

KOSPI 200 지수옵션시장에서 주식모멘텀의 영향

김무성(부산대학교 경영학부 교수)

강태훈(경성대학교 경영학과 외래교수)

< 요약 >

시장불완전성과 헤징이 불가능한 점프나 확률변동성과 같은 추가적인 위험요인으로 인해 옵션은 여분자산이 되지 못하며, 이로 인해 제한적 차익거래 하에서 수요와 공급에 따라 옵션의 가격이 영향을 받게 된다. 이 경우 기초자산의 기대수익률과 위험에 대한 선호가 옵션의 시장가격에 반영 될 수 있는데, 본 연구는 주식모멘텀의 영향이 KOSPI 200 지수옵션의 시장가격에 영향을 미치는 가를 Amin, Coval and Seyhun(2004)의 방법론을 이용하여 실증적으로 고찰하였다. 그리고 국내옵션시장의 경우 최근월물에 유동성이 집중되어 있으며, 단기옵션의 경우 상대적으로 변동성스마일의 정도가 심하기 때문에, 내재변동성구조의 기울기와 굴곡에 관한 정보를 구분하여 역사적수익률이 변동성스마일에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 분석하였다. 또한 모멘텀으로 인한 기대가 옵션의 시장가격에 반영되어 있다면, 이러한 기대가 합리적인가를 고찰하였다.

분석결과 주식모멘텀으로 인한 기대가 옵션시장가격에 반영되어 있을 뿐만 아니라, 이는 변동성스마일의 기울기와 굴곡에도 체계적인 영향을 미쳤다. 이의 원인으로는 주식모멘텀으로 인한 직접적인 기대와 포트폴리오보험가설이 지지되었다. 그리고 이러한 기대는 대체로 이후 10분 동안은 통계적인 관점에서 어느 정도 합리적이지만, 옵션시장가격은 이러한 기대를 이미 포함하고 있기 때문에, 이를 모멘텀전략에 적용할 경우 옵션을 이용하기 보다는 기초자산이나 선물을 이용하는 것이 더 나을 것이다.

I. 서론

자산가격이 마코브성(Markov property)을 가진다면 미래 자산가격분포의 기대값은 오직 현재 가격의 함수가 된다. 그러나 주식수익률이 마코브 확률과정을 따르지 않을 경우 추세향과 확산향은 과거 주가의 영향을 받음으로, 주식수익률의 조건부기대값이나 조건부분산은 최근의 관찰값 이외에 과거값들에도 의존하는 함수들이 된다. 이와 같이 주식가격의 모멘텀(momentum)이나 반전(reversion)에 대한 예상이 주식의 기대수익률에 반영된다면, 자산수익률이 독립적인 분포를 가지는 것으로 가정한 기존의 옵션가격결정모형¹⁾과는 달리 위험중립 하에서도 옵션가격은 이러한 기대의 영향을 받게 된다. 이는 Black and Scholes(1973)의 연속시간 무재정 가격결정원리나 Cox and Ross(1976), Harrison and Kreps(1979)의 동치마팅계일 평가논리와는 모순된 진술로 생각될 수 있는데, 그 이유는 자산가격 변동의 예측가능성(predictability)은 기초자산 확률과정의 추세향에서 모형화될 수 있고²⁾, 추세향은 위험중립하에서 무위험이자율로 반영되기 때문이다. 즉 Black-Scholes의 공식은 기하브라운운동의 추세향이 상수일 경우만 아니라, 자산가격이나 다른 경제적 변수들의 함수로 표현될 경우에도 성립된다. 그러나 Lo and Wang(1995)이 증명한 것처럼, 자산가격 변동의 예측성이 존재할 경우, 이는 위험중립 하에서 무재정의 옵션가격결정공식에는 명시적으로 반영되지 않지만, 예측가능성과는 관계없이 보통 주어진 이산자료의 비조건부 분산이 고정되어 있음으로, 조건부 분산의 값이 변화되어 무재정의 균형옵션가격은 달라진다. 이러한 결과는 자기상관성의 원천이 상이할 경우에도 동일하게 확인되는데, 만일 자기상관성이 기초자산수익률의 확률과정에서 추세향이 아닌 확산향을 통해 모형화 될 경우에는 Liao and Chen(2006)이 보인 것처럼, 마팅계일 평가방식으로 유도된 옵션가격결정공식에서 자기상관성은 조건부분산을 통해 명시적으로 반영된다. 또한 Rodríguez(2007)는 배당수익률과 주식수익률이 양이나 음의 상관관계를 가질 경우 주식수익률은 모멘텀이나 평균회귀함을 보이고, 완성시장(complete market) 하에서 이를 고려할 수 있는 폐쇄형의 옵션가격결정모형을 유도하였다. Jokivuolle (1998)는 지수를 구성하는 개별주식들의 비동시적 거래로 인해 발생하는 지수수익률의 양의 자기상관관계를 고려한 옵션가격결정모형을 유도하였다. 자기상관성을 고려한 위의 모형들은 Black-Scholes 모형을 포함하면서도 자기상관성을 표현하는 추가적인 모수의 함수가 된다.

이와 같이 시계열 자기상관성은 완성시장에서도 옵션시장가격에 영향을 미칠 수 있지만, 현실적으로 금융자본시장에서 존재하는 증권의 수는 유한한 반면 미래 발생가능한 상태의 수는 거의 무한하기 때문에, 현실의 금융자본시장은 불완성시장(incomplete market)으로 보는 것이 타당한데³⁾, 이 경우 과거 주식가격의 행태나 무재정의 모형에서는 고려되지 않았던 추가적 요인들이 옵션시장가격에 미칠 수 있는 영향은 더 높을 것으로 예상된다. 즉

- 1) Merton(1973, 1976), Cox and Ross(1976), Hull and White(1987), Scott(1987), Melino and Turnbull(1990), Bates(1991), Madan and Milne(1991), Heston(1993), Amin and Ng(1993), Bates(1996), Bakshi and Chen(1997), Madan, Carr and Chang(1998) 등의 옵션가격결정모형이 있다.
- 2) 물론 기초자산수익률의 자기상관성은 추세향이 아닌 확산향을 통해서도 모형화 될 수 있는데, Liao and Chen(2006)은 기초자산의 수익률이 연속시간 MA(1)의 확률과정을 따를 경우, 조건부자기상관계수가 MA(1) 계수의 함수가 되며, MA(1) 계수의 부호에 따라 조건부자기상관계수의 부호가 결정됨을 보였다.
- 3) 불완성시장에 대한 증거를 제시하는 기존 연구들로는 Merton, Scholes and Gladstein(1978, 1982), Longstaff(1995), Bakshi, Cao and Chen(2000), Perignon(2006), Coval and Shumway(2001), Bakshi and Kapadia(2003), Buraschi and Jackwerth(2001), Vanden(2004, 2006)과 현정순과 이병근(2004), 김무성과 강태훈(2007, 2008, 2009) 등이 있다.

시장이 불완전(imperfect)하고 기초자산가격이 일차원마코브과정을 따르지 않음으로 인해 추가적인 불확실성이 존재함에도 이를 헤징 할 수 있는 시장이 존재하지 않는다면, 옵션은 여분자산(redundant asset)이 되지 못한다. 따라서 대표투자자(representative agent)의 가격결정핵(pricing kernel)은 옵션가격의 함수가 됨으로(Detemple and Selden, 1991), 제한적 차익거래(limited arbitrage trade)하에서 해당 자산의 수요와 공급에 따라 옵션의 가격이 영향을 받게 된다. Figlewski(1989)도 언급한 것처럼, 시장이 불완전할 경우 차익거래불가능영역은 바운드로 형성되며, 이것은 기초자산의 기대수익률과 위험회피가 옵션가격에 반영될 수 있는 여지를 제공한다. 구체적으로 불완전시장(imperfect market)에서는 동적헤징 전략을 구사할 경우 높은 거래비용이 요구되며, 배당과 변동성의 불확실성, 차입이자율과 대출이자율의 차이, 증거금이나 세금, 공매의 제약 등이 존재한다.

이와 같이 주식수익률의 자기상관성이 옵션가격에 미치는 영향은 시장의 완성(complete) 정도와 상관없는 일반적인 현상이 될 수 있고, 제한된 차익거래 하에서 그 영향이 더 심화될 수 있는데, 실제 주식수익률의 시계열 자기상관성은 Summers(1986), Poterba and Summer(1988), Fama and French(1988), Lo and MacKinlay(1988), Davidson and Dutia(1989), Jegadeesh(1990), Lehmann(1990), 정종락과 김형찬(1992) 등의 광범위한 문헌을 통해서 발견되고 있다. 따라서 기초자산시장의 자기상관성이 옵션시장가격에 영향을 미칠 수 있는 가능성이 높으며, 이러한 영향은 기존의 옵션가격결정모형이 가지는 체계적인 가격오차를 설명하거나 투자전략, 헤징 등의 의사결정에 유용하게 적용될 수 있음에도 불구하고, 이와 관련된 실증연구는 매우 부족한 상황이다.

따라서 본 연구는 주식시장에서의 예측가능성이 KOSPI 200 지수옵션시장에 미치는 영향을 분석하게 되는데, Lo and MacKinlay(1988)는 주별 및 월별 수익률을 이용하여 임의보행가설이 강하게 기각되며 4개월까지 강한 양의 자기상관성이 존재함을 발견하였고, 국내 주식시장의 경우에도 정종락과 김형찬(1992)은 월별수익률이 72개월까지는 양(+)의 상관관계를 가지고 90개월부터는 음(-)의 상관관계가 존재함을 보였다. 따라서 증가반전보다는 주식시장에서의 모멘텀(stock market momentum)으로 인한 직접적이고 간접적인 기대가 옵션의 시장가격에 반영될 가능성이 높을 것이다⁴⁾.

저자들이 알기로, 옵션시장에서 주식모멘텀으로 인한 가격압력을 실증적으로 분석한 대표적인 연구로는 Amin, Coval and Seyhun(2004)이 유일한데, 1983년부터 1995년까지 S&P 100 지수옵션(OEX옵션)시장에서 모수적이고 비모수적인 분석방법을 적용하여 기초자산의 역사적수익률로 인한 가격압력의 영향과 원인을 분석하였다. 분석결과 옵션의 시장가격은 고차적률로 인한 기대를 반영할 뿐만 아니라 역사적수익률에 의해서 직접적으로 영향을 받았다. 또한 변동성스마일로 요약되는 Black-Scholes 모델의 체계적인 가격편의도 가격압력의 영향을 반영하였다.

본 연구에서도 Amin, Coval and Seyhun(2004)이 사용한 비모수적이고 모수적인 분석방법론을 이용하여 KOSPI 200 지수옵션시장에서 역사적수익률로 인한 가격압력의 영향을 분석하게 되는데, 특히 KOSPI 200 지수옵션시장의 경우에는 가격압력에 대한 분석의 필요성이 더 높을 것으로 생각된다. 그 이유는 KOSPI 200 지수옵션시장은 최근월물계약에 유동

4) Amin, Coval and Seyhun(2004)이 언급한 것처럼, 주가 모멘텀은 여러 가능한 경로를 통해 옵션의 수요와 공급에 영향을 미칠 수 있는데, 과거수익률이 기대수익률의 정보변수로 시장타이밍전략에 직접적으로 이용될 수 있다. 또한 과거수익률이 수익률의 변동성에 영향을 미치며 이로 인한 기대가 콜옵션과 풋옵션의 가격에 차별적으로 반영되거나 포트폴리오 보험에서 시장위험에 대한 노출규모를 결정하는데 이용될 수 있다. 유사하게 역사적수익률이 미래 시장수익률분포의 왜도와 첨도에 영향을 미쳐 옵션의 수요와 공급에 반영될 수 있다.

성이 집중되어 있는데, Bakshi, Cao and Chen(1997)이 언급한 것처럼 단기옵션은 변동성 스마일의 정도가 가장 높다. 그런데 Amin, Coval and Seyhun(2004)의 연구에서 잔존기간이 상대적으로 짧은 단기옵션의 경우에 상대적으로 더 높은 가격압력의 영향이 존재하며, 이러한 가격압력은 변동성스마일에 영향을 미치는 것으로 발견되었기 때문에, KOSPI 200 지수옵션시장을 대상으로 가격압력의 유무와 특성을 분석하는 것은 보다 중요성을 가질 것으로 생각된다. 즉 단기옵션의 경우에 변동성스마일의 정도가 더 강하기 때문에, 김솔(2009)도 언급한 것처럼 KOSPI 200 지수옵션시장의 경우 Black-Scholes의 모형을 보완할 수 있는 더 나은 옵션가격결정모형에 대한 필요성이 높는데, 만일 가격압력의 영향이 변동성스마일에 충분한 영향을 미친다면, 대안적인 옵션가격결정모형은 이러한 가격압력의 영향을 반영해야 할 것이다. 그리고 이를 위해서는 가격압력의 유무와 특성에 관한 구체적인 정보가 요구될 것임으로, 본 연구의 분석결과가 이의 필요성을 어느 정도 충족해 줄 것으로 기대한다.

이를 위해, 본 연구에서는 Amin, Coval and Seyhun(2004)과는 달리 역사적수익률이 횡단면 옵션의 체계적인 가격편의(변동성스마일)에 미치는 영향을 보다 구체적으로 분석하기로 한다. 구체적으로 Amin, Coval and Seyhun(2004)의 연구에서는 단순히 5%초과와 -5%미만의 역사적수익률 범위에서 등가격과 심외(내)가격옵션의 내재변동성 차이를 비교함으로써, 변동성스마일에 대한 가격압박의 영향을 평가하였다. 본 연구에서는 전체 횡단면 옵션의 시장가격에 포함된 정보를 모두 이용할 수 있고, 역사적수익률이 변동성스마일의 기울기와 굴곡에 미치는 영향을 구분하여 파악하도록, 일·이차 행사가격에 대한 내재변동성의 회귀계수들이 역사적수익률에 따라 체계적인 패턴을 보이는지 분석하기로 한다. 여기서 행사가격과 행사가격 상승에 대한 계수는 각각 내재확률분포의 왜도와 첨도에 관한 정보를 반영한다.

또한 주식모멘텀으로 인한 기대가 옵션시장가격에 반영되어 있을 경우, 이러한 기대가 실제로 합리적인가에 대한 의문을 가질 수 있다. 본 연구는 Amin, Coval and Seyhun(2004)의 연구에서 한 단계 더 나아가, 외표본의 분석기간 동안에 1분 간격의 체결가격을 이용하여 이와 관련된 분석결과를 제시하기로 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 비모수적이고 모수적인 검증을 통해 주식시장의 모멘텀으로 인한 옵션시장 가격압력의 존재유무와 특성을 분석한다. 그리고 옵션시장가격에 반영된 주식모멘텀으로 인한 기대가 합리적인가에 관한 실증 분석결과를 보고하고, 제 III 장에서는 본 연구의 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 실증분석

1. 자료

모멘텀으로 인한 가격압력의 영향은 1997년 7월 7일부터 2006년 7월 31일의 분석기간 동안에 오후 3시의 KOSPI 200 지수옵션의 거래가격과 KOSPI 200 지수의 증가를 이용하였고, 이후 2007년 7월 31일까지의 1년 동안은 1분 단위 자료를 이용하여 옵션시장가격에 반영된 모멘텀으로 인한 기대의 합리성 여부를 분석하였다. 무위험이자율의 대용치는 잔존

기간91일 CD의 연수익률을 이용하였다. 배당액지수는 KOSPI 200 지수의 구성종목 중 옵션잔존기간 이내에 동일한 날에 배당락되는 종목의 각 발행회사가, 직전 사업연도에 배당한 현금배당의 합계액을 시간가치를 고려하여 산출한 자료로서, 배당락일을 배당지급일로 가정하였다.

그리고 KOSPI 200 지수옵션은 최근월물에 대부분의 유동성이 집중되어 있으며, 6일 이하의 옵션의 경우에는 낮은 가격과 높은 매도매수스프레드, 짧은 잔존기간에서의 상대적으로 높은 내재변동성과 같이 편익이 발생할 가능성이 높기 때문에, 잔존기간 7일 이상의 최근월물 옵션만을 표본에 포함시켰다.

또한 토요일의 체결가격과 0과 이론적인 상·하한의 차익조건을 위배하는 옵션가격은 배제하였는데, 가격압력의 영향은 차익조건을 위배가능성을 증가시키도록 영향을 미치기 때문에, 차익조건을 배제한 자료를 선별하여 분석에 사용하는 것은 가격압력에 대한 보다 엄격한 검증이 될 것으로 판단된다.

<표 1>은 풋콜등가식을 계산하기 위해, 위에서 설명한 기준으로 선별된 자료 중에서 거래일, 시간대, 행사가격, 결제월일, 잔존기간, 기초자산 가격이 일치하는 콜옵션계약과 풋옵션계약의 기초통계량을 보여준다.

전체 분석기간 동안의 표본거래일수는 1,707일이며, 풋콜등가식을 계산하기 위해 사용된 콜옵션계약과 풋옵션계약 쌍의 수는 전체 18,150개이다. 잔존기간별로 구분할 경우, $19 \leq \tau \leq 24$ 의 범위에서 거래일수와 계약수가 가장 많으므로, 0과 상·하한의 차익조건을 위배하는 옵션가격이 해당 잔존기간 범위에서 가장 적은 것으로 판단된다. 머니니스별로 구분할 경우에는 $0.97 \leq M < 1.03$ 의 범위에서 풋콜등가가 계산된 거래일수가 가장 많은 것을 확인할 수 있다.

잔존기간별로 구분된 패널 A에서 평균옵션가격의 경우, 다른 변수들이 일정하다면 잔존기간이 증가할 때 옵션시간가치가 증가하므로 옵션가격도 증가해야 한다. 풋옵션의 경우에는 잔존기간이 증가할 때 평균옵션가격은 단조증가하지만, 콜옵션의 경우 $7 \leq \tau \leq 12$ 범위에서의 평균 콜옵션가격은 $13 \leq \tau \leq 24$ 범위의 평균 콜옵션가격보다 더 높다. 이는 머니니스별로 구분한 후 이를 다시 잔존기간별로 구분한 패널 D에서 볼 수 있는 것처럼, $1.03 \leq M$ 의 내가격 콜옵션의 가격패턴을 반영한 결과이다. 즉 외가격과 등가격 콜옵션의 경우, 잔존기간별 단조증감패턴이 발견되지만, $1.03 \leq M$ 의 내가격 콜옵션의 경우에는 잔존기간이 증가할수록 오히려 평균옵션가격은 감소하고 있다. Black-Scholes 내재변동성도 내가격 콜옵션의 $7 \leq \tau \leq 12$ 에서 극단적으로 높게 발견된다. 그리고 전체 평균내재변동성은 풋옵션이 콜옵션보다 더 높지만, $1.03 \leq M$ 의 범위에서는 모든 잔존기간에서 콜옵션이 더 높게 나타난다.

본 연구에서는 Amin, Coval and Seyhun(2004)과는 달리 모수적검증의 경우에도, 풋콜등가식을 이용하는 비모수적검증과 동일한 자료를 사용하였다. 그 이유는 콜옵션이 내(외)가격일 경우 풋옵션은 외(내)가격이 되며, 외가격 옵션에 거래량이 집중되어 있기 때문에 상·하한 차익조건을 위배빈도가 내가격 옵션에서 높게 된다. 따라서 머니니스에 따라서 표본이 편중될 수 있는데, 상·하한 차익조건을 위배하지 않은 옵션 중에서 행사가격이 동일한 콜옵션과 풋옵션을 선택함으로써, 머니니스와 잔존기간별로 구분하여 무작위로 자료를 일치시키지 않더라도, 차익조건을 위배빈도 차이로 인한 자료의 편중을 방지할 수 있다. Amin, Coval and Seyhun(2004)의 경우, 잔존기간별로 내가격과 등가격, 외가격옵션으로 자료를 구분하여, 무작위로 자료를 일치시키는 방법을 사용하였는데, 이 경우 주어진 각 머니니스 범위 안에서는 자료편중의 가능성이 여전히 존재하게 된다. 본 연구에서는 시장에서 존재하

는 2.5간격의 행사가격별로 자료를 일치시키기 때문에 이로 인한 영향은 크게 줄어들 수 있을 것이다. 그러나 행사가격별로 자료를 일치시키기 때문에, 기초자산이 상승(하락)추세에 있다면 내가격 콜옵션과 외가격 풋옵션의 수는 상대적으로 증가(감소)하게 됨으로, 이로 인한 머니니스별 자료의 편중이 존재할 수 있다. 이러한 편중가능성을 살펴보기 위해, 분석기간 동안에 일별 평균머니니스의 평균과 표준편차를 계산하였는데, 각각 1.002739와 0.074418로 나타나 기초자산의 추세변동으로 인한 자료의 선택편의는 적은 것으로 판단되었다.

<표 1> 실증분석에 사용된 옵션자료

패널 A: 잔존기간별	거래일수	콜옵션		풋옵션		풋콜등가의 개수
		평균가격	평균 내재변동성	평균가격	평균 내재변동성	
$7 \leq \tau \leq 12$	391	5.3320	0.5565	5.3186	0.5508	3,811
$13 \leq \tau \leq 18$	508	5.1990	0.4535	5.8188	0.4655	5,380
$19 \leq \tau \leq 24$	520	5.3124	0.4214	6.5041	0.4529	5,752
$24 < \tau$	288	5.5436	0.3853	6.8284	0.4191	3,207
전체	1,707	5.3238	0.4529	6.1094	0.4712	18,150

패널 B: M<0.97	거래일수	콜옵션		풋옵션		풋콜등가의 개수
		평균가격	평균 내재변동성	평균가격	평균 내재변동성	
$7 \leq \tau \leq 12$	376	0.2754	0.4365	11.6319	0.6884	1,531
$13 \leq \tau \leq 18$	496	0.5086	0.3944	11.7761	0.5492	2,292
$19 \leq \tau \leq 24$	517	0.7441	0.3808	12.5475	0.5154	2,509
$24 < \tau$	284	0.8828	0.3487	13.0998	0.4687	1,383
전체	1,673	0.6060	0.3901	12.2356	0.5514	7,715

패널 C: 0.97≤M <1.03	거래일수	콜옵션		풋옵션		풋콜등가의 개수
		평균가격	평균 내재변동성	평균가격	평균 내재변동성	
$7 \leq \tau \leq 12$	388	2.1566	0.3358	2.2478	0.3518	898
$13 \leq \tau \leq 18$	505	2.8048	0.3363	2.8123	0.3474	1,158
$19 \leq \tau \leq 24$	519	3.2928	0.3326	3.4473	0.3596	1,205
$24 < \tau$	287	3.6789	0.3164	3.8233	0.3459	665
전체	1,699	2.9544	0.3317	3.0493	0.3519	3,926

패널 D: 1.03≤M	거래일수	콜옵션		풋옵션		풋콜등가의 개수
		평균가격	평균 내재변동성	평균가격	평균 내재변동성	
$7 \leq \tau \leq 12$	360	12.9973	0.8328	0.3199	0.5276	1,382
$13 \leq \tau \leq 18$	485	12.2056	0.5940	0.5482	0.4371	1,930
$19 \leq \tau \leq 24$	512	12.1307	0.5238	0.8716	0.4312	2,038
$24 < \tau$	283	12.1751	0.4685	1.0693	0.4018	1,159
전체	1,640	12.3448	0.6004	0.6937	0.4482	6,509

주) M은 머니니스(S/X)이며, S는 기초자산의 가격, X는 옵션의 행사가격임

τ 는 옵션의 잔존기간(달력일)임

내재변동성은 배당을 고려한 Black-Scholes 모형을 이용하여 계산됨

2. 실증결과

2.1 비모수적 검증

기초자산의 과거 수익률과 옵션가격과의 관계를 비모수적으로 검증하기 위해, 식 (1)의 풋콜등가식 오차를 이용할 수 있는데, 풋콜등가식(put-call parity)의 경우 상대적으로 단순한 무재정의 원리에 근거하므로, 미래 기초자산가격 확률분포의 형태에 상관없이 성립된다. 따라서 특정모형이 가지는 사전적인 가정의 성립여부와 과거 수익률생성과정의 특성에 국한되지 않고, 옵션가격에 대한 기초자산의 가격압력의 유무와 패턴을 파악할 수 있다.

구체적으로 지수 상승(하락) 이후 콜(풋)옵션의 가격은 풋(콜)옵션의 가격보다 상대적으로 과대평가되어, 아래 식 (1)의 B가 양의 값을 가질 확률이 지수 하락(상승) 이후 보다 더 높(낮)을 것으로 예상된다.

$$B_t = C_t - P_t - S_t + D_t + Ke^{-r\tau} \quad (1)$$

여기서, B_t : t시점에서 풋콜등가의 오차

C_t, P_t : t시점에서 콜옵션과 풋옵션의 가격

S_t : t시점에서 기초자산의 가격

D_t : 옵션잔존기간 동안 배당액의 t시점 가치

K : 옵션의 행사가격, r : 무위험이자율, τ : 옵션의 잔존기간

이를 분석하기 위해, <표 2>의 패널 A와 패널 B에서 각각 이전 60일 동안의 지수수익률의 중복된 구간과 중복되지 않은 구간별로 풋콜등가 오차(B)의 평균과 풋콜등가 위배의 확률($P(B>0)$)을 요약하였다.

지수수익률 구간의 중복여부와 상관없이, 풋콜등가 오차(B)의 평균은 역사적 수익률과 함께 단조증감하였고, 이러한 패턴은 중복된 구간에서 더 명확하게 발견되었다. 중복되지 않은 구간의 경우, $0.05 \leq R < 0.1$ 과 $-0.15 \leq R < -0.1$ 의 구간에서는 단조증감패턴이 관찰되지 않는다.

또한 B의 평균이 10%유의수준에서도 0과 다르지 않는 $0 \leq R < 0.05$ 의 구간을 제외하고는, 중복된 구간과 중복되지 않은 모든 구간에서 양(음)의 역사적 수익률에 대하여 양(음)의 풋콜등가의 오차값을 가졌다.

동일한 패턴은 풋콜등가의 위배확률($P(B>0)$)에서도 확인되는데, 구간의 구분방법에 상관없이 대체로 단조증감패턴을 가지며, 중복된 구간의 경우 양(음)의 수익률구간에서는 50%초과(미만)의 풋콜등가 위배빈도를 가진다. 중복되지 않은 구간은 $0.15 \leq R$ 의 범위에서 50%이상의 위배빈도를 가짐으로, 높은 양의 수익률에 대하여 지수 상승 이후 콜옵션의 가격상승압력이 명확하게 반영되었다.

B의 부호에 조건적인 풋콜등가의 오차평균(평균($B|B>0$)), 평균($B|B<0$))의 경우, 전반적으로 양(음)의 부호는 0.72(-0.582)의 값을 가지는데, 이는 전체 평균 콜옵션가격의 13.5%(10.9%), 전체 평균 풋옵션가격의 11.7%(9.5%)에 해당한다.

<표 2> 기초자산의 역사적수익률에 따른 풋콜등가의 위배검정결과

패널 A	개수	B의 평균	t-통계량	p-값	평균 ($B B>0$)	평균 ($B B<0$)	$P(B>0)$
0.25<R	2,000	0.529	16.026	0.000	1.133	-0.658	0.663
0.2<R	2,790	0.466	16.960	0.000	1.042	-0.674	0.664
0.15<R	4,033	0.365	17.308	0.000	0.933	-0.569	0.622
0.1<R	6,377	0.259	17.591	0.000	0.817	-0.450	0.560
0.05<R	8,990	0.227	19.277	0.000	0.767	-0.399	0.537
R<-0.05	6,078	-0.569	-44.129	0.000	0.489	-0.809	0.185
R<-0.1	4,590	-0.640	-42.065	0.000	0.442	-0.863	0.171
R<-0.15	3,171	-0.772	-39.559	0.000	0.407	-0.976	0.148
R<-0.2	2,024	-0.939	-37.708	0.000	0.348	-1.106	0.115
R<-0.25	1,395	-1.148	-34.535	0.000	0.375	-1.316	0.100
전체	18,150	-0.094	-11.406	0.000	0.720	-0.582	0.375

패널 B	개수	B의 평균	t-통계량	p-값	평균 ($B B>0$)	평균 ($B B<0$)	$P(B>0)$
0.2≤R	2,790	0.466	16.960	0.000	1.042	-0.674	0.664
0.15≤R<0.2	1,243	0.138	4.832	0.000	0.624	-0.401	0.526
0.1≤R<0.15	2,344	0.078	4.718	0.000	0.544	-0.308	0.453
0.05≤R<0.1	2,613	0.149	7.992	0.000	0.626	-0.295	0.482
0≤R<0.05	1,535	-0.017	-0.728	0.467	0.787	-0.383	0.313
-0.05≤R<0	1,547	-0.168	-7.341	0.000	0.712	-0.455	0.246
-0.1≤R<-0.05	1,488	-0.352	-15.228	0.000	0.597	-0.630	0.226
-0.15≤R<-0.1	1,419	-0.344	-16.606	0.000	0.494	-0.585	0.223
-0.2≤R<-0.15	1,147	-0.476	-16.252	0.000	0.466	-0.721	0.207
R<-0.2	2,024	-0.939	-37.708	0.000	0.348	-1.106	0.115
전체	18,150	-0.094	-11.406	0.000	0.720	-0.582	0.375

주) R은 t-1일부터 t-60일까지의 KOSPI 200 지수 로그수익률, B는 풋콜등가식의 오차를 나타냄.
 해당 범위에서 B의 평균이 0과 동일하다는 귀무가설에 대한 t-통계량과 p-값임
 $P(B>0)$ = (해당 범위에서 $B>0$ 인 개수) ÷ (해당 범위에서의 전체개수)
 평균 ($B|B>0$) 은 해당 범위에서 B가 양의 부호를 가질 경우의 평균, 평균 ($B|B<0$) 은 B가 음
 의 값을 가질 경우의 평균임

한편 풋콜등가식은 거래비용 등과 같은 시장의 불완전성이나 다양한 시장미시구조적인 요인들 때문에 제한적 차익거래 하에서 바운드로 유지된다. 이와 같이 가격압력 이외의 요인으로 인해 발생할 수 있는 풋콜등가의 오차 부분을 어느 정도 배제하기 위해, $-0.5<B<0.5$ 을 제거한 후의 결과를 <표 3>에 나타내었다.

$-0.5<B<0.5$ 을 제거한 결과 대략 전체자료의 61.35%에 해당하는 11,136개의 풋콜쌍이 제거되며, $0.05\leq R<0.1$ 의 구간에서 가장 많은 자료(1,838개, 78.4%)가 배제되었다.

분석결과는 전체 표본자료의 경우보다 더 명확한 가격압력의 패턴을 보여주고 있는데, 양(음)의 수익률구간에서는 더 높(낮)은 풋콜위배의 빈도를 가진다. 또한 $0\leq R<0.05$ 의 구간을 포함한 모든 범위에서 양(음)의 수익률 구간에서는 B의 평균치가 더 높(낮)은 양(음)의 값을 가진다.

<표 3> 기초자산의 역사적수익률에 따른 풋콜등가의 위배검정결과 (-0.5<B<0.5는 제외)

패널 A	개수	B의 평균	t-통계량	p-값	평균 (B B>0)	평균 (B B<0)	P(B>0)
0.25<R	1,088	0.915	15.855	0.000	1.802	-1.120	0.697
0.2<R	1,401	0.854	16.323	0.000	1.786	-1.238	0.692
0.15<R	1,772	0.780	17.067	0.000	1.732	-1.196	0.675
0.1<R	2,278	0.717	18.405	0.000	1.698	-1.103	0.650
0.05<R	2,926	0.703	20.632	0.000	1.688	-1.034	0.638
R<-0.05	3,106	-0.983	-43.717	0.000	1.129	-1.250	0.112
R<-0.1	2,436	-1.085	-43.392	0.000	1.001	-1.311	0.098
R<-0.15	1,836	-1.225	-42.134	0.000	0.904	-1.405	0.078
R<-0.2	1,278	-1.399	-42.534	0.000	0.892	-1.498	0.041
R<-0.25	949	-1.619	-40.128	0.000	0.982	-1.712	0.035
전체	7,014	-0.148	-7.040	0.000	1.615	-1.149	0.362

패널 B	개수	B의 평균	t-통계량	p-값	평균 (B B>0)	평균 (B B<0)	P(B>0)
0.2≤R	1,401	0.854	16.323	0.000	1.786	-1.238	0.692
0.15≤R<0.2	371	0.502	5.474	0.000	1.500	-1.071	0.612
0.1≤R<0.15	506	0.495	6.998	0.000	1.556	-0.863	0.561
0.05≤R<0.1	648	0.653	9.320	0.000	1.648	-0.821	0.597
0≤R<0.05	495	0.143	1.964	0.050	1.767	-0.852	0.380
-0.05≤R<0	487	-0.223	-3.141	0.002	1.650	-0.957	0.281
-0.1≤R<-0.05	670	-0.611	-12.639	0.000	1.401	-1.010	0.166
-0.15≤R<-0.1	600	-0.657	-14.724	0.000	1.147	-0.996	0.158
-0.2≤R<-0.15	558	-0.828	-14.918	0.000	0.911	-1.163	0.161
R<-0.2	1,278	-1.399	-42.534	0.000	0.892	-1.498	0.041
전체	7,014	-0.148	-7.040	0.000	1.615	-1.149	0.362

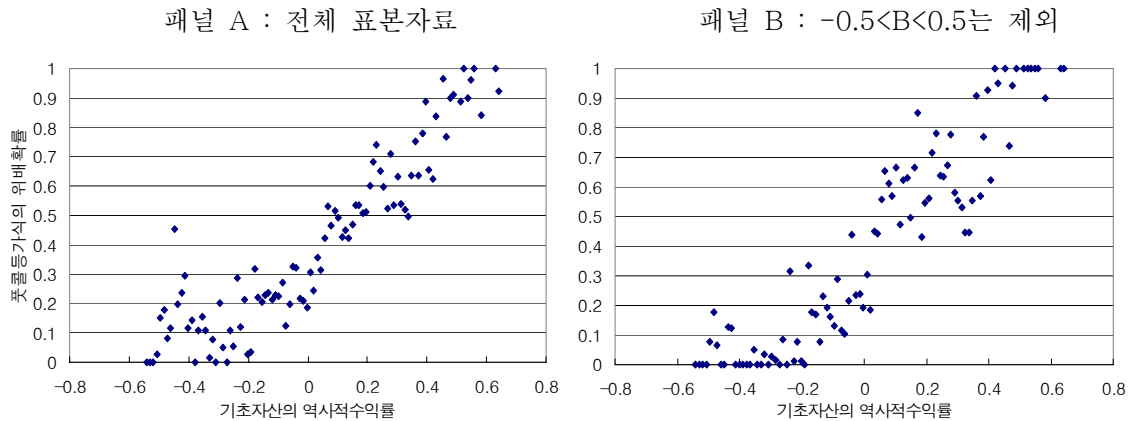
주) R은 t-1일부터 t-60일까지의 KOSPI 200 지수 로그수익률, B는 풋콜등가식의 오차를 나타냄.
 해당 범위에서 B의 평균이 0과 동일하다는 귀무가설에 대한 t-통계량과 p-값
 $P(B>0) = (\text{해당 범위에서 } B>0 \text{ 인 개수}) \div (\text{해당 범위에서의 전체개수})$
 평균 (B|B>0) 은 해당 범위에서 B가 양의 부호를 가질 경우의 평균, 평균 (B|B<0) 은 B가 음의 값을 가질 경우의 평균임

<표 2>와 <표 3>의 분석결과가 분석방법에 따라 달라지는 것을 확인할 필요가 있다. 이를 위해 역사적 수익률의 계산기간을 달리하여, 거래일 기준 10일, 20일, 30일, 40일, 60일, 80일, 100일에 대하여 지수수익률의 중복된 구간과 중복되지 않은 구간에서의 풋콜등가의 위배를 분석한 결과, 60일과 거의 동일한 패턴을 보였다. 다만 이전 10일 동안의 역사적 수익률에 대한 B의 평균과 $P(B>0)$ 은 명확한 단조증감패턴을 보이지 않았다. 그리고 t-2일부터 t-61일까지의 기간을 이용하여 역사적 수익률을 계산할 경우에도 분석결과는 동일하였다.

또한 분석결과가 구간설정 범위에 따라서 영향을 받는가를 확인하기 위하여, 과거 주식수익률을 백분위수로 구분한 후 풋콜등가식의 위배확률과 과거 주식수익률과의 관계를 <그림

1>에 도식화하였다. 풋콜등가식의 오차가 양의 값을 가질 위배확률과 과거 60일 동안의 기초자산 수익률 간에는 강한 양의 상관관계가 존재함을 시각적으로 확인할 수 있다.

<그림 1> 백분위수로 구분된 기초자산의 역사적수익률과 풋콜등가 위배확률과의 관계



주) 기초자산의 역사적수익률은 t-1일부터 t-60일까지의 KOSPI 200 지수 로그수익률로 계산됨
 풋콜등가식의 위배확률 = (해당 범위에서 $B > 0$ 인 개수) ÷ (해당 범위에서의 전체개수)

<표 4> 풋콜등가식 위배빈도와 기초자산의 과거 60일 수익률간의 분할표에 대한 카이제곱 독립성 검정결과

	B<0		B>0		전체
R<0%	6,122	(4,764.050)	1,503	(2,860.950)	7,625
R>0%	5,218	(6,575.950)	5,307	(3,949.050)	10,525
전체	11,340		6,810		18,150
$\chi^2=1,778.999$					
R<-5%	4,955	(3,677.940)	1,123	(2,400.060)	6,078
R>5%	4,163	(5,440.060)	4,827	(3,549.940)	8,990
전체	9,118		5,950		15,068
$\chi^2=1,882.142$					
R<-10%	3,804	(2,767.728)	786	(1,822.272)	4,590
R>10%	2,809	(3,845.272)	3,568	(2,531.728)	6,377
전체	6,613		4,354		10,967
$\chi^2=1,680.719$					
R<-15%	2,702	(1,861.048)	469	(1,309.952)	3,171
R>15%	1,526	(2,366.952)	2,507	(1,666.048)	4,033
전체	4,228		2,976		7,204
$\chi^2=1,643.128$					
R<-20%	1,792	(1,147.382)	232	(876.618)	2,024
R>20%	937	(1,581.618)	1,853	(1,208.382)	2,790
전체	2,729		2,085		4,814
$\chi^2=1,442.777$					

주) 자유도 1인 카이제곱(chi-square)분포의 1%유의수준에서의 통계량은 6.634897임
 (괄호)의 값은 기초자산의 역사적 수익률과 풋콜등가 위배확률간에 관련이 없다는 귀무가설하에
 서 기대될 수 있는 풋콜등가의 개수를 나타냄

다음으로, 주가모멘텀 가설을 지지하는 <표 2>와 <표 3>, <그림 1>의 결과가 통계적으로도 유의적인가를 검정하기 위해, 풋콜등가식의 오차가 양(음)의 값을 가지는 상대빈도와 이전 60일 기초자산의 수익률과의 관계를 교차분류자료를 이용한 카이제곱 독립성검정(two-way classification Chi-square test)으로 분석한 결과를 <표 4>에 요약하였다. 카이제곱 독립성검정을 통해 이전의 가격압력을 지지하는 분석결과가 극단적인 이상치(outliers)로 인한 영향 때문인가를 파악할 수 있고, 과거 주식수익률과 풋콜등가식을 위배하는 빈도간에 특정한 구조를 부과하지 않고도 유의적인 결과를 가지는 가를 확인할 수 있다.

분석결과 기초자산의 역사적 수익률과 풋콜등가 위배확률과의 관계는 통계적으로 유의적인 것으로 확인된다. 구체적으로 과거 지수수익률이 음의 값을 가질 경우, 지수수익률과 풋콜등가의 위배 빈도간에 아무런 관련이 없을 경우에 기대될 수 있는 개수보다, 실제 음의 값을 가지는 풋콜등가의 위배 개수가 더 빈번히 발생하였다. 반대로 과거 지수수익률이 양의 값을 가질 경우, 실제 양의 값을 가지는 풋콜등가의 위배 개수가 기대될 수 있는 개수보다 더 많았다. 위의 결과는 모두 1%유의수준에서 독립성에 대한 귀무가설을 기각하였다.

<표 5> X-S별 기초자산의 역사적 수익률과 풋콜등가의 위배크기

X-S	역사적 수익률의	
	평균	B의 평균
X-S<-20	0.18660	1.34251
-20≤X-S<-17.5	0.14371	0.94314
-17.5≤X-S<-15	0.14175	1.04063
-15≤X-S<-12.5	0.11662	0.70132
-12.5≤X-S<-10	0.09930	0.41655
-10≤X-S<-7.5	0.07683	0.12044
-7.5≤X-S<-5	0.05138	-0.00008
-5≤X-S<-2.5	0.03300	-0.09897
-2.5≤X-S<0	0.02274	-0.16143
0≤X-S<2.5	0.02197	-0.17243
2.5≤X-S<5	0.02172	-0.17058
5≤X-S<7.5	0.01278	-0.24075
7.5≤X-S<10	0.00165	-0.30942
10≤X-S<12.5	-0.01885	-0.47569
12.5≤X-S<15	-0.05441	-0.60322
15≤X-S<17.5	-0.07040	-0.69364
17.5≤X-S<20	-0.09385	-0.73579
20≤X-S	-0.15855	-1.07742

주) X는 옵션의 행사가격, S는 기초자산의 가격이며, R은 t-1일부터 t-60일까지의 KOSPI 200 지수 로그수익률을 나타냄

가격압력의 영향이 옵션의 시장가격에 반영되어 있으므로 이를 행사가격별로 구분하여 파악해 볼 수 있다. 이를 위해 특정 거래일에서 해당 X-S범위에 속하는 옵션이 존재한다면, 주어진 X-S범위에서 한 개의 옵션계약만이 포함되도록 X-S의 차이를 2.5간격으로 구분하여, 이전 60일 지수수익률과 풋콜등가 위배의 평균치를 <표 5>에 나타내었다. 그러나 X-S<-20와 20≤X-S의 범위에서는 한 개 이상의 옵션계약이 포함될 수 있다.

분석결과, 행사가격에 현재의 지수가격을 차감한 값(X-S)이 감소할수록, 이전 60일 동안의 지수수익률은 단조증가하며, 풋콜등가의 위배크기도 단조증가하는 패턴이 발견된다. 구체적으로 -7.5≤X-S<-5의 범위에서 풋콜등가 오차의 절대값이 가장 적으며, -7.5≤

X-S<-5의 범위에서 멀어질수록 풋콜등가 위배치의 절대값이 증가한다. 따라서 가격압력의 영향은 대체로 외(내)가격으로 멀어질수록 더 강하게 존재함을 알 수 있는데, 이는 X-S와 역사적수익률간의 음의 상관관계를 반영한 결과이며, 또한 외(내)가격으로 멀어질수록 대체로 감소하는 유동성을 반영한 결과로 해석될 수 있을 것이다. 그 이유는 유동성이 높을수록 가격압력으로 인해 존재할 수 있는 차익거래기회를 보다 용이하게 활용할 수 있기 때문이다. 가격압력과 횡단면 옵션가격들간의 관계는 이후 모수적인 검증에서 더 구체적으로 파악하기로 한다.

2.2 모수적 검증

2.2.1 내재변동성(스마일)에 대한 가격압력

가격압력의 영향을 분석하기 위해 모수적인 방법을 사용할 경우, 추론된 모수는 해당 모형이 성립되기 위한 사전적인 가정에 영향을 받는다. 예를 들어, 기초자산을 일차원 마코브과정(one-dimensional Markov processes)으로 가정하는 전통적인 무재정모형의 경우, 옵션의 잔존기간과 머니니스와 관련된 체계적인 가격편의가 존재하는 것으로 알려져 있다. 구체적으로 완성시장을 가정한 Black-Scholes 모형으로부터 추론된 내재변동성이 행사가격과 잔존기간에 따라 변화한다는 사실은 MacBeth and Merville(1979, 1980)에 의해 관측된 이후 정형화된 실증결과로 관찰되고 있다. 따라서 무재정에 기반한 모형으로부터 추론된 내재모수를 이용할 경우, 비모수적인 검증에서 발견된 가격압력의 존재가 체계적인 가격편의에 미치는 영향을 파악해 볼 수 있을 것이다. 특히 무재정모형은 장기옵션에 비해 단기옵션에서 상대적으로 더 크게 과소추정되는 것으로 알려져 있기 때문에, 최근월물에 유동성이 집중된 국내옵션시장에서 가격압력과 가격편의의 관계를 분석하는 것은 더 중요한 의미를 가질 수 있다.

<표 6>은 이전 60일의 시장수익률에 따른 내재변동성을 역머니니스와 잔존기간으로 구분하여 보여주는데, 내재변동성은 배당을 고려한 Black-Scholes 모델로부터 추론하였다. 콜옵션의 $X/S < 0.93$ 의 범위와 풋옵션의 $X/S < 0.93$ 의 $7 \leq \tau < 13$ 을 제외하고, 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성은 전반적으로 양의 수익률보다 음의 수익률 범위에서 더 높았다. 구체적으로 $X/S < 0.93$ 을 제외한 역머니니스와 잔존기간의 각 범위에서 $R > 0.05$ 와 $R < -0.05$ 의 이전 역사적 60일 평균 수익률의 차이값과 $R > 0.05$ 와 $R < -0.05$ 의 내재변동성 차이값간에 Pearson 상관계수를 계산한 결과, 콜옵션은 약 0.51, 풋옵션은 0.62로 다소 높은 양의 상관관계를 가짐이 발견되었다.

그리고 콜옵션과 풋옵션을 비교할 경우 풋옵션의 더 높은 상관계수에서도 확인되는 것처럼, $X/S < 0.93$ 의 범위를 제외할 경우 지수 감소(증가)로 인한 내재변동성의 증가(감소)폭은 콜옵션보다 풋옵션이 더 높다. 따라서 지수가 감소할 때 풋옵션은 콜옵션에 비해 상대적으로 더 과대평가되며, 지수가 증가할 때는 콜옵션이 풋옵션에 비해 더 과대평가된다. 한편 지수 상승으로 인한 풋옵션 내재변동성의 과대평가의 정도에 비해 지수 하락으로 인한 과소평가의 정도는 상대적으로 미약한 비대칭성이 존재하였다.

위에서 발견된 패턴을 보다 직접적이고 구체적으로 파악하기 위해, 역사적수익률에 따른 내재변동성스프레드의 평균과 양의 값을 가지는 내재변동성스프레드의 상대빈도를 <표 7>에 요약하였다.

<표 6> 역사적 수익률, 역머니니스와 잔존기간별 내재변동성

X/S	<0.93	0.93-0.95	0.95-0.97	0.97-0.99	0.99-1.01	1.01-1.03	1.03-1.05	1.05-1.07	1.07≤	전체
패널 A: 콜옵션	R > 0.05									
7 ≤ τ < 13	1.1651	0.4186	0.3736	0.3295	0.3433	0.3228	0.3614	0.3241	0.4096	0.6431
13 ≤ τ < 19	0.7986	0.3776	0.3531	0.3316	0.3239	0.3302	0.3165	0.3267	0.3922	0.4965
19 ≤ τ < 25	0.6874	0.3488	0.3395	0.3261	0.3209	0.3236	0.3196	0.3286	0.3900	0.4502
25 ≤ τ	0.6028	0.3121	0.3254	0.3040	0.3155	0.3053	0.3063	0.2952	0.3524	0.4086
전체	0.8111	0.3624	0.3479	0.3249	0.3257	0.3223	0.3252	0.3211	0.3869	0.4957
R < -0.05										
7 ≤ τ < 13	0.8107	0.4729	0.4362	0.3659	0.3942	0.4271	0.3974	0.4159	0.5367	0.5132
13 ≤ τ < 19	0.5384	0.3906	0.3993	0.3875	0.3895	0.4138	0.3810	0.3958	0.4711	0.4462
19 ≤ τ < 25	0.4846	0.3808	0.3595	0.3873	0.3783	0.3799	0.3827	0.3913	0.4326	0.4187
25 ≤ τ	0.4387	0.3426	0.3566	0.3552	0.3721	0.3599	0.3559	0.3608	0.3884	0.3815
전체	0.5595	0.3917	0.3900	0.3772	0.3848	0.3973	0.3813	0.3934	0.4572	0.4405
X/S	<0.93	0.93-0.95	0.95-0.97	0.97-0.99	0.99-1.01	1.01-1.03	1.03-1.05	1.05-1.07	1.07≤	전체
패널 B: 풋옵션	R > 0.05									
7 ≤ τ < 13	0.6300	0.3804	0.3759	0.3272	0.3420	0.3250	0.3573	0.3611	0.5826	0.4778
13 ≤ τ < 19	0.4881	0.3528	0.3356	0.3253	0.3174	0.3165	0.3187	0.3290	0.4763	0.4044
19 ≤ τ < 25	0.4562	0.3365	0.3430	0.3192	0.3180	0.3204	0.3125	0.3338	0.4544	0.3880
25 ≤ τ	0.4134	0.3084	0.3311	0.2925	0.3173	0.2967	0.3007	0.2880	0.4130	0.3573
전체	0.4966	0.3436	0.3454	0.3185	0.3231	0.3165	0.3218	0.3287	0.4743	0.4057
R < -0.05										
7 ≤ τ < 13	0.5890	0.4435	0.4818	0.4309	0.4410	0.4768	0.4531	0.4794	1.0185	0.7373
13 ≤ τ < 19	0.4941	0.4427	0.4658	0.4298	0.4300	0.4736	0.4439	0.4412	0.7710	0.6053
19 ≤ τ < 25	0.5591	0.4913	0.4461	0.4862	0.4779	0.4660	0.4658	0.5002	0.6809	0.5889
25 ≤ τ	0.5479	0.4594	0.4545	0.4417	0.4389	0.4933	0.4229	0.4300	0.6204	0.5471
전체	0.5433	0.4616	0.4622	0.4500	0.4477	0.4751	0.4488	0.4669	0.7647	0.6178

주) X는 옵션의 행사가격, S는 기초자산의 가격이며, R은 t-1일부터 t-60일까지의 KOSPI 200 지수 로그수익률을 나타냄

분석결과, 역사적 수익률의 구간설정방법에 상관없이 대체로 콜옵션의 내재변동성에서 풋 옵션의 내재변동성을 차감한 내재변동성스프레드의 평균은 양(음)의 수익률범위에서 양(음)의 값을 가지며, 수익률이 증감할 때 단조증감한다. 양의 값을 가지는 내재변동성스프레드의 상대빈도도 역사적 수익률과 양의 상관관계를 가지고 단조증감의 패턴을 보인다. 그리고 중복된 구간의 경우 5% 초과(미만)의 범위에서 0.5초과(미만)의 상대빈도를 가진다.

<표 7> 역사적 수익률에 따른 내재변동성스프레드

중복된 구간							
	개수	IVS 평균	t통계량	p값	평균 ($IVS IVS>0$)	평균 ($IVS IVS<0$)	$P(IVS>0)$
0.25<R	2,000	0.2051	19.4030	0	0.3793	-0.1361	0.6620
0.2<R	2,790	0.1825	21.6230	0	0.3403	-0.1285	0.6634
0.15<R	4,033	0.1479	22.6921	0	0.3063	-0.1119	0.6211
0.1<R	6,377	0.1087	24.0411	0	0.2642	-0.0885	0.5592
0.05<R	8,990	0.0900	26.0547	0	0.2363	-0.0795	0.5367
R<-0.05	6,078	-0.1772	-42.8782	0	0.1292	-0.2466	0.1848
R<-0.1	4,590	-0.2073	-40.6347	0	0.1208	-0.2751	0.1712
R<-0.15	3,171	-0.2551	-37.9620	0	0.1182	-0.3199	0.1479
R<-0.2	2,024	-0.3173	-34.8625	0	0.1261	-0.3747	0.1146
R<-0.25	1,395	-0.3856	-31.5803	0	0.1611	-0.4461	0.0996
전체	18,150	-0.0183	-7.4163	0	0.2128	-0.1571	0.3751
중복되지 않은 구간							
0.2≤R	2,790	0.1825	21.6230	0	0.3403	-0.1285	0.6634
0.15≤R<0.2	1,243	0.0700	7.7827	0	0.2100	-0.0854	0.5261
0.1≤R<0.15	2,344	0.0414	8.6967	0	0.1649	-0.0607	0.4526
0.05≤R<0.1	2,613	0.0443	10.3537	0	0.1574	-0.0608	0.4818
0≤R<0.05	1,535	-0.0039	-0.7223	0.4702	0.1838	-0.0894	0.3127
-0.05≤R<0	1,547	-0.0380	-6.2581	0	0.1972	-0.1146	0.2456
-0.1≤R<-0.05	1,488	-0.0845	-15.4807	0	0.1487	-0.1527	0.2265
-0.15≤R<-0.1	1,419	-0.1004	-16.9420	0	0.1247	-0.1651	0.2234
-0.2≤R<-0.15	1,147	-0.1453	-17.2712	0	0.1104	-0.2119	0.2066
R<-0.2	2,024	-0.3173	-34.8625	0	0.1261	-0.3747	0.1146
전체	18,150	-0.0183	-7.4163	0	0.2128	-0.1571	0.3751

주) R은 t-1일부터 t-60일까지의 KOSPI 200 지수 로그수익률이며, IVS는 콜옵션의 내재변동성에 서 풋옵션의 내재변동성을 차감하여 계산됨

해당 범위에서 IVS의 평균이 0과 동일하다는 귀무가설에 대한 t-통계량과 p-값임

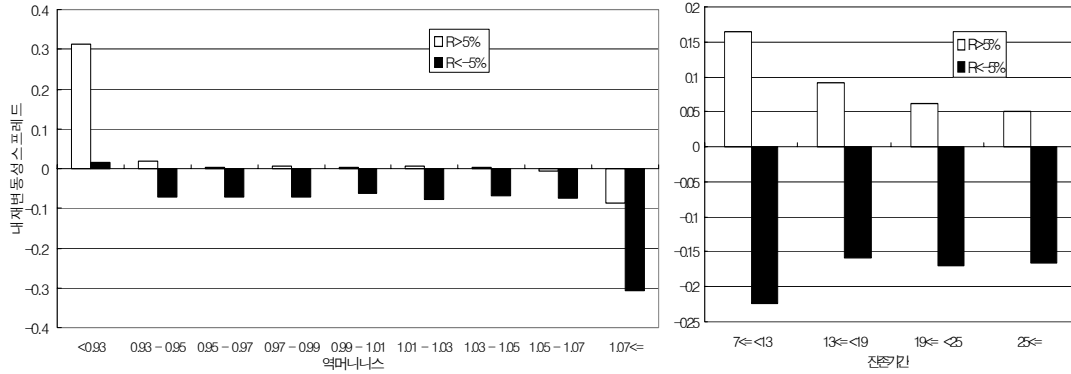
$P(IVS>0)$ =(해당 범위에서 $IVS>0$ 인 개수) ÷ (해당 범위에서의 전체개수)

평균 ($IVS|IVS>0$) 은 해당 범위에서 IVS가 양의 부호를 가질 경우의 평균, 평균 ($IVS|IVS<0$)

은 IVS가 음의 값을 가질 경우의 평균임

<그림 2>는 역머니니스와 잔존기간별로 내재변동성스프레드를 도식화하였는데, 가격압력은 역머니니스와 잔존기간의 특정범위에 국한되지 않고 발견된다. 그리고 등가격부근에서 가격압력의 영향이 가장 낮으며, 이로부터 가장 멀리 떨어진 역머니니스 구간에서 가격압력의 영향이 가장 높았다. 또한 잔존기간이 감소할수록 증가하였다.

<그림 2> 역머니니스와 잔존기간별 내재변동성스프레드



다음으로, 주가모멘텀이 기초자산의 확률과정을 일차원 확산과정으로 정의하는 전통적인 무채정모형의 체계적인 가격편의에 영향을 미치는 가를 구체적으로 파악하기로 한다.

Black-Scholes 모델의 횡단면적인 가격편의는 내재변동성스마일로 요약됨으로, 행사가격에 대한 내재변동성의 기울기와 굴곡은 아래의 식 (2)에서 각각 A_1 과 A_2 값으로 파악될 수 있다.

$$\sigma_t = A_0 + A_1 X + A_2 X^2 + e_t, \quad e_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_e) \quad (2)$$

여기서, σ_t : t시점에서 연속배당수익률을 고려한 Black-Scholes 모델로부터 추론된 내재변동성
 X : 옵션의 행사가격

식 (2)의 독립변수로 행사가격(X)이 아닌 머니니스나 역머니니스를 사용할 경우에는 기초자산가격의 자기상관으로 인한 영향이 추정계수값에 반영될 수 있다. 즉 역머니니스(머니니스)를 이용할 경우 기초자산 가격이 시계열적으로 양의 상관관계를 가진다면, 역사적 수익률이 양의 값을 가지는 구간이 음의 값을 가지는 구간에 비해 상대적으로 계수값이 과대(소)추정될 수 있다⁵⁾.

<표 8>은 분석기간의 매 거래일마다 식 (2)를 최소자승하여 추정된 계수값과 설명계수를 이전 60일 역사적수익률의 구간별로 평균한 값을 보여준다. 그런데 내재변동성 구조와 내재확률분포는 잔존기간에 따라 체계적인 기간구조 패턴을 가지는 것으로 알려져 있다(Kim and Kang, 2008). 따라서 이로 인한 결과의 편의가능성을 확인하기 위하여, 역사적 수익률의 구간별로 옵션 잔존기간의 평균값을 계산하였는데 모든 구간에서 거의 동일한 평균잔존기간을 가진다.

5) 역머니니스와 행사가격을 이용한 분석결과를 비교하였을 때, 역사적 수익률에 따른 계수값의 패턴은 거의 동일하였다.

<표 8> 역사적 수익률과 내재변동성구조

	패널 A : 중복된 구간										
	거래일수	콜옵션					풋옵션				
		$\overline{A_0}$	$\overline{A_1}$	$\overline{A_2}$	$\overline{R^2}$	잔존기간	$\overline{A_0}$	$\overline{A_1}$	$\overline{A_2}$	$\overline{R^2}$	잔존기간
0.25<R	172	8.393	-0.182	0.00112	0.809	17.721	2.530	-0.052	0.000355	0.799	17.721
0.2<R	240	8.251	-0.175	0.001072	0.802	17.433	2.742	-0.056	0.000376	0.772	17.433
0.15<R	363	7.883	-0.167	0.001028	0.806	17.333	3.782	-0.073	0.000445	0.802	17.333
0.1<R	590	7.365	-0.149	0.000879	0.793	17.873	4.389	-0.078	0.000425	0.828	17.873
0.05<R	831	7.023	-0.138	0.000789	0.794	18.197	4.505	-0.078	0.000412	0.829	18.197
R<-0.05	558	3.155	-0.072	0.00056	0.761	17.783	4.170	-0.098	0.000798	0.761	17.783
R<-0.1	420	2.410	-0.059	0.000511	0.748	17.810	3.876	-0.092	0.000757	0.747	17.810
R<-0.15	291	1.920	-0.045	0.00039	0.754	17.811	3.579	-0.085	0.000718	0.747	17.811
R<-0.2	190	1.179	-0.024	0.000237	0.761	17.884	2.627	-0.063	0.000622	0.733	17.884
R<-0.25	133	0.892	-0.017	0.000219	0.768	17.977	2.228	-0.057	0.000673	0.711	17.977
전체	1,691	5.367	-0.109	0.000678	0.782	18.042	4.615	-0.091	0.000592	0.807	18.042
패널 B : 중복되지 않은 구간											
0.2≤R	240	8.251	-0.175	0.001072	0.802	17.433	2.742	-0.056	0.000376	0.772	17.433
0.15≤R<0.2	123	7.167	-0.151	0.000944	0.813	17.138	5.812	-0.107	0.000581	0.859	17.138
0.1≤R<0.15	227	6.536	-0.121	0.00064	0.773	18.736	5.359	-0.086	0.000392	0.870	18.736
0.05≤R<0.1	241	6.184	-0.112	0.000568	0.795	18.992	4.788	-0.079	0.00038	0.833	18.992
0≤R<0.05	151	5.188	-0.098	0.000535	0.802	18.073	5.999	-0.104	0.000543	0.864	18.073
-0.05≤R<0	151	4.609	-0.098	0.000645	0.773	18.113	5.483	-0.119	0.000872	0.799	18.113
-0.1≤R<-0.05	138	5.422	-0.112	0.000709	0.800	17.703	5.065	-0.118	0.000923	0.803	17.703
-0.15≤R<-0.1	129	3.517	-0.092	0.000786	0.735	17.806	4.545	-0.107	0.000845	0.745	17.806
-0.2≤R<-0.15	101	3.313	-0.085	0.000676	0.742	17.673	5.370	-0.126	0.000897	0.774	17.673
R<-0.2	190	1.179	-0.024	0.000237	0.761	17.884	2.627	-0.063	0.000622	0.733	17.884
전체	1,691	5.367	-0.109	0.000678	0.782	18.042	4.615	-0.091	0.000592	0.807	18.042

주) R은 t-1일부터 t-60일까지의 KOSPI 200 지수 로그수익률을 나타냄

$\overline{A_0}$, $\overline{A_1}$, $\overline{A_2}$, $\overline{R^2}$ 은 식 (2)를 표본기간의 매 거래일마다 최소자승법으로 추정된 계수값과 설명계수를 각 역사적수익률 구간의 범위에서 평균한 값임

분석결과 콜옵션과 풋옵션의 모든 구간에서 내재변동성의 기울기는 대체로 음의 값을 가지며, 굴곡은 양의 값을 가진다. 그리고 전반적으로 역사적 수익률이 내재변동성의 구조에 체계적인 영향을 미치는 것으로 파악된다.

구체적으로, 먼저 양의 수익률과 음의 수익률이 서로 대칭되는 구간(수익률의 절대값이 동일한 양과 음의 두 수익률 구간)에서의 기울기와 굴곡을 비교할 경우, 콜옵션은 양의 수익률 구간이 대칭되는 음의 수익률구간보다 더 낮은 음의 기울기와 더 높은 양의 굴곡을 가진다. 반대로 풋옵션은 음의 수익률구간이 대칭되는 양의 수익률구간보다 더 낮은 음의 기울기와 더 높은 양의 굴곡을 가진다. 즉 주가모멘텀은 변동성구조의 비대칭성과 스마일의 정도를 심화시키고 있다. 또한 패널 A(중복된 구간을 기준)에서, 동일한 수익률 구간에서의 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 기울기와 굴곡의 정도를 비교할 경우, 양의 수익률의 모든 구간에서는 콜옵션이 풋옵션보다 더 낮은 음의 기울기와 더 높은 양의 굴곡을 가진다. 반대로 음의 수익률의 모든 구간에서는 풋옵션이 콜옵션보다 더 낮은 음의 기울기와 더 높은 양의 굴곡을 가진다.

그리고 콜옵션과 풋옵션의 각각에 대하여 대칭되는 두 수익률구간에서의 기울기(굴곡) 차이의 절대값을 계산한 후 콜옵션과 풋옵션의 결과를 비교할 경우, 한 구간 쌍을 제외하고는 콜옵션이 풋옵션보다 더 높은 것으로 나타난다. $R > 0.05$, $R < -0.05$ 구간간의 굴곡차이의 절대값은 풋옵션이 더 높았다. 또한 양의 수익률구간을 가지는 콜옵션과 대칭되는 지점에 위치한 음의 수익률구간을 가지는 풋옵션(예: 콜옵션의 $0.25 < R$ 과 풋옵션의 $R < -0.25$)을 비교할 경우, 한 구간 쌍을 제외하고는 콜옵션이 풋옵션보다 더 낮은 음의 기울기와 더 높은 양의 굴곡을 가졌다. 콜옵션의 $R > 0.05$ 과 풋옵션의 $R < -0.05$ 구간간의 굴곡을 비교할 경우에는 풋옵션이 더 높았다. 따라서 내재변동성 구조에 대한 가격압력의 영향은 Amin, Coval and Seyhun(2004)의 연구결과와는 달리 본 연구의 분석기간 동안에 콜옵션이 풋옵션보다 더 강한 것으로 생각된다.

다음으로 역사적 수익률의 증감에 따른 기울기와 굴곡의 변화패턴을 살펴보면, 콜옵션의 경우 역사적 수익률이 음의 값에서 양의 값으로 증가할수록, 대체로 기울기는 단조감소하며, 굴곡은 단조증가하였다. 즉 역사적 수익률이 증가할수록 내가격과 외가격옵션의 내재변동성이 등가격옵션에 비해 상대적으로 증가되며, 외가격보다는 내가격옵션이 더 크게 증가됨을 의미한다. 풋옵션은 중복된 구간을 기준으로 할 경우, $R < -0.05$ 에서 가장 낮은 기울기 값을 가지며, $R < -0.05$ 에서 멀어질수록 기울기 값이 지속적으로 증가하였다. 굴곡의 경우, 양의 수익률 범위에서는 수익률이 증가할수록 단조감소하며, 음의 수익률범위에서는 수익률이 증가할수록 단조증가하였다. 즉 풋옵션의 경우, 이전 60일 수익률이 양의 값인지 음의 값인지에 의존하여 상반된 변화 패턴이 관찰되는데, 역사적 수익률이 음의 범위에서 더 낮은 음의 값을 가질수록 등가격옵션의 내재변동성이 외가격과 내가격옵션에 비해 상대적으로 증가하며, 내가격옵션의 내재변동성이 외가격옵션에 비해 상대적으로 증가하였다. 그리고 역사적 수익률이 양의 범위에서 더 낮은 양의 값을 가질수록, 외가격과 내가격옵션의 내재변동성이 등가격옵션에 비해 상대적으로 증가하며, 외가격옵션의 내재변동성이 내가격옵션에 비해 상대적으로 증가하였다. 그러나 풋옵션의 경우 중복되지 않은 수익률구간을 기준으로 평균값을 계산할 경우에는, 명확한 증가나 감소패턴은 관찰되지 않았다.

이와 같이 주가모멘텀이 옵션가격뿐 아니라 변동성구조에 영향을 미치기 때문에, 위에서 발견된 패턴을 옵션가격결정에 반영할 경우 시장가격과의 체계적인 편의를 완화시킬 수 있을 것으로 생각된다. 이는 내재변동성구조가 옵션의 미래 기대수익과 현재의 옵션가격을 마

팅계일로 만드는 내재상태가격밀도와 직접적으로 관련되어 있기 때문이다.

2.2.2 가격압력의 원인

가격압력의 존재와 크기를 통계적으로 검정하고 구체적인 원인을 파악하기 위해, 일별로 가중된 내재변동성스프레드를 이용한 시계열회귀분석을 추정할수 있다. 이 경우, 내재변동성스프레드의 가중 방법에 따라 회귀분석의 결과에 차이가 존재할 수 있으므로, 결과를 보다 강건하게 살펴보기 위해서는 다양한 방법으로 내재변동성스프레드를 가중할 필요가 있다.

Latane and Rendleman(1976), Chiras and Manaster(1978), Harvey and Whaley(1991) 등의 내재변동성 관련문헌에서 자주 사용되는 가중방법으로는 동일가중, 베가가중, 옵션레버리지가중과 등가격 가중방법이 있으며, 본 연구에서는 이를 계산하기 위해 Amin, Coval and Seyhun(2004)과는 달리 Beckers(1981)와 Whaley(1982)가 제안한 최적화방법을 사용하기로 한다. 매 거래일마다 식 (3)을 만족하는 콜옵션의 내재변동성과 풋옵션의 내재변동성을 각각 도출한 후에, 이를 차감함으로써 가중평균내재변동성(IVS_t)을 계산한다.

$$\sum_{j=1}^J \nu_{j,t} [O_{j,t} - BS_{j,t}(ISD_t)]^2 \quad (3)$$

여기서, J : t 시점에서 표본에 포함된 옵션의 개수

(등가격 가중 내재변동성의 경우 $J=2$, 즉 t 시점의 기초자산 시장가격과 가장 근접한 콜옵션과 풋옵션)

$\nu_{j,t}$: t 시점에서 옵션 j 의 가중치

동일가중 : $\nu_{j,t} = \frac{1}{J}$

옵션베가가중 : $\nu_{j,t} = \left(\frac{\partial O_{j,t}}{\partial ISD_{j,t}} \right) / \sum_{i=1}^J \left(\frac{\partial O_{i,t}}{\partial ISD_{i,t}} \right)$

옵션레버리지 가중 : $\nu_{j,t} = \left(\frac{\partial O_{j,t}}{\partial ISD_{j,t}} \frac{ISD_{j,t}}{O_{j,t}} \right) / \sum_{i=1}^J \left(\frac{\partial O_{i,t}}{\partial ISD_{i,t}} \frac{ISD_{i,t}}{O_{i,t}} \right)$

등가격 가중 : $\nu_{j,t} = \frac{1}{2}$

O_t : t 시점에서 옵션의 시장가격

$BS_{j,t}(ISD_t)$: t 시점에서 j 옵션의 Black-Scholes 모형 이론가격

ISD_t : t 시점에서 Black-Scholes 모형의 내재변동성

<표 9>의 패널 A는 4가지 가중방법에 따른 내재변동성스프레드의 요약통계치를 보여준다. 평균과 중위수는 모든 가중방법에서 음의 값을 가짐으로, 전체분석기간 동안에 평균적으로 풋내재변동성이 콜내재변동성보다 높았다. 그리고 변동성스프레드의 최대값과 최소값의 편차가 다소 높지만, 전체 자료의 80%는 대략적으로 -0.171부터 0.114의 범위안에 포함된다.

<표 9> 내재변동성스프레드의 요약통계치

패널 A	동일가중	베가가중	레버리지가중	등가격가중
평균	-0.0372	-0.0350	-0.0355	-0.0320
최소값	-1.5494	-1.5014	-1.3878	-1.4833
10%백분위수	-0.1712	-0.1550	-0.1320	-0.1346
90%백분위수	0.1144	0.0949	0.0712	0.0828
최대값	0.8814	0.8424	0.6961	0.7520
중위수	-0.0216	-0.0193	-0.0230	-0.0169
표준편차	0.1773	0.1612	0.1361	0.1471
ρ_{t-1}	0.7768	0.7134	0.7976	0.7559
ρ_{t-2}	0.2458	0.2118	0.2014	0.2607
ρ_{t-3}	0.1039	0.1634	0.1438	0.1556
거래일	1,707	1,707	1,707	1,707

패널 B	베가가중	레버리지가중	등가격가중
동일가중	0.8966	0.9473	0.9380
베가가중		0.9536	0.9457
레버리지가중			0.9697

주) ρ_{t-L} 는 래그 L거래일의 편자기상관계수임

$$IVS_t = \text{콜옵션의 } ISD_t - \text{풋옵션의 } ISD_t$$

편자기상관계수(partial autocorrelation coefficient)는 래그 1거래일에서 0.71이상의 다소 높은 양의 값을 가짐으로, 내재변동성스프레드의 시계열은 S&P 100 지수옵션(OEX옵션)시장과 유사하게 확산과정을 따르는 것으로 파악된다. 이는 변동성스프레드가 일시적인 측정오차나 비동시적거래보다는 가격압력과 같은 지속적인 요인으로 인해 변동하였을 가능성이 높음을 의미한다.

<표 9>의 패널 B는 4가지 가중방법으로 산출된 가중평균내재변동성스프레드의 횡단면상관계수를 보여주는데, 4가지 측정치가 높은 양의 상관관계를 가짐을 확인할 수 있다. 따라서 내재변동성스프레드의 가중방법으로 인한 결과의 편의는 적을 것으로 생각되지만, 본 연구에서는 4가지 측정치를 모두 이용하여 이후의 실증분석결과를 확인하였다.

<표 10>은 아래 식 (3)과 같이 가중평균내재변동성스프레드에 대한 역사적 시장수익률의 회귀분석결과를 요약한다. <표 9>의 패널 A에서 제시한 것처럼, 종속변수인 가중평균내재변동성스프레드는 양의 (편)상관계수를 가짐으로, 회귀식 잔차의 자기상관으로 인한 측정결과의 편의를 방지하기 위하여, 20거래일마다 자료를 선별하여 회귀분석을 실시하였다.

$$IVS_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-k,t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon) \quad (3)$$

여기서, IVS_t : t시점의 가중평균 내재변동성스프레드

$R_{t-k,t-1}$: t-k시점부터 t-1시점까지의 역사적 수익률

전반적으로 변동성스프레드의 가중방법이나 역사적 수익률의 측정기간에 상관없이 변동성 스프레드와 과거 시장수익률 간에 유의한 양의 관계가 발견된다. 그리고 대체로 역사적 수익률의 계산기간이 증가될수록 β_1 의 t-통계량과 $adj-R^2$ 값은 증가하며, β_1 은 감소한다.

변동성스프레드의 가중방법별로 β_1 을 비교하면, 동일가중방법이 가장 높은 양의 값을 가지며, 다음으로 배가가중, 등가격, 레버리지가중방법의 순서로 큰 값을 가진다. 이는 등가격 가중방법보다 레버리지가중이 더 강하고 유의적인 양의 관계를 가지는 것으로 발견한 Amin, Coval and Seyhun(2004)의 결과와는 정반대이다.

<표 10> 가중평균내재변동성스프레드에 대한 기초자산 역사적수익률의 회귀분석

패널 A		동일가중 내재변동성 스프레드		배가가중 내재변동성 스프레드	
		β_0	β_1	β_0	β_1
$R_{t-k,t-1}$	계수값	-0.05278	0.66991	-0.04555	0.54590
	t통계량	-2.81608	3.93399	-2.53497	3.34356
	p값	(0.00606)	(0.00017)	(0.01310)	(0.00124)
	f통계량 (p값)	15.47629	(0.00017)	11.17936	0.00124
	$adj-R^2$	0.14553		0.10695	
40일	계수값	-0.05440	0.51441	-0.04682	0.41630
	t통계량	-2.98056	4.58817	-2.65182	3.83818
	p값	(0.00376)	(0.00002)	(0.00957)	(0.00024)
	f통계량 (p값)	21.05127	(0.00002)	14.73159	(0.00024)
	$adj-R^2$	0.19087		0.13908	
60일	계수값	-0.05552	0.52414	-0.04821	0.44899
	t통계량	-3.28714	6.19790	-2.93448	5.45809
	p값	(0.00148)	(0.00000)	(0.00431)	(0.00000)
	f통계량 (p값)	38.41400	(0.00000)	29.79079	(0.00000)
	$adj-R^2$	0.30564		0.25302	
80일	계수값	-0.06467	0.47012	-0.05625	0.40745
	t통계량	-3.79760	6.27047	-3.40731	5.60647
	p값	(0.00028)	(0.00000)	(0.00101)	(0.00000)
	f통계량 (p값)	39.31877	(0.00000)	31.43255	(0.00000)
	$adj-R^2$	0.31073		0.26364	
100일	계수값	-0.06330	0.40509	-0.05488	0.34716
	t통계량	-3.66541	5.96903	-3.27597	5.27305
	p값	(0.00043)	(0.00000)	(0.00153)	(0.00000)
	f통계량 (p값)	35.62932	(0.00000)	27.80503	(0.00000)
	$adj-R^2$	0.28947		0.23975	

패널 B		레버리지가중 내재변동성 스프레드		등가격 내재변동성 스프레드	
$R_{t-k,t-1}$		β_0	β_1	β_0	β_1
$k=20$ 일	계수값	-0.04784	0.49792	-0.04410	0.55807
	t통계량	-3.00632	3.44391	-2.39266	3.33247
	p값	(0.00349)	(0.00090)	(0.01896)	(0.00128)
	f통계량 (p값)	11.86050	(0.00090)	11.10536	(0.00128)
	$adj-R^2$	0.11330		0.10625	
40일	계수값	-0.04873	0.36439	-0.04511	0.40930
	t통계량	-3.09716	3.77055	-2.47444	3.65495
	p값	(0.00266)	(0.00030)	(0.01536)	(0.00045)
	f통계량 (p값)	14.21706	(0.00030)	13.35867	(0.00045)
	$adj-R^2$	0.13457		0.12694	
60일	계수값	-0.04995	0.39367	-0.04629	0.43197
	t통계량	-3.40543	5.35977	-2.69167	5.01650
	p값	(0.00102)	(0.00000)	(0.00858)	(0.00000)
	f통계량 (p값)	28.72716	(0.00000)	25.16526	(0.00000)
	$adj-R^2$	0.24597		0.22136	
80일	계수값	-0.05684	0.35330	-0.05344	0.37795
	t통계량	-3.84002	5.42177	-3.05552	4.90824
	p값	(0.00024)	(0.00000)	(0.00301)	(0.00000)
	f통계량 (p값)	29.39557	(0.00000)	24.09080	(0.00000)
	$adj-R^2$	0.25041		0.21362	
100일	계수값	-0.05573	0.30286	-0.05261	0.33175
	t통계량	-3.72130	5.14535	-2.99835	4.81122
	p값	(0.00036)	(0.00000)	(0.00357)	(0.00001)
	f통계량 (p값)	26.47458	(0.00000)	23.14782	(0.00001)
	$adj-R^2$	0.23059		0.20670	

주) 식 (4)의 회귀식을 최소자승법으로 추정한 결과를 요약함

$adj-R^2$ 는 수정결정계수이며, $R_{t-k,t-1}$ 는 t-k시점부터 t-1시점까지의 역사적 수익률임

지금까지의 비모수적이고 모수적인 분석을 통해 가격압력은 옵션가격뿐 아니라 변동성구조에 체계적인 영향을 주고 있음이 확인되었다. 그렇다면 가격압력은 어떤 경로를 통해 옵션가격에 영향을 미칠까? Amin, Coval and Seyhun(2004)은 다음의 몇 가지 가능성을 제시하였는데, 단순히 이전 기간 동안의 기초자산 수익률이 향후 주가에 대한 시장참가자들의 기대에 직접적으로 영향을 미쳐 옵션의 수요와 공급에 반영될 수 있다. 또한 콜옵션과 풋옵션에 차별적으로 반영되는 역사적수익률과 내재변동성간의 레버리지효과로 인한 영향일 수도 있다. 만일 가격압력의 원인이 레버리지효과로 인해서 야기된다면, 미래변동성에 대한 기대치를 역사적 수익률과 함께 독립변수로 추가할 경우, 유의적인 음의 계수값을 가지는 동시에 역사적 수익률은 비유의적인 양의 값을 가지게 될 것이다. 세 번째는 옵션을 이용한 헤징의사결정과 관련된 것으로, 주가변동성에 대한 기대치가 증가(감소)할 경우 시장 전반

적으로 주식 포지션에 대한 노출을 감소(증가)시키기 위해 풋(콜)옵션에 대한 수요를 증가시킬 것이다. 따라서 이 경우에도 레버리지가설과 동일하게 향후 기초자산수익률의 변동성에 대한 기대가 내재변동성스프레드에 음(negative)의 방향으로 영향을 미치게 되지만, 역사적 수익률도 동시에 유의적인 양의 계수값을 가질 것으로 예상할 수 있다. 마지막은 역사적 수익률이 미래 주식수익률분포의 고차적률(왜도와 첨도)에 대한 기대형성에 영향을 미쳐 옵션 가격에 반영될 수 있는 가능성이다. 고차적률에 대한 투자자들의 선호는 Scott and Horvath(1980)가 증명한 것처럼, 적률선호에 대한 엄격한 일관성 하(under strict consistency of moment preference)에서 위험회피형 투자자는 양(음)의 왜도에 대하여 양(음)의 선호를 가지며 첨도에 대하여 음의 선호를 가진다. 그러나 옵션은 비대칭적인 수익 구조를 가지기 때문에, 주식에 대한 적률선호와 달리 변동성이나 첨도가 증가할수록 더 선호될 것으로 생각된다. 즉 첨도는 확률분포의 양 꼬리부분의 확률을 동시에 반영하여 결정되지만, 콜(풋)옵션은 극단적인 주가상승(하락)확률만을 반영한다. 그리고 양의 왜도에 대한 기대는 콜옵션가격을 증가시키며, 음의 왜도에 대한 기대는 풋옵션가격을 증가시킬 것이다. 따라서 분산보다 고차적률에 대한 선호가 옵션가격에 반영된다면 왜도에 대한 기대변수는 내재변동성스프레드에 대하여 양의 계수값을 가지며, 첨도의 기대변수는 콜옵션과 풋옵션에 미치는 차별적인 영향에 따라 결정될 것이다.

<표 11>은 가격압력의 원인을 파악하기 위해, 식 (4)의 역사적 수익률과 미래 기대적률들에 대한 내재변동성스프레드의 회귀분석결과를 요약하고 있다. <표 10>과 동일하게, 회귀식 잔차의 자기상관으로 인한 측정결과의 편의를 방지하기 위하여, 20거래일마다 자료를 선별하여 회귀분석을 실시하였다.

$$IVS_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-k,t-1} + \beta_2 E(\sigma_{t+1}) + \beta_3 E(Skewness_{t+1}) + \beta_4 E(Kurtosis_{t+1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{1,t} \sim M(0, \sigma_{\varepsilon_{1,t}})$$

여기서, IVS_t : t시점의 내재변동성스프레드

$R_{t-k,t-1}$: t-k시점부터 t-1시점까지의 역사적 수익률

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1} + \alpha_2 \sigma_{t-2} + \alpha_3 \sigma_{t-3} + \alpha_4 \sigma_{t-4} + \alpha_5 \sigma_{t-5} + \varepsilon_{2,t} \quad \varepsilon_{2,t} \sim M(0, \sigma_{\varepsilon_{2,t}})$$

$$Skewness_t = \gamma_0 + \gamma_1 Skewness_{t-1} + \gamma_2 Skewness_{t-2} + \gamma_3 Skewness_{t-3} + \gamma_4 Skewness_{t-4} + \gamma_5 Skewness_{t-5} + \varepsilon_{3,t} \quad \varepsilon_{3,t} \sim M(0, \sigma_{\varepsilon_{3,t}})$$

$$Kurtosis_t = \delta_0 + \delta_1 Kurtosis_{t-1} + \delta_2 Kurtosis_{t-2} + \delta_3 Kurtosis_{t-3} + \delta_4 Kurtosis_{t-4} + \delta_5 Kurtosis_{t-5} + \varepsilon_{4,t} \quad \varepsilon_{4,t} \sim M(0, \sigma_{\varepsilon_{4,t}})$$

분석결과는 고차적률에 대한 기대변수가 독립변수로 포함되더라도, 역사적수익률은 유의적인 양의 계수값을 가짐이 확인된다. 즉 비모수적이고 모수적인 검증을 통해 발견된 역사적 수익률의 옵션가격에 대한 압력은 일차적으로 주가모멘텀의 기대를 직접적으로 반영하기 때문으로 확인된다. 그러나 <표 10>의 결과와 비교할 때, 전반적으로 양의 계수값의 크기와 관찰된 신뢰수준은 감소되었다. 다음으로 변동성에 대한 기대변수는 전반적으로 1%나 5%수준에서 0과 다른 음의 계수값을 가졌다. 기대변동성의 계수값이 유의적인 음의 값을 가짐에도 역사적수익률이 유의적인 양의 값을 가짐으로, 레버리지가설보다는 헤징수요와 관

런된 포트폴리오보험가설이 지지되는 것으로 판단된다. 이는 Amin, Coval and Seyhun(2004) 과 동일한 결과이지만, 구체적으로 계수의 절대값을 비교할 경우 국내옵션시장은 OEX옵션 시장에 비해 상대적으로 주가모멘텀의 영향이 더 높고, 포트폴리오 보험으로 인한 가격압력의 영향은 낮은 것으로 발견된다.

<표 11> 가중평균내재변동성스프레드에 대한 기초자산 역사적수익률의 회귀분석

동일가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
k=20일	계수값	0.03824	0.48313	-1.94888	0.017892	0.026886
	t통계량	0.43938	2.25343	-3.61027	0.437616	1.226651
	p값	(0.66156)	(0.02694)	(0.00053)	(0.66283)	(0.223508)
	f통계량 (p값)	5.73905	(0.00041)	<i>adj-R²</i>	0.172728	
40일	계수값	0.08194	0.46282	-1.28134	0.02368	0.00924
	t통계량	1.06762	3.10681	-3.27130	0.51782	0.59434
	p값	(0.28887)	(0.00261)	(0.00157)	(0.60599)	(0.55394)
	f통계량 (p값)	5.99124	(0.00028)	<i>adj-R²</i>	0.18068	
60일	계수값	0.06769	0.48848	-0.84922	-0.00272	0.00111
	t통계량	0.92174	4.37475	-2.48345	-0.04754	0.07203
	p값	(0.35940)	(0.00004)	(0.01508)	(0.96220)	(0.94276)
	f통계량 (p값)	7.41682	(0.00004)	<i>adj-R²</i>	0.22290	
80일	계수값	0.04186	0.43615	-0.66983	0.01735	0.00387
	t통계량	0.55930	4.50523	-2.16460	0.27302	0.25211
	p값	(0.57750)	(0.00002)	(0.03336)	(0.78553)	(0.80159)
	f통계량 (p값)	7.39200	(0.00004)	<i>adj-R²</i>	0.22220	
100일	계수값	0.04296	0.37761	-0.32708	-0.06138	-0.01478
	t통계량	0.55438	4.51323	-1.10832	-0.87801	-0.94978
	p값	(0.58085)	(0.00002)	(0.27100)	(0.38253)	(0.34505)
	f통계량 (p값)	6.76646	(0.00010)	<i>adj-R²</i>	0.20419	
베가가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
20일	계수값	0.03188	0.22812	-1.71961	0.01690	0.025392
	t통계량	0.43070	1.25096	-3.74530	0.48611	1.362058
	p값	(0.66783)	(0.21455)	(0.00034)	(0.62820)	(0.176955)
	f통계량 (p값)	4.87406	(0.00143)	<i>adj-R²</i>	0.14425	
40일	계수값	0.09848	0.19859	-1.26456	0.01540	0.00662
	t통계량	1.49558	1.55393	-3.76321	0.39262	0.49611
	p값	(0.13865)	(0.12410)	(0.00032)	(0.69563)	(0.62116)
	f통계량 (p값)	4.68509	(0.00188)	<i>adj-R²</i>	0.13776	
60일	계수값	0.08054	0.28756	-0.88147	0.01076	0.00332
	t통계량	1.25844	2.95531	-2.95805	0.21618	0.24787
	p값	(0.21185)	(0.00409)	(0.00406)	(0.82940)	(0.80486)
	f통계량 (p값)	5.22922	(0.00085)	<i>adj-R²</i>	0.15618	
80일	계수값	0.06191	0.27940	-0.66227	0.01746	0.00215
	t통계량	0.94916	3.31171	-2.45584	0.31531	0.16124
	p값	(0.34536)	(0.00139)	(0.01620)	(0.75334)	(0.87231)
	f통계량 (p값)	5.20458	(0.00088)	<i>adj-R²</i>	0.15536	
100일	계수값	0.05306	0.27574	-0.31648	-0.04540	-0.01375
	t통계량	0.79813	3.84133	-1.24995	-0.75694	-1.02938
	p값	(0.42713)	(0.00024)	(0.21492)	(0.45128)	(0.30636)
	f통계량 (p값)	5.41823	(0.00065)	<i>adj-R²</i>	0.16239	

레버리지가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
20일	계수값	0.02123	0.26076	-1.68058	0.01939	0.027478
	t통계량	0.31133	1.55231	-3.97344	0.60534	1.600055
	p값	(0.75635)	(0.12449)	(0.00015)	(0.54665)	(0.11348)
	f통계량 (p값)	5.84627	(0.00035)	$adj-R^2$	0.17613	
40일	계수값	0.06204	0.25362	-1.09508	0.02046	0.01046
	t통계량	1.00822	2.12349	-3.48716	0.55795	0.83873
	p값	(0.31635)	(0.03677)	(0.00079)	(0.57842)	(0.40409)
	f통계량 (p값)	4.91531	(0.00134)	$adj-R^2$	0.14565	
60일	계수값	0.04302	0.31211	-0.73660	0.01329	0.00679
	t통계량	0.72149	3.44239	-2.65285	0.28644	0.54316
	p값	(0.47268)	(0.00092)	(0.00960)	(0.77527)	(0.58852)
	f통계량 (p값)	5.61607	(0.00049)	$adj-R^2$	0.16880	
80일	계수값	0.02590	0.29118	-0.55758	0.02268	0.00642
	t통계량	0.42567	3.70018	-2.21665	0.43920	0.51516
	p값	(0.67148)	(0.00039)	(0.02945)	(0.66169)	(0.60785)
	f통계량 (p값)	5.53736	(0.00054)	$adj-R^2$	0.16626	
100일	계수값	0.02183	0.26383	-0.25673	-0.03923	-0.00875
	t통계량	0.34744	3.88920	-1.07296	-0.69202	-0.69336
	p값	(0.72917)	(0.00021)	(0.28648)	(0.49091)	(0.49007)
	f통계량 (p값)	5.08290	(0.00105)	$adj-R^2$	0.15130	

등가격가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
20일	계수값	0.04214	0.30107	-1.95445	0.01490	0.027803
	t통계량	0.58206	1.68808	-4.35242	0.43818	1.52491
	p값	(0.56214)	(0.09524)	(0.00004)	(0.66242)	(0.131177)
	f통계량 (p값)	6.80345	(0.00009)	$adj-R^2$	0.20528	
40일	계수값	0.09508	0.27844	-1.31611	0.00413	0.00807
	t통계량	1.45500	2.19531	-3.94649	0.10608	0.60930
	p값	(0.14953)	(0.03100)	(0.00017)	(0.91578)	(0.54403)
	f통계량 (p값)	5.82599	(0.00036)	$adj-R^2$	0.17549	
60일	계수값	0.08639	0.32363	-0.92035	-0.01034	0.00136
	t통계량	1.35566	3.34024	-3.10185	-0.20864	0.10160
	p값	(0.17898)	(0.00127)	(0.00265)	(0.83525)	(0.91932)
	f통계량 (p값)	6.21960	(0.00021)	$adj-R^2$	0.18775	
80일	계수값	0.06913	0.29960	-0.72239	0.00149	0.00137
	t통계량	1.06245	3.56008	-2.68552	0.02704	0.10267
	p값	(0.29119)	(0.00062)	(0.00878)	(0.97849)	(0.91848)
	f통계량 (p값)	6.09985	(0.00024)	$adj-R^2$	0.18406	
100일	계수값	0.06392	0.28577	-0.36667	-0.07196	-0.01608
	t통계량	0.96172	3.98166	-1.44844	-1.19984	-1.20425
	p값	(0.33905)	(0.00015)	(0.15136)	(0.23370)	(0.23200)
	f통계량 (p값)	6.19628	(0.00021)	$adj-R^2$	0.18703	

주) 식 (4)의 회귀식을 최소자승법으로 추정한 결과를 요약함

$adj-R^2$ 는 수정결정계수이며, $R_{t-k,t-1}$ 는 t-k시점부터 t-1시점까지의 역사적 수익률임

그리고 기대왜도에 대한 결과는 전반적으로 선호방향과 일치하는 계수값을 가지지만, Amin, Coval and Seyhun(2004)과는 달리 합리적인 유의수준에서 0과 다르지 않은 것으로 발견된다. 첨도의 경우에도 전반적으로 양의 계수값을 가지지만, 높은 유의수준값을 가졌다. 첨도의 경우 꼬리부분의 확률을 집중적으로 반영함으로 극단적인 가격움직임에 대한 기대를

반영할 수 있지만, 분포의 양쪽 꼬리부분의 확률을 동시에 반영한다. 따라서 극단적 가격하락과 상승에 대한 기대를 구분할 필요가 있을 것이다. 이를 위해 주어진 시점에서 가장 심외가격 풋옵션의 내재변동성과 가장 심외가격 콜옵션의 내재변동성을 식 (3)의 독립변수로 추가하여 분석한 결과를 각각 <표 12>와 <표 13>에 요약하였다.

<표 12> 내재변동성스프레드에 대한 역사적수익률, 기대고차적률과 극단적 가격하락 기대치의 회귀분석결과

동일가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
k=20일	계수값	0.09162	0.63268	-0.39772	-0.00324	0.01703	-0.33980
	t통계량	1.11585	3.11390	-0.61002	-0.08448	0.82962	-3.72290
	p값	0.26783	0.00256	0.54358	0.93288	0.40922	0.00037
	f통계량 (p값)	8.09217	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.28608		
40일	계수값	0.10880	0.55406	0.03070	0.03945	0.00658	-0.38737
	t통계량	1.56204	4.06592	0.06614	0.95083	0.46739	-4.37327
	p값	0.12223	0.00011	0.94743	0.34455	0.64150	0.00004
	f통계량 (p값)	9.69063	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.33050		
60일	계수값	0.06716	0.52989	0.38500	0.00974	0.00220	-0.41599
	t통계량	1.04028	5.37912	0.98834	0.19372	0.16241	-4.98161
	p값	0.30134	0.00000	0.32597	0.84688	0.87139	0.00000
	f통계량 (p값)	12.64137	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.39947		
80일	계수값	0.03806	0.45207	0.32949	0.01675	0.00651	-0.39614
	t통계량	0.57518	5.27882	0.96314	0.29823	0.47988	-4.86423
	p값	0.56679	0.00000	0.33838	0.76630	0.63262	0.00001
	f통계량 (p값)	12.30015	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.39223		
100일	계수값	0.03949	0.38534	0.51756	-0.03190	-0.00705	-0.40577
	t통계량	0.58461	5.28258	1.69728	-0.52121	-0.51628	-5.15816
	p값	0.56046	0.00000	0.09353	0.60366	0.60708	0.00000
	f통계량 (p값)	12.44576	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.39534		
베가가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
20일	계수값	0.08104	0.36584	-0.29116	-0.00256	0.01632	-0.31292
	t통계량	1.17815	2.14928	-0.53305	-0.07958	0.94874	-4.09236
	p값	0.24223	0.03464	0.59547	0.93677	0.34561	0.00010
	f통계량 (p값)	8.00679	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.28354		
40일	계수값	0.12104	0.27522	-0.16268	0.02865	0.00438	-0.32532
	t통계량	2.01549	2.34256	-0.40657	0.80087	0.36102	-4.25996
	p값	0.04721	0.02164	0.68541	0.42558	0.71904	0.00006
	f통계량 (p값)	8.17098	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.28840		
60일	계수값	0.08007	0.32366	0.19429	0.02162	0.00427	-0.36258
	t통계량	1.42338	3.77050	0.57240	0.49342	0.36245	-4.98293
	p값	0.15852	0.00031	0.56866	0.62307	0.71797	0.00000
	f통계량 (p값)	10.38000	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.34799		
80일	계수값	0.05846	0.29386	0.24543	0.01692	0.00456	-0.35982
	t통계량	1.02696	3.98876	0.83396	0.35012	0.39042	-5.13599
	p값	0.30754	0.00015	0.40679	0.72717	0.69726	0.00000
	f통계량 (p값)	10.74389	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.35686		
100일	계수값	0.04983	0.28294	0.47059	-0.01793	-0.00654	-0.37811
	t통계량	0.88672	4.66250	1.85505	-0.35213	-0.57571	-5.77769
	p값	0.37789	0.00001	0.06727	0.72567	0.56642	0.00000
	f통계량 (p값)	12.74378	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.40161		

레버리지가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
20일	계수값	0.06740	0.39013	-0.33878	0.00111	0.01896	-0.29394
	t통계량	1.06823	2.49849	-0.67613	0.03754	1.20130	-4.19047
	p값	0.28863	0.01452	0.50091	0.97015	0.23318	0.00007
	f통계량 (p값)	9.14521	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.31597		
40일	계수값	0.08548	0.33324	0.04979	0.03422	0.00813	-0.33802
	t통계량	1.56560	3.11974	0.13688	1.05214	0.73719	-4.86842
	p값	0.12139	0.00252	0.89147	0.29591	0.46317	0.00001
	f통계량 (p값)	9.77461	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.33268		
60일	계수값	0.04255	0.34937	0.37405	0.02450	0.00777	-0.37434
	t통계량	0.84194	4.53108	1.22676	0.62241	0.73342	-5.72717
	p값	0.40233	0.00002	0.22351	0.53544	0.46545	0.00000
	f통계량 (p값)	12.81684	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.40313		
80일	계수값	0.02239	0.30587	0.36434	0.02213	0.00886	-0.36545
	t통계량	0.43521	4.59388	1.36983	0.50686	0.84009	-5.77185
	p값	0.66459	0.00002	0.17457	0.61365	0.40336	0.00000
	f통계량 (p값)	12.86001	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.40402		
100일	계수값	0.01860	0.27102	0.52891	-0.01180	-0.00156	-0.37743
	t통계량	0.35905	4.84413	2.26146	-0.25144	-0.14849	-6.25549
	p값	0.72050	0.00001	0.02645	0.80212	0.88233	0.00000
	f통계량 (p값)	13.80678	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.42295		

등가격가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
20일	계수값	0.08927	0.43312	-0.58475	-0.00376	0.01910	-0.30005
	t통계량	1.32167	2.59122	-1.09022	-0.11905	1.13099	-3.99599
	p값	0.19005	0.01136	0.27889	0.90554	0.26144	0.00014
	f통계량 (p값)	9.64211	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.32923		
40일	계수값	0.11830	0.35730	-0.18209	0.01776	0.00576	-0.33481
	t통계량	2.00209	3.09094	-0.46254	0.50468	0.48281	-4.45590
	p값	0.04866	0.00275	0.64495	0.61517	0.63055	0.00003
	f통계량 (p값)	9.71673	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.33118		
60일	계수값	0.08592	0.36017	0.16902	0.00065	0.00232	-0.36717
	t통계량	1.54207	4.23661	0.50276	0.01504	0.19851	-5.09490
	p값	0.12700	0.00006	0.61651	0.98804	0.84315	0.00000
	f통계량 (p값)	11.70041	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.37907		
80일	계수값	0.06567	0.31406	0.18549	0.00095	0.00377	-0.35989
	t통계량	1.15764	4.27754	0.63243	0.01975	0.32421	-5.15454
	p값	0.25045	0.00005	0.52891	0.98429	0.74663	0.00000
	f통계량 (p값)	11.73417	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.37983		
100일	계수값	0.06072	0.29290	0.41226	-0.04477	-0.00895	-0.37421
	t통계량	1.07630	4.80702	1.61856	-0.87564	-0.78451	-5.69490
	p값	0.28503	0.00001	0.10948	0.38385	0.43506	0.00000
	f통계량 (p값)	13.36697	0.00000	<i>adj-R</i> ²	0.41431		

주) 식 (4)에서 극단적 가격하락기대의 대응치를 독립변수로 추가한 아래의 회귀식을 최소자승법으로 추정한 결과를 요약함

$$IVS_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-k,t-1} + \beta_2 E(\sigma_{t+1}) + \beta_3 E(\text{Skewness}_{t+1}) + \beta_4 E(\text{Kurtosis}_{t+1}) + \beta_5 \lambda_t + \varepsilon_{1,t}^1, \quad \varepsilon_{1,t}^1 \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{1,t}^1})$$

여기서, λ_t : t시점에서 가장 심외가격 풋옵션의 내재변동성

<표 13> 내재변동성스프레드에 대한 역사적수익률, 기대고차적률과
극단적 가격상승 기대의 회귀분석

동일가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
k=20일	계수값	0.04659	0.47968	-1.72917	0.01832	0.02667	-0.06834
	t통계량	0.51598	2.22338	-2.16120	0.44553	1.20966	-0.37373
	p값	0.60729	0.02901	0.03367	0.65714	0.22997	0.70960
	f통계량 (p값)	4.57041	(0.00102)	<i>adj-R</i> ²	0.16385		
40일	계수값	0.07850	0.46943	-1.35555	0.02264	0.00950	0.03021
	t통계량	0.97027	2.99264	-2.07868	0.48589	0.60303	0.14283
	p값	0.33484	0.00368	0.04085	0.62838	0.54819	0.88679
	f통계량 (p값)	4.73911	(0.00077)	<i>adj-R</i> ²	0.17065		
60일	계수값	0.07144	0.47794	-0.70208	0.00007	0.00114	-0.06714
	t통계량	0.95506	4.07894	-1.21024	0.00116	0.07337	-0.31492
	p값	0.34242	0.00011	0.22975	0.99907	0.94170	0.75364
	f통계량 (p값)	5.88731	(0.00011)	<i>adj-R</i> ²	0.21416		
80일	계수값	0.04862	0.41839	-0.39609	0.01981	0.00362	-0.13853
	t통계량	0.64097	4.14123	-0.75040	0.31014	0.23516	-0.64136
	p값	0.52337	0.00009	0.45522	0.75726	0.81469	0.52312
	f통계량 (p값)	5.95289	(0.00010)	<i>adj-R</i> ²	0.21650		
100일	계수값	0.05584	0.34386	0.11188	-0.05236	-0.01477	-0.25239
	t통계량	0.71513	3.89328	0.23454	-0.74601	-0.95090	-1.16963
	p값	0.47661	0.00020	0.81517	0.45785	0.34452	0.24562
	f통계량 (p값)	5.71137	(0.00015)	<i>adj-R</i> ²	0.20779		

베가가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
20일	계수값	0.01169	0.23645	-2.25044	0.01587	0.02593	0.16511
	t통계량	0.15310	1.29661	-3.32754	0.45658	1.39140	1.06819
	p값	0.87871	0.19849	0.00133	0.64921	0.16796	0.28865
	f통계량 (p값)	4.13425	(0.00217)	<i>adj-R</i> ²	0.14573		
40일	계수값	0.05919	0.27397	-2.11074	0.00350	0.00950	0.34445
	t통계량	0.87257	2.08303	-3.86030	0.08950	0.71925	1.94235
	p값	0.38551	0.04044	0.00023	0.92891	0.47408	0.05561
	f통계량 (p값)	4.63092	(0.00092)	<i>adj-R</i> ²	0.16630		
60일	계수값	0.06399	0.33406	-1.53022	-0.00151	0.00321	0.29604
	t통계량	0.99693	3.32268	-3.07416	-0.03029	0.24137	1.61826
	p값	0.32180	0.00135	0.00289	0.97592	0.80989	0.10954
	f통계량 (p값)	4.79073	(0.00070)	<i>adj-R</i> ²	0.17271		
80일	계수값	0.05099	0.30810	-1.10474	0.01347	0.00255	0.22391
	t통계량	0.77613	3.52150	-2.41683	0.24352	0.19140	1.19714
	p값	0.43996	0.00071	0.01793	0.80823	0.84870	0.23479
	f통계량 (p값)	4.47256	(0.00121)	<i>adj-R</i> ²	0.15985		
100일	계수값	0.04846	0.28779	-0.47319	-0.04863	-0.01375	0.09011
	t통계량	0.71819	3.77127	-1.14814	-0.80195	-1.02493	0.48332
	p값	0.47473	0.00031	0.25433	0.42496	0.30849	0.63019
	f통계량 (p값)	4.34029	(0.00152)	<i>adj-R</i> ²	0.15439		

레버리지가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
20일	계수값	0.00700	0.26664	-2.05465	0.01866	0.02785	0.11636
	t통계량	0.09922	1.58253	-3.28826	0.58115	1.61801	0.81476
	p값	0.92121	0.11748	0.00150	0.56278	0.10960	0.41763
	f통계량 (p값)	4.79037	(0.00070)	$adj-R^2$	0.17269		
40일	계수값	0.03866	0.29849	-1.59877	0.01337	0.01217	0.20504
	t통계량	0.60139	2.39508	-3.08586	0.36120	0.97284	1.22019
	p값	0.54928	0.01895	0.00279	0.71890	0.33357	0.22598
	f통계량 (p값)	4.25375	(0.00176)	$adj-R^2$	0.15078		
60일	계수값	0.03608	0.33163	-1.00900	0.00814	0.00674	0.12430
	t통계량	0.59548	3.49474	-2.14760	0.17280	0.53754	0.71989
	p값	0.55320	0.00078	0.03477	0.86325	0.59239	0.47369
	f통계량 (p값)	4.56978	(0.00102)	$adj-R^2$	0.16382		
80일	계수값	0.02312	0.29848	-0.67008	0.02167	0.00652	0.05694
	t통계량	0.37423	3.62751	-1.55874	0.41649	0.52020	0.32367
	p값	0.70923	0.00050	0.12301	0.67817	0.60436	0.74703
	f통계량 (p값)	4.40188	(0.00136)	$adj-R^2$	0.15694		
100일	계수값	0.02507	0.25535	-0.14639	-0.03696	-0.00875	-0.06344
	t통계량	0.39289	3.53851	-0.37561	-0.64453	-0.68931	-0.35986
	p값	0.69545	0.00067	0.70820	0.52108	0.49262	0.71990
	f통계량 (p값)	4.04852	(0.00251)	$adj-R^2$	0.14208		

등가격가중		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
20일	계수값	0.03226	0.30514	-2.21407	0.01440	0.02806	0.08076
	t통계량	0.42983	1.70178	-3.32957	0.42126	1.53184	0.53135
	p값	0.66847	0.09268	0.00132	0.67470	0.12951	0.59665
	f통계량 (p값)	5.45100	(0.00023)	$adj-R^2$	0.19817		
40일	계수값	0.07295	0.32090	-1.79278	-0.00258	0.00969	0.19404
	t통계량	1.06670	2.42010	-3.25223	-0.06545	0.72788	1.08531
	p값	0.28932	0.01778	0.00168	0.94798	0.46882	0.28105
	f통계량 (p값)	4.90661	(0.00058)	$adj-R^2$	0.17729		
60일	계수값	0.07972	0.34237	-1.18186	-0.01529	0.00131	0.11933
	t통계량	1.23057	3.37412	-2.35256	-0.30375	0.09766	0.64634
	p값	0.22209	0.00114	0.02110	0.76211	0.92245	0.51991
	f통계량 (p값)	5.02347	(0.00047)	$adj-R^2$	0.18187		
80일	계수값	0.06651	0.30648	-0.82852	0.00054	0.00146	0.05371
	t통계량	1.00650	3.48255	-1.80196	0.00966	0.10916	0.28546
	p값	0.31721	0.00081	0.07532	0.99232	0.91335	0.77603
	f통계량 (p값)	4.84084	(0.00064)	$adj-R^2$	0.17470		
100일	계수값	0.06745	0.27654	-0.24665	-0.06949	-0.01608	-0.06901
	t통계량	0.99922	3.62229	-0.59820	-1.14550	-1.19749	-0.36999
	p값	0.32070	0.00051	0.55140	0.25542	0.23465	0.71237
	f통계량 (p값)	4.93158	(0.00055)	$adj-R^2$	0.17828		

주) 식 (4)에서 극단적 가격상승기대의 대응치를 독립변수로 추가한 아래의 회귀식을 최소자승법으로 추정된 결과를 요약함

$$IVS_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-k, t-1} + \beta_2 E(\sigma_{t+1}) + \beta_3 E(\text{Skewness}_{t+1}) + \beta_4 E(\text{Kurtosis}_{t+1}) + \beta_5 \delta_t + \varepsilon_{1,t}^{\delta} \quad \varepsilon_{1,t}^{\delta} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{1,t}^{\delta}})$$

여기서, δ_t : t시점에서 가장 심의가격 콜옵션의 내재변동성

분석결과, 극단적인 가격하락에 대한 기대는 예상대로 내재변동성스프레드와 강한 음의 관계를 가졌다. 그러나 극단적인 가격상승에 대한 기대는 양의 계수값을 가지지만, 높은 p-값을 가짐으로 0과 동일하다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 그리고 극단적인 가격하락의 대응변수를 독립변수로 포함할 경우, 변동성기대의 계수값은 비유의적으로 바뀐다. 가격상승의 대응변수의 경우에도 비슷한 패턴이 관찰되지만, 그 정도는 더 약하였다. 따라서 독립변수로 사용된 변동성에 대한 기대치는 가격상승보다 가격하락에 대한 변동가능성을 더 크게 반영하고 있는 것으로 추측된다.

분석결과에서 흥미로운 것은, 극단적인 주가하락(상승)에 대한 영향을 통제할 경우, 역사적수익률이 옵션가격에 미치는 가격압박의 영향이 더 강하게 발견된다는 것이다. 이러한 분석결과는 역머니니스와 잔존기간별 내재변동성스프레드를 도식화한 <그림 2>에서도 확인되는데, $X/S < 0.93$ 의 심내(외)가격 범위에서 $R < -5\%$ 의 경우, 내재변동성스프레드가 가격압박으로 예상되는 음의 값인 아닌 양의 값을 가짐이 확인된다. 나머지 모든 역머니니스 범위에서는 $R < -5\%$ 의 경우 내재변동성스프레드가 음의 값을 가진다. 동일하게 심외(내)가격 콜(풋)옵션의 범위의 $X/S \leq 1.05$ 에서 $R > 5\%$ 의 경우, 내재변동성스프레드가 가격압박으로 예상되는 양의 값인 아닌 음의 값을 가진다. 유사하게 나머지 모든 역머니니스 범위에서는 $R > 5\%$ 의 경우 내재변동성스프레드가 양의 값을 가진다.

따라서 심외(내)가격의 콜옵션과 풋옵션은 매도매수호가의 차이나 가격변동폭 등과 같은 주가모멘텀과는 다른 시장미시구조적인 요인등의 영향을 지배적으로 반영하는 것으로 추측되며, 이러한 영향을 통제할 경우 가격압박에 대한 영향은 더 분명히 확인된다.

한편 <표 10>과 <표 11>, <표 12>, <표 13>의 회귀분석결과가 극단적인 내재변동성스프레드 값을 가지는 소수의 자료들에 의하여 편의되었을 가능성을 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해, <표 9>에서 제시된 가중평균내재변동성스프레드의 10%백분위수 미만과 90%백분위수 이상의 자료에 대하여는 1의 값을 가지고 나머지 자료는 0의 값을 가지는 더미변수를 회귀식의 독립변수로 추가할 경우에도, 전반적인 분석결과에는 차이가 없었다.

2.2.3 옵션의 시장가격에 반영된 주가모멘텀에 관한 기대의 합리성

옵션가격이 주가모멘텀에 대한 기대를 반영하고 있다면, 이러한 기대가 어느 정도 합리적인가를 분석해 볼 수 있다. 이를 위해, Manaster and Rendleman(1982), Bhattacharya(1987), Stephan and Whaley(1990) 등과 같이 옵션가격에 내재된 기초자산 가치와 미래 기초자산 가격과의 관계를 분석해 볼 수 있으나, 분석결과가 내재주가지수를 산출하기 위해 사용된 모형의 모수적인 가정이나 변동성의 추정방법에 영향을 받을 수 있다⁶⁾.

6) Manaster and Rendleman(1982), Bhattacharya(1987)은 특정시점의 횡단면 옵션가격을 이용하여 주가지수와 변동성을 동시에 추정하였고, Stephan and Whaley(1990)는 콜옵션의 모형가격에 대하여 콜옵션의 거래가격을 회귀함으로써 내재변동성을 추정하고 이를 다음날의 내재주가지수를 산출하기 위한 투입변수로 사용하였다. 분석결과 동시추정을 이용한 전자의 연구에서는 옵션가격이 주식가격을 선도하였고, 연속된 거래일에서의 추정방법을 이용한 후자의 연구에서는 주식가격이 옵션가격을 선도하였다.

<표 14> 풋콜등가식 오차의 범위에 따른 자료의 요약

	콜옵션(평균)		풋옵션(평균)		개수	상대빈도(%)
	옵션가격	내재변동성	옵션가격	내재변동성		
패널 A: 1분간격의 자료 이용						
B<-1	4.65249	0.17603	5.11509	0.22431	2644	2.86039
-1≤B<-0.75	4.39409	0.17824	4.86019	0.21705	3885	4.20295
-0.75≤B<-0.5	4.11316	0.18157	3.98707	0.21349	7830	8.47082
-0.5≤B<-0.25	3.83589	0.18789	3.54888	0.20969	13979	15.12306
-0.25≤B<0	3.72894	0.18991	3.24185	0.19688	20423	22.09445
0≤B<0.25	3.58767	0.18361	2.79625	0.17604	23408	25.32374
0.25≤B<0.5	3.06135	0.17344	2.23173	0.14904	13139	14.21431
0.5≤B<0.75	3.04973	0.17321	2.35049	0.13569	4965	5.37134
0.75≤B<1	2.44924	0.16507	2.94585	0.11366	838	0.90658
1≤B<1.25	2.22679	0.16432	2.63445	0.09686	393	0.42516
1.25≤B<1.5	2.45186	0.17379	2.21189	0.08905	652	0.70536
1.5≤B<1.75	2.38083	0.17741	2.29083	0.07876	254	0.27479
1.75≤B	2.85920	0.19352	2.25160	0.07984	25	0.02705
전체	3.63395	0.18269	3.15329	0.18420	92435	100
패널 B: 5분간격의 자료 이용						
B<-1	4.16661	0.17116	4.41989	0.22142	186	1.42006
-1≤B<-0.75	4.02591	0.17232	4.28128	0.21326	391	2.98519
-0.75≤B<-0.5	3.72718	0.18346	3.87451	0.21746	934	7.13086
-0.5≤B<-0.25	3.59034	0.18959	3.42747	0.21231	2102	16.04825
-0.25≤B<0	3.44862	0.19101	3.14764	0.19834	2913	22.24004
0≤B<0.25	3.17396	0.18211	2.70729	0.17405	3444	26.29409
0.25≤B<0.5	2.74904	0.17100	2.08639	0.14547	2173	16.59032
0.5≤B<0.75	2.69230	0.17255	1.78358	0.13035	595	4.54268
0.75≤B<1	2.08193	0.15567	2.76147	0.10246	109	0.83219
1≤B<1.25	2.04127	0.15987	2.69493	0.09268	71	0.54207
1.25≤B<1.5	2.40341	0.17330	2.21683	0.08772	126	0.96198
1.5≤B<1.75	2.33385	0.17695	2.29942	0.07652	52	0.39701
1.75≤B	2.38000	0.18336	2.23000	0.07085	2	0.01527
전체	3.26237	0.18221	2.92434	0.18153	13098	100
패널 C: 15분간격의 자료 이용						
B<-1	4.23644	0.17107	4.38051	0.22103	59	1.43308
-1≤B<-0.75	4.26106	0.17258	4.13549	0.21388	113	2.74472
-0.75≤B<-0.5	3.80551	0.18426	3.86858	0.21813	296	7.18970
-0.5≤B<-0.25	3.71598	0.19039	3.32663	0.21304	674	16.37114
-0.25≤B<0	3.48657	0.19146	3.11729	0.19872	929	22.56497
0≤B<0.25	3.31840	0.18271	2.57032	0.17450	1071	26.01409
0.25≤B<0.5	2.82240	0.17097	2.02543	0.14531	676	16.41972
0.5≤B<0.75	2.78285	0.17495	1.72215	0.13248	186	4.51785
0.75≤B<1	2.14526	0.15594	2.69211	0.10224	38	0.92300
1≤B<1.25	2.05000	0.15945	2.70063	0.09259	16	0.38863
1.25≤B<1.5	2.37091	0.17294	2.24568	0.08699	44	1.06874
1.5≤B<1.75	2.44714	0.17817	2.20929	0.07903	14	0.34005
1.75≤B	2.38000	0.18146	2.22000	0.07376	1	0.02429
전체	3.36077	0.18287	2.84886	0.18220	4117	100

주) B는 식 (4)로 계산된 풋콜등가식의 오차임

내재변동성은 해당이 조절된 Black-Scholes(1973)모형을 이용하여 계산됨.

따라서 풋콜등가식을 이용하여 비모수적으로 내재주가지수를 추론할 수 있지만, 이 보다는 풋콜등가식의 오차를 이용하기로 한다. 그 이유는 풋콜등가식의 오차를 이용할 경우, 기초자산의 시장가격에 반영될 수 있는 모멘텀의 영향을 동시에 고려 할 수 있으며, 이를 통제하더라도 옵션가격에 내재된 모멘텀에 대한 기대가 합리적인가를 분석할 수 있기 때문이다.

자료는 2006년 8월 1일부터 2007년 7월 31일까지의 1분, 5분, 15분 단위의 옵션과 지수의 체결가격을 이용하였다. 옵션자료는 7일 이상의 최근월물 만기를 가지는 계약 중에서 상·하한의 차익조건을 위배하지 않는 등가격옵션만을 이용하였다. 무위험이자율과 배당액지수는 주가모멘텀을 검증하는 분석과 동일한 기준으로 선택하였다.

등가격옵션의 선택기준은 주어진 거래일에서 상·하한 차익거래조건을 위배하지 않는 계약 중에서, 주어진 행사가격 옵션의 최초거래시점과 동일한 시점의 지수가격과 행사가격이 가장 근접한 옵션으로 정의하였다. 이러한 기준을 적용하지 않고, 매 거래시간 간격(1분, 5분, 15분)마다 변동하는 지수가격을 반영하여 행사가격과 가장 근접한 옵션을 등가격옵션으로 정의할 경우, 자료의 선별기준에 따라 표본에서 제외된 옵션으로 인해, 일부 거래시간대에서는 행사가격과 지수가격의 간격이 다소 높은 옵션이 등가격으로 정의되었다. 따라서 전자의 방법이 평균적으로 지수가격과 더 근접하도록 등가격 옵션을 정의하는 것으로 판단되었다.

구체적인 분석방법은 기대수익률과 상대적인 옵션가치와의 함수관계를 이론적으로 명확하게 파악하기는 힘들기 때문에, Finucane(1991)와 같이 풋콜등가식의 오차(B_t)와 실현수익률($\ln(S_{t+\Delta t}/S_t)$)과의 Pearson 상관계수와 Spearman 상관계수를 측정함으로써, 옵션시장에 반영된 주가모멘텀의 기대가 합리적인 가를 판단하기로 한다.

<표 14>는 풋콜등가식 오차의 범위별로 구분하여 분석에 사용된 자료를 보여주는데, 상대적으로 풋콜등가식의 오차 절대값의 크기가 낮(높)은 범위에서는 양의 오차빈도가 음의 오차빈도보다 높(낮)다.

<표 15>는 풋콜등가의 오차값에 대한 다양한 필터($|B_t|$)를 적용한 Pearson 상관계수와 Spearman 상관계수의 측정결과를 보여주는데, 주어진 범위에서 $|B_t|$ 보다 작은 값을 가지는 B_t 는 제거하고, 나머지 표본을 이용하여 결과를 요약하였다.

패널 A는 1분간격으로 풋콜등가식의 오차를 계산했을 경우의 상관계수인데, 모든 범위에서 1%유의수준에서 0과 다른 상관계수값을 가진다. 구체적으로 풋콜등가식의 오차를 계산한 t 시점 이후 2분 동안은 상관계수가 증가하다가, 이후 감소된다. 그리고 필터의 수준이 높아질수록 상관계수값이 증가하는데, 이러한 결과는 Spearman 상관계수보다 Pearson 상관계수에서 더 명확하게 발견된다. $|B_t|=0.9$ 의 기준에서 $\Delta t=2$ 분에서의 Pearson 상관계수는 약 16%로 나타난다. 패널 B와 패널 C는 각각 5분과 15분 간격으로 풋콜등가식의 오차를 계산했을 경우의 상관계수인데, 자료개수의 차이로 인해 풋콜등가식의 오차를 계산하는 시간간격에 따라 결과의 유의성에 차이가 존재하지만, 대체로 이후 10분 동안은 1%유의수준에서 0과 다른 10%이상의 상관계수값이 관측된다.

<표 15> 옵션을 이용한 풋콜등가식의 오차와 지수수익률의 상관계수

패널 A: 1분간격		$\Delta t=1$ 분			2분			4분			8분			16분		
$ B $		상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값
0.00	Pearson	0.108	32.928	0.000	0.109	33.326	0.000	0.102	30.889	0.000	0.086	25.834	0.000	0.068	20.353	0.000
	Spearman	0.063	19.190	0.000	0.064	19.301	0.000	0.062	18.648	0.000	0.058	17.340	0.000	0.043	12.907	0.000
	개수	92188			91941			91447			90459			88483		
0.15	Pearson	0.122	31.082	0.000	0.124	31.558	0.000	0.117	29.613	0.000	0.099	25.025	0.000	0.080	19.846	0.000
	Spearman	0.074	18.687	0.000	0.073	18.500	0.000	0.070	17.786	0.000	0.065	16.452	0.000	0.051	12.614	0.000
	개수	64053			63879			63531			62835			61443		
0.30	Pearson	0.136	28.094	0.000	0.138	28.404	0.000	0.130	26.640	0.000	0.112	22.755	0.000	0.092	18.404	0.000
	Spearman	0.083	17.105	0.000	0.081	16.637	0.000	0.079	16.125	0.000	0.074	14.960	0.000	0.059	11.871	0.000
	개수	41808			41684			41436			40940			39995		
0.45	Pearson	0.149	24.125	0.000	0.150	24.353	0.000	0.144	23.159	0.000	0.127	20.323	0.000	0.108	17.008	0.000
	Spearman	0.094	15.072	0.000	0.092	14.789	0.000	0.090	14.437	0.000	0.086	13.675	0.000	0.078	12.230	0.000
	개수	25682			25600			25436			25108			24449		
0.60	Pearson	0.159	19.410	0.000	0.163	19.775	0.000	0.157	19.045	0.000	0.140	16.853	0.000	0.127	14.931	0.000
	Spearman	0.092	11.059	0.000	0.091	10.967	0.000	0.095	11.408	0.000	0.101	12.072	0.000	0.106	12.511	0.000
	개수	14470			14419			14317			14113			13699		
0.75	Pearson	0.148	13.928	0.000	0.152	14.290	0.000	0.149	13.937	0.000	0.139	12.892	0.000	0.131	11.919	0.000
	Spearman	0.064	6.006	0.000	0.068	6.355	0.000	0.083	7.701	0.000	0.103	9.487	0.000	0.125	11.351	0.000
	개수	8654			8618			8546			8402			8126		
0.90	Pearson	0.153	11.753	0.000	0.162	12.421	0.000	0.163	12.445	0.000	0.159	11.994	0.000	0.156	11.570	0.000
	Spearman	0.098	7.474	0.000	0.108	8.189	0.000	0.119	9.020	0.000	0.140	10.501	0.000	0.155	11.506	0.000
	개수	5733			5708			5658			5558			5367		

패널 B: 5분간격		$\Delta t=5\text{분}$			10분			20분			40분			80분		
$ B $		상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값
0.000	Pearson	0.087	9.891	0.000	0.069	7.836	0.000	0.048	5.384	0.000	0.023	2.482	0.013	-0.002	-0.241	0.810
	Spearman	0.063	7.202	0.000	0.057	6.403	0.000	0.030	3.335	0.001	0.009	1.007	0.314	-0.013	-1.258	0.208
	개수	12910			12722			12346			11594			10090		
0.150	Pearson	0.105	9.947	0.000	0.084	7.854	0.000	0.058	5.359	0.000	0.028	2.539	0.011	0.000	0.019	0.985
	Spearman	0.077	7.303	0.000	0.068	6.341	0.000	0.037	3.425	0.001	0.011	1.021	0.307	-0.012	-1.038	0.299
	개수	8906			8769			8492			7969			6911		
0.300	Pearson	0.120	9.005	0.000	0.100	7.430	0.000	0.070	5.120	0.000	0.037	2.599	0.009	0.007	0.469	0.639
	Spearman	0.091	6.817	0.000	0.080	5.949	0.000	0.048	3.465	0.001	0.013	0.904	0.366	-0.017	-1.131	0.258
	개수	5527			5441			5271			4938			4276		
0.450	Pearson	0.131	7.304	0.000	0.105	5.769	0.000	0.071	3.825	0.000	0.025	1.326	0.185	-0.009	-0.453	0.650
	Spearman	0.088	4.880	0.000	0.074	4.057	0.000	0.048	2.596	0.009	0.007	0.343	0.732	-0.015	-0.715	0.475
	개수	3037			2989			2895			2711			2371		
0.600	Pearson	0.121	4.808	0.000	0.093	3.672	0.000	0.056	2.165	0.031	0.022	0.809	0.419	-0.026	-0.910	0.363
	Spearman	0.074	2.950	0.003	0.074	2.902	0.004	0.066	2.553	0.011	0.049	1.819	0.069	0.014	0.472	0.637
	개수	1567			1541			1495			1400			1222		
0.750	Pearson	0.113	3.440	0.001	0.096	2.907	0.004	0.081	2.421	0.016	0.049	1.423	0.155	-0.006	-0.159	0.874
	Spearman	0.074	2.252	0.025	0.080	2.411	0.016	0.076	2.257	0.024	0.063	1.822	0.069	0.032	0.873	0.383
	개수	921			907			883			832			732		
0.900	Pearson	0.132	3.276	0.001	0.123	3.023	0.003	0.122	2.952	0.003	0.083	1.940	0.053	0.020	0.438	0.662
	Spearman	0.125	3.090	0.002	0.130	3.187	0.002	0.119	2.854	0.004	0.114	2.661	0.008	0.086	1.861	0.063
	개수	605			593			574			538			463		

패널 C: 15분간격		$\Delta t=15$ 분			30분			60분			120분			240분		
$ B_i $		상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값	상관계수	t-통계량	p-값
0.000	Pearson	0.060	3.778	0.000	0.041	2.514	0.012	0.018	1.022	0.307	-0.009	-0.469	0.639	-0.029	-0.958	0.338
	Spearman	0.044	2.776	0.006	0.024	1.488	0.137	0.009	0.500	0.617	0.001	0.036	0.972	-0.007	-0.232	0.817
	개수	3908			3721			3347			2601			1113		
0.150	Pearson	0.075	3.928	0.000	0.053	2.674	0.008	0.027	1.292	0.196	-0.002	-0.099	0.921	-0.019	-0.532	0.595
	Spearman	0.048	2.505	0.012	0.025	1.295	0.195	0.009	0.415	0.678	0.008	0.356	0.722	-0.017	-0.477	0.633
	개수	2715			2586			2324			1787			773		
0.300	Pearson	0.084	3.444	0.001	0.061	2.410	0.016	0.024	0.920	0.358	0.003	0.094	0.925	-0.046	-1.011	0.312
	Spearman	0.049	2.016	0.044	0.025	1.012	0.312	-0.001	-0.047	0.963	-0.001	-0.025	0.980	-0.072	-1.570	0.117
	개수	1663			1582			1423			1113			475		
0.450	Pearson	0.076	2.284	0.023	0.049	1.436	0.151	0.013	0.354	0.724	-0.038	-0.916	0.360	-0.106	-1.721	0.086
	Spearman	0.043	1.286	0.199	0.017	0.492	0.623	-0.008	-0.221	0.825	-0.029	-0.717	0.474	-0.098	-1.587	0.114
	개수	901			857			765			593			261		
0.600	Pearson	0.072	1.552	0.121	0.056	1.167	0.244	0.007	0.136	0.892	-0.035	-0.618	0.537	-0.056	-0.669	0.504
	Spearman	0.079	1.701	0.090	0.072	1.522	0.129	0.027	0.537	0.591	0.003	0.049	0.961	0.028	0.328	0.743
	개수	463			441			397			310			142		
0.750	Pearson	0.095	1.560	0.120	0.076	1.221	0.223	0.019	0.289	0.773	-0.093	-1.258	0.210	-0.077	-0.699	0.486
	Spearman	0.066	1.082	0.280	0.053	0.850	0.396	0.020	0.298	0.766	0.016	0.216	0.829	0.071	0.638	0.525
	개수	271			257			233			185			83		
0.900	Pearson	0.113	1.541	0.125	0.085	1.120	0.264	0.010	0.129	0.898	-0.118	-1.314	0.191	-0.005	-0.038	0.970
	Spearman	0.110	1.488	0.139	0.079	1.039	0.300	0.053	0.661	0.510	0.091	1.016	0.312	0.168	1.195	0.238
	개수	184			175			155			125			51		

주) B_i 는 식 (4)로 계산된 풋콜등가식의 오차이며, 지수수익률은 $\ln(S_{t+\Delta t}/S_t)$ 로 계산됨. $|B_i|$ 보다 작은 값을 가지는 B_i 는 제거됨

패널 A는 1분간격의 체결가격을 이용하여 풋콜등가식의 오차를 계산하였고, $\Delta t \in 1$ 분, 2분, 4분, 8분, 16분으로 설정함

패널 B는 5분간격의 체결가격을 이용하여 풋콜등가식의 오차를 계산하였고, $\Delta t \in 5$ 분, 10분, 20분, 40분, 80분으로 설정함

패널 C는 15분간격의 체결가격을 이용하여 풋콜등가식의 오차를 계산하였고, $\Delta t \in 15$ 분, 30분, 60분, 120분, 240분으로 설정함

$(n-2)^{0.5}\rho/(1-\rho^2)^{0.5}$ 는 $(n-2)$ 개의 자유도를 가진 t-분포를 따르는 것으로 가정됨. 여기서, n 은 표본의 개수, ρ 는 상관계수임

III. 결 론

주식시장의 예측가능성이 옵션가격에 미치는 영향은 완성시장 하에서도 존재할 수 있지만, 현실에서 시장을 불완성(non-complete)하게 만드는 요인들로 인해 가격압력의 영향이 증가될 수 있다. 즉 시장의 불완전성(non-perfect)과 헤징이 불가능한 점프나 확률변동성과 같은 추가적인 위험요인으로 인해, 옵션은 여분자산이 되지 못하며, 이로 인해 제한적 차익 거래 하에서 수요와 공급에 따라 옵션의 가격이 영향을 받게 된다. 이 경우 기초자산의 기대수익률과 위험에 대한 선호가 옵션의 시장가격에 반영 될 수 있는데, 본 연구는 주식시장 모멘텀의 영향이 KOSPI 200 지수옵션의 시장가격에 영향을 미치는 가를 Amin, Coval and Seyhun(2004)의 방법론을 이용하여 실증적으로 고찰하였다. 그리고 국내옵션시장의 경우 단기옵션에 유동성이 집중되어 있으며, 단기옵션의 경우 상대적으로 변동성스마일의 정도가 심하기 때문에, 내재변동성구조의 기울기와 굴곡에 관한 정보를 구분하여 역사적수익률이 변동성스마일에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 분석하였다. 또한 모멘텀으로 인한 기대가 옵션의 시장가격에 반영되어 있다면, 이러한 기대가 합리적인가를 고찰하였다.

분석결과 주가모멘텀으로 인한 기대가 옵션시장가격에 반영되어 있을 뿐만 아니라, 이는 변동성스마일의 기울기와 굴곡에도 체계적인 영향을 미쳤다. 이의 원인으로는 주가모멘텀에 대한 직접적인 기대와 포트폴리오보험가설이 지지되었고, 이러한 기대는 대체로 이후 10분 동안은 주식수익률과 상관되어 있음으로, 통계적인 관점에서 어느 정도 합리적으로 판단되었다.

이와 같이 현실의 옵션시장은 과거의 정보를 이용한 예측가능성에 의하여 영향을 받음으로, 정보적으로 약형 효율적이지 않을 수 있다. 또한 주식시장의 과거정보로 인하여 형성된 옵션가격에 포함되어 있는 기대는 이후의 주식가격과 상관되어 있음으로, 주식시장 또한 약형 비효율적일 수 있다. 그리고 주가모멘텀의 영향으로 콜옵션과 풋옵션의 시장가격도 상이한 정보를 포함하게 된다. 이와 같이 주식시장과 옵션시장이 정보 비효율적으로 기능하며, 기초자산시장과 콜옵션시장 그리고 풋옵션시장은 주식가격과 옵션가격들이 완전상관특성을 가지는 완성(complete)한 상태와는 떨어져 있음을 알 수 있다. 이는 마코브 특성이나 완전복제가능성을 가정한 기존의 옵션가격결정모형이 현실의 시장가격을 충분히 설명하지 못함을 의미하는데, 실제로 본 연구의 분석결과에서 주식모멘텀과 무채정모형의 변동성스마일은 서로 관련되어 있음이 확인되었다.

따라서 KOSPI 200 지수시장의 수익률생성과정을 보다 정확하게 모형화하고 이를 반영하여 보다 정확한 옵션가격을 계산할 수 있는 옵션가격결정모형은 모멘텀과 관련된 영향을 고려할 필요가 있다. 또한 옵션시장의 참가자들은 주식시장의 모멘텀을 관찰할 필요가 있는데, 콜옵션을 매입하는 시점은 이전 기간 동안에 지수가 하락한 이후가 더 저렴하며, 반대로 풋옵션의 매입은 지수상승 이후가 더 유리할 것이다. 그리고 이전 주가상승(하락)에 대한 정보를 모멘텀전략으로 구사할 경우, 이로 인한 기대가 옵션시장에 이미 반영된 이후에는 콜옵션을 이용하는 것이 기초자산이나 선물을 이용하는 것보다 더 많은 투자비용이 요구된다. 반대로 반전전략(reversal strategies)을 사용할 경우, 기초자산보다 옵션을 이용하는 것이 더 좋은 대안이 된다. 그러나 심내(외)가격 옵션의 경우에는, 주식모멘텀에 대한 영향보다는 시장미시구조와 같은 추가적인 요인의 영향을 지배적으로 반영하는 것으로 추측됨으로, 심내(외)가격 옵션을 이용할 경우 이러한 전략은 좋은 대안이 되지 못할 것이다.

한편 본 연구의 분석결과는 향후 연구에서 주가모멘텀의 영향이 옵션을 비여분자산으로

만드는 요인들과 어떠한 상호작용을 가지는가를 보다 면밀히 분석할 필요가 있음을 보여준다. 그 이유는 주식모멘텀으로 인한 가격압력의 영향이 반드시 차익의 원리에 근거한 풋콜등가식의 위배를 의미하지 않음에도 다소 극단적으로 높은 풋콜등가식의 오차가 과거수익률에 의존하여 발생하였는데, 이러한 결과는 아마도 무재정모형에 포함되지 않는 요인들이 작용했기 때문으로 생각된다. 이들 간의 상호작용을 파악하는 것은 마코브와 비마코브 특성을 가진 무재정 모형들의 시장가격오차와 시장마찰요인이나 추가적 위험요인에 대한 선호의 대응치 등을 이용함으로써 어느 정도 파악될 수 있을 것으로 기대된다.

또한 향후연구에서는 시장의 하루 중 미시구조를 반영하여, 주식모멘텀으로 인한 영향이 달라지는 가를 분석하기 위해, 일중의 다양한 시간대에서 과거 기초자산의 수익률로 인한 가격압력의 특성을 고찰할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 김무성, 강태훈, “내재정보를 이용한 가격동학 특성에 관한 연구,” *선물연구*, 15(2), 2007, 55-83.
- 김무성, 강태훈, “KOSPI 200 지수(옵션)의 수익률생성과정에 내재된 체계적 위험요인,” *채무관리연구*, 25(2), 2008, 69-101.
- 김무성, 강태훈, “마팅계일제약의 조건부 내재정보를 이용한 의사결정과 정보효율성,” 2009년도 한국과생상품학회 추계학술대회 발표논문
- 정종락, 김형찬, “주식가격의 장기종속성과 평균회귀에 관한 실증연구,” *경영학연구*, 22(1), 1992.
- 현정순, 이병근, “우리나라 옵션시장의 불완전성에 대한 연구,” *선물연구*, 12(2), 2004, 25-43.
- 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, 101-143.
- Amin, K. I. and V. K. Ng, “Option Valuation with Systematic Stochastic Volatility,” *Journal of Finance*, 48(3), 1993, 881-910.
- Amin, K., J. D. Coval, and H. N. Seyhun, “Index Option Prices and Stock Market Momentum,” *Journal of Business*, 77(4), 2004, 835-874.
- Bakshi, G. S, and C. Zhiwu, “An Alternative Valuation Model for Contingent Claims,” *Journal of Financial Economics*, 44(1), 1997, 123-165.
- Bakshi, G. and N. Kapadia, “Delta-Hedged Gains and the Negative Market Volatility Risk Premium,” *Review of Financial Studies*, 16(2), 2003, 527-566.
- Bakshi, G., C. Cao, and Z. Chen, “Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models,” *Journal of Finance*, 52(5), 1997, 2003-2049.
- Bakshi, G., C. Cao, and Z. Chen, “Pricing and Hedging Long-Term Options,” *Journal of*

- Econometrics*, 94(1-2), 2000, 277-318.
- Bates, D. S., "The Crash of 87: Was It Expected? The Evidence from Options Markets," *Journal of Finance*, 46(3), 1991, 1009-1044.
- Bates, D. S., "Jumps and Stochastic Volatility: Exchange Rate Processing Implicit in Deutsche Mark Options," *Review of Financial Studies*, 9(1), 1996, 69-108.
- Beckers, S., "Standard Deviations Implied in Option Prices As Predictors of Future Stock Price Variability," *Journal of Banking and Finance*, 5(3), 1981, 363-381.
- Bhattacharya, A., "Price Changes of Related Securities: The Case of Call Options and Stocks," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 1987, 1-15.
- Black, F. and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81(3), 1973, 637-659.
- Burashi, A. and J. Jackwerth, "The Price of a Smile: Hedging and Spanning in Option Markets," *Review of Financial Studies*, 14(2), 2001, 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, 213-234.
- Coval, J. D. and T. Shumway, "Expected Option Returns," *The Journal of Finance*, 56(3), 2001, 983-1009.
- Cox, J. C. and S. A. Ross, "The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes," *Journal of Financial Economics*, 3(1-2), 1976, 145-166.
- Davidson, W. N. and D. Dutia, "A Note the Behavior of Security Returns : a Test of Stock Market Overreaction and Efficiency," *Journal of Financial Research*, 12(3), 1989, 245-252.
- Detemple, J. and L. Selden, "A General Equilibrium Analysis of Option and Stock Market Interactions," *International Economic Review*, 32(2), 1991, 279-303.
- Fama, E. F. and R. F. French, "Permanent and Temporary of Stock Market Prices," *Journal of Political Economy*, 96(2), 1988, 246-273.
- Figlewski S., "Options Arbitrage in Imperfect Markets," *Journal of Finance*, 44(5), 1989, 1289-1313.
- Finucane, T. J., "Put-Call Parity and Expected Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(4), 1991, 445-457.
- Harrison, M. and D. Kreps, "Martingales and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets," *Journal of Economic Theory*, 20(3), 1979, 381-408.
- Harvey, C. R. and R. E. Whaley, "S&P 100 Index Option Volatility," *Journal of Finance*, 46(4), 1991, 1251-1261.
- Hull, J. and A. White, "The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities," *Journal of Finance*, 42(2), 1987, 281-300.
- Jegadeesh, N., "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns," *Journal of Finance*,

- 45(3), 1990, 881-898
- Jokivuolle, E., "Pricing European Options on Autocorrelated Indexes," *Journal of Derivatives*, 6(2), 1998, 39-52.
- Kim, M. S. and T. H. Kang, "The Term Structure of Implied Probability and Investment Strategies in the KOSPI 200 Options Market," *Osk Economic Papers*, 57(4), 2008, 62-83.
- Kim, S., "Option Pricing with Extreme Events: Using Câmara and Heston(2008)'s Model," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 38(2), 2009, 187-209
- Latané, H. A. and R. J. Rendleman, "Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied in Option Prices," *Journal of Finance*, 31(2), 1976, 369-381.
- Lehmann, B. N., "Fads, Martingales, and Market Efficiency," *Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 1990, 1-28.
- Liao, S. L. and C. C. Chen, "The Valuation of European Options When Asset Returns Are Autocorrelated," *Journal of Futures Markets*, 26(1), 2006, 85-102.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, 1(1), 1988, 41-66.
- Lo, A. W. and J. Wang, "Implementing Option Pricing Models When Asset Returns Are Predictable," *Journal of Finance*, 50(1), 1995, 87-129.
- Longstaff, F. A., "Option Pricing and the Martingale Restriction," *Review of Financial Studies*, 8(4), 1995, 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, 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, 285-301.
- Madan, D. B., and F. Milne, "Option Pricing with VG Martingale Components," *Mathematical Finance*, 1(4), 1991, 39-55.
- Madan, D. B., P. Carr, and E. Chang, "The Variance Gamma Process and Option Pricing," *European Financial Review*, 2(1), 1998, 79-105.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman, "Option Prices As Predictors of Equilibrium Stock Prices," *Journal of Finance*, 37(4), 1982, 1043-1057.
- Melino, A. and S. M. Turnbull, "Pricing Foreign Currency Options with Stochastic Volatility," *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 1990, 239-265.
- Merton, R. C., "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(1), 1973, 141-183.
- Merton, R. C., "Option Pricing When Underlying Stock Return Are Discontinuous," *Journal of Financial Economics*, 3(1/2), 1976, 125-144.

- Merton, R., M. Scholes, and M. L. Gladstein, "The Returns and Risk of Alternative Call Option Portfolio Investment Strategies," *Journal of Business*, 51(2), 1978, 183-242.
- Merton, R., M. Scholes, and M. L. Gladstein, "The Returns and Risk of Alternative Put Option Portfolio Investment Strategies," *Journal of Business*, 55(1), 1982, 1-55.
- Perignon, C., "Testing the Monotonicity Property of Option Prices," *Journal of Derivatives*, 14(2), 2006, 61-76
- Poterba, J. M., and L. H. Summers, "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implication," *Journal of Financial Economics*, 22(1), 1988, 27-59
- Rodríguez, J. C., "Option Pricing and Momentum," Tilburg University, Discussion Paper, No.2007-93, 2007, ISSN 0924-7815.
- Scott, R. C. and P. A. Horvath, "On the Direction of Preference for Moments of Higher Order than the Variance," *Journal of Finance*, 35(4), 1980, 915-919.
- Scott, L. O., "Option Pricing When the Variance Changes Randomly: Theory, Estimation and an Application," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(4), 1987, 419-438.
- Stephan, J. A., and R. E. Whaley, "Intraday Price Changes and Trading Volume Relations in the Stock and Stock Option Markets," *Journal of Finance*, 45(1), 1990, 191-220.
- Steven, H., "A Closed-Form Solution for Options with Stochastic Volatility with Application To Bond and Currency Options," *Review of Financial Studies*, 6(2), 1993, 327-343.
- Summers, L. H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?," *Journal of Finance*, 41(3), 1986, 591-601.
- Vanden, J. M., "Options Trading and the CAPM," *Review of Financial Studies*, 17(4), 2004, 207-238.
- Vanden, J. M., "Option Coskewness and Capital Asset Pricing," *Review of Financial Studies*, 19(4), 2006, 1279-1320.
- Whaley, R. E., "Valuation of American Call Options on Dividend-Paying Stocks: Empirical Tests," *Journal of Financial Economics*, 10(1), 1982, 29-58.