

# 장외 개별주식옵션의 내재변동성 결정요인에 관한 실증분석\*

홍창수\*\* · 백재승\*\*\* · 박윤정\*\*\*\* · 안세룡\*\*\*\*\*

## 〈요 약〉

국내 장외 개별주식옵션은 주로 증권사와 해외투자은행이 주식 구조화상품의 변동성 헤징을 위해 사용하고 있다. 본 연구는 2005년부터 2013년까지 9년간 장외에서 거래된 개별주식옵션의 자료를 분석하여 내재변동성에 영향을 미치는 결정요인에 대해 분석하였다. 내재변동성 결정요인에 사용된 변수는 Copeland et al.(2000)이 제안한 변수들을 바탕으로 기업 내적요인과 외적요인으로 나누어 분석하였다. 내재변동성 결정요인에 사용된 내적요인 변수는 현금흐름의 가중평균만기(duration), 현금흐름의 물가연동지수(indexation), 레버리지비율(leverage ratio), 고정부채비율(fixed-liability ratio)이며, 외적요인변수는 CD금리 변동성과 offer-bid 스프레드를 고려하였다. 분석결과 CD금리 변동성, offer-bid 스프레드, 현금흐름의 가중평균만기의 경우 대부분의 분석에서 통계적으로 유의한 양(+)의 결과를 보여주었다. 물가연동지수, 레버리지비율, 고정부채비율의 경우 회귀모형에 따라 상이한 결과를 얻어 강건성이 부족하였다. 다만, 물가연동지수와 고정부채비율의 경우 음(-)의 방향으로 변동성을 감소시키는 영향력을 확인하였다. 또한 금융위기 시기를 기준으로 기간을 나누어 분석한 결과, 금융위기기간 동안의 설명력이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 본 연구는 국내에서 유동성 부족으로 거의 거래가 이루어지지 않는 장내 개별주식옵션 대신에 상대적으로 유동성이 풍부한 장외 개별주식 옵션을 토대로 내재변동성 결정요인에 대해 분석한 최초 연구라는데 의의가 있으며, 추가연계증권(ELS)과 같은 주식구조화상품의 운용과 헤지에 참고할 수 있는 기업변수 및 경제변수를 발견하였다는 점에서 의미가 있다.

주제어 : 장외 개별주식옵션, 내재변동성 결정요인, 현금흐름가중평균만기, 추가연계증권(ELS), CD금리 변동성

논문접수일 : 2016년 09월 01일    논문수정일 : 2017년 02월 07일    논문게재확정일 : 2017년 03월 08일

\* 본 논문의 심사과정에서 유익한 조언을 해주신 익명의 두 심사위원께 감사드립니다. 백재승 교수는 2016학년도 한국외국어대학교 교내학술연구비의 지원을 받았습니다.

\*\* 제1저자, NICE P&I 금융공학연구소 실장, E-mail: cshong@nicepni.co.kr

\*\*\* 공동저자, 한국외국어대학교 국제금융학과 교수, E-mail: jbaek@hufs.ac.kr

\*\*\*\* 공동저자, 한림대학교 재무금융학과 교수, E-mail: yjpark@hallym.ac.kr

\*\*\*\*\* 교신저자, 한국주택금융공사 주택금융연구원 연구위원, E-mail: sahn@hf.go.kr

## I. 서 론

변동성은 미래변동성(futures volatility), 과거변동성(historical volatility), 실현변동성(realized volatility) 등을 포함하여 몇 가지로 나뉠 수 있는데 실무에서 실제변동성의 대응치로 가장 많이 사용되는 것이 내재변동성(implied volatility)이다. 잘 알려진 대로 내재변동성은 Black and Scholes(1973)가 제시한 옵션가격결정모형에 변동성을 제외한 다른 모든 변수들의 값을 대입하여 구해내는 변동성으로 옵션가격이 시장에서 결정되는 순간 시장 참여자들이 예상하는 변동성이라고 할 수 있다. 본 연구는 이렇게 장외 개별주식옵션의 가격 결정에서 중요한 역할을 하는 기초자산의 변동성의 결정요인에 관하여 분석한다.

연구를 수행하는데 있어 Copeland et al.(2000)의 모형을 중심으로 국내 장외 개별주식 옵션 내재변동성의 결정요인에 대해 기업 내적요인과 외적요인으로 나누어 분석을 실시하였다. 장내 개별주식옵션의 경우 유동성이 매우 낮은 상황으로 거래가 거의 이루어지지 않아 연구를 위한 자료수집에 한계가 있다. 이와는 대조적으로 장외 개별주식옵션은 상대적으로 유동성이 풍부한 상황으로 추가연계 구조화 상품, 예를 들어 추가연계증권(ELS)의 헤지(hedge) 수단으로 주로 사용되고 있다. 이는 국내 개별주식 변동성 파생상품시장 측면(장내 개별주식옵션 거래부재) 및 규제적인 측면(주식워런트증권(ELW)의 규제)에서 활용의 제약이 있기 때문이다. 이렇게 장외 개별주식옵션은 주로 변동성 거래목적으로 활용되며, 플레인 바닐라 콜옵션, 풋옵션, 스트래들, 분산스왑 등의 형태로 거래되고 있다.

Copeland et al.(2000)은 개별주식옵션의 내재변동성에 영향을 미치는 요인으로 다음과 같은 변수를 제시하였다. 기업 내적변수로는 현금흐름의 가중평균만기(duration), 현금흐름의 물가연동변수(indexation), 레버리지비율(leverage ratio), 고정부채비율(fixed-liability ratio)을, 기업외적변수로는 이자율옵션 변동성을 변수로 삼아 분석하였다. 본 연구에서도 위의 변수와 가까운 변수들을 사용하여 국내 장외 개별주식옵션 내재변동성을 설명하고자 하였으며, 다른 연구에서 사용된 변수도 추가하여 분석해 보았다. 실증연구를 위해 도입한 변수는 다음과 같다.

첫째, 현금흐름의 가중평균만기이다. 이는 주식 변동성의 중요한 결정요인으로, 채권의 가중평균 만기가 채권 가격 변동성 요인으로 작용하는 것과 같은 방식이다.

둘째, 현금흐름의 물가연동변수를 변동성 결정요인으로 삼았다. 그 이유는 한 기업의 주식은 여러 면에서 고정금리 채권이 아닌 지수화된 채권이라 볼 수 있기 때문이다. 개별주식의 내재변동성이 주가가 인플레이션과 금리에 연동화된 정도에 영향을 받는다는 것을

의미한다고 볼 수 있다.

셋째, 기업의 레버리지로서 레버리지는 기업의 부채가치가 금리와 기업의 가치 변화에 따라 발생하는 정보효과에 반응한다고 판단하고 분석에 포함시켰다.

넷째, 고정부채비율은 전체부채에서 장기부채가 차지하는 비율로 자본구조상에서 고정부채비율이 높을수록 주주는 금리 변동성에 대하여 보호된다고 간주하였다. 이와 함께 장외 개별주식옵션 유동성도 변수로 활용하였다.

본 장의 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. Copeland et al.(2000)의 모형에서 사용된 변수를 이용하여 분석한 결과 국내 장외 개별주식옵션 내재변동성에 대하여 CD변동성, 현금흐름의 가중평균단기는 대부분의 분석에서 유의한 양(+의) 영향을 미치는 것으로 조사되었고 본 연구에서 새로이 추가한 장외 개별주식옵션 offer-bid 스프레드의 경우도 양(+의) 값으로 나타났다. 반면에 물가연동지수, 레버리지비율, 고정부채비율의 경우 회귀모형에 따라 상이한 결과를 얻었다.

이 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서 선행연구를 살펴보고, 제 III장에서 국내 장외 개별주식옵션의 현황을 살펴본다. 그리고 제 IV장에서 이 연구에 이용한 자료와 연구방법론에 대해 설명하고, 제 V장에서 실증분석을 수행한다. 제 VI장에서 연구의 결과를 요약하고 시사점을 도출해 보았다.

## II. 선행연구

본 연구는 개별주식옵션에 대한 내재변동성 자료를 설명하는 데 도움이 되는 모형을 제시하는 데에 주요한 목적이 있다. 즉, 개별주식옵션의 내재변동성 변화를 설명할 수 있는 변수를 찾아 실무에서 이를 이용할 수 있는 가능성을 발견하고자 한다. 아울러 장외 개별주식옵션의 보다 정밀한 위험관리를 위한 여러 모형에도 사용될 수 있다고 판단된다. Copeland et al.(2000)은 영국 금융시장의 주식옵션 내재변동성 결정요인을 연구하였다. 이들은 연구에서 1991년 한 해 동안 런던국제금융선물거래소(LIFFE)에서 거래된 63개 주식옵션을 이용하여 내재변동성의 결정요인을 조사하였다. 연구결과 순이익 대비 자본투자비율과 유동부채 대비 유동자산 비율이 내재변동성에 가장 중요한 결정요인임을 발견하였다. 본 연구에서는 Copeland et al.(2000)이 제시한 개별주식옵션의 내재변동성 결정요인을 국내 개별주식옵션의 주요 내재변동성 결정요인으로 삼아 연구를 진행하였다. Copeland et al.(2000) 모형의 주요 장점은 기업의 내적인 변수가 옵션변동성에 미치는 영향변수를 찾았다는데 의의가 있으며, 국내 장외 개별주식옵션의 경우도 유동성은 높지

않으나 국내의 증권사, 은행, 헤지펀드 등 전문투자자에 의해 고차원적인 정보의 수집 및 활용에 따라 거래가 이루어지고 있다. 또한 Copeland et al.(2000)의 모형에서는 이전의 연구와 다르게 고정금리와 변동금리 부채 모두 모형에 포함되었다. 이러한 관점에서 실제 개별주식의 내적인 변수와 연관된 변동성의 움직임은 보일 가능성이 높기 때문에 동일한 변수로 검증해본다는 점에서 의의가 있을 것이다.

본 연구의 추가변동성과 관련된 변수 중 현금흐름의 가중평균만기에 관한 변수는 Macaulay (1938)가 채권의 현금흐름과 관련하여 연구한 채권의 가중평균만기, 즉 듀레이션과 연관성이 높다. 추가변동성에 관한 선행 연구로는 Lanstein and Sharpe(1978), Boquist et al.(1975), Shiller(1981)가 있으며, 그 이후에는 Copeland and Stapleton(1993)에 의해 기업 현금흐름의 불확실성에 대해 연구되었다. 또한 Leibowitz(1986)에 의해 물가연동지수(inflation indexation)에 관한 연구가 진행되었는데, 이 물가연동지수의 개념은 주식은 어떤 측면에서 고정금리 채권이라 보기보다 지수연계 채권으로 볼 수 있다는 점이 부각된 것이다. Leibowitz (1986)는 지수연동의 효과로 2년의 가중평균만기를 가진 주식을 2년의 가중평균만기를 가진 채권처럼 움직이는 상품으로 분류할 수 있다고 보았다. 한편 레버리지와 변동성의 관계에 대해 Christie(1982), Schwert(1989), Franks and Schwartz(1991)의 연구가 있는데, 추가변동성은 레버리지에 크게 영향을 받는 기업가치 변동성에 따라 움직임을 보여주었다.

한편 내재변동성 결정요인에 관한 논문은 내재변동성 곡률(curvature)에 영향을 미치는 변수를 찾자 하는 연구가 다수 진행되었다. Pena et al.(1999)의 경우 스페인 주식시장에서 IBEX-35 옵션의 행사가에 따라 나타나는 내재변동성의 곡률에 미치는 요인을 분석하였고, 그 결과 호가 스프레드로 표현되는 거래비용이 내재변동성의 곡률을 설명하는 가장 중요한 결정요인이라는 것을 발견하였다. Hafner and Wallmeier(2001)는 1995년부터 1999년까지 독일의 DAX 옵션으로 구한 내재변동성에 기초자산의 변동성의 변화와 유동성 효과가 가장 큰 영향을 준다는 결과를 얻었다.

이와 함께 내재변동성의 수준에 영향을 미치는 요인을 규명하는 연구도 진행되었다. Mixon(2002)의 연구는 Nikkei225 지수, 단기금리, 회사채·국채 수익률 스프레드 등이 S&P500 옵션의 내재변동성의 변화와 관련되어 있다고 하였다. Bollen and Whaley(2004)는 순매수압력(net buying pressure)이 내재변동성의 형태에 어떠한 영향을 미치는지 조사하였고, 이들은 내재변동성의 변화와 순매수 압력이 직접적으로 관련이 있다는 것과 풋 옵션의 매수압력이 S&P500 옵션으로 구한 내재변동성의 변화에 강하게 영향을 미치고 있다는 것을 발견하였다.

국내 KOSPI200 옵션의 내재변동성 결정요인에 대한 연구로는 김석진, 도영호(2008)와

옥기율, 이상구(2012)의 연구가 대표적이다. 김석진, 도영호(2008)는 2004년부터 2006년까지 3년 동안 KOSPI200옵션의 일별자료를 이용하여 내재변동성을 살펴보았다. 분석결과 콜옵션 등가격 시계열에서 옵션의 거래량이 적으면 적을수록, KOSPI200 지수를 구성하는 주식의 거래량이 많으면 많을수록 내재변동성이 증가하였다. KOSPI200 지수의 이동평균 값이 증가할수록, 이자율이 감소할수록, 잔존만기가 작으면 작을수록, 그리고 거시경제 공시로 인해 내재변동성이 증가함을 발견하였다. 또한 옥기율, 이상구(2012)는 KOSPI200 옵션의 내재변동성 표면의 결정모형에 관해 연구하였다. 분석결과 KOSPI200 옵션시장에서의 변동성 형태는 변동성스마일을 고려하는 것보다 변동성 기간구조를 고려하는 것이 더 높은 설명력을 가지고, 변동성 조소(volatility sneer) 현상을 고려하면 보다 나은 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 그리고 풋옵션과 하락장에서 변동성 결정모형의 설명력이 우수하여 옵션시장은 기초자산의 하락에 대해 스니어(sneer)한 현상을 나타내고 있다고 하였다.

또한 장외 개별주식옵션과 관련하여 국내에 많은 연구가 진행되지 않았으나 그 가운데 대표적인 연구로 박윤정(2012a, 2012b)을 들 수 있다. 박윤정(2012a)의 연구에서는 장외 개별주식옵션시장에서 관찰되는 내재변동성의 정보효과를 분석하였다. 주요 분석결과로 대부분의 기업에 있어 장외옵션의 내재변동성은 실제 주가수익률 변동성에 대해 역사적 변동성이 가진 정보 이외에 추가적 정보를 제공하지 못하는 것으로 나타났다. 이와 함께 글로벌 금융위기가 심화되기 이전인 2007년에는 내재변동성이 실현 변동성보다 더 낮은 변동성 스프레드 역전현상이 나타나 투자자의 위험 선호성향의 가능성을 암시한 반면 금융위기가 완화된 2009년 이후에는 이 역전 현상이 사라지고 정상화되는 구조적 변화를 발견하였다.

박윤정(2012b)은 개별주식옵션 가격구조에 대하여 잔존만기 및 가격도별로 분류하여 체계적 위험(systematic risk)의 영향을 분석하였다. 분석결과 대부분의 표본그룹에서 체계적 위험비율은 내재변동성 곡선 수준의 횡단면적 차이를 설명하는 것으로 나타났다. 또한 미국옵션 시장에서의 결과와 달리 체계적 위험 비율의 내재변동성 곡선 기울기의 횡단면적 차이에 관한 설명력은 미미하였다. 기업특성을 통제한 패널 회귀분석 결과 장기옵션 또는 외가격 콜옵션의 가격은 체계적 위험 비율보다 기업 규모(firm size) 등의 기업특성 변수에 의해 횡단면적 차이가 보다 잘 설명되는 것으로 나타났다.

### Ⅲ. 국내 장내 및 장외 개별주식옵션 현황

국내 거래소에 상장된 장내옵션의 경우 2002년 1월 28일, 국민은행, 삼성전자, SK텔레콤,

KT, POSCO, 한국전력, 현대차 등 총 7개사에 대한 주식옵션이 상장되었으며, 2011년 9월 33개 기초자산에 대한 주식옵션이 추가로 상장되었다. 상장이후 거래량은 미미하였으며, 실제적인 투기 및 헤지목적의 거래량 수준까지는 접근하지 못했다. <표 1>의 장내 개별 주식옵션 거래 통계에서 알 수 있듯이 2002년 총 57,918계약이 거래된 이후 지속적으로 감소하였다. 2014년 금융위원회에서 ‘과생상품시장발전방안’을 발표하였는데, 그 내용 중 주식옵션의 유동성 확보를 위해 기존 33개 종목에서 10개 종목(KB금융지주, LG전자, 기아자동차, 삼성전자, SK하이닉스, LG디스플레이, POSCO, 하나금융지주, 한국전력, 현대자동차)으로 축소하여 시장조성을 하고 있으나 거래량은 늘어나지 않고 있는 상황이다.

## 1. 자본시장 완비성 측면의 국내 장외 개별주식옵션 현황

### 1) 국내 장외 개별주식옵션 거래동기

장외 개별주식옵션의 거래 목적은 헤지목적, 차익거래목적, 투기거래 목적으로 이루어지고 있다. 헤지거래의 경우 보유 자산의 변동성 민감도를 상쇄할 목적으로 변동성 거래를 통해 변동성 위험을 줄일 수 있다. 차익거래의 경우 만기수익구조가 유사한 변동성 관련 상품과 비교하여 상대적으로 변동성이 과대평가된 것을 매도하고 변동성이 과소평가된 것을 매수하여 수익을 얻을 수 있다. 또한 투기거래목적의 투자자는 변동성이 상승 혹은 하락할 것으로 예측하는 경우 장외 주식 변동성 거래를 통해 수익을 낼 수 있다.

<표 1> 국내 장내 개별주식옵션 거래 통계

이 표는 2002년에 한국거래소에 상장된 장내 개별주식옵션에 관한 통계이다.

(단위: 계약 수, 백만 원)

구 분	거래량			계약금액		
	콜옵션	풋옵션	합계	콜옵션	풋옵션	전체
2002년	29,792	28,126	57,918	4,704	2,213	6,917
2003년	1,157	7,002	8,159	24	187	211
2004년	0	1	1	0	0	0
2005년	2,187	1,468	3,655	162	79	241
2006년	525	770	1,295	65	118	183
2007년	2	101	103	0	18	18
2008년	7	14	21	0	0	0
2009년	526	456	982	207	224	430
2010년	11,542	60	11,602	1,288	1	1,289
2011년	0	2	2	0	0	0
2012년	0	0	0	0	0	0

출처: 한국거래소.

## 2) 국내 장외 개별주식옵션 거래유형

장의 개별주식옵션의 거래유형은 플레인 바닐라 콜옵션, 풋옵션, 스트래들, 분산스왑의 형태로 거래가 이루어진다. 낙인 풋(knock in put)을 포함하고 있는 주가연계증권(ELS) 헤지목적의 거래가 많기 때문에 풋옵션거래가 활발하다는 것을 알 수 있다. 또한 콜옵션과 풋옵션을 동시 매수하거나 매도하는 스트래들 형태의 거래도 있다. 한편 분산스왑(variance swap)은 기초자산의 실현변동성에 대한 선도계약으로 변동성이 상승할 것으로 예상되는 경우 분산스왑의 매수 포지션을 취하며 변동성이 하락할 것으로 예상되는 경우 분산스왑의 매도포지션을 취한다.

## 3) 국내 장외 개별주식옵션 거래 현황

### (1) 장외 개별주식옵션 거래자료 원천

본 연구에서는 각 개별기업의 연차보고서(annual report)에 직접적인 반응을 보일 것으로 기대되는 2005년에서 2013년까지 매년 12월에 거래된 장외 개별주식옵션 자료를 이용하였다. 다만, 본 장에서는 2005년부터 2013년까지의 장외 개별주식옵션 시장의 전체 거래현황 설명을 위해 실증분석에서 사용된 12월 자료가 아닌 거래된 전체 표본을 사용하여 설명하였다.

본 연구에서 사용된 장외옵션 자료는 장외시장에서 거래를 중개하는 회사인 니탄(Nittan)에서 공급된 호가(quote)를 수집했으며, 정보제공회사인 Cscreen, 장외옵션을 거래하는 국내은행에서 구한 호가를 수집하였다. 장외 개별주식옵션 가운데 만기가 30일에서 367일 사이인 유동성이 풍부한 장외옵션만을 선정하였다. 장외 개별주식옵션의 경우 옵션가격이 프리미엄 형태로 고시되므로 Black and Scholes(1973)의 공식에 근거해 역산으로 내재변동성을 추출하였다.

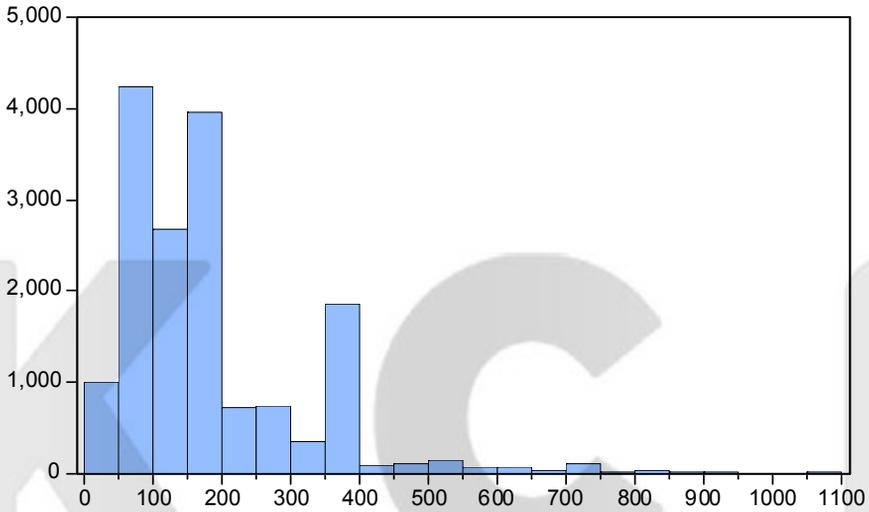
### (2) 국내 장외 개별주식옵션 기초통계

[그림 1]은 장외 개별주식옵션의 만기를 보여준다. 가로축은 영업일수, 세로축은 관측수를 나타내는 것으로 장외 개별주식옵션이 평균 182일(6개월)을 중심으로 단기물 위주의 옵션 거래가 형성되는 것을 알 수 있다. [그림 2]는 행사가격 분포를 표시한 것으로 가로축은 가격도(moneyness), 세로축은 관측수를 나타내고 있다. 행사가격은 등가격(ATM)은 1로 표준화할 경우 평균 0.96으로 0.9에서 1.1사이의 가격도에서 거래되는 것을 알 수 있다. [그림 3]은 장외 개별주식옵션 유형별 거래건수를 나타낸다. [그림 3]은 <표 2>와 동일한 내용으로 콜옵션 18%, 풋옵션 68%, 스트래들 13%의 비율로 조사되었다. 풋옵션 비율이

높은 것도 ELS의 대부분을 차지하고 있는 스텝다운형 ELS에 낙인풋옵션(knock in put option)이 내재되어 있는 영향 때문으로 판단된다.

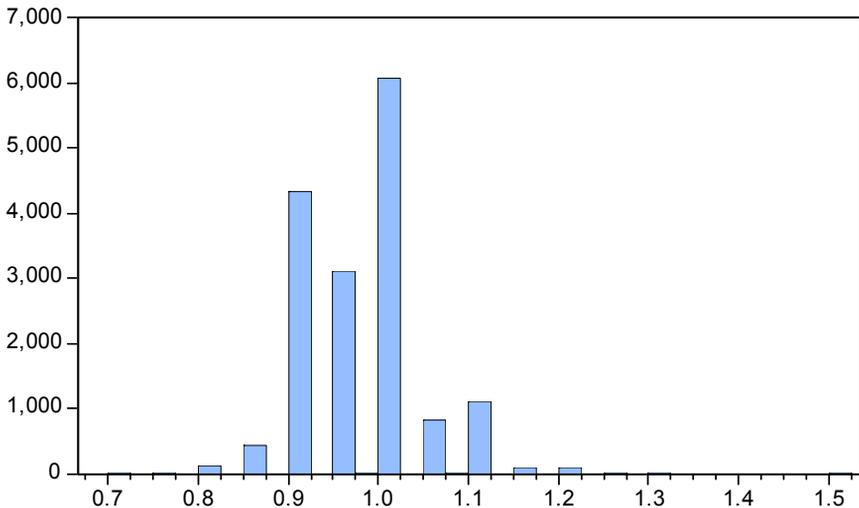
[그림 1] 장외 개별주식옵션 만기(maturity)

이 그림은 잔존만기(가로축) 별로 장외 개별주식옵션의 관측수(세로축)를 나타내고 있다. 잔존만기는 일수로 변동성 헤지목적으로 1년 이내의 옵션이 거래되고 있다.



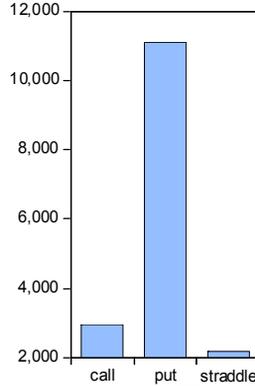
[그림 2] 장외 개별주식옵션 행사가격(strike price)

이 그림은 옵션 가격도(가로축)별로 장외 개별주식옵션의 관측수(세로축)를 나타내고 있다. 옵션 가격도의 1은 등가격(ATM)을 의미한다.



[그림 3] 장외 개별주식옵션 콜옵션, 풋옵션, 스트래들 거래건수

이 그림은 2005년 3월~2014년 6월에 거래된 장외 개별주식옵션의 유형별 거래건수를 나타낸다. 변동성 헤지 목적의 풋옵션 거래량이 월등히 많음을 알 수 있다.



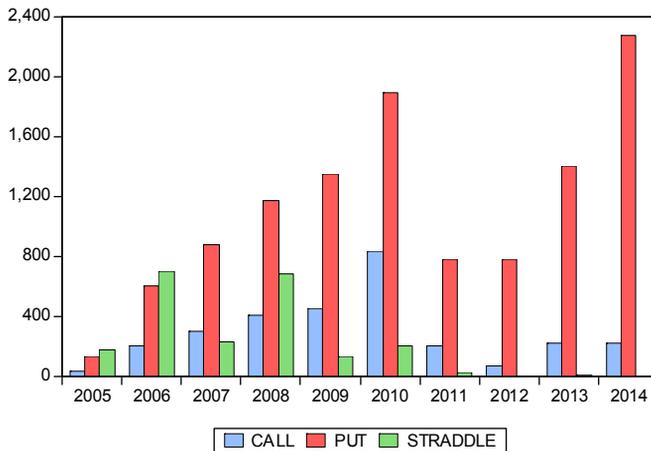
<표 2> 장외 개별주식옵션 콜옵션, 풋옵션, 스트래들 거래건수 및 비율

이 표는 2005년 3월~2014년 6월에 거래된 장외 개별주식옵션의 유형별 거래건수와 비율을 나타낸다. 풋옵션, 콜옵션, 스트래들 순으로 거래량이 많음을 알 수 있다.

구 분	건수	백분율(%)
콜옵션(Call)	2,949	18.18
풋옵션(Put)	11,106	68.46
스트래들(Straddle)	2,167	13.36
총계	16,222	100.00

[그림 4] 연도별 콜옵션, 풋옵션, 스트래들 거래건수(2005년 3월~2014년 6월)

이 그림은 2005년 3월~2014년 6월에 거래된 장외 개별주식옵션의 연도별 콜, 풋, 스트래들 거래건수를 나타낸다. 서브프라임 이후 감소했다가 점차 증가함을 알 수 있다.



[그림 4]와 <표 3>은 같은 표본을 대상으로 한 장외 개별주식옵션 연도별 콜, 풋, 스트래들 거래건수를 기록한 것이다. 앞서 설명한 것처럼 풋옵션의 비중이 가장 높으며, 2005년부터 2010년까지 거래건수가 증가하였다. 서브프라임 모기지 사태로 인한 금융위기 이후인 2011년과 2012년에는 거래건수가 감소했고, 그 이후인 2013년과 2014년에 풋옵션 위주로 거래건수가 증가했음을 알 수 있다.

<표 3> 장외 개별주식옵션 연도별 콜옵션, 풋옵션, 스트래들 거래건수

이 표는 2005년 3월~2014년 6월에 거래된 장외 개별주식옵션의 연도별 콜, 풋, 스트래들 거래건수를 나타낸다.

(단위: 계약수)

구 분	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	합계
콜옵션	37	200	306	410	456	834	200	68	220	218	2,949
풋옵션	129	608	877	1,170	1,348	1,892	781	174	1,404	2,723	11,106
스트래들	174	703	231	688	138	204	24	0	5	0	2,167
합계	340	1,511	1,414	2,268	1,942	2,930	1,005	242	1,629	2,941	16,222

## IV. 자료 및 연구방법

### 1. 자료

국내 장외 개별주식옵션은 장내거래가 거의 이루어지지 않았기 때문에 자료 수집의 한계로 인해 분석대상이 될 수 없었다. 그러던 것이 2000년 중반 이후 국내 주식 구조화 상품 시장의 활성화와 함께 이에 대한 헤지를 위해 장외시장에서의 개별주식옵션 시장이 활성화되었으며, 유동성이 아주 높은 편은 아니지만 꾸준히 거래되어 왔다.

본 연구는 앞서 설명하였듯이 2005년부터 2013년까지 9년 동안 매년 12월에 거래된 장외 개별주식옵션의 자료를 이용하여 연구하였다. 장외옵션 자료는 장외시장에서 거래를 활발히 중개하는 회사인 니탄(Nittan), 정보제공회사인 Cscreen, 장외옵션 거래 국내은행에서 구한 일별 호가를 수집하였다. 이때 거래 가격(traded price)이 존재하면 거래 가격으로부터 내재 변동성을 구하고 그렇지 않으면 매수호가(bid price)와 매도호가(offer price)의 두 가격으로부터 내재변동성을 구해 중간값을 사용하였다. 장외 개별주식옵션 가운데 만기가 30일에서 367일 사이인 옵션만을 선정하였다. 장외 개별주식옵션 시장에서 옵션 가격이 프리미엄 형태로 고시되므로 Black and Scholes(1973)의 공식에 근거해 역산으로 내재변동성을 추출하였다. 기업내적변수인 재무제표에 관한 자료는 Quantwise7을 통해 개별기업의 현금 흐름표 및 손익계산서를 입수하였으며, 기업외적변수로 삼은 이자율은 만기 91일 양도성 예금증서(CD)의 수익률을 사용했다.

## 2. 연구방법

본 연구의 목적은 내재변동성을 Copeland et al.(2000)의 변수와 더불어 국내 실정을 감안하여 다른 추가적인 변수를 포함하여 설명력의 크기와 유의성을 검증하는 것이다. 본 절에서는 연구에서 사용하는 변수에 대해 설명하고, 주요 연구방법에 대해 기술하였다. Copeland et al.(2000)의 연구에서 사용한 바에 따라 다음과 같은 가설을 설정하였다.

### 1) 현금흐름의 가중평균만기: 당기순이익 대비 자본투자비율

Copeland et al.(2000)의 연구는 기업 현금흐름의 가중평균만기(duration)는 주식 변동성의 중요한 결정요인이 될 수 있다고 주장하였다. 실제로 채권의 경우 현금흐름의 가중평균 만기를 쉽게 측정할 수 있으나 주식의 현금흐름 가중평균 만기는 직접적으로 관찰할 수 없다. 다만 Copeland et al.(2000)은 기업 현금흐름의 가중평균만기가 높은 기업일수록 성장성이 좋아 미래에 큰 현금흐름을 가진다고 보았고, 반대로 낮은 가중평균만기의 기업은 현재의 현금흐름은 좋으나 미래에 쇠락할 것으로 전망할 수 있다고 보았다. 따라서 짧은 가중평균만기를 가진 기업에 비해 긴 가중평균만기를 가진 기업의 경영진이 미래에 대해 낙관적인 전망을 가지고 더 많은 투자를 할 것으로 생각하였다. 투자를 늘린 기업은 곧바로 현금흐름의 가중평균만기가 증가하게 되며, 따라서 투자수준은 기업 현금흐름의 가중평균 만기에 관한 경영자들의 좋은 예측치(indicator)로 삼을 수 있다고 판단했다. 따라서 Copeland et al.(2000)은 직접 관찰할 수 없는 기업 현금흐름의 가중평균 만기 대신에 그 대응치로 순이익 대비 자본투자 비율을 사용했으며, 본 연구에서도 해당 기업의 지난 5년간의 총투자를 당기순이익으로 나눈 변수를 현금흐름의 가중평균만기로 보아 연구를 진행하였다. 이러한 내용에 비추어 볼 때 현금흐름의 가중평균만기는 장외 개별주식옵션의 내재변동성에 유의한 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미칠 것으로 기대된다.

*가설 1: 현금흐름의 가중평균만기는 장외 개별주식옵션 내재변동성에 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미친다.*

### 2) 현금흐름의 물가연동지수: 유동부채 대비 유동자산비율

Copeland et al.(2000)은 이자율 변동성의 주요원인 중 하나로 인플레이션 기대의 변화를 제시하였다. 따라서 현금흐름의 물가연동변수가 기업의 내재변동성에도 영향을 미치게 되는데, 운전자본(working capital)에 대한 요구가 상대적으로 낮은 기업은 상대적으로 인플레이션에 잘 적응한다는 원리로 적용한 변수가 현금흐름의 물가연동지수(indexation)이다. 그러므로

물가연동지수는 현금흐름의 기댓값과 이자율간의 공분산을 잘 포착할 수 있게끔 계산되어야 한다. Copeland et al.(2000)은 운전자본이 큰 기업은 인플레이션에 낮게 연동될 것이라 기대할 수 있으며, 반대로 운전자본이 낮은 혹은 음(-)인 기업은 물가연동 정도가 높을 것을 기대할 수 있다고 보았다. 본 연구에서도 Copeland et al.(2000)이 사용한 유동부채 대비 유동자산 비율을 물가연동지수의 대용치로 생각하고 연구를 수행하였다. 따라서 물가연동지수가 장외 개별주식옵션의 내재변동성에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

가설 2: 물가연동지수는 장외 개별주식옵션 내재변동성에 음(-)의 영향을 미친다.

### 3) 레버리지비율

이론적으로 주식변동성은 자기자본과 타인자본과의 비율(debt-equity ratio)과 관련성이 높다. 본 연구에서 레버리지비율(leverage ratio)은 식 (1)과 같이 부채의 명목가치 대비 기업 전체가치(시가총액)의 비율로 계산하였다. 국내에서 사용되는 레버리지비율은 이자보상비율, 자기자본비율, 부채비율이 주로 사용되고 있으나 본 연구에서는 Copeland et al. (2000)이 제시한 방식을 토대로 각 기업의 레버리지비율과 내재변동성과의 관계를 분석하였다. 레버리지비율이 높을수록 내재변동성을 증가할 것으로 기대하여 내재변동성과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있다.

$$L_j = \frac{\text{우선자본}(\text{preference capital}) + 1\text{년내 차입금} + \text{장기차입금}}{\text{기업 전체가치(시가총액)}} \quad (1)$$

가설 3: 레버리지는 장외 개별주식옵션 내재변동성에 양(+)의 영향을 미친다.

### 4) 고정부채비율

Copeland et al.(2000)은 자본구조에서 고정부채비율(FL, fixed-liability ratio)은 두 가지 측면에서 관찰하기 어려운 변수로 지적하고 있다. 첫째, 많은 기업의 경우 고정금리와 변동금리 부채를 구별하기 어려우며, 둘째, 변동금리를 고정금리로 바꿀 수 있는 부외거래 즉, 스왑, 선도거래, 이자율옵션이 있으므로 고정금리부채의 유효 비율을 정확하게 측정하기 어렵다고 보았다. 자본구조상 고정금리부채가 더 크면 클수록 주주는 이자율변동에 대해 보호받을 수 있다고 본 것이다.

앞서 언급한 레버리지비율은 부채조달을 통해 해당 기업의 절대적인 리스크 노출 정도를 확대시킨다는 측면에서 내재변동성을 증가시킬 것으로 기대되는 반면에, 조달된 부채 가운데 고정금리부채가 많을수록 부채 이자지급액의 변화가 감소하므로 해당 기업의 부채

관련 리스크를 감소시킨다는 측면에서 내재변동성을 감소시키는 역할을 할 수 있다고 판단된다. 다만 본 연구에서 고정부채비율은 식 (2)와 같이 장기부채를 총부채로 나눈 비율을 변수로 삼아 분석을 수행하였다. 일반적으로 국내에서 고정부채비율은 고정부채를 자기자본으로 나눈 비율로 자기자본의 몇 퍼센트에 해당하는 고정부채가 있는가를 나타낸 것이다. 이에 반해 본 연구에서 사용한 고정부채비율은 식 (2)에서 제시한 산식대로 장기부채를 총부채로 나눈 비율을 의미한다.

$$F_i = \frac{\text{장기부채 (long term debt)}}{\text{총부채 (total debt)}} \quad (2)$$

가설 4: 고정부채비율은 장외 개별주식옵션 내재변동성에 음(-)의 영향을 미친다.

### 5) 이자율변동성

이자율변동성은 장외 개별주식옵션 내재변동성의 결정요인 중 외부적 요인에 해당하는 변수이다. Pena et al.(1999), Hafner and Wallmeier(2001), Mixon(2002) 등은 거시경제 공시 변수를 사용함으로써 거시경제에 대한 소식이 내재변동성에 영향을 미치는지 살펴보았다. Copeland et al.(2000)의 모형에서는 이자율옵션의 내재변동성을 변수로 도입하였는데, 파운드화 3개월 Libor 옵션을 이용하였다. 본 연구에서는 국내에 원화 이자율옵션인 Cap과 Swaption의 단기 이자율옵션 변동성이 존재하고 있으나 Copeland et al.(2000)에서 사용된 유사한 만기의 이자율옵션 변동성을 찾기 힘들어 CD 금리의 과거 1개월 변동성을 이용하여 연구를 진행하였다. 이자율 변동성은 기업이익에 영향을 미치는 주요한 외부변수로 내재변동성에 중요한 역할을 할 것으로 기대한다.

가설 5: 이자율 변동성은 장외 개별주식옵션 내재변동성에 양(+)의 영향을 미친다.

### 6) 장외 개별주식옵션 유동성

본 연구에서는 Copeland et al.(2000)의 모형에는 제시되어 있지 않으나 Pena et al. (1999)의 연구에서 밝힌 바와 같이 장외옵션의 특성 중 중요한 요소인 옵션거래 유동성도 내재변동성 결정요인에 포함시켜 분석한다. Pena et al.(1999)는 거래비용이 내재변동성의 곡률을 설명하는 중요한 변수라고 밝혔고, 김석진, 도영호(2008)는 KOSPI200 옵션의 일별 자료 분석에서 옵션의 거래량이 적으면 적을수록 내재변동성이 증가하는 것을 보여주었다. 본 연구에서는 유동성 변수로 거래비용이라 볼 수 있는 장외 개별주식옵션의 offer-bid 스프레드(offer 가격률에서 bid 가격률을 차감한 값)를 설정한다. 김석진, 도영호(2008)의

연구와 같이 유동성이 낮을수록 내재변동성은 증가하는 음(-)의 관련성이 나타나는지 살펴보기로 한다.

가설 6: 거래유동성은 장외 개별주식옵션 내재변동성에 음(-)의 영향을 미친다.

### 3. 연구모형

이상과 같은 변수를 포함하여 장외 개별주식옵션의 내재변동성의 결정요인에 대해 설명하고자 아래와 같은 연구모형을 구성하였다. 지금까지 설명한 변수를 모두 포함한 회귀식 (regression equation)은 다음 식 (3)과 같다. 장외 개별주식옵션 내재변동성을 종속변수로 각각의 기업내적 변수(현금흐름의 가중평균만기, 물가연동변수, 레버리지비율, 고정부채비율)와 외적변수(CD금리 변동성, offer-bid 스프레드)를 독립변수로 보아 연구를 진행한다.

$$\log(IV_t) = \beta_0 + \beta_1 CD_t + \beta_2 Duration_t + \beta_3 Indexation_t + \beta_4 Leverage_t + \beta_5 FLratio_t + \beta_6 Offer-Bid_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서,

- $\log(IV_t)$ : 기업  $i$ 의  $t$ 시점 장외주식옵션 내재변동성의 자연로그
- $CD_t$ :  $t$ 시점 기준 최근 1개월 CD금리 변동성
- $Duration_t$ : 기업  $i$ 의  $t$ 시점 현금흐름의 가중평균만기
- $Indexation_t$ : 기업  $i$ 의  $t$ 시점 현금흐름의 물가연동지수
- $Leverage_t$ : 기업  $i$ 의  $t$ 시점 레버리지비율
- $FLratio_t$ : 기업  $i$ 의  $t$ 시점 고정부채비율
- $Offer-Bid_t$ :  $t$ 시점 장외 개별주식옵션 매수-매도 스프레드

## V. 실증분석

### 1. 장외 개별주식옵션 자료 선정과 상관분석

Copeland et al.(2000)이 제기한 바와 같이 횡단면 분석에 사용되는 내재변동성 추출을 위해 연간 변동성을 평균하여 사용하는 것을 고려해 보았다. 하지만 Copeland et al.(2000)의 연구에서는 실제 연간 재무제표가 공시되는 시점과 가장 가까운 기준일로 12월 19일에 거래된 데이터로 모형을 검증했다. 본 연구에서 각 기업의 내적변수는 각 기업의 annual report에 나타난 변수들이므로 이 변수들이 시장에 가장 잘 반영되어 있는 기간은 12월

<표 4> 장외 개별주식옵션 자료 요약

아래의 표는 옵션유형별, 가격도별, 잔존만기별 가격개수와 내재변동성 평균을 나타낸다. 표본기간은 2005년 5월부터 2013년까지 12월에 거래된 데이터만을 표본으로 사용하였다. 가격도(K/S)는 행사가(K)를 현재가(S)로 나눈 비율로 표시하였다. 스트래들의 경우 가격도가 1이 아닌 경우는 거의 존재하지 않았다.

옵션 유형	가격도 (K/S)	가격 개수			내재변동성		
		잔존만기			잔존만기		
		30~92	93~184	185~367	30~92	93~184	185~367
풋옵션	0.8	0	5	2	-	0.4221	0.2869
	0.85	4	23	2	0.5515	0.3683	0.3507
	0.9	70	254	49	0.3169	0.3230	0.3005
	0.95	68	73	34	0.3819	0.3173	0.2877
	1	56	181	49	0.3151	0.3402	0.3140
콜옵션	1	16	26	9	0.3272	0.2937	0.3398
	1.05	28	29	9	0.2874	0.2453	0.2145
	1.1	32	36	5	0.3607	0.4114	0.2416
	1.15	1	2	3	0.2433	0.8123	0.5909
	1.2	1	7	4	0.3324	0.5745	0.4986
스트래들	1	13	41	82	0.3557	0.4347	0.3582

이라고 보았다. 이에 따라 2005년부터 2013년까지 연도별로 12월에 거래된 기록만을 바탕으로 각 기업의 재무변수와 옵션의 내재변동성을 대응시켜 분석하였다.

<표 4>는 본 연구에서 사용한 장외 개별주식옵션 자료 표본에 옵션 종류, 가격도와 만기에 따라 표본 개수와 내재변동성의 평균을 나타낸 것이다. <표 4>를 살펴보면 앞서 언급한 것과 같이 유동성이 높은 30일에서 367일까지의 잔존만기의 옵션을 이용하였으며, 주가연계증권의 헤지에 사용되는 개별주식 풋옵션의 관측개수가 콜옵션이나 스트래들 등 기타 옵션에 비해 매우 많다는 것을 알 수 있다. <표 5>는 2005년부터 2013년까지 연도별 12월에 거래된 장외 개별주식옵션의 기초통계량에 관해 조사한 내역을 보여주고 있다. 콜옵션 18개 기업, 풋옵션 26개 기업, 스트래들 18개 기업이 각 표본으로 선정되었다. 12월에 거래된 옵션거래 중에서도 풋옵션으로 거래된 기업들이 더 많다는 것을 알 수 있다. 평균, 중위값, 최댓값, 최솟값 등의 기초통계량과 함께 기업별 표본수도 <표 5>의 마지막 칼럼에 표기하였다. 삼성, LG, POSCO, 현대중공업, 한국전력 등의 기업 군이 표본에 다수 포함되어 있음을 보여준다. 분석에 사용된 변수들 간의 상관관계수는 <표 6>~<표 8>에 기재하였다. 표의 결과 수치에서 확인할 수 있듯이 독립변수간의 상관관계가 유의한 변수가 다수 존재하고 유의성도 발견되어 내재변동성에 영향을 미치는 변수에 대한 세밀한 분석이 필요하다는 점을 시사하고 있다. 이러한 점을 고려하여 횡단면회귀분석을 통해 각 변수가 가지는 영향력을 살펴보았다. 횡단면회귀분석은 식 (3)에서 설명한 바와 같이 개별 변수와 모든 변수를 포함한 회귀식으로 분석하였고 이에 대한 결과를 <표 10>~<표 13>에 기재하였다.

<표 5> 장외 개별주식옵션 내재변동성의 기초통계량

아래의 표는 2005년부터 2013년까지 연도별 12월에 거래된 장외 개별주식옵션의 기초통계량에 관해 조사한 내역을 보여주고 있다. 콜옵션 18개 기업, 풋옵션 26개 기업, 스트래들 18개 기업이 각 표본으로 선정되었다. 12월에 거래된 옵션거래 중에서도 풋옵션으로 거래된 기업들이 더 많다는 것을 알 수 있다.

옵션종류	기업명	평균	중위값	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도	표본수
콜 옵션	KT	0.15	0.16	0.19	0.13	0.02	0.09	1.45	8
	LG디스플레이	0.46	0.39	0.89	0.27	0.21	1.14	3.02	12
	LG전자	0.38	0.33	0.77	0.24	0.15	1.89	4.88	21
	LG화학	0.24	0.24	0.24	0.23	0.00	0.00	1.00	2
	OCI	0.51	0.50	0.51	0.50	0.00	0.59	1.50	3
	POSCO	0.35	0.27	0.89	0.23	0.18	1.81	5.11	24
	SK텔레콤	0.12	0.12	0.13	0.11	0.01	0.00	1.00	2
	SK하이닉스	0.38	0.40	0.48	0.30	0.07	0.00	1.25	17
	기아차	0.37	0.36	0.39	0.35	0.02	0.43	1.50	3
	두산중공업	0.38	0.38	0.38	0.38	N.A	N.A	N.A	1
	삼성SDI	0.37	0.36	0.58	0.19	0.20	0.06	1.09	4
	삼성전기	0.29	0.29	0.31	0.27	0.01	-0.39	1.75	12
	삼성전자	0.31	0.27	0.78	0.12	0.14	1.49	4.92	42
	삼성중공업	0.33	0.33	0.33	0.33	N.A	N.A	N.A	1
	한국전력	0.29	0.22	0.71	0.18	0.18	1.63	3.80	22
	현대모비스	0.27	0.27	0.30	0.23	0.05	-0.00	1.00	2
	현대중공업	0.47	0.37	0.87	0.30	0.22	0.99	2.15	11
	현대차	0.29	0.23	0.81	0.19	0.14	2.61	10.0	21
풋 옵션	KT	0.23	0.22	0.32	0.18	0.04	0.65	2.09	19
	LG디스플레이	0.37	0.32	0.97	0.30	0.15	3.24	12.5	54
	LG전자	0.30	0.28	0.52	0.22	0.06	2.41	8.61	69
	LG화학	0.29	0.27	0.43	0.16	0.06	1.44	5.11	30
	OCI	0.31	0.31	0.32	0.28	0.01	-0.86	3.53	29
	POSCO	0.33	0.28	1.04	0.18	0.17	2.78	9.94	107
	SK	0.41	0.36	0.99	0.32	0.18	2.92	9.75	12
	SK텔레콤	0.25	0.25	0.26	0.23	0.01	-0.78	2.30	10
	SK하이닉스	0.39	0.39	0.49	0.31	0.05	0.14	1.86	25
	S-OIL	0.24	0.25	0.27	0.21	0.01	-0.55	3.99	26
	기아차	0.30	0.26	0.45	0.16	0.08	0.39	2.10	20
	두산중공업	0.43	0.43	0.45	0.42	0.01	0.00	1.00	2
	롯데케미칼	0.33	0.34	0.34	0.32	0.00	-1.33	3.57	16
	삼성SDI	0.39	0.31	0.33	0.27	0.02	-1.08	2.52	9
	삼성물산	0.35	0.36	0.38	0.30	0.02	-1.68	4.55	7
	삼성전기	0.31	0.30	0.34	0.28	0.01	0.46	1.63	48
	삼성전자	0.31	0.30	0.89	0.15	0.08	4.05	25.6	94
	삼성중공업	0.54	0.42	1.22	0.32	0.33	1.51	3.43	16
삼성테크윈	0.26	0.26	0.26	0.25	0.00	-1.23	4.31	24	
한국전력	0.33	0.28	1.02	0.21	0.17	2.68	9.21	40	
현대건설	0.27	0.27	0.28	0.25	0.00	-0.97	3.80	27	

	현대모비스	0.32	0.28	0.47	0.25	0.06	0.72	2.08	53
	현대미포조선	0.32	0.32	0.33	0.32	0.00	0.04	1.50	3
	현대제철	0.33	0.31	0.45	0.29	0.04	1.90	5.17	30
	현대중공업	0.39	0.37	1.04	0.29	0.12	4.42	23.1	61
	현대차	0.33	0.29	0.49	0.23	0.07	0.23	1.40	40
스트래들	LG디스플레이	0.47	0.46	0.57	0.33	0.07	-0.43	3.13	8
	LG전자	0.35	0.27	0.57	0.23	0.12	0.69	1.90	10
	LG화학	0.42	0.39	0.48	0.37	0.04	0.35	1.22	5
	POSCO	0.33	0.38	0.49	0.24	0.08	0.14	1.54	23
	SK	0.43	0.47	0.52	0.29	0.08	-0.78	2.38	5
	SK하이닉스	0.41	0.42	0.45	0.31	0.05	-1.23	2.93	10
	S-OIL	0.30	0.31	0.31	0.28	0.01	-0.94	2.44	5
	기아차	0.23	0.23	0.27	0.19	0.06	0.00	1.00	2
	대우조선해양	0.48	0.48	0.51	0.46	0.01	0.15	1.93	4
	두산중공업	0.54	0.53	0.60	0.49	0.05	0.23	1.32	4
	삼성물산	0.46	0.46	0.50	0.43	0.03	0.05	1.50	3
	삼성전자	0.30	0.28	0.45	0.21	0.05	0.98	4.01	21
	삼성중공업	0.40	0.39	0.44	0.37	0.02	0.48	1.69	11
	한국전력	0.38	0.25	0.71	0.23	0.21	0.78	1.73	6
	현대모비스	0.33	0.33	0.33	0.32	0.00	-0.18	1.32	5
	현대미포조선	0.48	0.48	0.48	0.48	N.A	N.A	N.A	1
	현대중공업	0.46	0.46	0.50	0.43	0.02	0.21	1.67	5
현대차	0.40	0.40	0.51	0.29	0.06	-0.03	3.68	8	

<표 6> 상관분석: 풋옵션

각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. offer-bid는 offer 가격물에서 bid 가격물을 차감한 값이다. ( )의 값은 t-값이고 \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다.

구 분	내재 변동성	CD 변동성	Offer-Bid	Duration	Indexation	Leverage	FL ratio
내재 변동성	1.00						
CD 변동성	0.70*** (29.38)	1.00					
Offer-Bid	0.67*** (26.81)	0.46*** (15.56)	1.00				
Duration	0.08** (2.53)	0.00 (0.23)	0.01 (0.35)	1.00			
Indexation	-0.07** (-2.16)	-0.01 (-0.51)	-0.08*** (-2.65)	0.08** (2.41)	1.00		
Leverage	0.01 (0.32)	0.02 (0.59)	0.05 (1.61)	-0.08** (-2.37)	-0.40*** (-12.87)	1.00	
FL ratio	-0.04 (-1.25)	0.05* (1.66)	-0.00 (-0.01)	-0.33 (-10.45)	0.05 (1.74)	0.35*** (11.33)	1.00

<표 7> 상관분석: 콜옵션

각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. offer-bid는 offer 가격률에서 bid 가격률을 차감한 값이다. ( )의 값은 t-값이고 \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다.

구 분	내재 변동성	CD 변동성	Offer-Bid	Duration	Indexation	Leverage	FL ratio
내재 변동성	1.00						
CD 변동성	0.64*** (12.02)	1.00					
Offer-Bid	0.74*** (15.97)	0.62*** (11.34)	1.00				
Duration	0.19*** (2.86)	0.07 (1.02)	0.12* (1.86)	1.00			
Indexation	-0.02 (-0.33)	0.00 (0.02)	-0.07 (-1.12)	0.15** (2.28)	1.00		
Leverage	0.04 (0.67)	-0.01 (-0.16)	0.06 (0.97)	-0.26*** (-3.89)	-0.68*** (-13.60)	1.00	
FL ratio	-0.16** (-2.38)	-0.10 (-1.47)	-0.10 (-1.50)	-0.47*** (-7.79)	-0.00 (-0.14)	0.28*** (4.31)	1.00

<표 8> 상관분석: 스트래들

각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. offer-bid는 offer 가격률에서 bid 가격률을 차감한 값이다. ( )의 값은 t-값이고 \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다.

구 분	내재 변동성	CD 변동성	Offer-Bid	Duration	Indexation	Leverage	FL ratio
내재 변동성	1.00						
CD 변동성	0.13 (1.62)	1.00					
Offer-Bid	0.62*** (9.22)	0.12 (1.46)	1.00				
Duration	0.00 (0.02)	-0.04 (-0.53)	-0.07 (-0.85)	1.00			
Indexation	-0.23*** (-2.80)	-0.08 (-0.99)	-0.28*** (-3.43)	-0.02 (-0.28)	1.00		
Leverage	0.09 (1.07)	0.17** (2.05)	0.26*** (3.12)	0.02 (0.29)	-0.39*** (-5.00)	1.00	
FL ratio	0.05 (0.60)	0.18** (2.21)	0.03 (0.45)	0.18** (2.16)	0.34*** (4.31)	0.43*** (5.56)	1.00

## 2. 내재변동성에 대한 이익 공시효과 분석

본 연구의 첫 번째 실증분석은 내재변동성에 대한 이익 공시효과에 관한 것으로 분기 이익 공시일 전후 두 개의 기준일(reference date)에 대해 내재변동성의 반응을 분석해 보았다. 공시일 전후의 비교를 위해 각 개별주식옵션에서 각 기간에 거래가 있었던 종목 가운데 가격도가 1인 종목만을 선정하고, 만기 수준 별로 구분하여(만기 92일 이하인 옵션과 93일 이상인 옵션으로 구분) 비교분석하였다. <표 9>의 결과에서 A/B는 각 기간 내 내재변동성이 감소한 경우의 수/전체 경우의 수를 나타낸다. Copeland et al.(2000)은 이익공시일 전에 변동성이 증가하였다가 정보의 불확실성이 제거되는 이익공시일 이후 변동성이 감소하는 패턴을 보이는 것이 일반적이라 보았다.

<표 9> 내재변동성에 대한 이익공시효과 분석

아래의 표는 내재변동성에 대한 이익공시 효과를 분석한 표이다. 각 기간별로 나누어서 이익공시효과를 살펴보았다. 1 기간은 (공시일-14일)~(공시일-8일), 2기간 (공시일-7일)~(공시일-1일), 3기간 (공시일)~(공시일+6일), 4기간 (공시일+7일)~(공시일+13일)이다. 각 표에서 A/B는 각 기간 내 내재변동성이 감소한 경우의 수/전체 경우의 수를 의미한다. 각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. ( )은 비율에 대한 Z통계량이다.

기 간	풋옵션	콜옵션	스트레들
1기간~2기간	24/51 (-0.5094)	7/15 (-0.3127)	22/39 (1.0013)
1기간~3기간	11/29 (-1.5266)	8/11** (1.9813)	20/37 (0.6121)
1기간~4기간	12/26 (-0.4742)	8/8*** (4.0000)	20/45 (-0.8958)
2기간~3기간	20/46 (-1.0597)	9/14 (1.3702)	21/38 (0.8085)
2기간~4기간	23/36** (2.1337)	5/11 (-0.3636)	15/40 (-1.8540)

<표 9>에서 풋옵션의 경우 2기간~4기간에서 5% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 콜옵션의 경우 1기간~3기간에서 5% 수준에서 유의하였고, 1기간~4기간에서는 1% 수준에서 유의한 결과를 보여주었다. 하지만 표본의 수가 적어 향후 보다 많은 자료를 확보하고 이를 이용한 분석이 필요한 것으로 판단된다. Copeland et al.(2000)의 분석결과에서도 단기옵션에 대해서만 공시일전까지 내재변동성이 상승했다가 공시일 이후 감소하는 현상이 관측되었다.

### 3. 내재변동성과 각 변수들 간의 횡단면회귀분석<sup>1)</sup>

본 연구에서는 각 변수간의 상관관계의 정도에 따라 발생하는 다중공선성을 배제하면서 각 변수가 개별주식옵션의 내재변동성에 미치는 영향을 분석하고자 <표 10>~<표 12>까지 옵션종류별로 횡단면회귀분석을 시행하였다. 아울러 각 회귀식의 결정계수를 통해 각각의 변수의 영향력을 살펴보았다. <표 10>에서 풋옵션의 내재변동성에 대한 분석 결과를 살펴보면 먼저 기업 외적요인인 CD변동성과 offer-bid 스프레드는 모두 강한 양(+)<sup>2)</sup>의 관계를 보여주는 것을 확인할 수 있다. 이는 대표 이자율의 변동이 커짐에 따라, 또한 유동성이 감소함에 따라 개별기업의 내재변동성이 증가한다는 것을 보여주고 있다.

<표 10> 횡단면회귀분석: 풋옵션

아래의 표는 풋옵션의 내재변동성을 종속변수로 해당 변수를 독립변수로 두어 실행한 회귀분석 결과이다. 독립변수를 추가함에 따라 변화하는 통계량을 확인할 수 있다. 각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. ( )안의 값은 t-value이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%, 유의수준을 나타낸다.

구 분	회귀식 (1)	회귀식 (2)	회귀식 (3)	회귀식 (4)
CD변동성	6.17*** (16.91)	6.20*** (17.04)	6.20*** (17.05)	6.25*** (17.19)
Offer-Bid	0.07*** (11.48)	0.07*** (11.22)	0.07*** (11.25)	0.07*** (11.20)
Duration	0.00*** (5.26)	0.00*** (5.49)	0.00*** (5.41)	0.00*** (4.35)
Indexation		-0.03*** (-2.70)	-0.04*** (-3.02)	-0.03** (-2.36)
Leverage			-0.03 (-1.35)	-0.01 (-0.35)
FL ratio				-0.09** (-2.03)
Adj. R <sup>2</sup>	0.479	0.481	0.481	0.483

그리고 기업의 현금흐름의 가중평균자기 역시 모든 단계에서 강한 양(+)<sup>2)</sup>의 관계를 보여주고 있는데, 이는 Copeland et al.(2000)이 제시한 바와 같이, 투자가 많은 기업일수록 시장에서 판단하는 불확실성이 커지는 것으로 나타났다. 한편 물가연동지수는 음(-)<sup>2)</sup>의 유의한 관계를 나타냈으며, 역시 Copeland et al.(2000)이 제시한 바와 같이 인플레이션에

1) 장외 개별주식옵션 자료는 패널적인 성격을 가지고 있어 패널 분석이 시행되어야 하나, 장외 개별주식이 거래자간의 필요에 의해 장외에서 거래되는 특성으로 같은 날짜에 기업별 개별주식옵션이 거래되지 않는 특성(패널분석 시 대부분의 결측치 발생)으로 본 연구에서 패널분석을 실시하지 못하였다.

잘 적응한 기업의 내재변동성이 낮음을 시사하고 있다. 레버리지의 경우 풋옵션에서 유의성이 확인되지 않았으며, 고정부채비율은 회귀식 4에서 5% 유의수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 11> 횡단면회귀분석: 콜옵션

아래의 표는 콜옵션의 내재변동성을 종속변수로 해당 변수를 독립변수로 두어 실행한 회귀분석 결과이다. 독립변수를 추가함에 따라 변화하는 통계량을 확인할 수 있다. 각 변수는 식(3)에 설명된 바와 같다. ( )안의 값은 t-value이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%, 유의수준을 나타낸다.

구 분	회귀식 (1)	회귀식 (2)	회귀식 (3)	회귀식 (4)
CD변동성	2.82*** (4.02)	2.82*** (3.99)	2.83*** (4.00)	2.77*** (3.93)
Offer-Bid	0.11*** (7.87)	0.11*** (7.81)	0.11*** (7.74)	0.11*** (7.74)
Duration	0.00*** (3.15)	0.00*** (3.08)	0.00*** (3.12)	0.00*** (2.18)
Indexation		0.00 (0.12)	0.02 (0.47)	0.04 (0.87)
Leverage			0.08 (0.56)	0.16 (1.02)
FL ratio				-0.23 (-1.47)
Adj. R <sup>2</sup>	0.503	0.501	0.499	0.502

<표 11>은 콜옵션의 내재변동성 결정요인 분석 결과를 담고 있다. 풋옵션과 동일하게 두 외적요인인 CD변동성과 offer-bid 스프레드는 강건한 양(+)의 관계를 나타내고 있다. 현금흐름의 가중평균만기의 경우 콜옵션의 내재변동성의 분석 결과에서도 여전히 강한 유의성을 나타내었다. 계수값의 부호 역시 동일하게 나타난 것으로 볼 때 이 두 외적요인과 듀레이션 변수는 국내 개별주식옵션의 내재변동성의 중요한 결정요인으로 간주할 수 있다. 물가연동지수, 레버리지비율, 고정부채비율은 풋옵션에서와 달리 유의적인 의미를 보이지 않는 것으로 나타났다.

<표 12>에 나타난 바와 같이 스트래들 옵션의 경우 기업 외적요인 가운데 CD변동성에 유의한 결과가 나타나지 않았고, offer-bid 스프레드에 대해선 앞선 풋옵션과 콜옵션의 결과와 유사한 결과를 보여주었다. 앞선 풋옵션과 콜옵션과 달리 레버리지비율에서 강한 음(-)의 방향으로 유의한 관계를 보여주었으며, 물가연동지수의 경우에도 회귀식 (4)에서 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값 결과를 나타냈다. 따라서 두 변수가 풋옵션 및 콜옵션과는 달리 합성옵션인 스트래들 옵션의 변동성을 낮추는 것을 알 수 있다.

<표 12> 횡단면회귀분석: 스트래들

아래의 표는 스트래들의 내재변동성을 종속변수로 해당 변수를 독립변수로 두어 실행한 회귀분석 결과이다. 독립변수를 추가함에 따라 변화하는 통계량을 확인할 수 있다. 각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. ( )안의 값은 t-value이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다.

구 분	회귀식 (1)	회귀식 (2)	회귀식 (3)	회귀식 (4)
CD변동성	0.37 (0.27)	0.31 (0.23)	0.68 (0.50)	0.25 (0.18)
Offer-Bid	0.04*** (8.59)	0.04*** (8.01)	0.04*** (8.31)	0.04*** (8.23)
Duration	0.00 (0.93)	0.00 (0.88)	0.00 (0.97)	0.00 (0.47)
Indexation		-0.02 (-0.83)	-0.05 (-1.46)	-0.10** (-2.20)
Leverage			-0.23** (-1.97)	-0.41*** (-2.59)
FL ratio				0.24 (1.65)
Adj. R <sup>2</sup>	0.350	0.348	0.363	0.371

<표 13> 내재변동성과 기업내적변수 및 이자율 변동성 간 횡단면회귀분석

아래의 표는 내재변동성에 대해 옵션유형과 가격도별로 분석한 회귀분석 결과이다. 풋옵션 전체표본, 행사가격이 1인 등가격옵션, 행사가격이 1보다 작은 외가격옵션에 대해 분석하였다. 또한 콜옵션에 대해서도 전체표본, 행사가격이 1인 등가격옵션, 행사가격이 1보다 큰 외가격옵션의 결과를 보여주고 있다. 각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. ( )안의 값은 t-value이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다.

구 분	K/S	N	CD 변동성	Offer- Bid	Duration	Indexa- tion	Leverage	FL ratio	Adj. R <sup>2</sup>
	전체	871	6.25*** (17.19)	0.07*** (11.20)	0.00*** (4.35)	-0.03** (-2.36)	-0.01 (-0.35)	-0.09** (-2.03)	0.483
Put	K/S = 1	286	8.24*** (7.69)	0.05*** (5.49)	0.00*** (2.90)	-0.11*** (-2.92)	-0.10 (-1.30)	0.00 (0.08)	0.364
	K/S < 1	584	5.60*** (14.33)	0.09*** (10.45)	0.00*** (3.84)	-0.01 (-0.90)	0.01 (0.39)	-0.12** (-2.39)	0.552
	전체	208	2.77*** (3.93)	0.11*** (7.74)	0.00** (2.18)	0.04 (0.87)	0.16 (1.02)	-0.23 (-1.47)	0.502
Call	K/S = 1	51	14.11** (2.35)	0.10*** (3.34)	0.00*** (2.64)	0.09 (0.89)	0.93** (2.24)	0.79* (1.67)	0.375
	K/S > 1	157	2.72*** (3.60)	0.11*** (6.80)	0.00* (1.78)	0.04 (0.69)	0.12 (0.71)	-0.30* (-1.83)	0.547
Straddle	1	136	0.25 (0.18)	0.04*** (8.23)	0.00 (0.47)	-0.10** (-2.20)	-0.41*** (-2.59)	0.24* (1.65)	0.371

<표 13>은 각 옵션의 행사가격을 기준으로 구분하여 내재변동성과 각 독립변수 간의 횡단면회귀분석 결과를 보여주고 있다. 두 외적요인인 CD변동성과 offer-bid 스프레드는 대부분의 경우에서 유의한 양(+)의 관계를 보였는데, 이는 기업 외적요인의 경우 각 옵션의 행사가격과 큰 관계없이 일정한 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 기업 내적요인 가운데 현금흐름 가중평균만기의 경우 풋옵션과 콜옵션에서 모든 행사가격에 대하여 앞선 결과와 동일하게 양(+)의 방향으로 유의한 관계를 나타내고 있다.

물가연동지수는 풋옵션의 경우 전체표본에서는 5% 수준에서, 가격도가 1인 경우 1% 수준에서 유의하였다. 반면에 콜옵션에서는 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 물가연동지수가 인플레이션과 관련하여 경제의 하방위험과 연관성이 높은 풋옵션과의 관련성이 높다고 해석할 수 있다. 자기자본과 타인자본과의 비율을 뜻하는 레버리지비율의 경우 행사가가 1인 콜옵션과 스트레들의 경우 각각 5% 및 10% 수준에서 유의한 결과를 나타냈다. 고정부채비율의 경우 우리가 예상한 바와 같이 변동성을 줄이는 요인으로 작용하는 것으로 보인다. 풋옵션에 대해서는 전체표본과 1 미만의 행사가에 대해 5% 수준에서 유의하였고, 콜옵션은 전체표본을 제외하고 10% 수준, 스트레들의 경우도 10% 수준에서 유의하였다. Copeland et al.(2000)의 연구에서 고정부채비율이 높을수록 개별주식옵션의 내재변동성과 음(-)의 관련성이 있다고 한 것과 동일한 결과이다.

#### 4. 금융위기 전·후 횡단면회귀분석

<표 14>는 2005년부터 2013년까지의 기간을 금융위기를 기준으로 위기 이전, 위기, 위기 이후로 분류하여 내재변동성의 결정요인을 분석한 결과이다.

먼저 조정결정계수의 변화를 살펴보면 모든 옵션에 대하여 금융위기 기간 동안의 설명력이 아주 높고 그 다음으로 금융위기 이전, 그리고 상대적으로 금융위기 이후의 경우 모형의 설명력이 낮은 것으로 나타났다. 옵션의 내재변동성에 대한 여러 관련 변수들의 설명력이 정상적인 시기보다 금융위기처럼 시장변동성이 확대되는 기간에 보다 효과적으로 작용한다는 점을 암시하는 결과로 볼 수 있다.

CD변동성과 offer-bid 스프레드의 경우 기간 구분에 따라 큰 변동 없이 일관적으로 영향을 미치는 것으로 보인다. 금융위기 이전 CD변동성은 풋옵션과 스트레들 내재변동성을 줄여주는 역할을 하고 있으며, 장외 개별주식옵션 유동성의 경우 금융위기 이후 풋옵션 내재변동성을 감소시키는 역할을 하고 있다.

기업 내적요인의 변수인 현금흐름 가중평균만기와 물가연동지수의 경우 다른 결과를 나타내고 있다. 현금흐름 가중평균 만기의 경우 금융위기 이전에 콜옵션에서만 1% 수준에서 유의하였으나 금융위기 기간부터 강한 설명력을 가지기 시작한 것으로 나타났다.

<표 14> 금융위기 전·후 횡단면회귀분석

아래의 표는 금융위기, 금융위기 이전, 금융위기 이후로 나누어서 분석한 회귀분석 결과이다. 금융위기 이후 스트래들의 개수는 9건으로 관측되어 분석을 생략하였다. 각 변수는 식 (3)에 설명된 바와 같다. ()안의 값은 t-value이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%, 유의수준을 나타낸다.

구 분	금융위기 이전 (2005년~2007년)			금융위기 (2008년~2009년)			금융위기 이후 (2010년~2013년)	
	Put	Call	Straddle	Put	Call	Straddle	Put	Call
	n = 144	n = 64	n = 113	n = 204	n = 66	n = 14	n = 523	n = 78
CD변동성	-19.31*** (-2.70)***	80.86*** (4.15)	-14.76 (-1.76)	4.87*** (14.22)	2.72*** (4.03)	-0.09 (-0.05)	4.21*** (6.66)	3.20 (1.55)
Offer-Bid	0.12*** (6.58)	0.04 (1.24)	0.04*** (8.30)	0.09*** (13.04)	0.05*** (3.57)	-0.02 (-0.63)	-0.02*** (-2.80)	0.11*** (4.52)
Duration	-0.01* (-1.66)	-0.01*** (-3.84)	0.01* (1.88)	0.01** (2.31)	0.01** (6.07)	0.01*** (5.98)	0.01*** (4.45)	0.01 (0.90)
Indexation	-0.08** (-2.16)	-0.76*** (-4.49)	-0.03 (-0.72)	-0.00 (-0.05)	-0.10 (-1.39)	-1.20 (-1.49)	-0.09*** (-4.82)	0.34*** (2.82)
Leverage	-0.45*** (-2.95)	-2.31*** (-4.10)	-0.34** (-2.11)	0.05* (1.75)	0.19 (1.28)	-2.46 (-0.66)	-0.01 (-0.38)	0.76* (1.73)
FL ratio	-0.02 (-0.21)	3.89*** (5.12)	0.00 (0.04)	-0.53*** (-4.84)	0.24 (1.10)	2.11 (1.17)	0.00 (0.03)	-0.52** (-1.98)
Adj. R <sup>2</sup>	0.328	0.496	0.419	0.834	0.754	0.991	0.160	0.306

또한 금융위기 이전 풋과 콜에서는 내재변동성을 감소시키는 역할을 하고 있다. 따라서 기업현금흐름의 대응치인 현금흐름의 가중평균만기의 경우 금융위기 기간을 겪으면서 내재변동성의 변화에 보다 설명력을 가지게 된 점을 반영한 것으로 판단된다. 한편 물가연동지수의 경우 금융위기 이전의 풋옵션과 콜옵션에서 각각 5%, 1% 수준에서 유의하였고, 금융위기 이후에도 풋옵션과 콜옵션에서 5% 수준에서 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 회귀계수의 부호도 음(-)의 값으로 산출되어 가설과 일치되게 내재변동성을 감소시키는 역할을 하고 있는 것을 알 수 있다. 레버리지비율은 금융위기 이전에 음(-)의 방향으로 내재변동성과 연관이 있어 연구가설과 상반된 결과를 보여주었고, 고정부채비율의 경우 금융위기 이전의 콜옵션, 금융위기 구간의 풋옵션, 금융위기 이후 기간의 콜옵션에서 유의성 있는 결과를 보여주었으나 부호 측면에서는 상이한 결과를 보여 일관된 방향의 설명력은 관찰되지 않았다.

## VI. 결 론

변동성 헤지에 주로 이용되는 장외 개별주식옵션의 경우 거래 종목은 여전히 한정적

이지만 2005년부터 주식구조화상품의 헤지에 활용되기 시작하면서 활성화되었다. 본 연구는 국내 개별주식옵션에 관한 연구가 거의 없는 상황에서 Copeland et al.(2000)이 제안한 모형을 토대로 국내 장외 개별주식옵션의 내재변동성의 결정요인을 찾고자 하였다. 2005년부터 2013년까지 각 연도별 12월에 거래된 장외 개별주식옵션 거래 자료를 이용하였고 기업 내적요인으로 현금흐름의 가중평균만기, 이자율 변화에 대해 지수화된 연동변수, 레버리지비율, 고정부채비율, 그리고 기업 외적변수로는 CD금리 변동성과 offer-bid 스프레드를 사용하여 개별주식옵션 내재변동성의 결정요인을 분석하였다.

본 장의 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. Copeland et al.(2000)의 모형에서 사용된 변수를 원용하여 분석에 사용된 결과를 볼 때 금리 변동성, 현금흐름의 가중평균만기의 경우 대부분의 분석에서 통계적으로 유의한 양(+)의 결과를 보였다. 또한 국내 자료를 감안하여 본 연구에서 추가한 offer-bid 스프레드의 경우도 유의한 양(+)의 결과를 보여주었다. 따라서 금리 변동성, 현금흐름 만기, offer-bid 스프레드 등은 내재변동성을 증가시키는 변수로 판명되었다. 물가연동지수, 레버리지비율, 고정부채비율의 경우 회귀모형에 따라 상이한 결과를 얻어 강건성이 부족하였다. 다만, 물가연동지수와 고정부채비율의 경우 음(-)의 방향으로 관찰되어 변동성을 감소시키는 영향력이 있다는 점을 확인하였다.

금융위기 전후로 시기를 나누어 구분한 표본에 대해서는 모든 옵션에 대하여 금융위기 기간 동안의 설명력이 아주 높고, 그 다음으로 금융위기 이전, 그리고 상대적으로 금융위기 이후의 경우 모형의 설명력이 낮은 것으로 나타났다. 유의성 측면에서 외적요인인 CD 변동성과 offer-bid 스프레드의 경우 기간 구분에 따라 큰 변동 없이 상대적으로 일관되게 내재변동성을 줄이거나(금융위기 이전) 높이는(금융위기 이후) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 내적요인 가운데 현금흐름의 가중평균만기의 경우 금융위기를 겪으면서 좀 더 뚜렷한 유의성을 보여주었다.

본 연구는 국내 장외 개별주식옵션의 내재변동성 요인에 대해 분석한 최초 연구라는 점에서 의의가 있으며, Copeland et al.(2000) 모형의 이론적 배경을 토대로 국내 개별주식 옵션의 변동성을 결정하는 근원적인 요인에 대해 고찰해 보았다는 점도 의미가 있다. 그러나 본 연구에서 사용된 결정변수 외에 국내 장외 개별주식옵션 고유 특성을 반영할 수 있는 변수를 찾는 연구가 필요한 것으로 보인다. 국내 장내 개별주식옵션시장이 활성화되어 장외 개별주식옵션과 비교할 수 있는 시계열자료가 확보된다면 장외 개별주식옵션 내재변동성 요인과의 비교 검증에서 또 다른 의미를 발견할 수 있을 것으로 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 김경호, “ELS 헤지수단으로서의 장내 개별주식옵션 활성화 필요성 검토”, KRX과생연구센터 과생상품리서치, 제1권 제2호, 2012.
- 김석진, 도영호, “KOSPI200 옵션 내재변동성의 결정요인”, 한국증권학회 발표논문, 2008.
- 박윤정, “장외 개별주식옵션시장에서 내재변동성의 정보효과”, 선물연구, 제20권 제2호, 2012a, 195-235.
- 박윤정, “국내 개별주식옵션 가격구조에 대한 체계적 위협의 영향”, 증권학회지, 제41권 제4호, 2012b, 589-615.
- 옥기울, 이상구, “KOSPI200 옵션시장에서의 변동성표면의 결정모형에 관한 연구”, Journal of The Korean Data Analysis Society, 제14권 제3호, 2012, 1633-1643.
- 이효섭, 남길남, “장외 주식과생상품시장의 효율적인 변동성 산출 방안”, 자본시장연구원 학술용역보고서, 2011.
- Black, F. and M. Scholes, “The Pricing of Options and Corporate Liabilities,” *Journal of Political Economy*, 81(3), (1973), 637-654.
- Bollen, N. P. B. and R. E. Whaley, “Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Function?,” *Journal of Finance*, 59(2), (2004), 711-753.
- Boquist, J. A., B. A. Racette, and G. Schlarbaum, “Duration and Risk Assessment of Bonds and Common Stock,” *Journal of Finance*, 30(5), (1975), 1360-1365.
- Christie, A. A., “The Stochastic Behaviour of Common Stock Variance: Value, Leverage, and Interest Rate Effects,” *Journal of Financial Economics*, 10, (1982), 407-432.
- Copeland, L. and R. C. Stapleton, “Information, Interest Rates, and the Volatility of Asset Prices,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 3, (1993), 99-115.
- Copeland, L., S. H. Poon, and R. C. Stapleton, “The Determinants of Implied Volatility: A Test Using LIFFE Option Prices,” *Journal of Business Finance and Accounting*, 27(7-8), (2000), 859-885.
- Duan, J.-C. and J. Wei, “Systematic Risk and the Price Structure of Individual Equity Options,” *Review of Financial Studies*, 22(5), (2009), 1981-2006.
- Frank, J. R. and E. S. Schwartz, “The Stochastic Behaviour of Market Variance Implied in the Price of Index Options,” *The Economic Journal*, 101(409), (1991), 1460-1475.
- Hafner, R. and M. Wallmeier, “The Dynamics of DAX Implied Volatilities,” *International*

- Quarterly Journal of Finance*, 1(1), (2001), 1-27.
- Lanstein, R. and W. F. Sharpe, "Duration and Security Risk," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 13(4), (1978), 653-668.
- Leibowitz, M. L., "Total Portfolio Duration: A New Perspective on Asset Allocation," *Financial Analyst Journal*, 51(1), (1995), 18-29.
- Macaulay, F. R., "Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the US Since 1856," *NBER Working Paper*, (1938), New York.
- Mixon, S., "Factors Explaining Movements in the Implied Volatility Surface," *Journal of Futures Market*, 22(10), (2002), 915-937.
- Park, Y. J. and T. S. Kim, "The Information Contents of OTC Individual Put Option Implied Volatility for Credit Default Swap Spread," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 41(4), (2012), 491-516.
- Pena, I., G. Rubio, and G. Serna, "Why Do We Smile? On the Determinants of the Implied Volatility Function," *Journal of Banking and Finance*, 23(8), (1999), 1151-1179.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?," *Journal of Finance*, 44(5), (1989), 1115-1153.
- Shiller, R. J., "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Change in Dividends?," *American Economic Reviews*, 71, (1981), 421-436.

# The Determinants of Implied Volatility: A Test using OTC Individual Equity Options

Changsoo Hong\* · Jae-Seung Baek\*\*  
Yuen Jung Park\*\*\* · Seryoong Ahn\*\*\*\*

## 〈Abstract〉

This paper investigates the determinants of the implied volatility on individual equity options traded in the Korean OTC market from 2005 to 2013 following the model suggested by Copeland et al. (2000). We research firm internal variables and extrinsic variables for the determinants. For the firm internal variables, we include the duration of cash flows, inflation indexation of cash flows, leverage ratio, fixed-rate debt ratio, and interest rate volatility. Also as the firm extrinsic variables, we include the volatility of the rate on traded certificate of deposits (CDs) and bid-offer spread. Our model suggests that the duration of cash flow, interest rate volatility, and bid-offer spread are significant and positive explaining variables in determining the implied volatilities of the individual stock options. However, in case of inflation indexation, leverage ratio and fixed-rate debt ratio, they show lack of robustness because they reveal different results from each regression models. We also study the impacts of the determinants to the implied volatilities of the individual stock options classifying periods as before, during, and after the global financial crisis and show that the model has the highest explanatory power for the implied volatilities during the global financial crisis.

Keywords : Individual Equity Option, Implied Volatility Determinants, Duration, ELS, Volatility of CD Rates

---

\* First Author, Financial Engineering Research Center, NICE Pricing and Information Inc.,  
E-mail: cshong@nicepni.co.kr

\*\* Co-Author, Department of International Finance, Hankuk University of Foreign Studies,  
E-mail: jbaek@hufs.ac.kr

\*\*\* Co-Author, Department of Finance, College of Business, Hallym University, E-mail: yjpark@hallym.ac.kr

\*\*\*\* Corresponding Author, Housing Finance Research Institute, Korea Housing Finance Corporation,  
E-mail: sahn@hf.go.kr