

# 옵션 거래승수 인상에 따른 유동성 프리미엄의 변화

김도완\*

김배호†

## < 요약 >

한국거래소에서 거래되는 KOSPI200지수 옵션은 한때 거래량 기준으로 세계 1위 규모를 가진 금융상품이었으나, 2012년 7월 만기 옵션 거래승수가 1포인트 당 10만원에서 50만원으로 상향되면서 거래가 큰 폭으로 위축되었다. 본 연구에서는 이러한 거래승수 변화로 인해 옵션 가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 실제로 변화하였는지 분석하였다. 실증 분석 결과 다음의 두 가지 결론을 도출하였다. 첫째, 옵션의 내재변동성과 EGARCH 모형으로 추정된 실현변동성의 차이로 정의된 변동성 스프레드의 움직임을 기존 문헌에 보고된 유동성 변수들이 유의하게 설명하는 것으로 나타나 옵션 가격에 유동성 위험 프리미엄 효과가 반영되어 있음을 확인하였다. 둘째, 이 변동성 스프레드는 거래승수 인상 이후 대체로 감소하였으며, 특히 콜옵션보다 풋옵션에서 더 감소했음을 확인하였다. 이는 옵션 거래승수 인상 이후로 옵션 매도자가 얻을 수 있는 이익이 줄어 시장 참여자가 옵션 매도 행위를 할 유인이 줄어들었음을 의미한다. 특히 위험관리 측면에서 헷지 목적으로 풋옵션을 매수하고자 하는 시장 참여자들 역시 효과적인 헷지 전략을 구현하기 어려워졌음을 시사한다.

\* 주저자, 고려대학교 정경대학 E-mail: financialeng83@gmail.com

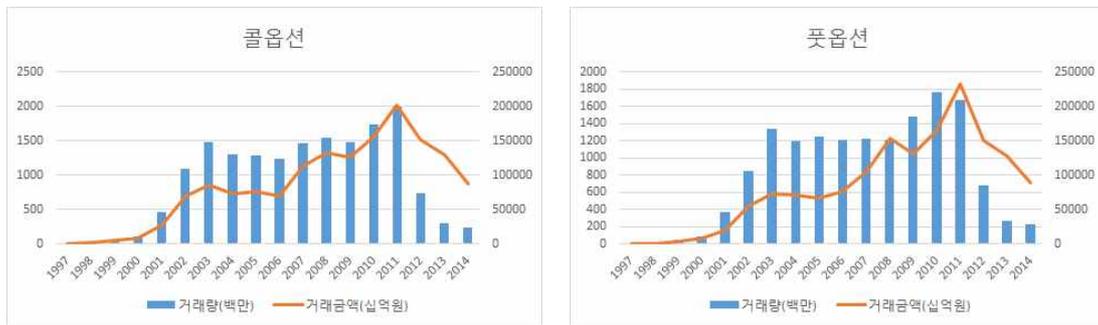
† 교신저자, 고려대학교 경영대학 주소: 서울시 성북구 안암로 145 고려대학교 경영대학 현대차경영관 524호, 02841; E-mail: baehokim@korea.ac.kr TEL: 02-3290-2626;

# 1. 서론

한국거래소(KRX)에서 거래되는 KOSPI200 지수 옵션은 조재호(2004), 엄경식 외(2005) 등에서 언급한 것처럼 한때 세계 1위의 거래량을 가지고 있는 금융상품이었다. 하지만 2012년 7월 만기 상품부터 거래승수가 1포인트 당 10만원에서 50만원으로 상향조정 되면서 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 콜옵션과 풋옵션 모두 2012년 거래승수를 인상한 이후로 거래량이나 거래금액 모두 이전보다 크게 감소하였고 이후 2013년과 2014년에 지속적으로 감소한 것으로 나타나 전반적으로 시장에서의 거래가 크게 위축되었다. 이는 단순히 거래량의 감소뿐만 아니라 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과에도 변화가 올 수 있는데 아직 이와 관련된 연구는 미비한 실정이다.<sup>1)</sup> 따라서 본 연구에서는 거래제도 변화에 따른 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과 변화에 대한 실증분석을 하고자 한다.

<그림 1> 연도별 KOSPI200 지수 옵션 거래 현황

X축은 1997년부터 2014년까지 연도를 의미하고 왼쪽 Y축은 거래량(백만단위), 오른쪽 Y축은 거래금액(십억원)을 의미한다.



KOSPI200 옵션의 거래승수 상향 조정과 관련된 연구는 이우백(2014), 이우백 외(2014), 최병욱(2015) 등이 있다. 먼저 이우백(2014)에서는 거래승수 인상 후 옵션시장의 일평균 거래량과 미결제약정 수량이 거래승수 인상 전보다 약 80% 감소했다고 밝혔는데 유동성 감소에도 불구하고 가격발견기능이나 정보효율성은 훼손되지 않고 강건하다고 언급하였다. 이우백 외(2014)에서도 내재지수와 현물지수간 괴리도가 승수 인상 전에 비해 인상 후에 감소하여 가격형성 효율성이 개선되었으며 인상 이후 옵션시장으로부터 현물시장으로의 정보이전과 가격발견 주도력이 강화되었음을 보고하였다. 이 두 연구는 옵션승수 인상 이후 시장의 효율성이 개선되었다는 결론을 내린 반면 최병욱(2015)에서는 반대로 시장의 효율성이 옵션 거래승수 인상 이후로 감소했다는 연구 결과를 제시했다. 최병욱(2015)에서는 풋콜패리티를 이용해 가격위배율을 연구하였는데, 가격승수 인상 이후 등가격에서는 위배율이 크게 차이가 나지 않고 콜옵션 외가격대에서는 위배율이 미세하게 감소하였지만 이외 나머지 행사가격대에서는 위배율이 3.4배 증가했음을 밝혔다. 또한 풋콜패리티 위배가 발생한 이후 1분이 경과되어도 위배

1) 일반적인 금융 시장에서 사용하는 위험 프리미엄이라는 용어는 해당 상품 가격에 반영된 위험 보상 수준을 의미하므로 상품 가격과 프리미엄 사이에 역의 관계를 갖는다. 특히하게 옵션 시장에서는 옵션 가격을 옵션 프리미엄으로 부르기도 하지만, 본 논문에서 위험 프리미엄이란 시장 참여자들이 요구하는 위험 보상 수준을 의미하는 용도로 사용하므로 위험 프리미엄이 높아질수록 옵션 가격은 낮아지는 관계를 전제한다.

상태가 유지되는 경우가 969개에서 2853개로 증가하였으며 5분이 지나도 차익거래 기회가 소멸되지 않고 남은 경우는 122개에서 730개로 증가했다고 밝혔다. 이것은 이전의 이우백(2014)와 이우백 외(2014)의 결론과 상이한 것으로 옵션 거래가격 상승 인상으로 인한 시장 변화에 대해서 심층적으로 연구해볼 필요가 있다.

본 연구에서는 옵션 거래승수 인상으로 옵션에 내재된 유동성 위험 프리미엄 효과가 변화했는지 연구하고자 한다. 기존의 연구들에서는 옵션 거래승수 인상과 관련하여 시장의 효율성에 대한 연구가 주로 진행되었는데 거래량 감소와 관련하여 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 변화했는지 연구는 미비한 상황이며 이에 대해 실증적으로 연구하고자 한다. 본 연구의 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다. 먼저 옵션의 내재변동성과 EGARCH 모형으로 추정된 실현변동성 차이의 움직임을 기존 문헌에 보고된 유동성 변수들에 유의하게 설명하는 것으로 나타났다. 이것은 옵션 가격의 결정에 유동성 위험 프리미엄 효과가 통계적으로 유의하게 반영되어 있음을 확인하는 것이며 이 차이가 옵션 가격승수 인상 전후로 변화하였는지 Difference in Difference(이하 DID) 방법으로 분석하였다. 그 결과 거래승수 인상 이후 옵션가격에 반영된 유동성 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격은 하락하였고 콜옵션보다 풋옵션에서 더욱 감소하였음을 확인하였다. 이것은 옵션을 매도하는 시장 참여자 입장에서 얻을 수 있는 이익이 옵션 거래승수 인상 이후 감소하여 옵션 매도 행위를 할 유인이 줄어들었음을 의미한다. 특히 위험관리 측면에서 헷지 목적으로 풋옵션을 매수하고자 하는 시장 참여자들의 관점에서 거래승수 인상 이전보다 효과적인 헷지 전략을 구현하기 어려워졌음을 시사한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서 유동성과 관련된 문헌과 옵션거래 승수 인상과 관련된 문헌을 살펴볼 것이고, 3장에서 KOSPI200 옵션시장의 현황 및 제도변화에 대해서 살펴볼 것이다. 4장에서는 연구 가설 및 모형 그리고 연구에 사용된 자료를 소개할 것이며 5장에서 이를 실증분석을 하였다. 그리고 6장에서 실증분석 결과를 토대로 시사점을 제시하고자 한다.

## 2. 문헌연구

금융시장의 유동성과 관련된 지표는 여러 가지가 있는데 시장에서 직접 관측 가능한 지표는 거래량이다. 일반적으로 거래량이 많으면 손경우, 김상수(2014)의 연구에서와 같이 해당 상품의 유동성이 높은 것으로 알려져 있다. 유동성 지표와 관련된 기존 연구를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 Amihud(2002)는 특정기간에 대한 주식가격 변화율을 거래량으로 나눈 값으로 비유동성 지표를 정의하고 이를 이용하여 주식시장에 대한 유동성 위험 프리미엄 효과를 분석했다. 분석 결과 비유동성 위험 프리미엄이 주식의 초과 기대수익률에 부분적으로 나타나고 있으며 이러한 현상이 규모가 작은 기업에서 더 강하게 나타나고 있다고 주장하였다. 즉, 이러한 비유동성 지표는 유동성이 높을수록 낮게 측정되며 최근 많은 실증분석 연구에서 사용되고 있다. 또 다른 연구인 Roll(1984)의 경우 특정 시점의 주식가격 변화율과 그 이전 시점의 변화율에 음의 공분산을 가지는 값을 계산한 뒤 그 제곱근을 구하고 여기에 두 배를 곱하여 측정지표로 제시하였다. 이 지표는 기업 크기와 강하게 반대 관계를 가지고 있고 또한 거래비용과 관계되어 있다는 것을 밝혀냈으며 Amihud(2002)와 마찬가지로 값이 작을수록 유동성이 높다는 의미의 비유동성 지표로 사용되고 있다. 하지만 이 방법론은 제곱근 안에 계산된 값이

음으로 나올 수 있는 문제가 있는데 Harris(1989), Lensmond(2005)에서는 공분산에 절대값을 가진 제곱근으로 비유동성지표로 보완하여 사용하였다. 이 방법론은 이형철(2014), Kim and Lee(2014) 연구에서도 사용되었으며 본 연구에서도 거래량과 Amihud(2002)외에 이 방법론으로도 유동성을 측정하여 실증분석 하였다.

이러한 유동성 지표들을 이용하여 각 금융상품별로 유동성 위험 프리미엄 효과에 대해 분석한 기존 연구는 다음과 같다. 먼저 채권시장을 대상으로 김재운 외(2014)는 글로벌 금융위기 전후로 신용등급과 잔존만기를 구분하여 비유동성을 분석했는데 실증분석 결과 회사채의 비유동성은 글로벌 금융위기 기간에는 AA등급에서만 회사채 스프레드에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친 반면 글로벌 금융위기 기간 이전 및 이후에는 AA 및 A등급에서 회사채 스프레드에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미쳤다고 주장했다. 또한 유동성 요인의 영향력은 글로벌 금융위기 기간이 시작되면서 커졌으며 유동성 요인이 회사채 발행금리 및 가격결정에 중요한 부분을 차지한다고 밝혔다. Shin and Kim(2015)의 경우 글로벌 금융위기 전후로 채권 스프레드의 결정요인에 대해 유동성과 신용위험의 요인을 구분하여 연구하였다. 그 결과 글로벌 금융위기 이전과 글로벌 금융위기 기간에는 유동성 요인이 채권 스프레드 움직임에 대해 더 큰 설명력을 보였고 글로벌 금융위기 이후에는 상대적으로 신용위험이 더 중요한 요인이 되었다고 밝혔다.

주식시장 유동성의 경우 강장구, 심명화(2014)에서 매수 주도거래와 매도 주도거래를 구분하여 분석하였는데, 유동성 위험 프리미엄은 매수 주도거래보다는 매도주도 거래의 용이성에서 의존적임을 발견하였다. 즉, 투자자들이 자산의 유동성을 매도하기 용이한지로 근거하여 판단하고 매도하기 어려운 자산에 대해서 보상을 주고 받는다고 밝혔다. 윤선흥, 최혁(2014)의 경우 한국주식시장은 최근으로 올수록 스프레드가 감소하고, 이와 함께 주문불균형의 수익률 예측력이 낮아졌다고 밝혔고 이것으로 한국 주식시장의 유동성이 증가하면서 시장효율성이 증대되었다고 주장했다.

옵션시장의 유동성과 관련된 연구는 다음과 같다. 먼저 Brenner et al.(2001)은 통화옵션의 가치에 유동성 영향이 있는지 분석하였다. 그들은 옵션의 가치를 거래소에서 거래되는 옵션과 중앙은행에서 발행하는 거래 불가능한 옵션과 비교하여 분석하였는데, 그 결과 중앙은행에서 발행하는 거래 불가능한 옵션이 거래소에서 거래되는 옵션보다 21% 낮은 가격에 거래된다고 밝혔다. 국내연구의 경우 손경우, 김상수(2014)에서 현물시장의 시장마찰을 고려한 풋콜패리티로 내가격 옵션의 유동성 할인가치를 도출하였다. 그리고 이 유동성 할인가치는 유동성 지표인 거래량과의 연관성을 확인하였다. 옵션과 동일한 손익구조를 가지는 ELW시장의 유동성 관련 연구는 다음과 같다. 이은테 외(2011)에서 ELW시장은 옵션시장과 다르게 LP(Liquidity Provider; 유동성 공급자)가 존재하고 시장의 구조적 차이가 있어 같은 조건의 주식옵션 가격과 비교하여 ELW 가격이 매우 높게 형성되어있다고 언급했다. Li and Zhang(2011)도 홍콩의 ELW인 Derivative warrants에 대해 옵션보다 비싼 가격이라고 언급하면서 이러한 차이는 유동성 위험 프리미엄이 반영되었다고 주장했다. 김도완, 김배호(2016)의 경우 ELW가격은 발행자의 권리 불이행에 따른 신용위험이 존재하는데 이러한 신용위험보다는 LP의 역할로 인해 유동성 위험프리미엄이 더 밀접한 관계가 있음을 시사했다.

이러한 파생상품 시장에서의 유동성 관련 연구들을 종합해볼 때 파생상품 가격에 유동성 위험 프리미엄이 반영된 되어있는 것으로 밝혀졌으며 파생상품의 유동성 높은 경우 유동성 위험 프리미엄이 낮아 더 높은 가격에 거래되고 있음을 확인하였다. 하지만 옵션 거래승수 인상으로 인한 옵션가격에 내재된 유동성 위험 프리미엄 효과가 변화했는지에 대해서는 아직까지 연

구된바 없으며 현재까지 연구는 주로 거래승수 인상에 따른 시장효율성에 관한 연구들이었다. 따라서 본 연구에서는 옵션 거래승수 인상으로 옵션가격에 포함된 유동성 위험 프리미엄 효과가 변화 했는지 연구해보고자 한다.

### 3. KOSPI200 옵션시장 제도변화 및 현황

한국거래소(KRX)의 KOSPI200지수 옵션시장은 1997년 개장 당시 1포인트 당 10만원의 승수로 거래가 시작되었으며 <표 1>에서와 같이 시기별로 기본 예탁금을 조정함으로써 제도를 변화시켜 왔다.

<표 1> 한국거래소 KOSPI200 옵션시장 기본예탁금 및 거래승수 변화<sup>2)</sup>

	기본 예탁금	제도 변화
1996년 5월	3,000만원	KOSPI200 선물시장 개장
1997년 7월	1,000만원	KOSPI200 옵션시장 개장
1997년 11월	3,000만원	
2000년 3월	1,000만원	
2001년 2월	500만원	
2003년 3월	1,500만원	
2006년 12월	500~3,000만원	기본예탁금을 3단계로 분류 및 매수전용계좌 도입 <sup>3)</sup>
2011년 5월	1,500만원	매수전용계좌 폐지
2012년 7월	1,500만원	7월 만기 상품부터 10만원에서 50만원으로 상향조정
2014년 11월	5,000만원	투자경험이 없을 경우 사전 교육 및 예탁금 차등적용

위의 <표 1>에서 시기별로 기본 예탁금을 조정하는 방식으로 시장의 건전성을 유지하였으나 2012년 7월 만기 상품부터 KOSPI200 옵션의 거래단위를 1포인트 당 10만원에서 50만원으로 상향조정하였는데, 이는 단일 파생상품의 유동성을 축소시킨 이례적인 정책으로, 이전에는 한 번도 시도 하지 않았던 조치였다. <표 1>에서 나타난 바와 같이, 기본 예탁금이 조정되었더라도 KOSPI200지수 옵션시장은 <표 2>에서와 같이 1997년 개장이후 유동성 측면에서 지속적으로 성장하여 한때 세계 1위의 거래량을 가지는 시장이었다.

<표 2> 한국거래소 옵션시장의 연도별 거래량과 거래금액

	콜옵션		풋옵션	
	거래량 (백만)	거래금액 (십억원)	거래량 (백만)	거래금액 (십억원)
1997	4	155	1	158
1998	18	1,401	15	828
1999	38	5,266	43	3,400
2000	114	8,530	83	8,117

2) <표 1>은 남길남 외(2015)의 내용을 토대로 작성하였다.

3) 건전투자자는 500~1,500만원, 일반투자자는 1,500만원에서 3,000만원, 관리대상투자자에게는 3,000만원 이상으로 기본예탁금을 구분했으며 매수전용계좌의 거래자는 기본예탁금이 없이 옵션을 매수 할 수 있도록 제도를 변경했다.

2001	465	28,034	371	19,812
2002	1,086	70,509	855	55,579
2003	1,478	85,662	1,341	73,343
2004	1,302	73,551	1,202	70,805
2005	1,295	75,905	1,246	65,851
2006	1,238	70,453	1,214	75,517
2007	1,463	113,043	1,222	105,614
2008	1,549	133,170	1,208	154,535
2009	1,489	126,240	1,478	130,512
2010	1,746	154,780	1,766	164,651
2011	2,002	203,009	1,678	232,585
2012	739	152,895	687	149,939
2013	302	130,334	269	128,444
2014	235	87,218	223	88,955

이후에도 KOSPI200지수 옵션시장의 거래승수 인상 전까지 <표 2>에서와 같이 2010년과 2011년에 거래량이나 거래금액 측면에서 정점에 이르렀지만 2012년 7월 만기 상품부터 시장의 건전성 제고 및 개인투자자들의 신중한 참여유도를 이유로 거래승수를 인상하여 그 이후 KOSPI200지수 옵션시장의 거래량이 급속히 감소되었다.

## 4. 연구방법 및 자료수집

### 4.1 연구가설 및 모델

옵션 시장에서 요구되는 유동성 위험 프리미엄을 다룬 국내 연구는 많지 않다. 손경우, 김상수(2014)에서는 풋콜패리티를 이용해 내가격 옵션의 할인가치를 측정하는 방법을 제시하였고 이것이 유동성 지표인 거래량과 연관성이 있음을 보였는데, 이 방법론은 등가격과 외가격 옵션의 유동성이 풍부하다는 가정을 가지고 있다. 하지만 옵션승수인상 이후로 전반적으로 거래가 위축되어 이 방법론을 본 연구에 적용하기 어렵다. 김도완, 김배호(2016)의 경우 ELW시장에서 거래되는 상품의 내재변동성과 기초자산, 손익구조, 만기, 행사가가 동일한 조건의 한국거래소 옵션의 내재변동성 차이가 유동성 지표인 거래량 차이에 유의하게 나타나 이를 유동성 위험 프리미엄과 관련이 있다고 보고하였다. 하지만 본 연구에서는 한국거래소에서 거래되는 KOSPI200 지수 옵션의 유동성 위험 프리미엄이 반영된 지표를 정의해야 하는데 동일한 방법을 적용하기 어렵다. 따라서 한국거래소 KOSPI200지수 옵션 가격에 반영된 시장 참여자가 요구하는 위험 프리미엄을 측정하고자 위험중립 (risk-neutral) 확률측도 하에서 측정된 KOSPI200 지수의 내재변동성과 실제 (actual) 확률측도 하에서 추정된 동 지수의 실현변동성 간의 차이인 변동성 스프레드 지표를 다음과 같이 식 (1)로 정의했다.

$$Volatility\ Spread = Implied\ Volatility - EGARCH \quad (1)$$

*Implied Volatility*는 Black and Scholes(1973)의 모형을 이용해 산출된 옵션 내재변동성

을 의미하고 *EGARCH*는 Nelson(1991)에 의해 제시된 실현변동성 모형 중 하나이다. 변동성 모형은 Engle(1982)의 오차 분산이 자기회귀적으로 변하는 조건부 이분산 자기회귀모형인 ARCH모형에서 Bollerslev(1986)에 의해 일반화된 모형인 GARCH모형으로 발전되었다. 하지만 기존 GARCH모형은 분산식의 모수가 0보다 커야하고 상수항을 제외한 나머지 모수의 합이 1보다 작아야 하는 제약조건이 있으며 금융시장에서 호재와 악재에 대한 충격이 다른데 이 모형에서는 이러한 충격이 동일하게 영향을 미친다고 가정한 한계점이 있다. 따라서 이러한 단점을 보완하고자 Nelson(1991)은 아래와 같이 변동성 모형을 제시하였고 이러한 모형은 *EGARCH*로 불리고 있다.

$$\text{평균방정식: } r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \xi_t, \xi_t | \psi_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

$$\xi_t = \sigma_t \epsilon_t \sim N(0, 1)$$

$$\text{분산방정식: } \ln(\sigma_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i g(\epsilon_{t-i}) + \sum_{j=p+1}^{p+q} \beta_j \ln(\sigma_{t-j-p}^2) \quad (3)$$

$$g(\epsilon_{t-i}) = \theta \epsilon_{t-i} + \gamma (|\epsilon_{t-i}| - E|\epsilon_{t-i}|)$$

위 식에서 식 (2)은 수익률의 평균방정식 식 (3)은 분산방정식이며 *EGARCH*( $p, q$ )모형으로 불린다. 그리고 기존의 모형에서 금융시장의 호재와 악재에 대한 동일한 충격을 준다는 단점을  $g(\epsilon_{t-i})$ 에 의해서 이전의 충격의 크기와 부호에 따라 비대칭적으로 반응할 수 있게 보완하였다. 일반적으로 식 (3)은  $p=1, q=1$ 인 *EGARCH*(1,1)모형이 많은 연구에서 사용되고 있으며 식 (4)에 아래와 같이 정의된다.

$$\ln(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 g(\epsilon_{t-1}) + \beta_2 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (4)$$

이외에도 많은 *GARCH*계열의 모형이 존재하는데 KOSPI200지수의 변동성을 추정하는데 있어 기존의 김삼용, 이용훈(2006), 옥기울 외(2006), 김상환(2015) 연구에서 *EGARCH*모형이 가장 우수한 것으로 나타나고 있다. 따라서 본 연구에서는 *EGARCH*(1,1)을 확장해 변동성을 추정하였다. 이렇게 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성과 KOSPI200지수로 추정한 *EGARCH*의 차이는 옵션의 위험 프리미엄 효과와 관련된 스프레드로 정의할 수 있다. 본 연구에서는 이 변동성 스프레드 움직임을 각 유동성 지표들이 유의하게 설명하고 있는지 먼저 점검하고자 한다.

실증분석을 위해 유동성 지표는 다음의 변수를 사용하였다. 첫째로 거래량 변수를 포함하였다. 이와 관련하여 진태홍 외(1994)의 경우 과거거래량이 많은 주식일수록 차기 주식평균수익률이 낮고 반대로 과거거래량이 적은 주식일수록 평균수익률이 높다고 언급하였고, Lee and Swaminathan(2000)은 거래량을 기초로 한 투자전략의 초과수익률이 거래량 변화와 관련 있다는 것을 보였는데 높은(낮은) 거래량은 낮은(높은) 수익률을 가진다는 것이다. 결국 낮은 수익률은 금융상품의 가격을 높게 하고 높은 수익률은 금융상품 가격을 낮게 하여 거래량이 많을수록 금융상품의 가격이 높다고 볼 수 있다.

다음으로 비유동성 측정지표로 많이 사용되고 있는 Amihud(2002) 변수를 사용하였다. 이 변수는 유동성과 관련된 많은 연구에서 이용되고 있으며 다음과 같이 식 (5)로 정의한다.

$$Amihud = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{|r_t|}{Trading\ Volume_t} \quad (5)$$

Amihud(2002)는 수익률의 절대값을 거래량으로 나누고 거래일만큼 평균값을 취하여 구하는데 이 값이 작아질수록 유동성이 크다는 것을 의미하여 비유동성지표로 불리고 있다. 이 지표는 Kim and Lee(2014), 강장구, 장지원(2015) 연구등 많이 활용되었으며 본 연구에서는 거래일을 1일로 하여 아래 식 (6) 같이 정의하여 유동성을 측정하였다.

$$Amihud = \frac{|r_t|}{Trading\ Volume_t} \quad (6)$$

마지막으로 Roll(1984) 변수를 이용하였다. Roll(1984)는 특정 시점의 주식가격 변화율과 그 이전 시점의 변화율의 음의 공분산을 가지는 값에 제곱근을 구하고 여기에 두 배를 곱하여 측정지표로 아래 식 (7)과 같이 제시하였다.

$$Roll = 2 \sqrt{-Cov(r_t, r_{t-1})} \quad (7)$$

이 지표도 Amihud(2002)와 마찬가지로 값이 작아질수록 유동성이 높다는 의미를 가지고 있다. 하지만 기존의 Roll(1984)에서 제안한 측정 방식의 경우 공분산 계산값이 양이 나오면 결과적으로 제곱근 안의 값이 음이 되어 결과적으로 비유동성 지표가 정의되지 않는 문제점이 있는데, 이러한 문제를 보완하기 위해 신현열, 김자혜(2013)처럼 공분산 계산값이 양수로 나올 경우 최종 결과값을 0이 되도록 보정해 주든지 아니면 Harris(1989), Lensmond(2005)에서와 같이 공분산에 절대값을 가진 제곱근으로 비유동성지표로 보완하여 사용하는 방법이 있다. 본 연구에서는 아래와 같이 공분산의 절대값을 제곱근으로 정의한 식 (8)의 값을 유동성 지표로 이용하였다.

$$Roll = 2 \sqrt{|Cov(r_t, r_{t-1})|} \quad (8)$$

위에 언급한 유동성 지표들이 변동성 스프레드의 움직임을 유의하게 설명할 수 있다면 변동성 스프레드는 유동성 위험 프리미엄 효과를 반영한다고 말할 수 있다. 따라서 이 유동성 지표들이 변동성 스프레드에 유의한지 알아보기 위해 아래와 같이 가설1을 제시하고 이를 증명하기 위해 식 (9)를 기본 모형으로 제시 한다.

가설1: 유동성이 높을수록 변동성 스프레드는 커진다.

$$Volatility\ Spread_{it} = \beta_0 + \beta_1(Liquidity\ Spread_{it}) + \beta_2(Maturity_{it}) + \beta_3(Term\ Spread_t) + \epsilon_{it} \quad (9)$$

위의 식 (9)에 나타난 변수는 아래 <표 3>과 같으며 각 변수에 표시된  $i$ 는 KOSPI200지수 옵션의 상품을 의미하고  $t$ 는 관측시점을 의미한다. 식 (9)의 모형 분석에 있어 KOSPI200지수

옵션 상품이 가지고 있는 군집현상 효과를 고려하기 위해 Cameron and Trivedi(2005), Wooldridge(2003)에 언급된 방법론을 통해 표준오차를 조정하여 분석하였다.

<표 3> 식 (9)의 변수 정의

변수명	의미
$Volatility\ Spread_{it}$	(KOSPI200 옵션 내재변동성)-(KOSPI200 기초자산 변동성)
$Liquidity\ Spread_{it}$	(KOSPI200 옵션 유동성)-(KOSPI200 기초자산 유동성)
$Matudity_{it}$	KOSPI200 옵션 잔존 기간
$Term\ Spread_{it}$	(5년만기 국채수익률)-(91일 CD 수익률)

$Volatility\ Spread_{it}$  변수는 위에 언급한 대로 KOSPI200지수 옵션 내재변동성과 KOSPI200지수 기초자산 변동성의 차이인데 KOSPI200지수 기초자산 변동성은  $EGARCH$ 모형을 사용하였다. 이때 KOSPI200지수 기초자산 변동성에서 KOSPI200지수에 기초자산 유동성 영향이 포함되어있고 이는 결과적으로 식 (9)에서 정확한 분석결과를 얻을 수 없다. 따라서 KOSPI200지수에 내재 되어있는 기초자산 유동성을 감안하여 변동성을 사용해야 하는데 이치송(2009), 최기홍, 윤성민(2012)와 같이 변동성 모형에  $t$ 시점과  $t-1$ 시점의 유동성을 포함하여 다음 식 (10)과 같이  $EGARCH$ 모형을 확장하였다.

$$\ln(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 g(\epsilon_{t-1}) + \beta_2 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \beta_3 Liquidity_t + \beta_4 Liquidity_{t-1} \quad (10)$$

여기서  $Liquidity_t$ 와  $Liquidity_{t-1}$ 은 각각  $t$  시점과  $t-1$ 시점의 KOSPI200지수 기초자산 유동성으로, 이치송(2009), 최기홍, 윤성민(2012)에서 제시한 기초자산 거래량 변화율 외에 Amihud(2002), Roll(1984)의 변수도 각각 사용하였다. 본 연구에서는 이렇게 확장된  $EGARCH$ 모형을 이용하여 KOSPI200지수 기초자산 변동성을 구하고 이를 식 (9)의  $Volatility\ Spread_{it}$  변수에 활용하였다.<sup>5)</sup>

$Liquidity\ Spread_{it}$ 는 KOSPI200지수 옵션의 유동성 지표로 의미하는데 여기서 KOSPI200지수 기초자산 유동성이 KOSPI200지수 옵션 유동성에 영향을 미치는 부분을 통제하기 위해 이 KOSPI200지수 옵션 유동성과 KOSPI200지수 기초자산 유동성의 차이로 KOSPI200지수 옵션의 유동성 지표를 설정하였다. 여기서 가설1을 검증하기 위해 식 (9)에서  $Liquidity\ Spread_{it}$ 의 계수 방향이 아래 <표 4>와 같이 나오고 유의성을 가지면  $Volatility\ Spread_{it}$ 는 유동성 위험 프리미엄 효과를 반영되어 있다고 볼 수 있으며 가설1을 기각할 수 없게 된다.

<표 4>  $Liquidity\ Spread_{it}$  계수 방향

$Liquidity\ Spread_{it}$	계수방향
거래량 차이	양(+)의 방향을 가지면서 유의
Amihud(2002) 차이	음(-)의 방향을 가지면서 유의
Roll(1984) 차이	음(-)의 방향을 가지면서 유의

아울러,  $Matudity_{it}$  변수와  $Term\ Spread_{it}$  변수를 통제변수로 포함시켰다. 먼저  $Matudity_{it}$

5) 분석에 있어  $Liquidity\ Spread$ 와  $Liquidity$  변수는 거래량과 거래변화율로 설정하거나 두 변수를 각각 Amihud(2002), Roll(1984)로 같게 설정한 뒤 분석하였다.

변수는 KOSPI200지수 옵션의 잔존 만기로서 잔존 기간에 따른 종속변수 영향을 통제하였고  $Term\ Spread_{it}$ 는 시점별로 이자율 기간구조 변화에 대한 효과 통제 및 거시경제 상황 통제의 목적으로 각 시점별로 5년 만기 국고채수익률과 91일 CD 수익률의 차이로 정의하였다.

이외에 기초자산과 옵션의 행사가격 차이에 따른 옵션 변동성 스프레드 영향을 통제하기 위해 가설1에서  $Liquidity\ Spread_{it}$ 가 거래량과 Amihud(2002)인 경우 분석결과는 전체 자료에서 가격도(Moneyness)를 0.02씩 구분하여 분석하였다. 이때 가격도는 배당 수익률을 감안하여 연속 배당을 가정한  $Se^{-qT}/K$ 의 형태로 정의하였는데, 여기서  $S$ 는 KOSPI200지수 기초자산 가격,  $q$ 는 연간 배당수익률,  $T$ 는 잔존만기,  $K$ 는 KOSPI200지수 기초자산의 행사가격을 의미한다. 하지만 다른 유동성 지표로  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수를 Roll(1984) 방식으로 계산할 경우의 분석은 이 값을 구하는데 있어 KOSPI200지수 옵션 수익률 공분산 계산에 필요한 과거 시계열이 다수 필요하다. 이것은 결과적으로 거래량이나 Amihud(2002) 방식에 비해 상대적으로 관측치가 적어지는 문제가 발생하고 만약 이러한 상황에서 관측치를 가격도로 구분하여 분석하는 경우 표본편향(sample bias)문제가 발생할 수 있다. 따라서 일반적으로는 김솔(2007), 박형진(2009), 강장구, 류두진(2009)등과 같이 대부분의 옵션 관련 연구에서 가격도를 구분하여 연구결과를 보고하지만, Roll(1984)의 경우 관측치가 충분하지 않으므로 Petrella(2006), 조현우, 강형구(2012)의 연구와 같이 식 (9) 모형에서 독립변수에 가격도(Moneyness) 변수를 통제변수의 형태로 추가하여 식 (11)과 같이 분석하였다.

$$Volatility\ Spread_{it} = \beta_0 + \beta_1(Liquidity\ Spread_{it}) + \beta_2(Maturity_{it}) + \beta_3(Term\ Spread_{it}) + \beta_4(Moneyness_{it}) + \epsilon_{it} \quad (11)$$

위의 가설1을 기각할 수 없다면 변동성 스프레드는 유동성 위험 프리미엄 효과가 반영된 것으로 해석할 수 있다. 또한 이 지표가 옵션 거래승수 인상 이후에 뚜렷하게 감소했다면 거래승수 인상으로 인한 유동성 하락의 결과로 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션 가격이 감소했다고 볼 수 있다. 따라서 실제로 옵션거래승수 인상 이후 옵션가격에 내재된 유동성 위험 프리미엄 효과가 변화하였는지 여부를 확인하기 위해 다음과 같이 가설2를 제시한다.

가설2: 옵션 거래승수 인상 이후 감소한 유동성으로 위험 프리미엄 효과가 증가하였고 옵션가격은 감소하였다.

가설2를 검증하기 위해서 본 연구에서는 이중차분법(Difference in Difference: DID) 분석 방식을 활용하였다. 이중차분법이란 정책 혹은 제도를 변경한 효과가 실제로 나타났는지 여부를 알아보기 위해 제도 변경 전후로 비교하여 분석하는 방법이다. 만약 제도 혹은 정책 변화의 효과를 그냥 단순히 변경 전후로 자료를 나누어 분석하게 되면 결과의 차이가 제도 혹은 정책의 변화에 의한 것인지 아니면 상황에 따른 다른 요인에 의한 것인지 정확히 알 수 없다. 따라서 이러한 단점을 보완한 방법이 이중차분법이다. 이 방법은 변수를 Treatment Group(처방집단 혹은 처치집단)과 Control Group(통제집단 혹은 비교집단)으로 구분하여 제도 혹은 정책 도입 효과 외의 다른 요인을 통제하고 분석하는 방법으로 실제로 제도 혹은 정책 도입 효과가 의미 있게 나타났는지를 알아보는 방법이다. 이 방법론은 류두원 외(2014), 황관석, 박

철성(2015)등의 연구에서도 이용되었는데 본 연구에서는 옵션 거래승수인상을 제도의 변경으로 보고 이중차분법을 적용하였다.

먼저 이중차분법의 추정치를 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\beta_{DID} = (E(Volatility_{time=1}^{treatment=1}) - E(Volatility_{time=0}^{treatment=1})) - (E(Volatility_{time=1}^{treatment=0}) - E(Volatility_{time=0}^{treatment=0})) \quad (12)$$

식 (12)의 *Volatility*는 처치집단, 통제집단, 제도변경 전과 후에 따라 다르게 적용될 변동성 변수를 의미한다. 여기서 *treatment*는 처치집단 여부로 0인 경우 통제집단, 1인 경우 처치집단을 의미하며 *time*은 옵션 거래승수 인상 전후를 의미하는데 0인 경우 옵션 거래승수 인상 전, 1인 경우 옵션 거래승수 인상 후를 의미한다. 변수와 관련하여 <표 5>에 간략히 정리하였다.

<표 5> 식 (12) 변수 의미

변수	의미
$Volatility_{time=0}^{treatment=0}$	옵션 거래승수 인상 전 통제집단
$Volatility_{time=1}^{treatment=0}$	옵션 거래승수 인상 후 통제집단
$Volatility_{time=0}^{treatment=1}$	옵션 거래승수 인상 전 처치집단
$Volatility_{time=1}^{treatment=1}$	옵션 거래승수 인상 후 처치집단

본 연구에서는 처치집단은 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성으로 설정하였고 통제집단은 KOSPI200지수를 이용하여 확장된 *EGARCH*로 산출한 변동성으로 하였다. 따라서 이중차분법의 추정치는 다음과 같이 표시할 수 있으며 이에 관한 변수 설명은 <표 6>에 나타냈다.

$$\begin{aligned} \beta_{DID} &= (E(Volatility_{time=1}^{treatment=1}) - E(Volatility_{time=0}^{treatment=1})) - (E(Volatility_{time=1}^{treatment=0}) - E(Volatility_{time=0}^{treatment=0})) \quad (13) \\ &= (E(Implied Volatility_{time=1}) - E(Implied Volatility_{time=0})) - (E(EGARCH_{time=1}) - E(EGARCH_{time=0})) \\ &= (E(Volatility_{time=1}^{treatment=1}) - E(Volatility_{time=1}^{treatment=0})) - (E(Volatility_{time=0}^{treatment=1}) - E(Volatility_{time=0}^{treatment=0})) \\ &= (E(Implied Volatility_{time=1}) - E(EGARCH_{time=1})) - (E(Implied Volatility_{time=0}) - E(EGARCH_{time=0})) \end{aligned}$$

<표 6> 식 (13) 변수 의미

변수	의미
$EGARCH_{time=0}$	옵션 거래승수 인상 전 기초자산 변동성
$EGARCH_{time=1}$	옵션 거래승수 인상 후 기초자산 변동성
$Implied Volatility_{time=0}$	옵션 거래승수 인상 전 옵션 내재변동성

$Implied\ Volatility_{time=1}$	옵션 거래승수 인상 후 옵션 내재변동성
--------------------------------	-----------------------

결국 식 (13)은 옵션 거래승수 인상 후 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성과 KOSPI200지수 변동성의 차이와 옵션 거래승수 인상 전 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성과 KOSPI200지수 변동성의 차이의 차이가 되고 이것은 변동성 옵션 승수 인상 전후의 변동성 스프레드 차이가 된다. 이 차이가 유의하게 감소했는지를 확인하는 것이 이중차분법이다. 이러한 이중차분법 분석을 위해 아래와 같이 회귀모형을 설정하였다.

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1(Time) + \beta_2(Treatment) + \beta_3(Time \cdot Treatment) + \epsilon_{it} \quad (14)$$

식 (14)의 종속변수인  $Volatility_{it}$ 는 처치집단에 포함 여부에 따라 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성 혹은 KOSPI200지수의 변동성을 의미하는데,  $Treatment$ 를 더미변수로 설정하여  $Treatment$ 가 0인 경우 통제집단으로 확장된  $EGARCH$ 모형으로 산출한 KOSPI200지수 변동성을, 1인 경우 처치집단으로 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성을 의미한다. 또한 거래승수 인상 전후를  $Time$  변수로 설정하여 0인 경우 옵션 거래승수 인상 전, 1인 경우 옵션거래승수 인상 후를 의미한다. 식 (14)에서  $Volatility_{it}$  변수의 기대값은 <표 7>과 같다.

<표 7>  $Volatility_{it}$  변수의 기대값

$Volatility_{it}$ 변수	기대값
$E(Volatility_{time=0}^{treatment=0}) = E(EGARCH_{time=0})$	$\beta_0$
$E(Volatility_{time=1}^{treatment=0}) = E(EGARCH_{time=1})$	$\beta_0 + \beta_1$
$E(Volatility_{time=0}^{treatment=1}) = E(Implied\ Volatility_{time=0})$	$\beta_0 + \beta_2$
$E(Volatility_{time=1}^{treatment=1}) = E(Implied\ Volatility_{time=1})$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$

결국 옵션 거래승수 인상 이후 유동성 감소로 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격은 감소했다는 가설2를 검증하기 위해서는 식 (15)와 같이  $\beta_3$ 이 음의 값을 가지면서 통계적으로 유의하게 추정되는지 여부를 살펴보아야 한다.

$$\begin{aligned} \beta_{DID} &= (E(Implied\ Volatility_{time=1}) - E(EGARCH_{time=1})) \\ &\quad - (E(Implied\ Volatility_{time=0}) - E(EGARCH_{time=0})) \\ &= ((\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - (\beta_0 + \beta_1)) - ((\beta_0 + \beta_2) - (\beta_0)) \\ &= \beta_3 \end{aligned} \quad (15)$$

식 (14)는 이중차분법의 기본 모형이며 이 모형에는 변동성 스프레드와 관련하여 통제변수가 설정되지 않았다. 따라서 아래의 식 (16)과 같이 식을 확장할 수 있다.

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1(Time) + \beta_2(Treatment) + \beta_3(Time \cdot Treatment) + \beta_4(Maturity_{it}) + \beta_5(TermSpread_t) + \beta_6(Moneyness_{it}) + \epsilon_{it} \quad (16)$$

식 (16)의  $Maturity_{it}$ 와  $Term Spread_t$ 는 통제변수로서 의미는 <표 3>에 있는 변수와 같으며  $Moneyness_{it}$ 는 가격도를 의미한다.<sup>6)</sup> 이 모형 역시 식 (9)와 같이 KOSPI200지수 옵션의 잔존 기간에 따른 효과와 이자율 기간구조에 따른 효과 및 거시경제 상황을 통제하기 위해 추가하였다. 일반적으로 이종차분법 분석에서 식 (14) 기본 모형과 통제변수를 추가한 식 (16) 모형의 분석 결과에서 각 추정 계수가 급격하게 변하지 않으면 강건성이 입증된다고 볼 수 있는데 본 연구에서도 이러한 강건성을 확인하고자 유사한 방법을 적용였다.

## 4.2 자료 수집 및 처리

본 연구의 실증분석을 위해 2011년 12월부터 2014년 12월 만기 KOSPI200지수 옵션 상품의 자료를 이용하였다. 한국거래소 KOSPI200지수 옵션 관련자료, 만기별 국채이자율, CD금리 자료는 FnGuide에서 제공받았으며, KOSPI200지수 및 KOSPI200지수 기초자산 배당수익률에 관한 자료는 한국거래소 홈페이지에서 제공받았다. 또한 분석에 필요한 한국거래소 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성은 만기별 무위험이자율을 이용해 Reinsch(1967)에서 언급된 Cubic Spline 보간법과 기초자산의 배당수익률을 감안해 Black and Scholes(1973)가 제시한 옵션가격결정모형에서 직접 산출하였다. 내재변동성을 산출하는 방법은 크게 Tjalling(1995)에서 언급된 Newton Raphson 방법론과 Corliss(1977)에서 언급된 Bisection 방법론이 있는데 본 연구에서는 Bisection 방법론을 사용하였고 산출된 내재변동성이 0.01보다 작은 경우는 제외하였다.<sup>7)</sup> 그리고 가설1에서 거래량과 Amihud(2002)는 분석결과는 0.8에서 1.2까지 구간을 제시할 것이며 Roll(1984)의 경우와 가설2는 관측치가 적으므로 식 (11), 식(16)을 통해 독립변수에 가격도를 추가하고 전체 관측치를 이용한 분석결과를 제시하였다.<sup>8)</sup> 그리고 각 자료는 이상치를 감안하여 유동성기준으로 Dixon(1960)에 언급된 1%-99% 수준에서 Winsorization 처리하였다. 또한 가설2는 2012년 7월 만기상품을 기준으로 6개월 전후, 12개월 전후, 24개월 전후, 30개월 전후로 유동성 위험 프리미엄 효과가 반영된 옵션가격의 감소가 있었는지 분석하였다. <표 8>, <표 9>는 유동성 지표가 거래량일 경우 기초통계량이고 <표 10>, <표 11>은 유동성 지표가 Amihud(2002)일 경우 기초통계량이며 <표 12>, <표 13>은 유동성 지표가 Roll(1984)일 경우 기초통계량이다.<sup>9)</sup>

<표 8> 기초통계량(콜, 거래량)

Stat. Var	$Volatility Spread_{it}$	$Liquidity Spread_{it}$	$Matudity_{it}$	$Term Spread_{it}$	$Moneyness_{it}$
Mean	0.040	-9.5E+07	0.158	0.0059	1.00
St. Dev.	0.125	30917795	0.111	0.0073	0.08
Min	-0.375	-2.7E+08	0.004	-0.0034	0.71
25%	-0.017	-1.1E+08	0.071	0.0001	0.95
50%	0.024	-9E+07	0.143	0.0039	1.00
75%	0.074	-7E+07	0.214	0.0107	1.05

6)  $treatment$ 가 0인 경우 확장된 EGARCH의  $Moneyness_{it}$ 는 1로 설정하였다.

7) 이 방법론은 김도완, 김배호(2016)에 언급된 방법론으로 본 연구에서도 동일하게 사용하였다.

8) 0.8과 1.2의 구간에서도 가설1을 부정할 수 없었다.

9) 각 유동성 지표마다 기초통계량이 다른 이유는 Amihud(2002)나 Roll(1984)의 경우 각 유동성 지표를 구하기 위해 전기 혹은 과거 시계열 자료를 사용해야 하는데 이로 인해 거래량 유동성 지표에 비해 표본손실이 발생한다.

Max	3.398	-4.8E+07	0.516	0.0259	1.39
-----	-------	----------	-------	--------	------

<표 9> 기초통계량(풋, 거래량)

Stat. Var	<i>Volatility Spread<sub>it</sub></i>	<i>Liquidity Spread<sub>it</sub></i>	<i>Matudity<sub>it</sub></i>	<i>Term Spread<sub>it</sub></i>	<i>Moneyness<sub>it</sub></i>
Mean	0.051	-9.6E+07	0.158	0.0063	1.02
St. Dev.	0.105	30728415	0.111	0.0074	0.08
Min	-0.423	-2.7E+08	0.004	-0.0034	0.72
25%	-0.003	-1.2E+08	0.071	0.0002	0.96
50%	0.039	-9.2E+07	0.139	0.0042	1.02
75%	0.089	-7.1E+07	0.214	0.012	1.07
Max	2.343	-4.8E+07	0.516	0.0259	1.39

<표 10> 기초통계량(콜, Amihud(2002))

Stat. Var	<i>Volatility Spread<sub>it</sub></i>	<i>Liquidity Spread<sub>it</sub></i>	<i>Matudity<sub>it</sub></i>	<i>Term Spread<sub>it</sub></i>	<i>Moneyness<sub>it</sub></i>
Mean	0.029	0.009167	0.149	0.0056	0.99
St. Dev.	0.122	0.026105	0.108	0.0072	0.07
Min	-0.321	-4E-07	0.004	-0.0034	0.71
25%	-0.025	1.43E-05	0.067	0.0001	0.94
50%	0.010	0.000276	0.131	0.0038	0.99
75%	0.056	0.003549	0.202	0.0095	1.04
Max	3.458	0.218002	0.512	0.0259	1.39

<표 11> 기초통계량(풋, Amihud(2002))

Stat. Var	<i>Volatility Spread<sub>it</sub></i>	<i>Liquidity Spread<sub>it</sub></i>	<i>Matudity<sub>it</sub></i>	<i>Term Spread<sub>it</sub></i>	<i>Moneyness<sub>it</sub></i>
Mean	0.046	0.007646	0.152	0.0062	1.03
St. Dev.	0.100	0.025507	0.109	0.0074	0.08
Min	-0.356	-2E-07	0.004	-0.0034	0.72
25%	-0.007	1.15E-05	0.067	0.0002	0.97
50%	0.029	0.000172	0.131	0.0042	1.02
75%	0.077	0.002020	0.206	0.0120	1.08
Max	2.297	0.379490	0.512	0.0259	1.39

<표 12> 기초통계량(콜, Roll(1984))

Stat. Var	<i>Volatility Spread<sub>it</sub></i>	<i>Liquidity Spread<sub>it</sub></i>	<i>Matudity<sub>it</sub></i>	<i>Term Spread<sub>it</sub></i>	<i>Moneyness<sub>it</sub></i>
Mean	0.061	0.045	0.052	0.0054	1.00
St. Dev.	0.178	0.034	0.029	0.0071	0.09
Min	-0.774	-0.004	0.004	-0.0034	0.76
25%	-0.019	0.019	0.028	-0.0001	0.94
50%	0.027	0.035	0.052	0.0029	1.00
75%	0.098	0.062	0.075	0.0074	1.06
Max	2.266	0.226	0.123	0.0221	1.33

<표 13> 기초통계량(풋, Roll(1984))

Stat. Var	<i>Volatility Spread<sub>it</sub></i>	<i>Liquidity Spread<sub>it</sub></i>	<i>Matudity<sub>it</sub></i>	<i>Term Spread<sub>it</sub></i>	<i>Moneyness<sub>it</sub></i>
-----------	---------------------------------------	--------------------------------------	------------------------------	---------------------------------	-------------------------------

Mean	0.076	0.057	0.051	0.0065	1.04
St. Dev.	0.167	0.035	0.030	0.0073	0.10
Min	-0.695	-0.003	0.004	-0.0034	0.78
25%	-0.002	0.032	0.028	0.0002	0.98
50%	0.044	0.049	0.052	0.0042	1.03
75%	0.115	0.074	0.075	0.0123	1.10
Max	1.437	0.202	0.123	0.0221	1.37

## 5. 실증분석

### 5.1 가설1 검정

변동성 스프레드의 움직임에 대해 선정한 유동성 지표들이 유의한 설명력을 보이는지 여부를 확인하기 위해 콜옵션과 풋옵션을 구분하여 분석하였다. 먼저  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수를 거래량 기준으로 할 경우의 분석 결과가 <표 14>와 <표 15>에 각각 제시되었고 두 표의  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수를 <그림 2>로 제시하였다. 여기서 각 표의 \*는 10%, \*\*는 5%, \*\*\*는 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

<표 14> 식 (9) 분석결과(콜, 거래량)

	Intercept	Liquidity Spread	Maturity	Term Spread
Moneyiness (Observation)	Coef. (t-stat.)	Coef. <sup>10)</sup> (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
0.80~0.82 (357)	0.28 *** (8.81)	9.04 *** (3.85)	-1.12 *** (-5.94)	-6.65 (-0.62)
0.82~0.84 (516)	0.27 *** (10.28)	10.40 *** (6.54)	-1.03 *** (-7.34)	-0.50 (-0.21)
0.84~0.86 (880)	0.26 *** (11.88)	11.20 *** (9.02)	-1.01 *** (-9.59)	1.22 (1.19)
0.86~0.88 (1520)	0.20 *** (12.57)	11.2 *** (10.67)	-0.62 *** (-9.6)	0.90 (1.29)
0.88~0.90 (2848)	0.15 *** (13.22)	10.2 *** (11.62)	-0.41 *** (-9.29)	1.31 *** (2.60)
0.90~0.92 (4448)	0.11 *** (13.59)	8.37 *** (12.24)	-0.23 *** (-9.27)	1.01 *** (2.94)
0.92~0.94 (7198)	0.06 *** (11.7)	6.13 *** (12.08)	-0.07 *** (-4.70)	0.55 *** (2.61)
0.94~0.96 (9474)	0.03 *** (7.03)	3.11 *** (6.84)	0.01 (0.51)	0.07 (0.38)
0.96~0.98 (9426)	0.02 *** (4.05)	2.48 *** (5.36)	0.05 *** (4.83)	0.09 (0.49)
0.98~1.00 (9032)	0.01 *** (2.86)	1.91 *** (3.88)	0.07 *** (6.70)	-0.07 (-0.39)
1.00~1.02 (8570)	0.02 *** (5.01)	1.35 *** (2.63)	0.03 *** (2.92)	-0.25 (-1.24)
1.02~1.04 (8007)	0.05 *** (8.48)	0.825 (1.42)	-0.05 *** (-3.29)	-0.38 * (-1.68)

1.04~1.06 (7274)	0.08 *** (11.43)	0.51 (0.73)	-0.15 *** (-7.79)	-0.66 ** (-2.44)
1.06~1.08 (6020)	0.11 *** (13.37)	-0.14 (-0.15)	-0.28 *** (-10.74)	-0.61 * (-1.81)
1.08~1.10 (4533)	0.17 *** (15.54)	-0.04 (-0.04)	-0.46 *** (-12.90)	-0.94 ** (-2.26)
1.10~1.12 (3282)	0.24 *** (17.01)	1.62 (1.10)	-0.65 *** (-12.98)	0.00 (0.00)
1.12~1.14 (2400)	0.28 *** (12.69)	-1.45 (-0.61)	-0.90 *** (-11.49)	0.36 (0.50)
1.14~1.16 (1608)	0.38 *** (13.97)	0.87 (0.31)	-1.18 *** (-10.82)	-0.40 (-0.44)
1.16~1.18 (1102)	0.37 *** (11.22)	-6.67 (-1.61)	-1.36 *** (-8.92)	-2.29 ** (-2.03)
1.18~1.20 (747)	0.41 *** (10.57)	-4.24 (-0.96)	-1.37 *** (-8.17)	-1.86 (-1.40)

거래량 기준일 경우 분석 결과에서 콜옵션의 경우 0.80에서 1.02구간까지  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수의 추정 계수가 양의 값을 가지면서 유의하게 나타났다.  $Liquidity\ Spread_{it}$  값이 커진다는 것은 옵션의 거래가 기초자산에 비해 상대적으로 커진다는 의미고 나아가 이로 인해 변동성 스프레드가 커진다는 의미로서 콜옵션에서는 가설1을 기각할 수 없었다.

<표 15> 식 (9) 분석결과(풋, 거래량)

	Intercept	Liquidity Spread	Maturity	Term Spread
Moneyiness (Observation)	Coef. (t-stat.)	Coef. <sup>11)</sup> (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
0.80~0.82 (221)	0.54 *** (9.50)	2.83 (0.50)	-2.49 *** (-8.88)	-2.26 (-0.08)
0.82~0.84 (292)	0.39 *** (9.59)	0.01 (0.00)	-1.99 *** (-8.92)	2.47 (0.60)
0.84~0.86 (523)	0.42 *** (11.56)	6.93 ** (2.24)	-1.67 *** (-10.32)	2.95 * (1.69)
0.86~0.88 (949)	0.35 *** (12.19)	10.70 *** (4.58)	-1.08 *** (-9.58)	2.34 ** (2.17)
0.88~0.90 (1861)	0.27 *** (13.28)	10.90 *** (6.36)	-0.70 *** (-10.72)	2.07 *** (2.92)
0.9~0.92 (3107)	0.21 *** (13.84)	9.57 *** (7.91)	-0.48 *** (-11.52)	1.75 *** (3.78)
0.92~0.94 (5513)	0.12 *** (13.27)	6.38 *** (8.37)	-0.24 *** (-9.46)	1.45 *** (4.60)
0.94~0.96 (8068)	0.05 *** (8.94)	2.58 *** (4.70)	-0.10 *** (-5.76)	1.16 *** (4.62)
0.96~0.98 (8840)	0.02 *** (4.14)	1.56 *** (3.25)	0.01 (0.64)	1.04 *** (4.87)
0.98~1.00	0.01 * (0.01)	1.22 *** (0.01)	0.07 *** (0.01)	0.83 *** (0.01)

10) 계수 단위는  $10^{-10}$ 이다.

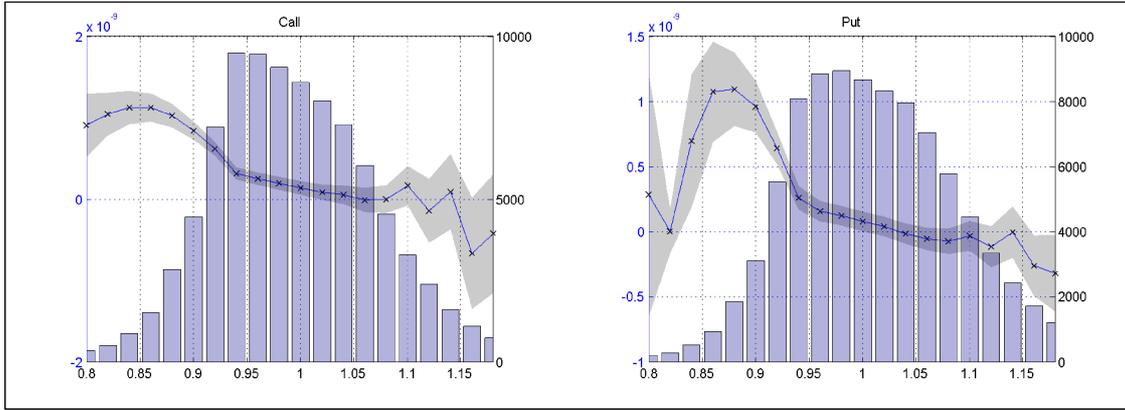
(8923)	(1.78)	(2.69)	(6.17)	(4.34)
1.00~1.02 (8659)	0.01 ** (2.54)	0.77 * (1.68)	0.07 *** (6.21)	0.57 *** (3.18)
1.02~1.04 (8314)	0.03 *** (6.09)	0.39 (0.85)	0.02 ** (2.13)	0.50 *** (2.82)
1.04~1.06 (7934)	0.04 *** (9.40)	-0.16 (-0.34)	-0.03 ** (-2.36)	0.31 * (1.65)
1.06~1.08 (7038)	0.06 *** (12.00)	-0.56 (-1.06)	-0.09 *** (-6.25)	0.42 ** (2.00)
1.08~1.10 (5764)	0.09 *** (15.58)	-0.74 (-1.24)	-0.18 *** (-10.07)	0.05 (0.22)
1.10~1.12 (4441)	0.13 *** (17.46)	-0.33 (-0.48)	-0.26 *** (-10.37)	-0.05 (-0.18)
1.12~1.14 (3346)	0.16 *** (15.37)	-1.16 (-1.21)	-0.37 *** (-10.13)	-0.47 (-1.23)
1.14~1.16 (2432)	0.21 *** (15.81)	-0.048 (-0.04)	-0.51 *** (-9.71)	-1.04 ** (-2.23)
1.16~1.18 (1714)	0.22 *** (13.26)	-2.62 * (-1.86)	-0.60 *** (-8.74)	-2.01 *** (-3.44)
1.18~1.20 (1223)	0.25 *** (11.20)	-3.19 * (-1.79)	-0.71 *** (-7.96)	-2.32 *** (-3.35)

$Liquidity\ Spread_{it}$  변수가 거래량 기준일 경우 풋옵션의 분석 결과에서 0.84에서 1.02구간 까지 해당 변수의 추정 계수가 양의 값을 가지면서 유의하게 나타났으며, 1.16에서 1.20까지는 음으로 유의하게 나타났지만 대부분의 구간에서 양의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. 결국 풋옵션에서도 전반적으로  $Liquidity\ Spread_{it}$ 가 커질수록 옵션의 변동성 스프레드가 커지는 것으로 나타나 콜옵션과 같이 풋옵션에서도 가설1을 기각할 수 없었다. 따라서 <그림 2>에서 볼 수 있듯이 콜옵션과 풋옵션의 경우 모두  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수가 거래량인 경우 변동성이 높을수록 변동성 스프레드가 커진다는 가설1을 기각할 수 없다.

#### <그림 2> 식 (9) 분석결과 거래량

그림에서 X축은 가격도, 왼쪽 Y축과 실선은  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수의 추정 계수, 오른쪽 Y축과 막대그래프는 관측치를 의미한다. 또한 실선의 음영은 추정 계수의 90% 신뢰구간을 의미하는데 왼쪽 콜옵션과 오른쪽 풋옵션의 분석 결과 관측치가 높은 구간에서 대부분 추정 계수가 양의 값을 나타내고 있어 대체로 거래량이 많을수록 변동성 스프레드도 높아진다고 해석할 수 있다.

11) 계수 단위는  $10^{-10}$ 이다.



아래 <표 16>과 <표 17>은  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수를 Amihud(2002) 기준으로 분석한 결과를 콜옵션과 풋옵션으로 구분하여 제시하고 있으며, <그림 3>은 두 표의  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수 추정 계수 및 통계적 유의성을 t-통계량으로 나타내었다.

<표 16> 식 (9) 분석결과(콜, Amihud(2002))

	Intercept	Liquidity Spread	Maturity	Term Spread
Moneyiness (Observation)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
0.80~0.82 (345)	0.14 *** (4.82)	1.61 (0.28)	-1.05 *** (-5.42)	-10.11 (-0.96)
0.82~0.84 (502)	0.12 *** (5.77)	0.79 (0.62)	-1.00 *** (-7.38)	3.40 (1.63)
0.84~0.86 (843)	0.11 *** (6.27)	0.04 (0.02)	-0.92 *** (-8.69)	1.53 * (1.67)
0.86~0.88 (1473)	0.07 *** (6.24)	-1.12 (-0.52)	-0.59 *** (-9.58)	0.87 (1.40)
0.88~0.90 (2791)	0.05 *** (6.89)	0.10 (0.07)	-0.42 *** (-9.28)	0.42 (0.89)
0.90~0.92 (4377)	0.03 *** (6.14)	-1.67 ** (-1.98)	-0.25 *** (-8.86)	-0.13 (-0.39)
0.92~0.94 (6969)	0.01 *** (3.07)	-1.21 *** (-3.50)	-0.09 *** (-5.14)	-0.62 *** (-2.87)
0.94~0.96 (9154)	0.00 (0.38)	-0.71 *** (-4.07)	0.01 (0.45)	-0.75 *** (-4.18)
0.96~0.98 (9186)	-0.01 *** (-2.63)	-0.32 *** (-4.49)	0.06 *** (5.21)	-0.73 *** (-4.06)
0.98~1.00 (8744)	-0.01 ** (-2.35)	-0.15 *** (-3.72)	0.08 *** (6.65)	-0.78 *** (-4.11)
1.00~1.02 (7960)	0.01 *** (3.73)	-0.04 (-1.42)	0.04 *** (2.74)	-0.86 *** (-4.13)
1.02~1.04 (6879)	0.04 *** (11.52)	-0.06 *** (-2.71)	-0.05 *** (-3.19)	-0.97 *** (-3.83)
1.04~1.06 (5746)	0.08 *** (18.22)	-0.10 *** (-3.42)	-0.18 *** (-7.95)	-1.21 *** (-3.82)
1.06~1.08	0.13 ***	-0.17 ***	-0.34 ***	-1.11 ***

(4529)	(22.29)	(-4.62)	(-10.76)	(-2.76)
1.08~1.10 (3341)	0.19 *** (24.77)	-0.14 ** (-2.38)	-0.55 *** (-12.78)	-1.57 *** (-3.12)
1.10~1.12 (2313)	0.25 *** (24.15)	-0.06 (-0.62)	-0.78 *** (-12.56)	0.38 (0.54)
1.12~1.14 (1606)	0.31 *** (22.98)	-0.06 (-0.29)	-1.04 *** (-11.29)	1.21 (1.18)
1.14~1.16 (1011)	0.39 *** (19.65)	0.21 (0.63)	-1.35 *** (-9.89)	-0.13 (-0.11)
1.16~1.18 (645)	0.48 *** (15.88)	-0.38 (-0.70)	-1.57 *** (-7.03)	-2.06 (-1.46)
1.18~1.20 (425)	0.52 *** (13.30)	-0.83 ** (-2.54)	-1.81 *** (-6.50)	-2.22 (-1.45)

<표 16>의 콜옵션 분석결과  $Liquidity\ Spread_{it}$  추정계수가 0.9에서 1.00까지, 1.02에서 1.10까지, 1.18에서 1.20까지 구간에서 음의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. 이는 Amihud(2002) 유동성 지표를 이용한 경우 음의 값을 가질수록 유동성이 높다는 의미로서 일반적으로 유동성이 높을수록 변동성 스프레드가 커진다는 결과를 의미하며 콜옵션의 경우 가설1을 기각할 수 없었다.

<표 17> 식 (9) 분석결과(풋, Amihud(2002))

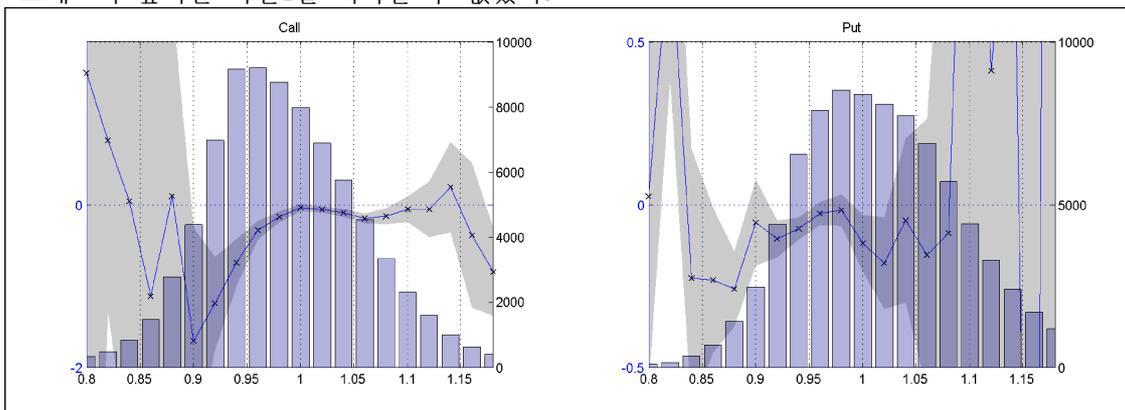
	Intercept	Liquidity Spread	Maturity	Term Spread
Moneyiness (Observation)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
0.8~0.82 (114)	0.54 *** (8.76)	0.02 (0.07)	-2.53 *** (-7.69)	-15.90 (-0.57)
0.82~0.84 (164)	0.38 *** (7.81)	0.84 *** (3.06)	-2.04 *** (-7.00)	3.88 (0.95)
0.84~0.86 (356)	0.34 *** (11.07)	-0.23 (-0.94)	-1.75 *** (-9.15)	3.07 (1.54)
0.86~0.88 (696)	0.24 *** (10.91)	-0.23 * (-1.71)	-1.20 *** (-9.16)	2.73 ** (2.16)
0.88~0.90 (1426)	0.18 *** (14.21)	-0.26 *** (-3.70)	-0.80 *** (-10.48)	1.30 (1.61)
0.90~0.92 (2463)	0.13 *** (12.88)	-0.06 (-0.69)	-0.57 *** (-11.71)	0.41 (0.80)
0.92~0.94 (4385)	0.07 *** (11.16)	-0.11 *** (-3.06)	-0.30 *** (-9.82)	0.00 (0.00)
0.94~0.96 (6545)	0.03 *** (7.58)	-0.07 *** (-3.60)	-0.13 *** (-6.50)	0.30 (1.18)
0.96~0.98 (7884)	0.00 * (1.75)	-0.03 (-1.29)	0.00 (-0.32)	0.28 (1.39)
0.98~1.00 (8504)	-0.01 *** (-2.75)	-0.02 (-0.59)	0.06 *** (5.63)	0.26 (1.46)
1.00~1.02 (8373)	0.00 (0.37)	-0.12 ** (-2.25)	0.07 *** (6.21)	0.09 (0.58)
1.02~1.04 (8080)	0.02 *** (8.71)	-0.18 ** (-2.11)	0.03 ** (2.14)	0.07 (0.40)

1.04~1.06 (7713)	0.04 *** (16.75)	-0.05 (-0.32)	-0.03 ** (-2.43)	0.01 (0.04)
1.06~1.08 (6865)	0.06 *** (22.12)	-0.15 (-0.61)	-0.09 *** (-5.91)	0.19 (0.94)
1.08~1.10 (5699)	0.09 *** (28.33)	-0.09 (-0.11)	-0.17 *** (-9.2)	-0.16 (-0.68)
1.10~1.12 (4402)	0.13 *** (30.09)	1.87 (1.25)	-0.25 *** (-9.81)	-0.35 (-1.29)
1.12~1.14 (3293)	0.16 *** (28.08)	0.41 (0.14)	-0.34 *** (-9.49)	-0.93 ** (-2.42)
1.14~1.16 (2415)	0.21 *** (26.91)	1.25 (0.44)	-0.50 *** (-9.75)	-1.58 *** (-3.77)
1.16~1.18 (1696)	0.25 *** (22.32)	-3.06 (-0.48)	-0.57 *** (-7.75)	-2.25 *** (-4.02)
1.18~1.20 (1206)	0.27 *** (19.03)	7.13 (1.29)	-0.67 *** (-7.17)	-1.96 *** (-2.89)

<표 17>의 풋옵션 분석 결과의 경우  $Liquidity\ Spread_{it}$  추정 계수가 0.82에서 0.84까지는 양의 값을 가지면서 유의하게 나타났지만 0.86에서 0.90까지, 0.92에서 0.96까지, 1.00에서 1.04까지 구간에서 음의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. 이것은 풋옵션의 경우에서도 일반적으로 유동성이 높을수록 변동성 스프레드가 커진다는 결과로 가설1을 기각할 수 없었다. 결과적으로 콜옵션, 풋옵션 모두 유동성이 높을수록 변동성 스프레드가 커진다는 가설1을 기각하기 어려웠다.

<그림 3> 식 (9) 분석결과 Amihud(2002)

<그림 3>의 X축, Y축, 음영, 막대그래프는 <그림 2>와 같으며 실선은  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수가 Amihud(2002)일 경우를 의미한다. 콜옵션과 풋옵션 모두 추정 계수가 관측치가 높은 구간에서 음의 값을 가지면서 유의하게 나타나 대체로 유동성이 높을수록 변동성 스프레드가 높다는 가설1을 기각할 수 없었다.



$Liquidity\ Spread_{it}$  변수가 Roll(1984)인 경우는 독립변수  $Money\ ness_{it}$ 를 추가한 식 (11)을 이용하여 <표 18>, <표 19>에 콜옵션과 풋옵션 분석결과를 제시하였다. 분석결과 콜옵션 풋옵션 모두  $Liquidity\ Spread_{it}$  변수의 추정 계수가 음의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. Roll(1984) 역시 Amihud(2002)와 마찬가지로 유동성 지표 값이 작아질수록 유동성이 높다고

볼 수 있다. 따라서 유동성이 높을수록 변동성 스프레드가 높다는 가설1을 기각할 수 없었다.

<표 18> 식 (11) 분석결과(콜, Roll(1984), 관측치=4063)

Intercept	Liquidity Spread	Maturity	Term Spread	Moneyness
Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)
-0.79 *** (-8.27)	-0.53 *** (-2.65)	-2.01 *** (-10.62)	-0.77 (-1.11)	0.98 *** (10.91)

<표 19> 식 (11) 분석결과(풋, Roll(1984), 관측치=4151)

Intercept	Liquidity Spread	Maturity	Term Spread	Moneyness
Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)
-0.46 *** (-5.64)	-1.09 *** (-5.73)	-2.31 *** (-13.01)	-0.48 (-0.86)	0.69 *** (9.13)

$Liquidity\ Spread_{it}$  변수를 거래량, Amihud(2002), Roll(1984)으로 설정을 경우 모두 변동성 스프레드의 움직임을 가설1에서 주장한 방향으로 유의하게 설명할 수 있는 것으로 나타났으며 이로서 유동성이 높을수록 변동성이 커진다는 가설1을 기각하기 어려웠다.

## 5.2 가설2 검정

앞서 유동성이 높을수록 변동성 스프레드가 높아진다는 가설1을 통계적으로 기각 할 수 없음을 밝혔는데, 그렇다면 변동성 스프레드는 유동성 위험 프리미엄을 반영하고 있고 이 변동성 스프레드가 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상 이후 유의하게 감소했는지를 Difference in Difference 분석 방법을 이용해 다음과 같이 분석하였다.

첫 번째로 식 (10)에서  $Liquidity_t$ 와  $Liquidity_{t-1}$ 이 KOSPI200지수 기초자산 유동성에서 거래량 기준으로 한 경우인 식 (16) 분석 결과를 <표 19>와 <표 20>에 콜옵션과 풋옵션을 구분하여 분석하였고 <그림 4>에  $Time \cdot Treatment$  변수에 대한 결과를 나타냈다. 이때 분석 결과는 KOSPI200 거래승수 인상시점 만기상품을 기준으로 6개월마다 전후 차이 결과를 분석하였다.

<표 19> 식 (16) 분석결과(콜, 거래량)

	6개월 전후	12개월 전후	18개월 전후	24개월 전후	30개월 전후
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)
Intercept	-0.01 (-0.9)	-0.21 *** (-10.96)	-0.77 *** (-35.18)	-0.18 *** (-6.81)	-0.21 *** (-7.53)
Time	-0.14 *** (-9.58)	0.01 (1.35)	0.04 *** (3.24)	0.02 (1.26)	-0.07 ** (-2.55)
Treatment	0.02 *** (2.90)	0.06 *** (8.35)	0.04 *** (4.54)	0 (0.15)	0.04 *** (4.93)
Time•	-0.002	-0.02	0.001	0.02 *	0.002

Treatment	(-0.16)	(-1.61)	(0.09)	(1.77)	(0.13)
Maturity	-0.17 *** (-8.81)	-0.17 *** (-16)	-0.18 *** (-15.11)	-0.09 *** (-9.88)	-0.21 *** (-17.02)
Term Spread	-22.66 *** (-14.2)	1.79 *** (3.47)	8.01 *** (13.12)	6.71 *** (6.9)	-0.21 (-0.18)
Moneyness	0.35 *** (25.71)	0.37 *** (20.79)	0.85 *** (48.36)	0.28 *** (16.27)	0.46 *** (32.42)
(Obs.)	(4761)	(4093)	(4436)	(3783)	(5236)

<표 19>에서 볼 수 있듯이, 콜옵션의 경우 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 만기상품을 기준으로 24개월 전후에서 *Time • Treatment* 변수가 양의 값을 가지면서 유의하게 나타났으나 나머지의 경우 유의성을 찾기 어려웠다.

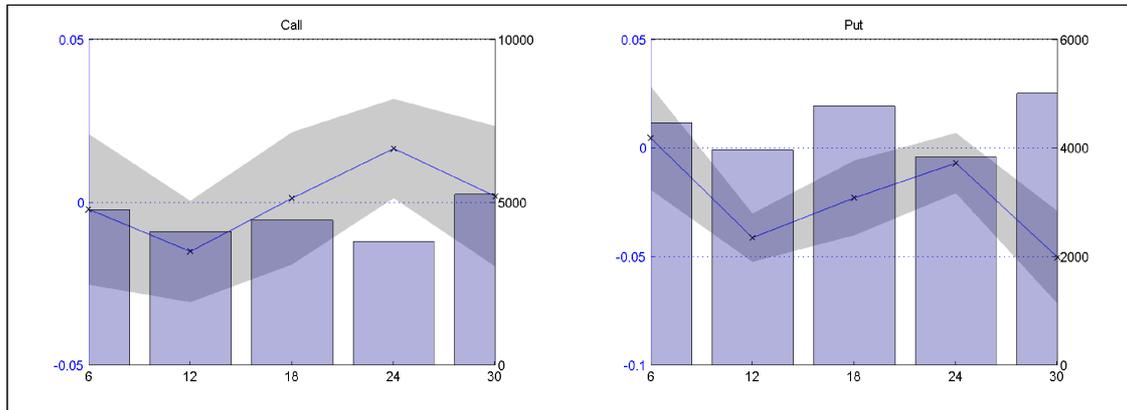
<표 20> 식 (16) 분석결과(풋, 거래량)

	6개월 전후	12개월 전후	18개월 전후	24개월 전후	30개월 전후
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)	(t-stat.)
Intercept	0.26 *** (14.99)	-0.05 *** (-3.43)	-0.50 *** (-27.52)	-0.02 (-0.98)	-0.08 *** (-2.67)
Time	-0.15 *** (-10.31)	-0.01 (-1.26)	0.04 *** (3.44)	0.02 (1.57)	-0.12 *** (-4.74)
Treatment	0.04 *** (4.34)	0.06 *** (13.09)	0.04 *** (5.6)	0.02 *** (3.23)	0.07 *** (7.4)
Time• Treatment	0.004 (0.30)	-0.04 *** (-6.14)	-0.02 ** (-2.22)	-0.01 (-0.85)	-0.05 *** (-3.92)
Maturity	-0.33 *** (-16.28)	-0.10 *** (-11.85)	-0.15 *** (-14.92)	-0.11 *** (-13.14)	-0.13 *** (-10.57)
Term Spread	-17.16 *** (-10.35)	-0.67 * (-1.69)	7.63 *** (14.67)	6.90 *** (7.94)	-3.16 *** (-2.72)
Moneyness	0.11 *** (7.88)	0.21 *** (16.68)	0.58 *** (40.58)	0.12 *** (8.12)	0.36 *** (26.63)
(Obs.)	(4458)	(3959)	(4765)	(3828)	(4998)

하지만 <표 20>에서와 같이 풋옵션의 경우 6개월 전후, 12개월 전후, 18개월 전후, 30개월 전후에서 *Time • Treatment* 변수가 음의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. 결과적으로 콜옵션에서는 24개월 전후의 경우에 한하여 가설2를 부정할 수 있었지만 풋옵션에서의 경우 제도 변경 이후 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격은 감소했다고 볼 수 있고 가설2를 기각할 수 없었다.

<그림 4> 식 (16) 분석결과 (거래량)

X축은 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 만기상품을 기준으로 6, 12, 18, 24, 30개월 전후를 의미한다. Y축은 *Time • Treatment* 변수에 대하여 <그림 2>와 확인하는 방법이 동일하다. 결과적으로 거래량 기준으로 거래승수 인상 이후 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격은 감소하였고 이는 콜옵션보다는 풋옵션에서 유의하게 감소했다고 볼 수 있다.



두 번째로 식 (10)에서  $Liquidity_t$ 와  $Liquidity_{t-1}$ 이 KOSPI200지수 기초자산 유동성에서 Amihud(2002) 기준으로 한 경우인 식 (16) 분석 결과를 <표 21>와 <표 22>에 콜옵션과 풋 옵션을 구분하여 분석하였다. 그리고 <그림 5>에  $Time \cdot Treatment$ 변수에 대한 분석 결과를 나타냈다.

<표 21> 식 (16) 분석결과(콜, Amihud(2002))

	6개월 전후	12개월 전후	18개월 전후	24개월 전후	30개월 전후
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
Intercept	-0.05 ** (-2.51)	-0.22 *** (-10.65)	-0.86 *** (-34.63)	-0.20 *** (-7.09)	-0.27 *** (-9.04)
Time	-0.09 *** (-6.16)	0.02 ** (2.11)	0.04 *** (2.75)	0.03 * (1.83)	-0.04 (-1.49)
Treatment	0.07 *** (7.88)	0.09 *** (13.01)	0.16 *** (17.97)	0.03 *** (3.8)	0.13 *** (13.43)
Time• Treatment	-0.05 *** (-3.48)	-0.02 ** (-2.42)	0.01 (0.52)	0.01 (1.10)	-0.03 ** (-2.28)
Maturity	-0.17 *** (-8.81)	-0.17 *** (-15.53)	-0.16 *** (-13.56)	-0.08 *** (-9.44)	-0.19 *** (-15.97)
Term Spread	-22.49 *** (-14.07)	1.90 *** (3.67)	7.91 *** (12.72)	6.93 *** (7.14)	-0.35 (-0.30)
Moneyiness	0.34 *** (24.80)	0.35 *** (19.64)	0.82 *** (45.89)	0.27 *** (15.72)	0.43 *** (30.99)
(Obs.)	(4761)	(4093)	(4436)	(3783)	(5236)

<표 21>을 확인하면 콜옵션의 경우 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 만기상품을 기준으로 6개월 전후, 12개월 전후, 30개월 전후에서 추정 계수가 음의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. 이 역시 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격은 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 이후로 감소했다고 볼 수 있으며 가설2를 기각하기 어렵다고 볼 수 있다.

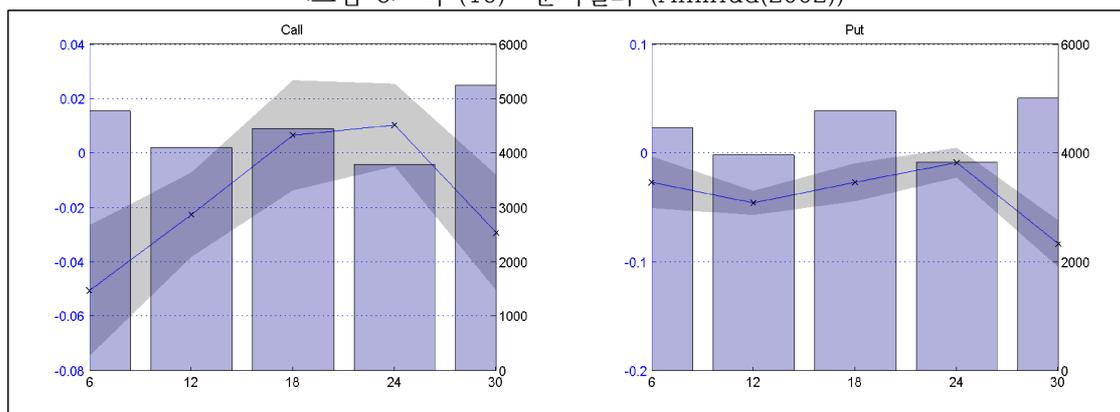
<표 22> 식 (16) 분석결과(풋, Amihud(2002))

	6개월 전후	12개월 전후	18개월 전후	24개월 전후	30개월 전후
--	--------	---------	---------	---------	---------

	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
Intercept	0.26 *** (13.89)	-0.05 *** (-3.43)	-0.57 *** (-27.19)	-0.02 (-0.83)	-0.14 *** (-4.44)
Time	-0.11 *** (-8.11)	0.00 (-0.57)	0.04 *** (3.72)	0.03 * (1.88)	-0.09 *** (-3.56)
Treatment	0.05 *** (5.48)	0.08 *** (16.69)	0.13 *** (17.14)	0.03 *** (4.31)	0.14 *** (15.23)
Time • Treatment	-0.03 * (-1.89)	-0.05 *** (-6.85)	-0.03 *** (-2.56)	-0.01 (-1.10)	-0.08 *** (-6.44)
Maturity	-0.33 *** (-16.53)	-0.10 *** (-11.49)	-0.14 *** (-13.52)	-0.11 *** (-12.85)	-0.12 *** (-9.59)
Term Spread	-17.01 *** (-10.28)	-0.54 (-1.36)	7.59 *** (14.38)	7.07 *** (8.17)	-3.25 *** (-2.79)
Moneyness	0.10 *** (6.87)	0.20 *** (15.52)	0.56 *** (38.27)	0.11 *** (7.33)	0.35 *** (25.54)
(Obs.)	(4458)	(3959)	(4765)	(3828)	(4998)

풋옵션의 경우 <표 22>와 같이 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 만기상품을 기준으로 6개월 전후, 12개월 전후, 18개월 전후, 30개월 전후로 추정 계수가 음의 값을 가지며 유의하게 나타나고 있다. 결과적으로 콜옵션, 풋옵션 모두 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 기준 이후로 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격은 감소했다고 볼 수 있고 가설2를 기각할 수 없다고 볼 수 있다.

<그림 5> 식 (16) 분석결과 (Amihud(2002))



세 번째 식 (10)에서  $Liquidity_t$ 와  $Liquidity_{t-1}$ 이 KOSPI200지수 유동성에서 Roll(1984) 기준으로 한 경우인 식 (16) 분석 결과를 <표 23>와 <표 24>에 콜옵션과 풋옵션을 구분하여 분석하였다. 그리고 <그림 6>에  $Time \cdot Treatment$ 변수에 대한 분석 결과를 나타냈다.

<표 23> 식 (16) 분석결과(콜, Roll(1984))

	6개월 전후 Coef. (t-stat.)	12개월 전후 Coef. (t-stat.)	18개월 전후 Coef. (t-stat.)	24개월 전후 Coef. (t-stat.)	30개월 전후 Coef. (t-stat.)
Intercept	0.01	-0.22 ***	-0.87 ***	-0.21 ***	-0.28 ***

	(0.67)	(-10.32)	(-35.12)	(-7.68)	(-9.49)
Time	-0.15 *** (-10.21)	0.00 (0.06)	0.04 *** (2.98)	0.04 ** (2.32)	-0.04 * (-1.67)
Treatment	0.01 (0.92)	0.08 *** (12.04)	0.17 *** (18.89)	0.03 *** (5.10)	0.14 *** (14.51)
Time•Treatment	0.01 (0.46)	0.00 (-0.32)	0.00 (0.35)	0.01 (0.71)	-0.02 * (-1.80)
Maturity	-0.17 *** (-8.83)	-0.17 *** (-15.64)	-0.16 *** (-13.71)	-0.09 *** (-9.65)	-0.20 *** (-16.57)
Term Spread	-22.88 *** (-14.33)	1.71 *** (3.31)	8.02 *** (12.93)	7.24 *** (7.46)	-0.26 (-0.23)
Moneyness	0.34 *** (25.04)	0.35 *** (19.7)	0.82 *** (46.05)	0.27 *** (15.83)	0.44 *** (31.22)
(Obs.)	(4761)	(4093)	(4436)	(3783)	(5236)

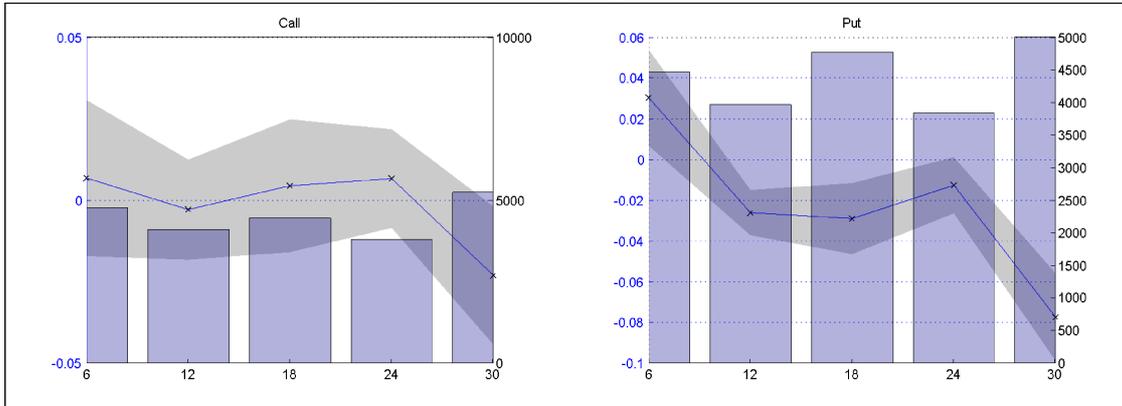
콜옵션의 경우 <표 23>과 같이 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 만기상품을 기준으로 30개월 전후에서 음의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. 이 결과는 위의 Amihud(2002) 기준에서 나타난 6개월 전후, 12개월 전후에서 유의하게 나타났던 부분이 여기서는 통계적인 유의성이 다소 떨어진 것을 확인할 수 있었다.

<표 24> 식 (16) 분석결과(풋, Roll(1984))

	6개월 전후	12개월 전후	18개월 전후	24개월 전후	30개월 전후
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
Intercept	0.32 *** (16.99)	-0.05 *** (-3.07)	-0.58 *** (-27.72)	-0.04 (-1.49)	-0.15 *** (-4.91)
Time	-0.17 *** (-12.2)	-0.03 *** (-3.39)	0.05 *** (3.98)	0.03 ** (2.42)	-0.10 *** (-3.71)
Treatment	-0.01 (-1.58)	0.08 *** (15.32)	0.14 *** (18.18)	0.04 *** (5.76)	0.15 *** (16.3)
Time•Treatment	0.03 ** (2.10)	-0.03 *** (-3.89)	-0.03 *** (-2.76)	-0.01 (-1.53)	-0.08 *** (-5.96)
Maturity	-0.33 *** (-16.55)	-0.10 *** (-11.56)	-0.14 *** (-13.67)	-0.11 *** (-13.06)	-0.13 *** (-10.15)
Term Spread	-17.40 *** (-10.53)	-0.73 * (-1.85)	7.70 *** (14.6)	7.37 *** (8.52)	-3.14 *** (-2.70)
Moneyness	0.10 *** (7.06)	0.20 *** (15.7)	0.56 *** (38.41)	0.11 *** (7.46)	0.35 *** (25.76)
(Obs.)	(4458)	(3959)	(4765)	(3828)	(4998)

<표 24>에서 풋옵션의 경우 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상시점 만기상품을 기준으로 6개월 전후에서 양의 값을 가지면서 유의하게 나타났지만 12개월 전후, 18개월 전후, 30개월 전후에서 음의 값을 가지고 유의하게 나타났다. 전반적으로 봤을 때 Roll(1984)의 경우 거래량이나 Amihud(2002) 기준보다 유의성이 덜 나타나고 있긴 하지만 많은 구간에서 음의 값을 가지면서 유의한 결과가 나타나 가설2를 통계적으로 기각하기 어렵다는 사실을 확인하였다.

<그림 6> 식 (16) 분석결과 (Roll(1984))



가설2를 검정하기 위해 식 (10)의  $Liquidity_t$ 와  $Liquidity_{t-1}$ 변수를 KOSPI200지수 기초자산 유동성지표로 거래량, Amihud(2002), Roll(1984)로 구분하여 분석하였는데  $Liquidity_t$ 와  $Liquidity_{t-1}$ 변수가 거래량과 Roll(1984)인 경우 콜옵션에서 추정 계수가 음의 값을 가지면서 유의한 경우가 많지 않았지만 Amihud(2002)에서는 대체로 추정 계수가 음의 값을 가지면서 유의하게 나타났다. 풋옵션의 경우 거래량, Amihud(2002), Roll(1984) 변수에 걸쳐 대부분 추정 계수가 음의 값을 가지면서 유의하게 나타나 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하였고 옵션가격은 감소했다고 볼 수 있으며 가설2를 기각할 수 없었다. 결과적으로 콜옵션보다는 풋옵션에서 KOSPI200지수 이러한 현상이 강하게 나타났고 이로서 가설2를 기각할 수 없다는 결론을 내렸다.

## 6. 결론

한국거래소에서 거래되는 KOSPI200지수 옵션 시장은 개장 이후 거래량 기준으로 한때 세계 1위의 거래량을 가지는 시장으로 성장하였으나 시장의 건전성 확보 차원에서 옵션 거래승수를 인상한 이후 해당 상품의 거래가 크게 위축되었다. 본 연구에서는 거래량 위축으로 인한 유동성 감소로 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격이 감소 했는지 연구하였는데 다음의 두 가지 결론을 도출하였다. 첫 번째로는 KOSPI200지수 옵션의 내재변동성과  $EGARCH$  모형을 확장한 KOSPI200지수 기초자산 변동성의 차이를 변동성 스프레드로 설정하고 거래량과 Amihud(2002), Roll(1984)와 같은 유동성 변수에 유의하게 나타났다. 이로서 변동성 스프레드는 유동성 위험이 없을 경우 높다는 것을 의미하고 이것이 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상 이후 감소했는지 Difference in Difference 분석으로 검정하였다. 그 결과 콜옵션의 경우 유동성 변수의 추정 계수가 거래량이나 Roll(1984)에서 음의 값을 가지면서 유의성이 나타나는 구간이 별로 없었지만 Amihud(2002)에서는 많은 구간에서 음의 값을 가지면서 유의성을 나타냈다. 풋의 경우 거래량, Amihud(2002), Roll(1984)에서 모두 대부분의 구간에서 추정 계수가 유의한 음의 값을 가지는 것으로 나타났다. 결과적으로 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상 이후 감소한 유동성으로 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격이 감소했다고 볼 수 있으며 이러한 현상은 콜옵션보다는 헷지 목적으로 주로 사용되는 풋옵션에서 더 강하게 나타났다고 해석할 수 있다. 결과적으로 옵션 시장 참여자들이 얻을 수 있는 이익이 옵션 거래승수 인상 이후로 감소하여 시장 참여자가 옵션 매도 행위를 할 유인이

줄어들었음을 의미하며 이것은 옵션의 수요와 공급 불균형을 발생시키는 결과로 이어질 수 있다. 또한 최근 연구 결과인 최병욱(2015)에서 풋콜패리티의 위배율이 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상이후 등가격 및 콜옵션 외가격구간을 제외하고 다른 구간에서 높아졌다고 보고되고 있는데 이것은 본 연구의 결과로 인한 현상일 수도 있다. 한편으로 KOSPI200지수 옵션 거래승수 인상으로 인한 옵션가격에 반영된 유동성 위험 프리미엄 효과가 증가하여 옵션가격 감소로 발생된 매수와 매도의 수요, 공급 불균형이 위험관리 측면에서 헷지 목적으로 옵션을 매수하고자 하는 시장 참여자들이 효과적인 헷지 전략을 실행하기 어려워졌음을 시사한다.

## 참 고 문 헌

- 강장구, 류두진, “옵션시장에서 GARCH계열 모형들의 성과 비교에 관한 연구”, 한국증권학회지, 제38권, 제2호(2009), pp. 137-176.
- 김도완, 김배호, “ELW 시장에서 요구되는 위험프리미엄이란?”, 한국증권학회지, 제45권, 제1호(2016), pp. 61-87.
- 김삼용, 이용훈, “사례연구논문 : 이분산성 시계열 모형(GARCH, IGARCH, EGARCH)들의 성능 비교”, 응용통계연구, 제19권, 제1호(2006), pp. 33-41.
- 김상환, “KOSPI200 변동성 예측성과: 주기적 모형추정과 다기간 예측”, 재무관리연구, 제32권 제1호(2015), pp. 187-213.
- 김솔, “콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과”, 선물연구, 제15권 제2호(2007), pp. 31-53.
- 김재윤, 이준희, 이준행, “회사채 스프레드의 유동성 요인 분석: 글로벌금융위기 기간을 전후하여”, 재무연구, 제27권, 제1호(2014) pp. 73-104.
- 남길남, 이효섭, 천창민, 『한국파생상품시장의 현황진단과 발전방향』, 자본시장연구원, 서울, 2015.
- 류두원, 류두진, 홍기택, “정부기관의 중소기업 포상이 나아가야할 방향: 기업 가치에 미치는 영향을 중심으로”, 한국증권학회지, 제43권 제1호(2014), pp.47-69.
- 박형진, “KOSPI200 지수 옵션시장에서 변동성 위험 프리미엄에 관한 연구”, 선물연구, 제17권 제2호(2009), pp. 67-86.
- 손경우, 김상수, “내가격 옵션의 유동성 할인가치”, 선물연구, 제22권, 제4호(2014) pp. 699-722.
- 신현열, 김자혜, 『시장지표를 활용한 자산의 유동성 평가』, 한국은행, 서울, 2013.
- 심명화, 강장구, “한국 주식시장의 매도, 매수 유동성 비대칭에 대한 연구”, 한국증권학회지, 제43권, 제2호(2014) pp. 327-358.
- 엄경식, 오승현, 한상범, “KOSPI 200 주가지수 ATM 과 OTM 옵션에 대한 전략적 투자행동의 영향”, 금융학회지, 제10권, 제2호(2005), pp. 33-67.
- 옥기율, 허화, 천성진, “KOSPI200 의 변동성 추정방법에 따른 VaR 비교 연구”, 금융공학연구, 제5권, 제1호(2006), pp. 21-39.
- 윤선흠, 최혁, “한국 주식시장의 유동성과 일중 주문불균형의 단기 수익률예측력”, 재무관리연구, 제32권, 제2호(2014) pp. 49-75.
- 이우백, “KOSPI200 옵션 거래승수 인상 조치에 따른 투자 행태 변화 분석”, 한국증권학회지, 제43권, 제1호(2014), pp. 237-277.
- 이우백, 엄철준, 박종원, “거래승수 인상이 KOSPI 200 옵션시장의 가격발견기능에 미치는 효과”, 금융안정연구, 제15권, 제2호(2014), pp. 129-159.
- 이은태, 최계명, 김진석, “ELW 시장의 가격 행태 분석”, 한국증권학회지, 제40권, 제1호(2011) pp. 1-17.
- 이치송, “거래량과 시장 변동성에 관한 연구”, 산업경제연구, 제22권 제2호(2009), pp. 495-511.
- 이형철, “기업의 유동성 자산 보유와 주식 유동성의 관계”, 대한경영학회지, 제27권 제10호(2014), pp. 1691-1710.
- 조재호, “KOSPI 200 선물·옵션 시장의 현황과 나아갈 방향”, 경제논집, 제38권, 제4호

- (2004), pp. 49-98.
- 조현우, 강형구, “KOSPI200 ELW 시장가격과 KOSPO200 옵션 시장가격간의 차이 비교와 분석”, 『2012금융학회경제학공동학술대회』, 2012.
- 진태홍, 이주희, 남주하, “거래량과 주가변화에 대한 연구”, 증권학회지, 제16권(1994), pp. 513-526.
- 최기홍, 윤성민, “한국주식시장에서 거래량이 수익률 변동성의 지속성과 비대칭성에 미치는 영향”, 산업경제연구, 제25권 제2호(2012), pp. 1729-1750.
- 최병욱, “옵션승수의 인상이 KOSPI 200 선물과 옵션시장 사이의 차익거래 효율성에 미치는 영향”, 선물연구, 제23권, 제3호(2015), pp. 323-351.
- 황관석, 박철성, “이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석”, 주택연구, 제23권 제4호(2015), pp. 157-180.
- Amihud Yakov, 2002, Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of financial markets*, 5, (1), pp. 31-56.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi, *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press, 2005.
- Charles M. C. LEE, Bhaskaran Swaminathan, 2000, Price Momentum and Trading Volume, *Journal of Finance*, 55, (5), pp. 2017-2069.
- Daniel B. Nelson, 1991, Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, 59, (2), pp. 347-370.
- Dixon, Wilfrid J, 1960, Simplified estimation from censored normal samples, *TheAnnalsofMathematicalStatistics*31(2),pp. 385-391.
- Fischer Black, Myron Scholes, 1973, The pricing of options and corporate liabilities, *The Journal of Political Economy*, 81, (3), pp. 637-654.
- Gang Li, Chu Zhang, 2011, Why are derivative warrants more expensive than options? An empirical study, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46, (1), pp. 275-297.
- George Corliss, 1977, Which root does the bisection algorithm find?, *Siam Review*, 19, (2), pp. 325-327.
- Giovanni Petrella, 2006, Option bid-ask spread and scalping risk: Evidence from covered warrants market, *Journal of Futures Market*, 26, (9), pp. 843-867.
- Harris Lawrence, 1989, S&P 500 cash stock price volatilities, *The Journal of Finance*, 44, (5), pp.1155-1175.
- Kim Soon-Ho, Kuan-Hui Lee, 2014, Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures, *Journal of Empirical Finance*, 25, pp. 112-133.
- Lesmond David A, 2005, Liquidity of emerging markets, *Journal of Financial Economics*, 77, (2), pp. 411-452.
- Menachem Brenner, Rafi Eldor, Shmuel Hauser, 2001, The price of options illiquidity, *Journal of Finance*, 56, (2), pp. 789-805.
- Reinsch Christian H., 1967, Smoothing by spline functions, *Numerische mathematik*, 10, (3), pp. 177-183.
- Robert F. Engle, 1982, Autoregressive conditional heteroscedasticity with

- estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica*, 50, (4), pp. 987-1007.
- Roll Richard, 1984 A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market, *The Journal of Finance*, 39, (4), pp. 1127-1139.
- Shin Dongheon, Baeho Kim, 2015, Liquidity and credit risk before and after the global financial crisis: Evidence from the Korean corporate bond market, *Pacific-Basin Finance Journal*, 33, pp. 38-61.
- Tim Bollerslev, 1986, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity *Journal of econometrics*, 31, (3), pp. 307-327.
- Wooldridge, J. M., 2003, Cluster-sample methods in applied econometrics, *American Economic Review*, 93, (2), pp. 133-138.
- Ypma, Tjalling J., 1995, Historical development of the Newton-Raphson method, *SIAM review*, 37, (4), pp. 531-551.