. 그 결과 순간적인 변동성은 연속시간 평균회귀(continuous-time mean-reverting)인 AR(1)과정을 따른다고 밝혔다. 변동성의 주어진 평균회귀수준에 따라 주가지수의 내재변동성의 기간구조는 과잉반응(overreaction)을 한다고 했다. 따라서 기대가설을 기각한다는 연구결과를 도출하였다.

Diz and Finucane(1993)은 Stein(1989)의 연구결과가 기대가설 검정모형에 문제가 있었으며, S&P500 주가지수옵션(1985년~1988년)의 자료를 이용한 시계열자료분석을 한 결과 옵션시장에 과잉반응은 발견되지 않았다고 주장하면서 기대가설을 지지했다.

Heynen, Kemna, and Vorst(1994)는 European Option Exchange(EOE)와 Amsterdam Stock Exchange(ASE) 옵션시장에서 1988년에서 1989년까지 자료를 이용하여 실증분석한 결과 옵션시장에서의 과잉반응은 발견되지 않았으며 기대가설을 지지했다.

Xu and Taylor(1994)는 필라델피아증권거래소(PHLX)에서 거래되는 통화옵션의 내재변동성 기간구조의 움직임을 기술하였다. 그래서 1985년부터 1989년 사이의 내재변동성의 기간구조의 기울기를 주로 측정하였다. 게다가 각 통화들의 내재변동성의 기간구조의 기울기의 양(+)과 음(-)을 측정하였다. 즉 전체적인 오름 내림의 사이클을 측정하였다. 그 결과 외환시장에서의 과잉반응은 찾을 수가 없었으며 기대가설을 지지하는 결과를 도출했다.

Campa and Chang(1995)은 기대가설에서 장기변동성은 반드시 기대미래단기변동성의 움직임과 일관성이 있어야한다고 주장하였다. Campa and Chang은 Hull-White옵션 가격결정모형을 이용하여 기대가설을 검증하였다. 외환통화옵션시장자료(1989년~1992년)를 이용하여 실증 분석한 결과 장기내재변동성의 과잉반응을 찾을 수 없었으며, 또한 기대가설을 지지하는 증거도 찾을 수 없었다. 이 연구가 Xu and Taylor의 연구와 다른 점은 미래내재변동성관측치의 행태에 있어 사후적으로 관찰된 내재변동성을 사용했다는 점에서 진보됐다는 평을 받고 있다.

요약하면 옵션의 내재변동성에 대한 기간구조의 기대가설은 명확한 결과가 나오지 않는 실정이다. 기대미래변동성예측은 기대가설과 일관성이 있다는데 대한 기존의 연구결과가 맞거나 혹은 맞지 않거나 지금까지 문제가 되고 있으며 그에 대한 정확한 검증이 없으므로 본 연구에서는 그에 대한 갭을 메우는 노력으로 한국의 주가지수 옵션시장에서 Campa and Chang(1995)의 모형을 토대로 실증분석해보고자 하는 것이

그 의의라 하겠다.

본 연구는 첫째, 실무적으로 옵션의 가치를 결정하는데 중요한 요소 중의 하나인 내재변동성의 예측가능성을 타진해 보는데 그 목적이 있다. 나아가 장기내재변동성으로 기대단기미래내재변동성을 예측할 수 있는가 하는 문제를 연구해보고자 한다. 둘째, KOSPI 200 지수옵션시장에서 옵션 내재변동성의 기간구조에 대한 기대가설을 검정해 보는 것이다. 즉 장기내재변동성 변화율이 기대 미래단기내재변동성 변화율과 일관성이 있는가를 검증하는 것으로 시간에 따른 분산의 선형성 검증이 될 것이다.

셋째, 장기와 단기내재변동성의 스프레드가 연이은 장기내재변동성의 움직임 방향을 예측해 보고자 한다. 즉 현재 단기변동성에 대한 장기변동성의 증가가 다음 장기변동성에 있어서는 증가인가 아니면 감소인가를 실증해 보려고 하는 것이다.

II. 모형과 가설의 설정

Campa and Chang(1995)에 따르면, Hull and White옵션가격결정모형을 기대가설에 적용하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$V_{1,2} = 2(\theta_1/\theta_2)^2 V_{0,2} - V_{0,1} + u'_1 \quad (1)$$

여기서, $V_{1,2}$: 미래단기변동성

$V_{0,2}$: 현재 고시되는 장기변동성

$V_{0,1}$: 현재 고시되는 단기변동성

u'_1 : 백색잡음잔차(white noise error term)

θ_i : Hull and White내재변동성과 Black and Scholes내재변동성의 비율

식 (1)은 현재의 단기변동성과 장기변동성과 미래단기변동성사이의 관계를 보여주고 있다.

1. 단기내재변동성의 변화에 대한 기대가설 검정모형

식 (1)을 다시 일반화 하고 여기서 k (기간)과 m (달수)을 정수로 일반화 한다.

$$V_{0,km} = (1/k)E_0 \left[\sum_{i=0}^{k-1} V_{im,(i+1)m} \right] \quad (2)$$

식 (2)에서는 현재장기변화율이 기대미래단기변화율의 평균값이 된다. 변동성 수준이 만약 단위근을 가지거나 단위근을 따른다면, 위 식의 변동성을 그대로 쓰기보다는 장단기스프레드관점에서 분석할 것이다. 양변을 $V_{0,m}$ 으로 빼주고 합리적 기대가설을 가정한다면(기대에러가 t 시점에서 다른 모든 정보와 상관관계가 없다면) 식은 다음과 같게 된다.

$$(1/k) \sum_{i=1}^{k-1} [V_{im,(i+1)m} - V_{0,m}] = \alpha_0 + \beta_0 [V_{0,km} - V_{0,m}] + \sum_{i=1}^{k-1} u_{im} \quad (3)$$

u_{im} 은 기대에러를 나타낸다. 식 (3)은 장기-단기스프레드의 제곱에 대한 단기변화율에서의 회귀 변화율이다(이 식은 이자율의 기간구조기대가설과 유사하다. Froot, 1991, Shiller, 1990, 그리고 Campbell and Shiller, 1991).

식 (3)에서 좌측은 단기를 나타내고 우측중간부분은 장기를 나타낸다. 즉 장기와 단기간에 상관관계를 검정할 수 있는 형태가 되는 것이다.

만약 기대가설이 맞다면, $\alpha_0=0$ 이고 $\beta_0=1$ 여야 한다.

2. 장기내재변동성의 변화에 대한 기대가설 검정모형

식 (3)은 현재 장기-단기스프레드에 대한 장기변화율의 변화 회귀관계를 나타낸다. 식 (3)에서 식 (2)을 빼면 다음과 같은 현재장기변화율과 현재 그리고 미래단기변화율사이의 관계를 볼 수 있다.

$$V_{m,km} - V_{0,km} = \alpha_1 + \beta_1 \left(\frac{1}{k-1} \right) (V_{0,km} - V_{0,m}) + \varepsilon_m \quad (4)$$

위 식은 현재 장기-단기스프레드에 대한 장기변화율을 보여주고 있다. $k=2$ 라면 $\beta_1=(2\beta_0-1)/2$ 그리고 $\alpha_1=2\alpha_0$ 이다. 식 (4)을 보면 양변에다가 $V_{0,m}$ 을 빼주고 다시 정리한 식이 된다. 만약 기대가설이 맞다면, $\alpha_1=0$ 이고 $\beta_1=1$ 여야 한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자료 및 기초통계량

본 연구에서는 한국증권거래소에서 제공하는 KOSPI 200 주가지수 콜옵션 일일종가,

91일 만기 CD금리, 배당수익률, KOSPI 200 콜옵션 일일증가 자료를 사용하였다. 단, 기초자산의 거래시간과 옵션의 거래시간이 일치하지 않는 비동기적거래는 고려하지 않기로 한다.

분석 기간은 1999년 1월 4일부터 2003년 12월 30일까지이며, 등가격옵션의 콜옵션만이 연구대상이다. 현실적으로 등가격옵션이 많지 않기 때문에 머니니스(S/K) 범위가 $0.97 \leq S/K < 1.03$ 조건을 만족하는 NTM(near-the-money) 옵션가격을 등가격 옵션으로 본다(Bakshi, Cao, Chen, 1997).

내재변동성값은 추계적 변동성을 고려한 Hull과 White의 유러피언 콜옵션가격결정 모형(1987)을 사용하여 구하였다. 잔존만기에 따른 내재변동성값의 시계열 자료를 얻기 위해 잔존만기별로 만약 t시점에 NTM 옵션이 두 개 이상 존재하여 두 개 이상의 내재변동성값이 존재하는 경우 평균값을 사용하여 t시점의 내재변동성값을 구하였다.

내재변동성값을 산출하는 Hull과 White 근사식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 f(Se^{-qT}, \sigma^2) = & c(\sigma^2) + \frac{1}{2} \frac{Se^{-q\tau}N(d_1)(d_1d_2-1)}{4\sigma^3} \times \left[\frac{2\sigma^4(e^k-k-1)}{k^2} - \sigma^4 \right] \\
 & + \frac{1}{6} \frac{Se^{-q\tau}N(d_1)[(d_1d_2-3)(d_1d_2-1)-(d_1^2+d_2^2)]}{8\sigma^5} \\
 & \times \sigma^6 \left[\frac{e^{3k} - (9+18k)e^k + (8+24k+18k^2+6k^3)}{3k^3} \right] + \dots \quad (3-1)
 \end{aligned}$$

단 $k = \xi^2\tau$, $c(\sigma^2)$ 는 Black-Scholes 콜옵션 가격, q 는 배당수익률, $N(\cdot)$ 는 표준정규분포함수, τ 는 $(\tau-t)/365$

이 모형으로 구한 내재변동성값들은 연율화된 내재변동성값이므로 일일내재변동성값을 구하기 위해서는 다음 식을 이용한다.

$$\sigma_{daily} = \sigma_{yearly} / \sqrt{\text{거래일}}$$

<표 3-1>은 Hull-White모형으로 구한 일일내재변동성값의 기초통계량을 보여준다.

내재변동성값이 2002년을 제외하고 지속적으로 감소해왔으며 분석기간 중 2003년 내재변동 평균값이 가장 작고 1999년 평균값이 가장 크다. 그리고 잔존만기별로 보면 30일 이하인 옵션의 내재변동 평균값이 가장 크며 잔존만기가 가장 긴 옵션의 내재변동 평균값이 가장 작다. 그러나 이 사이에 있는 옵션의 경우는 체계적인 감소형태 또는 증

가형태를 갖지는 않는다. 일일내재변동성값의 표준편차를 보면 전반적으로 해가 거듭 될수록 일일내재변동성값의 변동크기가 작아졌음을 알 수 있다.

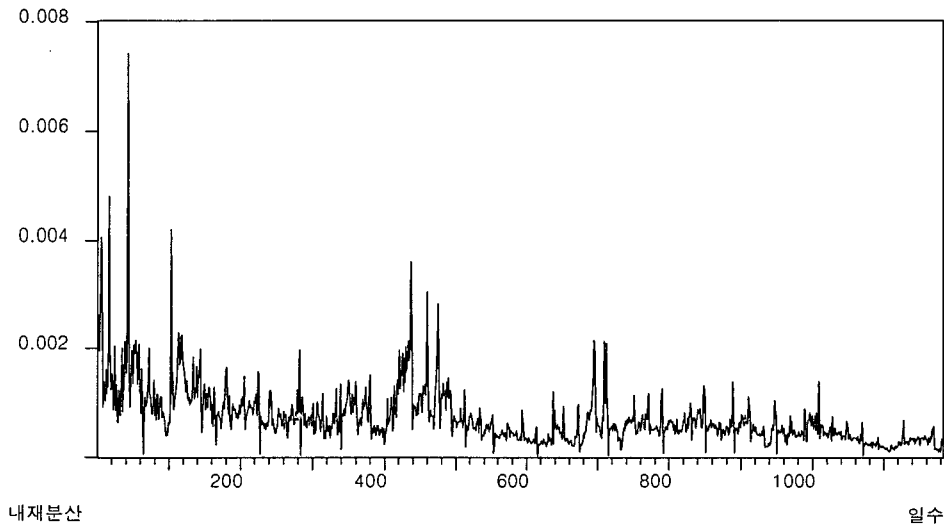
<표 3-1> NTM 옵션의 잔존만기별 일일내재변동성값 기초통계량

기 간	잔존만기	기초 통계량				
		평 균	표준편차	Skewness	Kurtosis	관찰개수
1999 ~ 2003	T≤30	0.025012	0.009187	0.919921	6.876281	2725
	30-60	0.023756	0.006544	0.845574	4.496830	2501
	60-90	0.023919	0.007316	1.401138	7.828973	2488
	90-120	0.024059	0.006706	1.398223	8.694402	721
	150-180	0.026360	0.008949	3.401816	36.59392	578
1999	T≤30	0.032701	0.009923	1.009837	9.797687	585
	30-60	0.030382	0.006636	0.592261	4.811973	551
	60-90	0.030696	0.007637	1.515610	9.480913	547
	90-120	0.029901	0.007004	2.073543	11.73501	203
	150-180	0.032551	0.007895	0.604341	2.480284	173
2000	T≤30	0.027225	0.008317	0.105589	5.201251	562
	30-60	0.026747	0.004848	0.500933	5.387631	516
	60-90	0.027436	0.005667	0.845118	4.667363	513
	90-120	0.026172	0.004570	0.438065	5.039715	180
	150-180	0.029872	0.009882	8.075943	84.46054	141
2001	T≤30	0.022987	0.008201	0.902966	5.729334	438
	30-60	0.021119	0.004786	0.629917	2.948751	383
	60-90	0.021142	0.004980	0.962305	5.004170	387
	90-120	0.020094	0.003672	-0.035468	2.654098	136
	150-180	0.022520	0.004063	0.679248	3.153215	102
2002	T≤30	0.023212	0.005903	0.160010	7.088483	597
	30-60	0.021827	0.002509	-0.286736	4.074862	543
	60-90	0.021669	0.004252	5.111900	55.96263	550
	90-120	0.020379	0.001967	0.277182	4.148085	105
	150-180	0.020823	0.002009	-0.083206	3.851539	84
2003	T≤30	0.018050	0.005444	0.643700	5.092950	543
	30-60	0.017580	0.003350	0.235974	1.994599	508
	60-90	0.017404	0.003851	2.931519	30.51314	491
	90-120	0.017422	0.003195	0.024311	1.685652	96
	150-180	0.017267	0.003449	0.334993	2.185134	78

2. 내재분산의 시계열

일반적으로 내재변동성 기간구조 기대가설 검정시 선행연구의 경우는 내재분산(implied variance)값을 가지고 분석하기 때문에(Campa and Chang, 1995) 기존의 연구를 고려하여 각 t시점의 일일 내재변동성값을 제공하여 일일내재분산값을 구하였다. 따라서 이후 제시되는 값들은 내재분산값을 의미한다.

[그림 3-1] 1달 옵션의 내재분산



잔존만기 구분을 기대가설 검정을 위해 $T \leq 30$ 의 값들을 1달, 30에서 60일 사이의 값들을 2달, 60에서 90일까지를 3달, 90에서 120사이의 값들을 4달, 150에서 180까지의 값들을 6달로 정의한다. 따라서 예를 들면 특별한 언급이 없는 한 잔존만기 2달은 잔존만기일이 30~60일 사이에 있는 옵션을 의미한다. [그림 3-1]은 1999년에서 2003년까지의 1달 옵션의 내재분산 시계열 그래프를 보여주고 있다. 1999년에는 커다란 변동이 나타나지만 시간이 지남에 따라 변동 크기가 작아졌음을 확인할 수 있다.

<표 3-2>는 잔존만기별 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF) 값을 래그 5까지 보여주고 있다. 자기상관함수와 편자기상관함수를 통해 내재분산이 어떠한 확률과정을 따르는가를 E-views프로그램을 통해 확인해 본 결과 95%유의수준에서 PACF 값들이 1계를 제외한 모든 값들에서 0과 유사하게 나왔음을 확인하였다. 따라서 AR(1)의 확률과정을 따른다고 본다.

<표 3-2> 잔존만기별 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)

기간	래그	잔 존 만 기									
		1달		2달		3달		4달		6달	
		ACF	PACF	ACF	PACF	ACF	PACF	ACF	PACF	ACF	PACF
1999 ~ 2003	1	0.716	0.716	0.790	0.790	0.730	0.730	0.650	0.650	0.853	0.853
	2	0.570	0.116	0.741	0.313	0.643	0.236	0.545	0.211	0.783	0.202
	3	0.527	-0.172	0.716	0.197	0.631	0.228	0.561	0.261	0.749	0.164
	4	0.534	0.178	0.706	0.163	0.579	0.060	0.506	0.073	0.721	0.099
	5	0.490	0.028	0.679	0.070	0.564	0.107	0.535	0.197	0.656	-0.092
1999	1	0.530	0.530	0.531	0.531	0.524	0.524	0.365	0.365	0.786	0.786
	2	0.317	0.050	0.427	0.203	0.349	0.102	0.158	0.028	0.654	0.097
	3	0.251	0.091	0.398	0.160	0.366	0.206	0.211	0.167	0.626	0.225
	4	0.287	0.158	0.353	0.082	0.205	-0.100	0.105	-0.029	0.546	-0.055
	5	0.213	-0.022	0.320	0.058	0.221	0.129	0.159	0.132	0.392	-0.218
2000	1	0.667	0.667	0.490	0.490	0.618	0.618	0.354	0.354	0.354	0.463
	2	0.450	0.010	0.330	0.118	0.624	0.391	0.239	0.239	0.129	0.138
	3	0.428	0.224	0.249	0.065	0.548	0.136	0.187	0.187	0.078	-0.093
	4	0.433	0.123	0.318	0.201	0.602	0.250	0.136	0.136	0.032	0.228
	5	0.427	0.114	0.242	0.002	0.515	0.026	0.194	0.194	0.125	0.232
2001	1	0.793	0.793	0.923	0.923	0.755	0.755	0.782	0.782	0.728	0.728
	2	0.618	-0.030	0.894	0.281	0.712	0.330	0.723	0.288	0.656	0.267
	3	0.520	0.105	0.855	0.013	0.672	0.162	0.693	0.182	0.610	0.149
	4	0.474	0.098	0.811	-0.066	0.655	0.139	0.628	0.003	0.598	0.153
	5	0.419	-0.009	0.762	-0.090	0.625	0.066	0.617	0.111	0.592	0.130
2002	1	0.514	0.514	0.652	0.652	0.481	0.481	0.098	0.098	0.152	0.152
	2	0.262	-0.004	0.562	0.238	0.174	-0.075	0.162	0.154	-0.026	-0.050
	3	0.207	0.101	0.502	0.125	0.164	0.144	0.147	0.122	-0.156	-0.148
	4	0.160	0.022	0.409	-0.011	0.147	0.022	0.317	0.286	0.112	0.166
	5	0.096	-0.013	0.359	0.022	0.129	0.056	0.093	0.027	-0.073	-0.136
2003	1	0.599	0.599	0.916	0.916	0.609	0.609	0.866	0.866	0.608	0.608
	2	0.500	0.221	0.889	0.312	0.520	0.236	0.815	0.263	0.529	0.253
	3	0.503	0.225	0.871	0.175	0.506	0.202	0.778	0.131	0.566	0.291
	4	0.512	0.189	0.851	0.068	0.462	0.094	0.721	-0.033	0.578	0.225
	5	0.477	0.093	0.844	0.127	0.453	0.110	0.742	0.284	0.489	0.017

시계열 분석 시 단위근 검정 또는 ADF 검정은 필수적이다. 특히 ARMA 모형과 같은 안정적 시계열 모형은 기본적으로 분석하는 시계열 자료가 안정적이라고 가정한다. 위 내재분산이 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정을 통해 단위근을 갖는지 확인하였다. ADF 검정결과를 <표 3-3>에 제시하였다.

전체 자료의 경우 모든 내재분산 시계열 자료는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기

각하므로 안정적 시계열이라고 볼 수 있다. 그러나 각 연도별 ADF 검정 결과는 다르다. 특히 2001년도 경우는 1달 만기 옵션만 제외하고, 2003년도 경우는 1달 만기 옵션과 3달 만기 옵션을 제외하고 모든 내재분산 시계열 자료가 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 굵게 표시한 값은 단위근을 갖는 귀무가설을 기각하지 않는 자료들을 표시한 것이다.

<표 3-3> 잔존만기별 내재분산 ADF 검정

기간	잔 존 만 기									
	1달		2달		3달		4달		6달	
	검정값*	임계값**	검정값	임계값	검정값	임계값	검정값	임계값	검정값	임계값
1999~2003	-7.83519	-2.8644	-5.05388	-2.8645	-7.04228	-2.8645	-3.53696	-2.8686	-5.41523	-2.8700
1999	-5.07539	-2.8740	-3.8950	-2.8743	-5.0426	-2.8745	-3.6414	-2.8951	-1.7529	-2.9023
2000	-3.2368	-2.8743	-4.0911	-2.8747	-2.5825	-2.8745	-3.6294	-2.8976	-3.34135	-2.9101
2001	-5.6352	-2.8740	-2.7951	-2.8747	-2.7075	-2.8747	-1.9126	-2.8955	-1.7487	-2.9062
2002	-6.3567	-2.8806	-3.9033	-2.8806	-4.3761	-2.8806	-3.6661	-2.8967	-5.3941	-2.9023
2003	-3.2736	-2.8740	-1.1428	-2.8743	-2.9079	-2.8747	-1.3937	-2.8981	-1.8905	-2.9023

주) * 검정값이 임계값보다 작으면 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하여 안정적 시계열임을 의미함.

** 5% 유의수준에서 임계값

3. 내재분산 기간구조의 기대가설 검정

1) 단기변동값 변화 기대가설 검정

앞의 식 (3)은 단기변동성스프레드변화율의 평균값과 장기변동성스프레드변화율의 관계를 선형적으로 분석할 수 있는 검증식이다. 여기서 내재변동성이란 앞서 언급했듯이 일일내재분산을 의미한다. 이를 E-views프로그램으로 분석하여 그 결과를 <표 3-4>에 제시하였다. 만약 기대가설이 성립한다면 $\alpha_0 = 0$ 이고 $\beta_0 = 1$ 이 되어야 한다. 실증결과 β_0 값은 1.06부터 0.35까지 유의한 수준의 다양한 양수값들이 도출됐다. 그러나 모든 경우 기대가설은 성립하지 않는 것으로 조사됐다. 즉 $\beta_0 = 1$ 이라는 귀무가설을 모두 기각하였다. 따라서 단기변동값의 미래변화가 기대가설과 일치하게 변하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 그리고 위험프리미엄 α_0 는 Campa and Chang(1995)이 지적한 것과 같이 중요한 의미를 갖지는 않는 것 같다. 실증 결과 거의 0에 가까운 값들이 도출됐다.

왈드검정(Wald test) 결과도 이와 마찬가지로 모든 경우 기대가설이 성립하지 않는 것으로 조사됐다. $\alpha_0=0$ 이고 $\beta_0=1$ 인 결합가설의 왈드테스트를 해보면 t-test의 값과 비슷하게 나온다. 즉 $\alpha_0 = 0$ 이고 β_0 가 1인 귀무가설이 기각됐다.

그러나 β_0 값이 모두 양(+)^{*)}의 값을 가진다는 것은 단기내재변동성의 스프레드가 장기내재변동성의 스프레드에 대해 같은 방향으로 움직인다는 사실을 보여주는 것이다. 그럼에도 불구하고 기대 가설이 기각되는 것은 단기와 장기 스프레드의 변동폭이 정확히 일치 하지 않는다는 사실을 알 수가 있다.

<표 3-4> 기대가설 검정(단기변동값의 변화)

장기-단기	α_0	표준오차	t값	β_0	표준오차	t값	왈드검정결과*
2-1	0.000011	0.000006	1.918863	<u>0.523229</u>	0.016782	31.17821	기각
3-1	0.000009	0.000008	1.074181	<u>0.730426</u>	0.027926	26.15540	기각
4-1	<u>0.000086</u>	0.000015	5.713723	<u>1.067824</u>	0.047610	22.42858	기각
6-1	<u>-0.000084</u>	0.000016	-5.218077	<u>0.701001</u>	0.051286	13.66837	기각
6-2	<u>-0.000035</u>	0.000013	-2.617161	<u>0.358966</u>	0.045338	7.917589	기각
6-3	<u>-0.000038</u>	0.000012	-3.195081	<u>0.360045</u>	0.054662	6.586690	기각

주) *는 왈드검정(Wald test)은 $\alpha_0 = 0$ 이고 $\beta_0 = 1$ 인 결합가설을 보기 위한 검정방법이다.

∴ $\alpha_0 = 0$ 이고 $\beta_0 = 1$ 이면 기대가설이 성립한다.

** 위 분석에 사용된 회귀식은 다음과 같다.

$$(1/k) \sum_{i=1}^{k-1} [V_{im, (i+1)m} - V_{0, m}] = \alpha_0 + \beta_0 [V_{0, km} - V_{0, m}] + \varepsilon$$

장기는 km을 나타내며 단기는 m을 나타낸다. 따라서 3-1의 경우 km=3, m=1, k=3, 그리고 6-2의 경우 km=6, m=2, k=3을 의미한다.

2) 장기변동값 변화 기대가설 검정

장기변동성 스프레드에 대해 미래단기변동성의 스프레드의 변화율을 측정하는 것이 바로 식 (4)의 의미가 된다. 즉 식 (4)에 의해 현재의 장기-단기 스프레드($V_{0, km} - V_{0, m}$)에 대한 장기변화율의 변화($V_{m, km} - V_{0, km}$)를 회귀분석하여 기대가설을 검정할 수 있다. 만약 기대가설이 성립한다면 마찬가지로 $\alpha_1 = 0$ 이고 $\beta_1 = 1$ 을 만족해야 한다.

식 (4)를 이용한 회귀분석 결과가 <표 3-5>에 제시되어 있다. 실증 결과 α_1 과 β_1 의 값이 거의 0에 가까운 값들이 도출됐다. 왈드검정(Wald test) 결과도 이와 마찬가지로

모든 경우 기대가설이 성립하지 않는 것으로 조사됐다. $\alpha_1=0$ 이고 $\beta_1=1$ 인 결합가설의 월드테스트를 해보면 t-test의 결과와 비슷하게 나온다. $\alpha_1=0$ 이고 $\beta_1=1$ 인 귀무가설이 기각됐다. β_1 계수의 값들이 3-1달, 6-2달, 6-3달의 값들이 음(-)의 값들을 가진 것으로 나왔다. 이것은 단기-장기변동성 스프레드가 이어지는 장기변동성의 변화와는 반대의 방향으로 움직인다는 것이다. 즉, 장기스프레드에 대한 단기스프레드의 변화가 다음 장기변동성의 변화와 반대방향으로 움직인다는 것을 말하고 있다. 그것은 바로 단기내재변동성에 대한 장기내재변동성의 증가는 다음 단계에서는 장기변동성의 증가가 아니라 감소로 이어진다는 것을 의미한다. 한 번의 증가는 바로 다음의 감소로 이어진다는 뜻이다. 물론 기대가설은 기각되었다.

<표 3-5> 기대가설 검정(장기변동값의 변화)

장기-단기	α_1	표준오차	t값	β_1	표준오차	t값
2-1	0.000022	0.000012	1.918863	<u>0.046458</u>	0.033564	1.384170
3-1	<u>-0.000064</u>	0.000012	-5.348493	<u>-0.083079</u>	0.076280	-1.089133
4-1	0.000037	0.000021	1.766158	<u>0.516400</u>	0.178187	2.898080
6-1	<u>-0.000080</u>	0.000020	-3.974363	<u>0.260882</u>	0.304718	0.856143
6-2	<u>-0.000150</u>	0.000017	-9.029841	<u>-1.256582</u>	0.120777	-10.404160
6-3	<u>-0.000075</u>	0.000024	-3.195081	<u>-0.279911</u>	0.109325	-2.560360

주) * 계수값에 밑줄친 값들은 $\alpha_1 = 0$ 또는 $\beta_1 = 1$ 인 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각함을 나타낸다.

** 위 분석에 사용된 회귀식은 다음과 같다.

$$V_{m, km} - V_{0, km} = \alpha_1 + \beta_1 \left(\frac{1}{k-1} \right) (V_{0, km} - V_{0, m}) + \varepsilon$$

장기는 km을 나타내며 단기는 m을 나타낸다. 따라서 3-1의 경우 km=3, m=1, k=3, 그리고 6-2의 경우 m=2, k=3을 의미한다.

VI. 결 론

1999년 1월부터 2003년 12월까지 한국의 KOSPI200 주가지수옵션시장에서 Hull-White 옵션가격결정모형의 내재변동성을 추계하여, 현재의 장기와 단기변동 사이의 변화율이 미래의 단기 변화율과 일관성을 가지는가 하는 것을 검정해 보았다. 그 결과 우리나라에서는 기대가설이 성립하지 않는다는 결과를 도출하였으나 기대가설속에 내포되어 있는 무시할 수 없는 중요한 의미가 다음과 같음을 발견할 수 있었다.

첫째, 장기내재변동성 변화율이 기대 미래단기내재변동성 변화율과 같은 방향으로 움직인다는 것이다. 그럼에도 불구하고 기대 가설이 기각되는 것은 단기와 장기 스프레드의 변동폭이 정확하게 일치하지 않기 때문이다.

둘째, 실증대상중 반의 경우(3개월~1개월, 6개월~2개월, 6개월~3개월), 단기변동성에 대한 장기변동성의 증가가 다음 장기변동성에 있어서는 감소를 동반 하였다. 즉 장-단기변동성 스프레드와 다음의 장기변동성변화 간의 움직임이 반대방향을 나타낸 것이다. 또한 나머지 반의 경우(2개월~1개월, 4개월~1개월, 6개월~1개월), 단기변동성에 대한 장기변동성의 증가가 다음 장기변동성에 있어 같은 증가를 보였으며 같은 방향을 나타내었다. 양자의 관계에 있어 어떤 일관성을 찾을 수는 없었다. 이러한 실증결과는 미국의 S&P500지수옵션시장 자료를 이용한 분석(Byoun, Kwok and Park, 2003)에서도 비슷한 결과를 보이고 있었다.

본 연구는 국내에서는 연구가 미흡하였던 내재변동성의 기대가설에 대한 검정을 하였다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있겠으며 금융시장에서 시장참여자들의 중요한 지표가 되는 내재변동성을 이용했다는 점에서 실제 투자의사결정이나 시장효율성을 위한 정책결정에 중요한 역할을 할 것으로 예상된다.

참 고 문 헌

- Bakshi, Gurdip, Charles Cao, and Zhiwu Chen, "Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models," *Journal of Finance*, 52, (1997), 2003-2050.
- Black, Fisher, and Myron Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of political Economy*, 81, (1973), 637-659.
- Campa, Jose M., and P. H. Kevin Chang, "Testing the Expectations Hypothesis on the Term Structure of Volatilities in Foreign Exchange Options," *Journal of Finance*, 50, (1995), 529-547.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, "Yield Spreads and Interest Rate Movements : A Bird's Eye View," *Review of Economic Studies*, 58, (1991), 495-514.
- Christensen, B. J. and N. R. Prabhala, "The Relation between Implied and Realized Volatility," *Journal of Financial Economics*, 50, (1998), 125-150.
- Das, Sanjiv Ranjan, and Rangarajan K. Sundaram, "Of Smiles and Smirks : A Term Structure Perspective," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34, (1999), 211-239.
- Diz, Fernando and Thomas J. Finucane, "Do the Options Markets Really Over-reacting?," *Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 299-312.
- Dumas, Bernard, Jeff Fleming, and Robert E. Whaley, "Implied Volatility Functions : Empirical Tests," *Journal of Finance*, 53, (1998), 2059-2106.
- Feinstein, S., "The Black-Scholes Formula is Nearly Linear in for At-the-money Option ; Therefore Implied Volatilities from At-the-money Options are Virtually Unbiased," Working Paper, Federal Reserve Bank of Atlanta, 1989.
- Froot, Kenneth A., "New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 44, (1989), 283-305.
- Harvey, Campbell R. and Robert E. Whaley, "Dividend and S&P100 Index Option Valuation," *Journal of Futures Markets*, 12, (1992b), 123-137.
- Heynen, Ronald, Angeliem Kemna, and Ton Vorst, "Analysis of the Term Structure of Implied Volatilities," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, (1994), 31-57.
- Hull, John and Alan White, "The Pricing of Options on Assets with Stochastic

Volatilities,” *Journal of Finance*, 42, (1987), 289-299.

Melino, Angelo and Stuart M. Turnbull, “The Pricing of Foreign Currency Options with Stochastic Volatility,” *Journal of Econometrics*, 45, (1990), 239-265.

Poterba, James and Lawrence Summers, “The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations,” *American Economic Review*, 76, (1986), 1142-1151.

Soku, Byoun, Chuck C. Y. Kwok, Hun Y. Park, “Expectations Hypothesis of the Term Structure of Implied Volatility : Evidence from Foreign Currency and Stock Index Options,” *Journal of Financial Econometrics*, 1, (2003), 129-151.

Stein, Jeremy, “Overreactions in the Options Market,” *Journal of Finance*, 44, (1989), 1011-1023.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 22, Number 2, Dec. 2005

A Empirical Study on Expectations Hypothesis of the Term Structure of Implied Volatility in Kospi 200 Options Market

Byung Young Kang* · Kyung Tae Min**

〈abstract〉

Using Campa and Chang's Expectations Hypothesis model, We test the expectations hypothesis in the term structure of volatilities in options on KOSPI 200 by using daily closing prices from January 1999 to December 2003. In particular, it addresses whether long-dated volatilities are consistent with expected future short-dated volatilities, assuming rational expectation. Our results do not support the expectations hypothesis : long-term volatilities rise relative to short-term volatilities, but the increases are not matched as predicted by the expectations hypothesis. In addition, an increase in the current long-term volatilities relative to the current short-term volatilities is followed by at a random.

Keywords : Expectation Hypothesis, Future Short-dated Volatilities, Current Long-term Volatility

* Associate professor, Dongeui University

** Instructor, Dongeui University