

내재정보를 이용한 가격동학 특성에 관한 연구

김무성* · 강태훈**

< 요약 >

본 연구는 시장가격에 내재된 상태가격밀도 1차적률의 유일성 관점에서 기초자산을 일차원확산과정으로 제약하는 옵션가격의 이론적 특성이 KOSPI 200 지수와 지수옵션의 가격동학에서 성립하는가의 여부와 그 원인을 실증적으로 검증하였다.

분석결과 옵션의 시장가격에 내재된 상태가격밀도의 평균은 기초자산의 시장가격과 통계적으로 유의한 차이가 발견되며, 이는 확률변동성에 대한 음의 위험프리미엄의 존재로 기인되는 것으로 나타났다. 그리고 상대적 정보효율성의 관점에서 시장간 선도지연관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 자산의 가치평가를 위해 단순히 무차익 하에서 위험중립형 가치평가원리를 적용하는 것은 불완전한 방법으로 판단되며, 전통적인 문헌에서 설명하는 동적헤징 전략에서 헤징빈도를 가능한 증가시키는 것은 최적의 의사결정이 되지 못할 가능성이 존재한다. 또한 옵션시장의 존재로 인해 시장의 완비성이 증가될 수 있으며, 보다 파레토최적에 가까운 경제적 상태로 이끌고(수) 있기 때문에 본 연구의 결과는 KOSPI 200 지수 옵션시장 존재의 이론적 근거가 될 수 있다.

* 부산대학교 경영학부 교수

** 부산대학교 대학원 경영학과 박사과정

I. 서론

옵션은 미리 정해진 가격에 기초자산을 사거나(콜옵션) 팔수(풋옵션) 있는 권리가 내재된 금융계약으로, 옵션의 가치는 미래 상태공간에서의 가능한 기초자산가격 확률분포에 의존하게 된다.

기초자산가격의 확률분포는 기초자산의 수익률생성과정으로 모형화될 수 있는데, 전통적인 Black과 Scholes(1973)의 모형(이하 BS모형)과 같이 기초자산의 가격동학을 일차원확산과정(one-dimensional diffusion)으로 가정할 경우 옵션과 기초자산의 이론적인 관계는 아래의 세 가지 특징으로 요약될 수 있다(Bakshi, Cao 및 Chen; 2000b).

첫째, 콜옵션의 가격은 기초자산가격이 증가할 때 단조증가(monotonous increase)하며 반대로 풋옵션의 가격은 단조감소(monotonous decrease)하는데, 이를 단조증감특성(the monotonicity property)이라 한다. 둘째, 옵션가격의 불확실성은 오직 기초자산가격의 불확실성에 의존하며 옵션가격과 기초자산가격은 완전히 상관되는데, 이를 완전상관특성(the perfect correlation property)이라 한다. 셋째, 옵션은 여분자산이 되어 기초자산과 무위험자산을 이용하여 복제될 수 있으며, 이를 옵션의 여분특성(the option redundancy property)으로 지칭한다.

위의 세 가지 특징을 내재하는 일차원확산과정을 가정하는 모형으로는 상수 변동성을 가정한 BS모형이나 Cox, Ross 및 Rubinstein(1979)의 모형과 함께 변동성을 상태변수에 대해 결정론적함수로 가정한 Cox와 Ross(1976), Derman과 Kani(1994), Rubinstein(1994), Bergman, Grundy 및 Wiener(1996), Bakshi, Cao 및 Chen(1997, 2000a)과 Duman, Fleming 및 Whaley(1998) 등의 비확률적변동성모형도 포함한다.

그러나 MacBeth와 Merville(1979, 1980) 이후의 많은 연구결과들에 의하면, 기초자산가격의 로그정규분포를 가정하는 BS모형이나 이를 이산적인 이항분포로 접근한 Cox, Ross 및 Rubinstein(1979)의 모형에 내재된 변동성은 잔존기간과 행사가격의 함수가 되는 것으로 알려져 있는데, 이는 실제 주식시장에서 관찰되고 있는 음의 왜도와 양의 초과첨도를 제대로 설명하지 못함을 의미한다. 또한 비확률적변동성모형의 가정과는 달리 기초자산가격의 시계열자료에서 뿐

만 아니라 옵션의 횡단면자료에서도 확률변동성과 점프현상이 관찰되고 있으며, Bakshi와 Kapadia(2003), Coval과 Shumway(2001)와 Pan(2002) 등의 연구에서도 확률변동성과 점프에 대한 위험프리미엄이 존재함을 제시하고 있다. 그리고 옵션가격의 단조특성(the monotonicity property)을 검증한 Bakshi, Cao 및 Chen(2000b)과 Perignon(2006)의 연구에서는 이상치(outlier)로 간주할 수 없이 높은 시간빈도에서 단조특성이 위배됨을 검증하고 있다. 한편 옵션의 여분자산 가정과 관련하여, Buraschi와 Jackwerth(2001)는 차익거래부재 조건 하에서의 가격커널(pricing kernel)을 이용한 분석에서 무위험자산과 기초자산은 옵션을 완전히 복제할 수 없음을 검증하였다.

즉 기존선행연구결과들은 대체로 추가적 위험요인을 헤징할 수 있는 시장의 부재 하에서 시장완비성이 성립하지 않는 것으로 나타나며, 이는 위험중립가격 결정을 가능하게 하는 무차익의 원리가 성립하지 않음을 의미한다. 이는 다른 관점에서 옵션시장 필요성의 이론적 근거가 될 수 있는데, 여분자산 가정의 기각은 옵션시장이 존재함으로 인해 시장완비성을 증가시키는 역할을 가지는 것으로 생각할 수 있기 때문이다.

이와 같이 두 시장간 관계 하에서 가격동학 특성에 관한 연구는 이론적이고 실무적인 측면에서 중요한 의미를 가짐에도 불구하고, 저자가 알기로는 KOSPI 200 지수시장과 지수옵션시장을 대상으로 한 시장완비성에 관한 직접적인 연구는 현정순, 이병근(2004)의 연구가 유일하다. 현정순, 이병근(2004)은 Buraschi와 Jackwerth(2001)와 같이 가격커널을 설명하기 위해 무위험자산과 기초자산외에 추가적으로 옵션자료가 필요한가를 일반화된 적률법(generalized method of moments)에 기초한 척도(metric)를 사용하여 검증한 결과, 옵션자료가 필요하다는 결과를 제시하였다.

본 논문에서는 기존 연구와는 달리 시장가격에 내재된 동일마팅계일측도의 일차적률에 관한 정보를 추론하여, KOSPI 200 지수시장과 지수옵션시장의 완비성여부를 검증하기로 한다.

일반적으로 옵션의 시장가격에는 내재배당, 내재무위험이자율, 내재기초자산 가격, 내재변동성, 내재확률분포, 내재위험회피도 등의 내재정보가 포함되어 있다. 이 중 기존 선행연구들은 주로 내재분포의 2차적률이나 해당적률의 변화, 그리고 왜도나 첨도 등의 고차적률에 치중되어 있다. 즉 내재확률분포의 1차적률의 경우, 이론적으로 위험중립형세상에서 무위험이자율과 동일하게 되므로 기

존 연구에서는 이에 대한 관심이 상대적으로 적었다고 생각한다. 그러나 시장완비성과 관련하여 내재 1차적률은 BS모형의 관점에서 중요성을 가지게 된다.

다시 말해 Das와 Sundaram(1999)이 보인 것처럼, 변동성의 변동성이나 기초자산과 변동성의 상관관계는 조건부분포의 왜도나 첨도에 영향을 미친다. 즉 여분자산가정을 위배하게 하는 요인들은 비정규분포의 고차적률과 관련되어 있는데, Aparicio와 Hodges(1996)의 지적처럼 실제 내재확률분포가 0이 아닌 왜도와 초과첨도를 가질 때 BS모형을 가정하는 것은 내재위험중립확률분포의 평균을 이동시키도록 영향을 미치게 된다. 따라서 BS모형에 내재된 주가지수는 실제 지수시장에서 관찰된 주가지수의 불편추정치가 될 수 없을 것이다. 본 연구와 관련하여 Manaster와 Rendleman(1982)나 김서경, 홍정훈(2004) 등은 BS모형을 이용하여 옵션가격에 내재된 주가지수를 이용하였지만, 주로 시장의 정보효율성이나 BS모형의 편의, 콜과 풋 및 주식시장의 상호작용을 분석하기 위해 사용하였고, 일차원확산과정 하에서의 가격동학 특성의 관점에서는 분석하지 않았다. 그리고 2001년과 2002년의 KOSPI 200 지수와 KOSPI 200 지수옵션의 10분 단위 거래가격에 내재된 주가지수를 이용하여 BS모형의 편의와 콜과 풋 및 주식시장의 상호작용에 대하여 분석한 김서경, 홍정훈(2004)의 연구결과를 보면 본 연구와 관련된 결과들을 간접적으로 추론해 볼 수 있지만, 상대적으로 적은 기간만을 포함하고 있고 두 시장 간 주가지수와의 차이에 대한 통계적 검정결과가 없으므로 이에 대한 명확한 판단은 어려울 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I장의 서론에 이어, II장에서는 기초자산의 수익률생성과정을 일차원마코브과정으로 가정한 옵션가격결정모형이 가지는 이론적인 세 가지 특징과 연구방법론을 설명하고, III장에서 실증결과를 제시한다. 마지막 IV장은 결론과 향후연구방향을 제안한다.

II. 옵션가격의 이론적 특징과 연구방법론

1. 일차원마코브과정 하에서 옵션가격의 이론적 특징

기초자산이 $S(t)$ 이고 행사가격이 K , 잔존기기간 τ 년인 유럽형옵션가격결정을

위해서는 $S(t)$ 의 확률과정과 경제적 가치평가체계에 관한 가정이 요구된다.

먼저 $S(t)$ 의 확률과정과 관련하여 BS모형이나 결정론적변동성모형은 아래와 같이 $S(t)$ 를 일차원확산과정(one-dimensional diffusion)으로 모형화한다.

$$\frac{dS(t)}{S(t)} = \mu[S,t]dt + \sigma[S,t]dW(t), \quad (1)$$

단, $W(t)$: 위너과정(Wiener process), $\mu[S,t]$: 표류항
 $\sigma[S,t]$: 확산항, $t \geq 0$, $S(0) > 0$

여기서 표류항 $\mu[S,t]$ 와 확산항 $\sigma[S,t]$ 는 $S(t)$ 와 t 의 함수로 결정된다. 식 (1)의 확률과정에서 BS모형은 $\sigma[S,t] = \sigma$, Cox와 Ross(1976)는 $\sigma[S,t] = \sigma S(t)^\alpha$ 로 가정하며, Dumas, Fleming 및 Whaley(1998)는 $\sigma[S,t]$ 를 K 와 τ 에 대한 다항식 (polynomial)의 합으로 정의 하였다.

경제적 가치평가체계와 관련하여, 전통적인 옵션가격결정모형에서는 이자율을 옵션의 잔존기간동안 불변으로 가정한다. 또한 가치평가를 위한 핵심적인 원리로 금융자본시장에서는 차익이 존재하지 않음을 가정한다.

$S(t)$ 의 확률과정과 경제적 가치평가체계에 관한 위의 가정이 성립할 경우, 금융자본시장에서 거래되는 모든 자산의 시간가치로 할인된 미래 기대현금흐름과 현재의 시장가격을 일치시키는 유일한 동일마팅게일측도(Harrison과 Kreps; 1979)가 존재하게 된다. 즉 유럽형콜옵션과 기초자산인 주식을 예로 들면, 아래의 식 (2)와 식 (3)을 동시에 만족시키는 하나의 동일마팅게일측도(equivalent martingale measure)가 존재해야 함을 의미한다.

$$C(t, \tau, K) = E^*(e^{-r\tau} \max[S(t+\tau) - K, 0]), \quad (2)$$

$$S(t) = E^*(e^{-r\tau} S(t+\tau)), \quad (3)$$

단, $C(t, \tau, K)$: 행사가격이 K , 잔존기기간이 τ 인 유럽형콜옵션의 t 시점에서의 가격

$S(t)$: 기초자산인 주식의 t 시점에서의 가격

$E^*(\cdot)$: 상태가격밀도, r : 무위험이자율

여기서 $E^*(\cdot)$ 는 확률측정의 관점에서 동일마팅게일측도로 정의된다. 따라서 $S(t)$ 의 확률과정과 경제적 가치평가체계에 관한 위의 가정이 금융자본시장에서 실제로 만족될 경우, 옵션의 시장가격에 내재된 상태가격밀도로 평가한 기초자산의 가치는 실제 기초자산의 시장가격과 동일하게 될 것이다.

그리고 위의 동일마팅게일측도 하에서 기초자산의 가격은 식 (4)의 확률미분 방정식을 만족하게 되며, 콜옵션의 가격은 이토의 보조제(Ito's Lemma)에 의해 식 (5)와 같이 유도된다.

$$\frac{dS(t)}{S(t)} = rdt + \sigma[S,t]dW(t) \quad (4)$$

$$dC = \left\{ C_t + \frac{1}{2}\sigma^2[S,t]S^2 C_{SS} \right\} dt + C_S dS \quad (5)$$

여기서 C_t , C_S , C_{SS} 는 t 와 S 에 대한 일·이차 편미분을 나타내며, 일차원확산과정 하에서 유도된 위의 식 (5)의 옵션델타(C_S)는 $0 \leq C_S \leq 1$ 의 경계조건을 가지고, 풋옵션 델타(P_S)의 경우에는 $-1 \leq P_S \leq 0$ 의 상·하한조건을 가지게 된다(the monotonicity property).

또한 식 (4)와 식 (5)에서 볼 수 있는 것처럼, 머니니스와 만기에 상관없이 해당 기초자산에서 파생된 옵션가격의 확률적인 변동은 유일하게 기초자산가격의 확률적인 변동에 기인되어 있으므로, 해당 옵션간 그리고 옵션과 기초자산은 완전히 상관되어 있음을 알 수 있다(the perfect correlation property).

따라서 옵션이 기초자산과 달리 비선형적인 수익구조를 가지더라도 무위험자산과 기초자산을 이용한 동적 포트폴리오 델타헤징전략을 통해 정확하게 복제될 수 있다(the option redundancy property).

2. 마팅게일측도의 1차적률을 이용한 실증방법론

본 논문에서는 일차원확산과정 하에서 옵션가격이 가지는 이론적인 특징들이 실제 수익률생성과정에서 성립하는가를 검증하기 위하여, 동일마팅게일측도의 일차적률을 이용하기로 한다.

즉 $S(t)$ 의 확률과정과 경제적 가치평가체계에 관한 위의 가정이 금융자본시

장에서 실제로 만족될 경우, 옵션의 시장가격에 내재된 상태가격밀도로 평가한 기초자산의 가치는 실제 기초자산의 시장가격과 동일하게 될 것이다. 만일 일차원마코브과정 하에서의 옵션가격결정모형을 이용하여 추론한 옵션시장가격에 내재된 상태가격밀도의 일차적률값이 기초자산의 시장가격과 유의한 차이가 존재할 경우, 이는 옵션시장가격에 내재된 $S(t)$ 의 확률과정이 일차원확산과정을 따르지 않고 변동성이나 이자율, 기타 옵션가격결정변수들이 확률적이거나 제한적 차이거래가 존재하는 것으로 생각해 볼 수 있다. 또한 시장의 마찰적 요인이나 시장미시구조의 영향 등으로 기인될 수 있을 것이다.

이러한 논리는 Longstaff(1995)의 마팅계일제약식에 대한 Aparicio와 Hodges (1996)의 설명과도 일치하는데, 그들은 실제 내재확률분포가 0이 아닌 왜도와 초과첨도를 가질 때 BS모형을 가정하는 것은 내재위험중립확률분포의 평균을 이동시키도록 영향을 미치게 됨을 지적하였다.

그리고 Das와 Sundaram(1999)과 Eraker(2004)의 지적처럼, Heston(1993)의 확률변동성 모형에서 변동성의 변동성 그리고 기초자산과 변동성의 상관관계는 분포의 고차적률과 관련되어 있음을 보였다. 즉 여분자산가정을 위배하게 하는 요인들은 비정규분포의 고차적률과 관련되어 있는 것으로 나타난다.

본 논문에서는 위에서 설명한 $S(t)$ 의 확률과정과 경제적 가치평가체계에 관한 가정을 만족하는 모형 중 전통적인 BS모형을 이용하여 KOSPI 200 지수옵션의 시장가격에 내재된 상태가격밀도의 일차적률을 추론하였다. 구체적인 추론 방법은 Manaster와 Rendleman(1982)과 같이 옵션의 시장가격과 기타 관찰가능한 투입변수를 이용하여 식 (6)을 만족하는 $S(t)$ 와 σ 를 추론하였다. 여기서 동일한 시점에서 다른 모든 조건이 동일하고 행사가격이 다른 횡단면 옵션가격을 모두 이용함으로써, 부정해를 방지하기 위한 실증적인 조건과 상태가격밀도의 일차적률을 추론하기 위한 이론적인 조건을 모두 충족하였다.

$$\underset{S(t), \sigma}{\text{Min}} Q = \sum_{i=1}^N [O_i^M - O_i^{BS}(S(t), \sigma)]^2 \quad (6)$$

단, O^M : 옵션의 시장가격

$O^{BS}(S(t), \sigma)$: 가능한 기초자산가격 $S(t)$ 와 변동성 σ 에 조건적인 BS모형의 이론가격

N : 다른 모든 조건이 동일하고 행사가격이 다른 t 시점에서의
 횡단면 옵션의 개수

식 (6)을 만족하는 $S(t)$ 와 σ 를 각각 내재가격 S_t^* 와 내재변동성 σ^* 로 정의한다. 추론된 내재가격 S_t^* 와 시장가격 S_t^M 과의 차이는 아래의 식 (7)과 같이 계산한다.

$$(S_t^* - S_t^M) / S_t^M \quad (7)$$

3. 시장간 상대적 정보효율성의 실증방법론

시계열벡터의 구성계열들이 1차 적분과정을 따르고 또한 공적분 관계에 있음에도 불구하고 유사회귀분석(spurious regression)을 우려하여 차분한 뒤에 모형을 추정하게 되면, 변수들 사이의 장기적 관계에 대한 중대한 정보가 손실될 가능성이 있다. 따라서 시계열 벡터에 대하여 변수 각각이 비안정적이라도 변수의 선형조합이 차분변환 없이 안정적인 공적분 상태에 있다면, 수준변수들 간의 장기적균형관계와 균형이탈 후 오차수정 과정 등을 모형에 반영할 수 있는 벡터 오차수정모형을 추정하는 것이 더 적합할 것이다.

만일 KOSPI 200 지수와 콜옵션시장과 풋옵션시장가격에 내재된 주가지수들이 단위근이 존재하면서 서로간에 공적분되어 있다면, 모형설정의 오류없이 아래의 식 (8)을 추정할 수 있다.

$$\Delta x_t = \alpha + \omega D_{97-99} + \gamma EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\text{단, } x_{t-i} = \begin{bmatrix} S_{t-i}^M \\ S_{t-i}^{*C} \\ S_{t-i}^{*P} \end{bmatrix}$$

S_{t-i}^M : t-i시점의 KOSPI 200 지수 시장가격

S_{t-i}^{*C} : t-i시점의 KOSPI 200 지수 콜옵션의 시장가격들에 내재된
지수가격

S_{t-i}^{*P} : t-i시점에 KOSPI 200 지수 풋옵션의 시장가격들에 내재된
지수가격

D_{97-99} : 1997년부터 1999년까지의 기간에 대하여 1의 값을 가지
고 나머지 기간에 대하여 0의 값을 가지는 더미변수벡터

EC_{t-1} : 시간지체 균형오차벡터

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix}, \omega = \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \end{bmatrix}, \gamma = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_3 \end{bmatrix}, \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \lambda_{1,t-i} & \lambda_{2,t-i} & \lambda_{3,t-i} \\ \xi_{1,t-i} & \xi_{2,t-i} & \xi_{3,t-i} \\ \omega_{1,t-i} & \omega_{2,t-i} & \omega_{3,t-i} \end{bmatrix}$$

여기서 지수시장가격과 내재가격의 시간 지체 변수들은 단기 역동성 (short-run dynamics)을 나타내고, 시간 지체 균형오차는 장기 균형 관계를 나타낸다. 그리고 가격오차율과 변동성이 상대적으로 높고 우리나라의 금융통화위기(IMF체제)의 영향이 존재할 것으로 생각되는 옵션시장 도입초기는 더미변수로 통제하였다.

4. 추가적 위험요인의 실증방법론

여분자산가정의 기각은 옵션레버리지효과 이외에 추가적인 위험요인의 존재 가능성을 의미한다. 선행연구를 통해 일반적으로 생각될 수 있는 추가적 위험요인으로는 확률변동성이나 점프에 대한 위험프리미엄을 생각 할 수 있는데, Bakshi와 Kapadia(2003), Coval과 Shumway(2001), Pan(2002) 등의 연구에서 확률변동성과 점프에 대한 프리미엄이 존재함을 제시하고 있다. 이를 분석하기 위하여 본 연구에서는 델타헤지옵션포트폴리오의 초과수익률과 내재확률분포의 왜도와 초과첨도를 독립변수로 하고, 식 (7)의 가격오차율을 종속변수로 하는 회귀식을 추정하기로 한다. 이 경우 Bakshi와 Kapadia(2003)의 설명처럼 독립변수인 델타헤지옵션포트폴리오의 초과수익률은 확률변동성과 점프에 대한 프리

미움이 반영되어 있고, Jackwerth와 Rubinstein(1996), Bates(2000)와 Bakshi, Kapadia 및 Madan(2003)의 관점에서 보면 옵션의 횡단면 시장가격자료에 내재된 확률분포의 3, 4차적률은 점프위험선호에 대한 대응치(proxy)로 간주된다. 그러나 옵션가격은 잔존기간의 함수가 되기 때문에 옵션가격으로부터 추론된 내재확률분포와 내재적률도 잔존기간의 함수가 된다. 따라서 내재적률의 만기효과를 배제하기 위하여 내재왜도와 내재초과침도를 잔존기간에 대하여 회귀한식의 잔차를 독립변수로 사용한다.

또한 Longstaff(1995)와 유사하게 추가적 위험요인 이외에 Chiras와 Manaster(1978), Macbeth와 Merville(1979, 1980)과 Rubinstein(1985)의 연구에서 일반적으로 지적되고 있는 만기와 머니니스, 변동성의 세 가지 변수에 대한 BS모형의 가격오차를 통제하기 위하여, 이에 대한 대응치를 독립변수에 추가한다. 그리고 식 (7)의 가격오차율의 추정에서 사용된 횡단면옵션가격자료의 개수가 추정값에 미치는 영향을 분석하기 위하여 이를 독립변수에 추가한다. 마지막으로 미래 기초자산수익률에 대한 투자자들의 기대가 옵션시장에 반영되는가를 분석하기 위하여 현재와 과거의 주가수익률을 독립변수에 포함한다. 만일 일차원확산과정 하에서 옵션의 여분자산의 특성을 만족한다면 기초자산의 수익률에 대한 기대는 옵션가격에 반영되지 못할 것이다. 최종적으로 추정할 회귀식은 아래의 식 (9)와 같다.

$$\begin{aligned} (S_t^* - S_t^M) / S_t^M = & \beta_0 + \beta_1 \overline{\pi_{t-\Delta t,t}} + \beta_2 \epsilon_t^{skew} + \beta_3 \epsilon_t^{exkurt} + \beta_4 r_t + \beta_5 r_{t-1} + \\ & \beta_6 r_{t-2} + \beta_7 \tau + \beta_8 absr_t + \beta_9 absr_{t-1} + \beta_{10} absr_{t-2} + \\ & \beta_{11} cn_t(pn_t) + \beta_{12} \overline{M}_t + \epsilon_t ; \epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (9)$$

단, \overline{M}_t : t시점에서의 횡단면옵션을 이용한 평균 M

M = KOSPI 200 지수가격-옵션의 행사가격

τ : 옵션의 잔존기간 (거래일수)

$absr_t, absr_{t-1}, absr_{t-2}$: 변동성의 대응치로 ARCH효과와 유사하게 각각 t시점과 이전 두 차수에 대한 지수일별수익률의 절대값

r_t, r_{t-1}, r_{t-2} : 기초자산가격에 대한 투자자 기대의 대응치로

각각 t시점과 이전 두 차수에 대한 지수일별수익률
 $cn_t(pn_t)$: 종속변수를 산출하기 위해 사용된 t시점에서의
 횡단면 콜옵션계약수(풋옵션계약수)
 $\overline{\pi_{t-\Delta t,t}}$: t시점의 횡단면옵션을 이용한 델타헤지옵션포트폴리오
 일일기준 초과수익률($\pi_{t-\Delta t,t}$)의 평균

$$\pi_{t-\Delta t,t} = O_t^M - O_{t-\Delta t}^M - \Delta_{BS,t-\Delta t} [S_t^M - S_{t-\Delta t}^M] -$$

$$r_{t-\Delta t,t} [O_{t-\Delta t}^M - S_{t-\Delta t}^M \Delta_{BS,t-\Delta t}]$$
 O_t^M : t시점에서의 옵션의 시장가격
 S_t^M : t시점에서의 기초자산의 시장가격
 $\Delta_{BS,t}$: t시점에서 BS모형의 옵션델타, Δt : 거래일 기준 하루
 ϵ_t^{skew} : 내재왜도를 종속변수로 하고 상수와 옵션의 잔존기간을
 독립변수로 하는 t시점에서 단순회귀식의 잔차
 ϵ_t^{exkurt} : 내재초과침도를 종속변수로 하고 상수와 옵션의 잔존기
 간을 독립변수로 하는 t시점에서 단순회귀식의 잔차

내재확률분포의 왜도와 초과침도인 $skew_t$ 와 $exkurt_t$ 의 추정은, 보다 정확한
 좌우측의 확률배분과 초과침도의 추정이 가능하도록 Shimko(1993)의 내재변동
 성을 보간하는 방법을 수정한 김무성, 강태훈(2006)의 방법론을 사용하였다.

$skew_t$ 와 $exkurt_t$ 에 내재된 만기효과를 배제하기 위하여, 식 (10)의 단순회귀
 식으로부터 추정된 잔차를 점프요인 선호검정을 위한 회귀식의 독립변수로 사
 용하였다.

$$skew_t = c + \alpha^{skew} \tau_t + \epsilon_t^{skew} ; \epsilon_t^{skew} \sim iid(0, \sigma_{skew}^2) \quad (10-A)$$

$$exkurt_t = c + \alpha^{exkurt} \tau_t + \epsilon_t^{exkurt} ; \epsilon_t^{exkurt} \sim iid(0, \sigma_{exkurt}^2) \quad (10-B)$$

단, $\tau_t = \text{잔존기간(달력일)}/365$

$skew_t$: t시점의 횡단면 옵션가격들로부터 추론된 내재확률분포의
 왜도

$exkurt_t$: t시점의 횡단면 옵션가격들로부터 추론된 내재확률분포의 초과첨도

III. 실증분석

1. 자료

분석기간은 KOSPI 200 지수옵션의 개장초기를 포함하는 1997년 7월 7일부터 2006년 7월 31일까지이며, 시장가격자료는 비동시성의 영향을 제거하기 위하여 오후 3시의 KOSPI 200 지수옵션의 거래가격과 KOSPI 200 지수의 종가를 이용하였다.

무위험이자율의 대응치는 만기91일인 CD의 연수익률을 이용하였고, 배당액지수는 KOSPI 200 지수의 구성종목 중 옵션잔존기간 이내에 동일한 날에 배당락되는 종목의 각 발행회사가 직전 사업년도에 배당한 현금배당액의 합계액을 시간가치를 고려하여 산출한 자료로서 배당락일을 배당지급일로 가정하였다.

KOSPI 200 지수옵션 시장은 최근월물계약에 유동성이 집중되어 있고, 잔존기간이 6일 이하인 옵션의 경우에는 낮은 가격과 높은 매도매수스프레드, 짧은 잔존기간에서의 상대적으로 높은 풋옵션내재변동성 등과 같이 편의가 발생할 가능성이 높기 때문에, 잔존기간 7일 이상과 34일 이내의 옵션만을 분석대상에 포함시켰다. 그리고 등(근)가격과 외가격옵션에 비하여 내가격옵션의 유동성이 낮기 때문에 내가격옵션에 내재된 정보의 신뢰성에 문제가 있을 것으로 판단되어, 내가격옵션을 제외한 콜옵션과 풋옵션의 등(근)가격과 외가격옵션만을 이용하였다. 또한 0과 이론적인 상·하한가를 위배하는 옵션의 가격은 배제시켰고, 토요일은 표본거래일에서 제외하였다. 실증분석에 사용된 옵션자료는 콜옵션의 경우 1707거래일에서 13,153개의 옵션가격을 이용하였고, 풋옵션의 경우 1705거래일에서 14,668개의 옵션가격을 이용하였다.

2. 1차적률의 관점에서 마팅게일측도의 유일성 검정결과

<그림 1>은 전체분석기간인 1997년 7월 7일부터 2006년 7월 30일까지, 식 (7)로 계산한 내재가격인 S_t^* 와 시장가격 S_t^M 과의 차이율을 나타내고 있다.

콜옵션과 풋옵션 모두 개장초기를 포함하는 분석기간의 전반부에서는 가격오차율이 높고 더 크게 변동하는 것으로 나타나며, 시간이 지날수록 보다 작은 진동폭을 가지고 0을 중심으로 평균회귀하는 안정적인 패턴을 보이고 있다.

<표 1>은 식 (7)로 계산한 내재가격인 S_t^* 와 시장가격 S_t^M 과의 차이율을 해당 년도별로 잔존기간으로 구분하여 기초통계량과 차이검정결과를 요약하고 있다.

<그림 1> 전체분석기간 동안의 가격오차율과 내재변동성의 시계열

패널 A: 콜옵션		패널 B: 풋옵션	
가격오차율		가격오차율	
내재변동성		내재변동성	
	거래일		거래일

<표 1> 해당년도의 잔존기간별 가격오차율의 기초통계량과 차이검정결과

패널 A : 콜옵션

년도	잔존 기간	거래 일수	가격오차율										평균 내재 변동성
			평균	t통계량	P값	절대값 평균	t통계량	P값	증위수	표준 편차	왜도	첨도	
1997	7 ≤ τ ≤ 12	20	0.004	0.976	0.341	0.015	5.497	0.000	0.006	0.019	0.455	3.146	0.441
	13 ≤ τ ≤ 18	29	-0.001	-0.151	0.881	0.024	5.893	0.000	0.004	0.033	-0.773	3.624	0.535
	19 ≤ τ ≤ 24	26	-0.011	-1.777	0.088	0.024	4.979	0.000	0.004	0.033	-1.035	3.248	0.493
	25 ≤ τ ≤ 34	14	-0.002	-0.206	0.840	0.021	4.036	0.001	0.007	0.029	-1.280	3.743	0.365
1998	7 ≤ τ ≤ 12	42	-0.010	-2.321	0.025	0.023	8.108	0.000	-0.007	0.028	-0.094	2.331	0.617
	13 ≤ τ ≤ 18	52	-0.001	-0.209	0.835	0.025	8.518	0.000	0.002	0.033	-0.373	3.290	0.596
	19 ≤ τ ≤ 24	59	-0.007	-1.785	0.079	0.026	11.546	0.000	-0.008	0.030	0.337	2.349	0.662
	25 ≤ τ ≤ 34	36	-0.009	-1.709	0.096	0.025	6.350	0.000	-0.002	0.033	-1.064	4.445	0.583
1999	7 ≤ τ ≤ 12	45	-0.001	-0.577	0.567	0.010	7.740	0.000	-0.001	0.013	-0.077	3.154	0.552
	13 ≤ τ ≤ 18	57	-0.001	-0.476	0.636	0.010	8.797	0.000	-0.002	0.013	-0.321	3.216	0.539
	19 ≤ τ ≤ 24	54	-0.003	-1.352	0.182	0.012	8.887	0.000	-0.001	0.016	-0.146	3.354	0.528
	25 ≤ τ ≤ 34	32	0.000	0.039	0.969	0.014	7.482	0.000	0.004	0.018	-0.536	2.848	0.467
2000	7 ≤ τ ≤ 12	42	-0.004	-3.556	0.001	0.007	6.901	0.000	-0.003	0.008	-0.741	3.047	0.511
	13 ≤ τ ≤ 18	54	-0.004	-3.151	0.003	0.007	7.763	0.000	-0.002	0.008	-0.905	3.248	0.495
	19 ≤ τ ≤ 24	59	-0.006	-4.371	0.000	0.010	8.453	0.000	-0.005	0.011	-0.654	3.570	0.482
	25 ≤ τ ≤ 34	31	-0.010	-4.119	0.000	0.012	5.131	0.000	-0.008	0.014	-1.405	4.424	0.478
2001	7 ≤ τ ≤ 12	40	-0.010	-7.000	0.000	0.012	9.261	0.000	-0.010	0.009	-0.295	3.001	0.440
	13 ≤ τ ≤ 18	56	-0.012	-12.539	0.000	0.012	13.254	0.000	-0.011	0.007	-0.478	3.092	0.396
	19 ≤ τ ≤ 24	59	-0.010	-10.334	0.000	0.011	12.337	0.000	-0.010	0.008	-0.233	3.898	0.394
	25 ≤ τ ≤ 34	31	-0.012	-9.778	0.000	0.012	9.778	0.000	-0.010	0.007	-0.972	4.239	0.351
2002	7 ≤ τ ≤ 12	44	-0.005	-4.104	0.000	0.007	5.666	0.000	-0.004	0.009	-2.355	11.693	0.406
	13 ≤ τ ≤ 18	57	-0.006	-6.810	0.000	0.007	8.772	0.000	-0.005	0.006	-1.150	5.498	0.402
	19 ≤ τ ≤ 24	57	-0.005	-6.615	0.000	0.006	9.687	0.000	-0.004	0.006	-0.326	2.632	0.380
	25 ≤ τ ≤ 34	31	-0.009	-7.217	0.000	0.009	7.634	0.000	-0.008	0.007	-0.454	2.593	0.382
2003	7 ≤ τ ≤ 12	47	-0.001	-1.634	0.109	0.004	7.137	0.000	0.000	0.005	-1.153	4.353	0.290
	13 ≤ τ ≤ 18	56	0.001	1.167	0.248	0.004	10.576	0.000	0.002	0.005	-0.885	3.285	0.274
	19 ≤ τ ≤ 24	59	0.002	3.988	0.000	0.003	11.621	0.000	0.002	0.003	-0.301	2.607	0.275
	25 ≤ τ ≤ 34	29	0.003	3.140	0.004	0.004	7.636	0.000	0.003	0.004	-0.983	4.261	0.280
2004	7 ≤ τ ≤ 12	42	0.002	4.937	0.000	0.002	9.752	0.000	0.002	0.002	-0.105	2.526	0.233
	13 ≤ τ ≤ 18	55	0.003	7.130	0.000	0.004	12.663	0.000	0.003	0.003	-0.697	3.322	0.214
	19 ≤ τ ≤ 24	57	0.004	10.422	0.000	0.005	12.207	0.000	0.005	0.003	0.026	2.679	0.215
	25 ≤ τ ≤ 34	36	0.004	9.435	0.000	0.005	11.259	0.000	0.005	0.003	-0.472	3.005	0.200
2005	7 ≤ τ ≤ 12	44	-0.001	-1.604	0.116	0.004	7.166	0.000	-0.001	0.005	-0.619	4.174	0.188
	13 ≤ τ ≤ 18	57	0.002	3.765	0.000	0.003	9.226	0.000	0.001	0.003	0.492	2.937	0.169
	19 ≤ τ ≤ 24	56	0.003	8.412	0.000	0.004	11.171	0.000	0.003	0.003	-0.097	3.405	0.168
	25 ≤ τ ≤ 34	31	0.004	6.937	0.000	0.005	7.700	0.000	0.004	0.004	0.735	3.540	0.160
2006	7 ≤ τ ≤ 12	25	0.001	1.164	0.256	0.003	6.814	0.000	0.002	0.003	-1.176	5.028	0.177
	13 ≤ τ ≤ 18	35	0.004	6.590	0.000	0.005	10.440	0.000	0.004	0.004	-0.545	3.017	0.184
	19 ≤ τ ≤ 24	34	0.004	9.439	0.000	0.004	10.365	0.000	0.004	0.003	-0.107	2.443	0.185
	25 ≤ τ ≤ 34	17	0.007	8.502	0.000	0.007	8.502	0.000	0.006	0.003	0.297	2.337	0.181

<표 1 계속>

패널 B : 풋옵션

년도	잔존 기간	거래 일수	가격오차율										평균 내재 변동성
			평균	t통계량	P값	절대값 평균	t통계량	P값	증위수	표준 편차	왜도	첨도	
1997	7 ≤ τ ≤ 12	20	0.002	0.275	0.786	0.028	5.684	0.000	0.003	0.036	0.019	2.484	0.593
	13 ≤ τ ≤ 18	29	-0.005	-0.726	0.474	0.028	5.578	0.000	-0.001	0.038	-0.202	3.593	0.636
	19 ≤ τ ≤ 24	26	0.017	1.421	0.163	0.043	4.665	0.000	0.004	0.063	0.892	3.542	0.732
	25 ≤ τ ≤ 34	14	0.022	1.665	0.120	0.035	3.292	0.006	0.025	0.049	1.837	6.664	0.519
1998	7 ≤ τ ≤ 12	42	0.006	0.931	0.357	0.026	6.041	0.000	0.004	0.038	1.119	5.267	0.640
	13 ≤ τ ≤ 18	52	-0.001	-0.089	0.930	0.038	8.752	0.000	-0.004	0.050	0.791	3.261	0.627
	19 ≤ τ ≤ 24	59	0.000	-0.027	0.978	0.041	9.617	0.000	-0.010	0.052	0.953	3.225	0.721
	25 ≤ τ ≤ 34	36	0.022	2.092	0.044	0.049	6.906	0.000	0.010	0.062	0.403	2.351	0.735
1999	7 ≤ τ ≤ 12	45	0.022	6.305	0.000	0.023	7.015	0.000	0.015	0.023	0.996	3.711	0.631
	13 ≤ τ ≤ 18	57	0.024	7.428	0.000	0.025	8.090	0.000	0.018	0.024	1.315	4.469	0.589
	19 ≤ τ ≤ 24	55	0.017	5.417	0.000	0.022	9.585	0.000	0.019	0.023	0.311	3.114	0.534
	25 ≤ τ ≤ 34	32	0.019	4.786	0.000	0.023	7.327	0.000	0.019	0.023	0.860	5.688	0.467
2000	7 ≤ τ ≤ 12	42	0.008	4.179	0.000	0.012	8.497	0.000	0.010	0.013	0.465	2.973	0.522
	13 ≤ τ ≤ 18	54	0.006	3.250	0.002	0.012	10.982	0.000	0.006	0.013	-0.323	2.404	0.512
	19 ≤ τ ≤ 24	57	0.005	3.049	0.004	0.012	10.090	0.000	0.006	0.014	-0.187	2.777	0.502
	25 ≤ τ ≤ 34	31	0.005	1.965	0.059	0.011	6.424	0.000	0.005	0.014	0.500	2.747	0.504
2001	7 ≤ τ ≤ 12	40	0.004	2.928	0.006	0.006	7.608	0.000	0.003	0.008	0.495	3.027	0.413
	13 ≤ τ ≤ 18	56	0.002	2.146	0.036	0.005	7.852	0.000	0.001	0.007	1.014	3.667	0.370
	19 ≤ τ ≤ 24	59	0.001	0.709	0.481	0.007	8.234	0.000	-0.002	0.010	1.379	4.893	0.373
	25 ≤ τ ≤ 34	31	0.000	0.295	0.770	0.005	4.886	0.000	0.000	0.008	2.227	10.046	0.344
2002	7 ≤ τ ≤ 12	44	0.010	6.535	0.000	0.011	7.701	0.000	0.008	0.010	0.982	3.970	0.454
	13 ≤ τ ≤ 18	57	0.005	7.073	0.000	0.006	9.147	0.000	0.005	0.006	0.486	5.347	0.401
	19 ≤ τ ≤ 24	57	0.005	6.351	0.000	0.006	8.806	0.000	0.004	0.006	1.035	4.835	0.391
	25 ≤ τ ≤ 34	31	0.004	4.990	0.000	0.004	7.514	0.000	0.003	0.004	0.033	1.754	0.400
2003	7 ≤ τ ≤ 12	47	0.015	11.340	0.000	0.015	11.375	0.000	0.013	0.009	1.117	4.832	0.388
	13 ≤ τ ≤ 18	56	0.015	10.732	0.000	0.015	10.898	0.000	0.012	0.011	1.002	3.496	0.362
	19 ≤ τ ≤ 24	58	0.012	11.342	0.000	0.012	11.342	0.000	0.010	0.008	1.911	7.182	0.354
	25 ≤ τ ≤ 34	29	0.011	11.010	0.000	0.011	11.010	0.000	0.010	0.005	-0.096	2.622	0.349
2004	7 ≤ τ ≤ 12	42	0.013	12.858	0.000	0.013	12.858	0.000	0.012	0.007	1.385	5.018	0.356
	13 ≤ τ ≤ 18	55	0.011	17.197	0.000	0.011	17.197	0.000	0.011	0.005	0.089	2.714	0.318
	19 ≤ τ ≤ 24	57	0.013	14.322	0.000	0.013	14.322	0.000	0.012	0.007	0.890	4.488	0.326
	25 ≤ τ ≤ 34	36	0.013	12.206	0.000	0.013	12.206	0.000	0.013	0.007	0.496	2.504	0.303
2005	7 ≤ τ ≤ 12	44	0.012	12.850	0.000	0.012	12.850	0.000	0.012	0.006	0.871	3.963	0.274
	13 ≤ τ ≤ 18	57	0.013	20.319	0.000	0.013	20.319	0.000	0.012	0.005	0.499	2.703	0.255
	19 ≤ τ ≤ 24	56	0.013	21.540	0.000	0.013	21.540	0.000	0.012	0.005	0.703	2.696	0.254
	25 ≤ τ ≤ 34	31	0.013	14.906	0.000	0.013	14.906	0.000	0.012	0.005	1.171	4.369	0.242
2006	7 ≤ τ ≤ 12	25	0.011	8.940	0.000	0.011	8.940	0.000	0.010	0.006	0.209	2.348	0.276
	13 ≤ τ ≤ 18	35	0.013	14.324	0.000	0.013	14.324	0.000	0.013	0.005	0.086	3.205	0.294
	19 ≤ τ ≤ 24	34	0.012	11.533	0.000	0.012	11.533	0.000	0.013	0.006	0.097	2.208	0.295
	25 ≤ τ ≤ 34	17	0.014	10.946	0.000	0.014	10.946	0.000	0.014	0.005	-0.491	3.572	0.301

먼저, 콜옵션의 경우 개장초기인 1997년부터 2002년까지는 평균적으로 내재가
 격인 S_t^* 가 시장가격 S_t^M 보다 낮으며, 이후부터는 S_t^* 가 S_t^M 보다 높은 것으로 나
 타났다. 콜옵션의 경우 옵션의 시장가격에 내재된 기초자산의 가격인 S_t^* 가 기
 초자산의 시장가격인 S_t^M 보다 낮(높)은 것은 기초자산가격의 관점에서 콜옵션의
 시장가격이 상대적으로 과소(과대)평가되어 있음을 의미한다. 따라서 평균적으
 로 개장이후 외가격(out-of-the money) 콜옵션의 가격이 과소평가되었다가
 2003년 이후부터는 과대평가되어 있는 것으로 나타났다.

해당범위에서 가격오차율의 평균이 0과 동일하다는 귀무가설에 대한 t-검정
 결과를 보면, <그림 1>에서 가격오차율의 크기와 변동폭이 상대적으로 높은 개
 장초반부에 해당하는 1997년부터 1999년까지의 기간에서 대체로 귀무가설이 기
 각되지 못하는 것으로 나타났다. 이는 상반되는 오차의 방향간에 오차크기를 상
 쇄하여 오차율의 평균값이 낮아졌기 때문인데, 절대값의 관점에서 계산한 오차
 율의 평균을 이용한 t-검정에서는 모든 범위에서 1%유의 수준으로 귀무가설을
 기각하는 것으로 나타났다. 그리고 오차율의 절대값의 평균은 대체로 시간이 지
 날수록 감소하고 있다.

다음으로, 풋옵션의 경우 전반적으로 내재가격인 S_t^* 가 시장가격 S_t^M 보다 높
 은 것으로 나타나, 외가격(out-of-the money) 풋옵션의 가격은 과소평가되어 있
 는 것으로 나타났다. 콜옵션과는 반대로 풋옵션의 시장가격에 내재된 기초자산
 의 가격인 S_t^* 가 기초자산의 시장가격인 S_t^M 보다 높(낮)은 것은, 기초자산가격의
 관점에서 풋옵션의 시장가격이 상대적으로 과소(과대)평가되어 있음을 의미한
 다. 그리고 콜옵션과 마찬가지로 절대값으로 계산한 오차율의 평균을 이용한 t-
 검정에서는 모든 범위에서 1%유의수준으로 귀무가설을 기각하고 있으며, 대체
 로 시간이 지날수록 오차율 절대값의 평균은 감소하고 있다. 콜옵션과 풋옵션의
 절대값의 평균을 비교하면, 거의 모든 범위에서 풋옵션이 콜옵션보다 높은 것으
 로 나타났다.

한편, 실제시장이 마팅게일제약조건을 강하게 기각하고 있는 상황에서 BS모
 형의 가격오차는 마팅게일제약조건을 해소함으로써 감소될 것으로 생각할 수
 있다. 이를 살펴보기 위하여, Longstaff(1995)와 유사하게 마팅게일제약조건을
 부과하는 전통적인 BS모형을 제약된 모형(restricted model)으로 설정하고 마팅
 게일제약조건을 부과하지 않은 BS모형을 제약되지 않은 모형(unrestricted

model)으로 정의한 후에, 두 모형의 성과를 비교해 볼 수 있다. 구체적으로 표본내 각 거래일에서의 횡단면옵션자료를 이용하여 이론가격과 실제옵션가격과의 가격오차의 제공합이 최소가 되는 내재변동성을 표본내 모든 거래일에서 추정하고, 이를 제약된 모형의 가격오차와 내재변동성으로 정의하였다. 그리고 유사한 방법으로 제약되지 않은 모형의 가격오차와 내재변동성을 산출하는데, 이 경우 마팅계일제약조건을 부과하지 않기 위하여 식 (6)과 같이 내재주가지수와 내재변동성을 동시에 추정하였다. <표 1>의 검정결과에서 마팅계일제약조건이 기각되고 있기 때문에 두 모형의 추정값은 차이가 존재하며, 제약되지 않은 모형의 가격오차가 더 적을 것으로 생각된다.

제약된 모형과 제약되지 않은 모형의 가격오차의 제공합을 <표 2>에 나타내었다. <표 2>를 보면, 예상대로 마팅계일제약조건이 기각되는 상황에서 추가적인 추정모수를 가지는 제약되지 않은 모형의 가격오차제공합의 평균과 중위수, 표준편차가 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

또한 일차원마코브과정의 기각은 분포의 2차적률을 통해서도 확인될 수 있는데, 제약된 모형과 제약되지 않은 모형으로부터 추론된 내재변동성과 차이검정결과를 나타낸 <표 3>을 보면, 모든 범위에서 두 모형에 내재된 변동성의 차이율은 0과 다른 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 그리고 평균적으로 콜옵션의 경우 내재주가지수가 실제주가지수보다 더 낮고 풋옵션의 경우 내재주가지수가 실제주가지수보다 더 높기 때문에, 모든 범위에서 제약되지 않은 모형의 내재변동성이 제약된 모형의 내재변동성보다 더 높은 것으로 나타났다.

<표 2> 제약된 모형과 제약되지 않은 모형의 횡단면 가격오차제공합

옵션구분	모형구분	평균	중위수	표준편차
콜옵션	제약되지 않은 모형	0.0080	0.0013	0.0500
	제약된 모형	0.0299	0.0060	0.1111
풋옵션	제약되지 않은 모형	0.0120	0.0031	0.0417
	제약된 모형	0.0475	0.0114	0.2104
전체	제약되지 않은 모형	0.0100	0.0020	0.0461
	제약된 모형	0.0387	0.0087	0.1684

<표 3> 제약된 모형과 제약되지 않은 모형의 내재변동성과 차이검정

콜옵션	평균	중위수	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
제약되지 않은 모형	0.3777	0.3648	1.0850	0.1271	0.1780	0.7543	3.1691
제약된 모형	0.3680	0.3450	1.1240	0.1220	0.1674	0.9791	3.9198
내재변동성 오차율	0.0226	0.0018	1.1789	-0.4097	0.1477	1.4018	8.5733
t-통계량(p-값)	6.3129(0)						
풋옵션	평균	중위수	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
제약되지 않은 모형	0.4368	0.3905	2.2137	0.1138	0.2121	2.8295	17.1061
제약된 모형	0.4008	0.3610	1.5000	0.1200	0.2067	2.0240	8.6841
내재변동성 오차율	0.1254	0.1201	1.1149	-0.4134	0.1808	0.5279	5.1063
t-통계량(p-값)	28.6506(0)						
전체	평균	중위수	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
제약되지 않은 모형	0.4073	0.3788	2.2137	0.1138	0.1980	2.0876	13.2926
제약된 모형	0.3844	0.3530	1.5000	0.1200	0.1887	1.7225	7.8344
내재변동성 오차율	0.0740	0.0543	1.1789	-0.4134	0.1728	0.9011	5.6657
t-통계량(p-값)	24.9948(0)						

* 내재변동성오차율은 “(제약되지 않은 모형의 내재변동성 - 제약된 모형의 내재변동성)/(제약된 모형의 내재변동성)”으로 계산되었다.

3. 시장간 상대적 정보효율성의 검정결과

옵션의 시장가격에 내재된 상대가격밀도는 기초자산 시장가격의 상대가격밀도와 통계적으로 유의한 차이가 존재하기 때문에, 실제시장은 단조증감과 완전상관, 여분자산의 특성으로부터 이탈되어 있는 것으로 나타났다.

따라서 콜옵션시장, 풋옵션시장 그리고 기초자산시장의 불완전상관 하에서 서로간의 시계열적 상호작용의 존재유무와 패턴을 검정해 볼 수 있다. 그리고 이를 통해 일차원확산과정 하에서의 옵션가격특성이 기각되는 한 가지 원인인 시

장의 상대적 정보 비효율성의 여부를 판단해 볼 수 있을 것이다.

식 (8)의 벡터오차수정모형을 이용하여 시장간의 상호관계를 분석하기에 앞서 모형의 타당성을 검증하기 위해, 전체분석기간 동안에 콜옵션과 풋옵션이 동시에 존재하는 거래일에 대한 단위근검정과 공적분검정을 실시하였고, 그 결과를 <표 4>에 나타내었다. <표 4>의 패널 A의 단위근검정 결과를 보면, 시장지수와 옵션내재주가지수들은 모두 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 반면 시장지수와 옵션내재주가지수들을 1차 차분한 경우에는, 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1%유의수준에서 기각하므로 해당시계열들은 1차 적분과정을 가지는 것으로 나타났다. Johansen 공적분검정 결과를 나타낸 <표 4>의 패널 B를 보면, 공적분이 존재하지 않고, 1개의 공적분이 존재한다는 귀무가설들은 모두 1%유의수준에서 기각되며, 2개의 공적분관계가 존재한다는 귀무가설은 10%유의수준에서 기각되지 않았다. 따라서 해당변수들 간의 상호관련성을 파악하기 위하여 벡터오차수정모형을 사용하는 것이 적합한 것으로 판단된다.

<표 4> 시장주가지수와 옵션내재주가지수들의 단위근검정과 공적분검정 결과
패널 A : 확장 Dickey-Fuller(ADF)와 Philips-Perron(PP) 단위근검정결과

		ADF-통계량	P-값	PP-통계량	P-값
KOSPI 200 주가지수	수준변수	-0.5386	0.8811	-0.50021	0.8887
	1차 차분변수	-38.7592	0	-38.6849	0
콜옵션 내재주가지수	수준변수	-0.79246	0.8205	-0.59501	0.8692
	1차 차분변수	-42.1142	0	-42.3187	0
풋옵션 내재주가지수	수준변수	-0.89093	0.7915	-0.70802	0.8428
	1차 차분변수	-44.2191	0.0001	-44.8381	0.0001

패널 B : Johansen 공적분검정 결과

귀무가설	trace-통계량	P-값	max-통계량	P-값
존재하지 않음	516.9096	0.0001	287.7847	0.0001
1개 존재	229.1249	0.0001	228.9262	0.0001
2개 존재	0.1987	0.6558	0.1987	0.6558

<표 5> 벡터오차수정모형의 추정결과

독립변수		종속변수		
		ΔS_t^M	ΔS_t^C	ΔS_t^P
$\gamma_1(EC_{t-1})$	추정값	-0.02228	0.340694	0.257192
	표준오차	(0.06931)	(0.07773)	(0.08607)
	t-통계량	[-0.32149]	[4.38315]	[2.98825]
$\gamma_2(EC_{t-1})$	추정값	-0.01307	-0.38151	0.089702
	표준오차	(0.0685)	(0.07682)	(0.08506)
	t-통계량	[-0.19079]	[-4.96629]	[1.05457]
$\Gamma(\Delta S_{t-1}^M)$	추정값	0.00529	0.244932	0.216758
	표준오차	(0.08041)	(0.09018)	(0.09985)
	t-통계량	[0.06578]	[2.71608]	[2.17076]
$\Gamma(\Delta S_{t-1}^C)$	추정값	0.034306	-0.18574	-0.02802
	표준오차	(0.06932)	(0.07773)	(0.08607)
	t-통계량	[0.49493]	[-2.38941]	[-0.32553]
$\Gamma(\Delta S_{t-1}^P)$	추정값	0.014382	0.001557	-0.14109
	표준오차	(0.04838)	(0.05426)	(0.06008)
	t-통계량	[0.29725]	[0.02869]	[-2.34849]
α (상수항)	추정값	0.033911	0.004314	-0.02282
	표준오차	(0.06377)	(0.07151)	(0.07918)
	t-통계량	[0.53181]	[0.06033]	[-0.28816]
$\omega(D_{97-99})$	추정값	0.057776	0.164562	0.275009
	표준오차	(0.12444)	(0.13955)	(0.15452)
	t-통계량	[0.46429]	[1.17923]	[1.77973]

<표 5>는 전체분석기간 동안에 콜옵션과 풋옵션이 동시에 존재하는 거래일에 대하여 식 (8)의 벡터오차수정모형을 최우추정법으로 추정한 결과를 요약하고 있다. 래그 p는 Schwartz(1978)가 제안한 베이지언 정보기준(Bayesian Criterion)을 적용하여 1로 선택하였다.

<표 5>를 보면, 5%유의수준을 기준으로 ΔS_{t-1}^M 이 ΔS_t^C 과 ΔS_t^P 를 선도하며, ΔS_t^C 과 ΔS_t^P 는 각각 자신의 거래일 하루 전 시차인 ΔS_{t-1}^C 와 ΔS_{t-1}^P 에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 ΔS_t^M 은 자신이나 다른 변수들의 거래일 하루 전 시차의 영향을 받지 않는 것으로 나타나, 기초자산시장이 옵션시장에 대하여 정보효과를 가지는 것으로 판단된다. 그리고 <표 1>에서 살펴본 것처럼, 전체분석기간의 풋옵션과 2003년 이후의 콜옵션가격들에 내재된 S_t^* 는 S_t^M 보다 높은 것으로 나타나는데, 이것은 분석기간 동안에 수준변수의 전반적인

상승추세 하에서 ΔS_{t-1}^M 이 ΔS_t^C 와 ΔS_t^P 에 미치는 유의한 정(+)의 영향을 어느 정도 반영한 결과임을 알 수 있다. 위의 분석결과는 여분가정과는 달리 주식 시장 모멘텀(momentum)으로 인한 투자자 기대와 선호의 변화는 지수옵션가격에 유의한 영향을 가짐을 제시한 Coval과 Seyhun(2004)의 연구결과와 유사하다고 볼 수 있다.

4. 추가적 위험요인의 규명

옵션의 레버리지 이외에 추가적인 위험요인에 대한 선호가 존재할 경우에도 여분자산가정은 기각되므로, 이를 검증하기 위한 식 (9)의 추정결과를 <표 6>에 나타내었다.

<표 6>의 패널 A는 회귀식의 독립변수간 피어슨상관계수를 요약하고 있는데, 가격오차율의 추정에 사용된 횡단면옵션가격자료의 개수는 평균머니니스와 높은 상관관계를 가지며, 내재확률분포의 왜도와 초과첨도는 다소 높은 음의 상관성을 보이고 있다. 따라서 다중공선성의 가능성을 회피하기 위하여, 식 (9)에서 평균머니니스는 제외하고 만기효과를 통제한 내재왜도와 내재초과첨도는 각각 추정하였다.

<표 6>의 패널 B는 1차적률의 차이율을 종속변수로 하는 해당 회귀식의 추정결과를 요약하고 있다. 그리고 1차적률과 함께 해당변수의 2차적률에 대한 영향을 파악하기 위하여, 제약되지 않은 모형에서 추정한 내재변동성과 제약된 모형의 내재변동성과의 차이를 제약된 모형의 내재변동성으로 나눈 차이율을 종속변수로 하는 회귀식의 추정결과를 <표 6>의 패널 C에 요약하였다.

회귀식의 추정은 잔차의 자기상관과 이분산을 고려하기 위해 Newey와 West(1987)의 분산·공분산 추정치를 사용하였고, lag truncation은 $INTEGER [4(\text{표본수}/100)^{2/9}]$ 를 기준으로 7로 설정하였다.

회귀분석의 결과를 보면, 확률변동성과 점프의 추가적 위험요인에 대한 선호의 영향으로 일차원확산과정 하에서 성립될 수 있는 옵션가격의 이론적 특성이 실제 옵션가격에서 성립하지 않는 것으로 나타났다. 구체적으로 콜옵션의 경우 확률변동성에 대한 음의 프리미엄이 증가될수록 콜옵션시장을 이용한 지수의 복제비용이 지수시장보다 더 높은 수준에서 더 증가되는 것으로 나타나는데, 이

<표 6> 추가적위험요인규명을 위한 회귀식 추정결과

패널 A : 콜옵션과 풋옵션의 독립변수 간 피어슨상관계수

상관 계수	$\overline{\pi_{t,t+\Delta t}}$	ϵ_t^{skew}	ϵ_t^{exkurt}	r_t	r_{t-1}	r_{t-2}	\overline{M}	τ	$absr_t$	$absr_{t-1}$	$absr_{t-2}$	cn
$\overline{\pi_{t,t+\Delta t}}$		0.0237	0.0202	-0.1313***	0.0991***	0.0533**	-0.0479*	0.0505**	-0.0429*	0.0578**	0.0042	0.0410
ϵ_t^{skew}	0.0651***		-0.7589***	-0.0813***	-0.0695***	-0.0031	-0.0147	0.0000	0.0305	0.0439*	0.0355	0.0125
ϵ_t^{exkurt}	-0.0044	-0.7589***		0.0441*	0.0221	0.0061	0.1067**	0.0000	-0.0986***	-0.1200***	-0.0998**	-0.1060***
r_t	0.1796***	-0.0776***	0.0460*		0.0787***	-0.0410	0.2171***	0.0214	0.0791***	-0.0002	0.0152	-0.2288***
r_{t-1}	-0.0523**	-0.0566**	0.0069	0.0750***		0.0787**	0.2332***	0.0410	-0.0080	0.0792***	0.0000	-0.2311***
r_{t-2}	-0.0568**	0.0016	0.0054	-0.0384	0.0751***		0.2124***	0.0656***	-0.0664***	-0.0077	0.0794***	-0.2073***
\overline{M}	0.0629**	-0.1971***	0.1567***	0.1974***	0.1978***	0.1772***		0.0716***	-0.1283***	-0.1380***	-0.1307**	-0.9858***
τ	-0.0365	0.0000	0.0000	0.0230	0.0428*	0.0680***	-0.0286		0.1868***	0.1376***	0.1335***	-0.0618**
$absr_t$	-0.0311	0.0265	-0.0963***	0.0774***	-0.0048	-0.0616**	-0.1248***	0.1847***		0.1271***	0.1451***	0.1300***
$absr_{t-1}$	0.0072	0.0360	-0.1099***	0.0082	0.0775***	-0.0044	-0.1124***	0.1358***	0.1178***		0.1272***	0.1391***
$absr_{t-2}$	-0.0605**	0.0378	-0.1036***	0.0077	0.0084	0.0777***	-0.1026***	0.1319***	0.1496***	0.1179***		0.1314***
pn	0.0499**	-0.2012***	0.1615***	0.2066***	0.2017***	0.1731***	0.9879***	-0.0183	-0.1231***	-0.1108***	-0.1043***	

* 대각을 기준으로 오른쪽(이태릭체)은 콜옵션을 이용한 회귀식 독립변수들의 피어슨상관계수를 나타내며, 왼쪽은 풋옵션을 이용한 회귀식 독립변수들의 피어슨상관계수를 나타낸다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%유의수준에서 “피어슨상관계수는 0과 동일하다”는 귀무가설을 기각함을 나타낸다.

<표 6 계속>

패널 B : 가격차이율을 이용한 추가적위험요인규명을 위한 회귀식 추정결과

콜	c	$\overline{\pi_{t,t+\Delta t}}$	ϵ_t^{skew}	ϵ_t^{exkurt}	r_t	r_{t-1}	r_{t-2}	τ	$absr_t$	$absr_{t-1}$	$absr_{t-2}$	cn
계수	0.0028	-0.0099	-0.0007		0.1062	0.0212	0.0146	0.0272	-0.1058	-0.0834	-0.0466	-0.0003
표준오차	0.0020	0.0025	0.0009		0.0208	0.0193	0.0143	0.0281	0.0296	0.0276	0.0253	0.0002
t-통계량	1.3836	-3.9589	-0.7589		5.1072	1.0955	1.0206	0.9698	-3.5752	-3.0248	-1.8459	-1.6083
P-값	0.1667	0.0001	0.4480		0.0000	0.2735	0.3076	0.3323	0.0004	0.0025	0.0651	0.1080
$adj-R^2$	0.1275											
계수	0.0028	-0.0099		-0.0001	0.1079	0.0225	0.0147	0.0279	-0.1072	-0.0854	-0.0480	-0.0003
표준오차	0.0021	0.0025		0.0002	0.0207	0.0188	0.0143	0.0281	0.0297	0.0276	0.0253	0.0002
t-통계량	1.3830	-4.0098		-0.3783	5.2211	1.1923	1.0304	0.9946	-3.6140	-3.0945	-1.9013	-1.5794
P-값	0.1669	0.0001		0.7052	0.0000	0.2333	0.3030	0.3201	0.0003	0.0020	0.0574	0.1144
$adj-R^2$	0.1267											
풋	c	$\overline{\pi_{t,t+\Delta t}}$	ϵ_t^{skew}	ϵ_t^{exkurt}	r_t	r_{t-1}	r_{t-2}	τ	$absr_t$	$absr_{t-1}$	$absr_{t-2}$	pn
계수	-0.0008	0.0241	-0.0020		0.1315	0.0831	0.0807	-0.0052	0.1041	-0.0243	0.0523	0.0010
표준오차	0.0037	0.0053	0.0015		0.0289	0.0391	0.0351	0.0418	0.0483	0.0381	0.0475	0.0003
t-통계량	-0.2072	4.4992	-1.3778		4.5557	2.1231	2.2962	-0.1237	2.1559	-0.6372	1.1012	3.9275
P-값	0.8359	0.0000	0.1684		0.0000	0.0339	0.0218	0.9016	0.0312	0.5241	0.2710	0.0001
$adj-R^2$	0.1534											
계수	-0.0011	0.0235		0.0004	0.1328	0.0844	0.0796	-0.0069	0.1073	-0.0207	0.0551	0.0011
표준오차	0.0038	0.0052		0.0003	0.0287	0.0386	0.0351	0.0419	0.0487	0.0383	0.0473	0.0003
t-통계량	-0.2853	4.5284		1.5845	4.6299	2.1842	2.2701	-0.1638	2.2028	-0.5416	1.1639	3.8777
P-값	0.7755	0.0000		0.1133	0.0000	0.0291	0.0233	0.8699	0.0278	0.5882	0.2446	0.0001
$adj-R^2$	0.1526											

<표 6 계속>

패널 C : 내재변동성차이율을 이용한 추가적위험요인규명을 위한 회귀식 추정결과

콜	c	$\pi_{t,t+\Delta t}$	ϵ_t^{skew}	ϵ_t^{ekurt}	r_t	r_{t-1}	r_{t-2}	τ	$absr_t$	$absr_{t-1}$	$absr_{t-2}$	cn
계수	0.0045	0.0814	0.0094		-0.8509	-0.1966	-0.1447	-0.8728	1.0847	0.7161	0.4799	0.0023
표준오차	0.0215	0.0192	0.0090		0.1673	0.1415	0.1253	0.2907	0.2362	0.1992	0.1874	0.0018
t-통계량	0.2085	4.2379	1.0489		-5.0863	-1.3892	-1.1545	-3.0021	4.5931	3.5954	2.5607	1.3101
P-값	0.8348	0.0000	0.2944		0.0000	0.1650	0.2485	0.0027	0.0000	0.0003	0.0105	0.1903
$adj-R^2$	0.1135											
계수	0.0050	0.0822		-0.0005	-0.8675	-0.2128	-0.1473	-0.8757	1.0898	0.7237	0.4852	0.0022
표준오차	0.0216	0.0190		0.0020	0.1666	0.1407	0.1255	0.2920	0.2370	0.2001	0.1869	0.0018
t-통계량	0.2312	4.3289		-0.2728	-5.2082	-1.5125	-1.1740	-2.9985	4.5978	3.6177	2.5958	1.2340
P-값	0.8172	0.0000		0.7850	0.0000	0.1306	0.2406	0.0028	0.0000	0.0003	0.0095	0.2174
$adj-R^2$	0.1118											
풋	c	$\pi_{t,t+\Delta t}$	ϵ_t^{skew}	ϵ_t^{ekurt}	r_t	r_{t-1}	r_{t-2}	τ	$absr_t$	$absr_{t-1}$	$absr_{t-2}$	pn
계수	0.1072	0.1596	-0.0350		0.6270	0.2704	0.4023	-0.9892	0.0554	-0.8070	-0.5201	0.0107
표준오차	0.0297	0.0319	0.0117		0.1683	0.1809	0.1652	0.3245	0.2464	0.1978	0.2532	0.0021
t-통계량	3.6104	5.0020	-2.9947		3.7250	1.4950	2.4356	-3.0484	0.2250	-4.0804	-2.0544	5.0241
P-값	0.0003	0.0000	0.0028		0.0002	0.1351	0.0150	0.0023	0.8220	0.0000	0.0401	0.0000
$adj-R^2$	0.2064											
계수	0.1032	0.1518		0.0106	0.6415	0.2976	0.3893	-1.0333	0.1355	-0.7166	-0.4448	0.0109
표준오차	0.0298	0.0296		0.0025	0.1658	0.1779	0.1636	0.3244	0.2445	0.1963	0.2477	0.0021
t-통계량	3.4668	5.1331		4.1715	3.8697	1.6729	2.3791	-3.1851	0.5542	-3.6504	-1.7958	5.1191
Prob.	0.0005	0.0000		0.0000	0.0001	0.0946	0.0175	0.0015	0.5795	0.0003	0.0727	0.0000
$adj-R^2$	0.2130											

는 확률변동성에 대한 음의 프리미엄이 증가할수록 콜옵션가격이 상대적으로 과대평가되는 것을 의미한다. 그리고 풋옵션의 경우 확률변동성에 대한 음의 프리미엄이 증가할수록 풋옵션시장을 이용한 지수의 복제비용이 지수시장보다 더 낮은 수준에서 더 감소하는 것으로 나타났다. 이것은 확률변동성에 대한 음의 프리미엄이 증가할수록 콜옵션과 동일하게 풋옵션가격이 상대적으로 과대평가되는 것을 의미한다. 가격오차율을 이용한 위의 결과는 내재변동성차이율을 종속변수로 하는 다중회귀식의 결과에서도 동일하게 발견되는데, 콜옵션과 풋옵션 모두 확률변동성에 대한 음의 프리미엄이 증가할수록 마팅게일계약조건 하에서 시장주가지수를 대입하여 추론된 BS모형의 내재변동성은 상대적으로 증가하는 것으로 나타났다. 즉 시장하락위험을 헤징하기 위한 시장참가자들의 행태를 반영한 변동성에 대한 음의 위험프리미엄은, 변동성 확률과정의 위험중립 표류항과 옵션의 가격을 증가시키게 된다. 이것은 등가격 옵션의 내재변동성은 체계적이고 일관되게 실현변동성보다 높은 것으로 나타난다는 이전의 연구(Jackwerth와 Rubinstein; 1996)와도 정합성을 가진다.

점프위험선호에 대한 대응치인 내재왜도와 내재초과침도는 가격오차율을 이용한 콜옵션의 내재왜도에서만 선호방향과 일치하는 계수부호를 가지지만, 콜옵션과 풋옵션의 내재왜도와 내재초과침도의 모든 계수는 비유의적인 것으로 나타났다¹⁾. 이러한 결과는 델타헤지옵션포트폴리오의 초과수익률을 종속변수로 하는 Bakshi와 Kapadia(2003)의 회귀분석결과와도 유사하다. 그리고 내재변동성차이율을 이용할 경우에도, 콜옵션의 내재왜도와 내재초과침도의 계수값은 선호방향과 일치하지만 유의적이지 않고, 풋옵션은 선호방향과 반대의 유의적인 계수값을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 점프위험에 대한 대응치인 내재고차적률을 이용한 분석을 통해 점프위험선호 여부를 판단하는 것은 명확하지 못하며, 이에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

그리고 투자자 기대로 인한 옵션가격의 경로종속적인 영향은 풋옵션의 경우 이전 두 거래일에서부터 유의적인 양의 계수값을 가지는 것으로 나타났다. 이것은 기초자산가격이 하락(상승)할 경우, 투자자들은 미래 지수하락(상승)에 대한 기대를 풋옵션 가격에 반영함으로써 풋옵션에 내재된 주가지수가 기초자산의

1) 내재고차적률로 대응되는 점프에 대한 선호가 옵션가격에 반영되어 있다면 가격오차율을 종속변수로 하는 다중회귀식에서 콜옵션의 경우 내재왜도(잔차)와 내재초과침도(잔차)의 계수는 각각 음과 양의 부호를 가질 것으로 기대되며, 풋옵션은 각각 양과 음의 부호를 가질 것으로 기대된다.

가격보다 상대적으로 하락(상승)하기 때문으로 생각된다.

IV. 결론

본 논문에서는 기초자산의 확률과정이 일차원확산과정을 따를 경우, 옵션가격에 제약될 수 있는 세 가지 중요한 이론적 특성이 실제 KOSPI 200 지수와 옵션의 수익률생성과정에서 만족되는가를 일차원확산과정 하에서의 마팅계일제약을 통해 검증하였다. 검증결과 옵션의 시장가격에 내재된 상태가격밀도의 평균은 기초자산시장의 가격과 통계적으로 유의한 차이가 발견되며, 정보효율성의 관점에서 시장간 선도지연관계가 존재하는 것으로 나타났다.

이와 같이 본 연구에서 발견한 유일한 상태가격밀도의 부재는 무차익조건의 제한을 의미하므로, KOSPI 200 지수를 기초자산으로 하는 옵션의 가치평가를 위해 단순히 무차익 하에서 위험중립형 가치평가원리를 적용하는 것은 불완전한 방법으로 판단된다. 그 대안으로서 추가적 상태변수의 위험프리미엄에 대한 정의 하에서 균형모형을 이용하는 것이 보다 적절한 것으로 사료된다. 그러나 추가적 상태변수의 정의와 이에 대한 위험회피정도에 상응한 위험프리미엄의 추계문제가 또 다른 과제가 될 것이다. 그리고 해당가설의 기각은 특별히 단조증·감 특성과 관련하여 Bakshi, Cao, 및 Chen(2000b)이 보인 것처럼, 동적헤징 전략에서 헤징빈도를 가능한 증가시키는 것이 최적의 의사결정이 되지 못할 가능성이 있음을 의미한다. 또한 무엇보다도 여분자산가정의 기각은 KOSPI 200 지수옵션시장의 존재로 인해 시장의 완비성이 증가될 수 있으며, 보다 파레토최적에 가까운 경제적 상태로 이끌고(수) 있음을 의미한다.

해당특성을 기각하는 원인과 관련해서는 추가적인 상태변수를 헤징할 수 있는 시장의 부재와 위험회피 하에서 확률변동성에 대한 음의 위험프리미엄의 존재로 기인되었다. 그러나 내재고차적률을 대응치로 한 점프에 대한 선호결과는 명확하지 않기 때문에, 이에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 김무성, 강태훈, "KOSPI 200 옵션가격에 내재된 확률분포의 유용성에 관한 실증연구: 헤징성과를 중심으로," 「증권학회지」, 제35권, 제4호, 2006, pp. 103-142.
- 김서경, 홍정훈, "내재주가지수를 이용한 옵션시장과 주식시장의 상호관계에 관한 실증연구," 「증권학회지」, 제33권, 제3호, 2004, pp. 95-122.
- 현정순, 이병근, "우리나라 옵션시장의 불완전성에 대한 연구," 「선물연구」, 제12권, 제2호, 2004, pp. 25-43.
- Aparicio, S. D. and S. Hodges, "Martingale Restriction Tests of Option Pricing Models and Their Interpretation," Working Paper, University of Warwick, 1996.
- Bakshi, G., C. Cao, and Z. Chen, "Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models," *Journal of Finance*, 52(5), 1997, pp. 2003-2049.
- Bakshi, G., C. Cao, and Z. Chen, "Pricing and Hedging Long-Term Options," *Journal of Econometrics*, 94(1/2), 2000a, pp. 277-318.
- Bakshi, G., C. Cao, and Z. Chen, "Do Call Prices and the Underlying Stock Always Move in the Same Direction?," *Review of Financial Studies*, 13(3), 2000b, pp. 549-584.
- Bakshi, G. and N. Kapadia, "Delta-Hedged Gains and the Negative Market Volatility Risk Premium," *Review of Financial Studies*, 16(2), 2003, pp. 527-566.
- Bakshi, G., N. Kapadia, and D. Madan, "Stock Return Characteristics, Skew Laws, and the Differential Pricing of Individual Equity Options," *Review of Financial Studies*, 16(1), 2003, pp. 101-143.
- Bates, D. "Post-87 Crash Fears in S&P 500 Futures Options," *Journal of Econometrics*, 94(1/2), 2000, pp. 181-238.
- Bergman, Y., B. Grundy, and Z. Wiener, "General Properties of Option Prices," *Journal of Finance*, 51(5), 1996, pp. 1573-1610.
- Black, F. and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81(3), 1973, pp. 637-654.
- Burashi, A. and J. Jackwerth, "The Price of a Smile: Hedging and Spanning in

- Option Markets," *Review of Financial Studies*, 14(2), 2001, pp. 495-527.
- Chiras, D. P. and S. Manaster, "The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency," *Journal of Financial Economics*, 6(2/3), 1978, pp. 213-234.
- Coval, J. D. and T. Shumway, "Expected Option Returns," *Journal of Finance*, 56(3), 2001, pp. 983-1009.
- Coval, J. D. and H. N. Seyhun, "Index Option Prices and Stock Market Momentum," *Journal of Business*, 77(4), 2004, pp. 835-873.
- Cox, J. C. and S. A. Ross, "The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes," *Journal of Financial Economics*, 3(1/2), 1976, pp. 145-166.
- Cox, J. C., S. A. Ross, and M. Rubinstein, "Option Pricing: A Simplified Approach," *Journal of Financial Economics*, 7(3), 1979, pp. 229-263.
- Das, S. R. and R. K. Sundaram, "Of Smiles and Smirks: A Term-Structure Perspective", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(2), 1999, pp. 211-239.
- Derman, E. and I. Kani, "Riding on a Smile," *Risk*, 7(2), 1994, 32-39.
- Dumas, B., J. Fleming, and R. Whaley, "Implied Volatility Smiles: Empirical Tests," *Journal of Finance*, 53(6), 1998, pp. 2059-2106.
- Eraker, B., "Do Stock Prices and Volatility Jump? Reconciling Evidence from Spot and Option Prices," *Journal of Finance*, 59(3), 2004, pp. 1367-1403.
- Harrison, M. and D. Kreps, "Martingale and Arbitrage in Multi-Period Securities Market," *Journal of Economic Theory*, 20(3), 1979, pp. 381-408.
- Heston, S., "Closed-Form Solution of Options with Stochastic Volatility with Application to Bond and Currency Options," *Review of Financial Studies*, 6(2), 1993, pp. 327-343.
- Jackwerth, J. C. and M. Rubinstein, "Recovering Probability Distributions from Option Prices," *Journal of Finance*, 51(5), 1996, pp. 1611-1631.
- Longstaff, F. A., "Option Pricing and the Martingale Restriction," *Review of Financial Studies*, 8(4), 1995, pp. 1091-1124.
- Macbeth, J. D. and L. J. Merville, "An Empirical Examination of the Black-Scholes Call Option Pricing Model," *Journal of Finance*, 34(5), 1979, pp. 1173-1186.

- Macbeth, J. D. and L. J. Merville, "Tests of the Black-Scholes and Cox Call Option Valuation Models," *Journal of Finance*, 35(2), 1980, pp. 285-300.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman, Jr., "Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices," *Journal of Finance*, 37(4), 1982, pp. 1043-1058.
- Newey, W. and K. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55(3), 1987, pp. 703-708.
- Pan, J., "The Jump-Risk Premia implicit in Options: Evidence from an integrated time-series study," *Journal of Financial Economics*, 63(1), 2002, pp. 3-50.
- Perignon, C., "Testing the Monotonicity Property of Option Prices," Faculty of Business Administration, Simon Fraser University, Working Paper, 2006.
- Rubinstein, M. "Nonparametric Tests of Alternative Option Pricing Models Using All Reported Trades and Quotes on the 30 Most Active CBOE Option Classes from August 23, 1976 Through August 31, 1978," *Journal of Finance*, 40(2), 1985, pp. 455-480.
- Rubinstein, M. "Implied Binomial Trees," *Journal of Finance*, 49(3), 1994, pp. 771-818.
- Schwartz, G., "Estimating the Dimension of a Model," *Ann, Statist*, 6(2), 1978, pp. 461-464.
- Shimko, D. "Bounds of Probability," *Risk*, 6(4), 1993, pp. 33-37.

A Study on the Return Dynamics using the Implied Information

Moo Sung Kim

Tae Hun Kang

— < Abstract > —

This article empirically analyzes some properties by all one-dimensional diffusion option models by using the martingale restriction test and examines the systematic risk factors implied in return dynamics of KOSPI 200 index options. We find that the martingale restriction under one-dimensional diffusion option model is strongly rejected by the data because of the negative volatility risk premium. Therefore options are not redundant securities, nor monotonically increasing(decreasing) in the underlying asset price and also option prices are not perfectly correlated with each other and with the underlying asset. And under the non-complete of the market, the informational led-lag relationship between the stock indices and the stock index options exist.

JEL classification : G12, G13, G14

Keywords : Martingale Restriction, State Price Density, Return Dynamics, One-Dimensional Diffusion Process, Stochastic Volatility