

한국주식시장의 가격제한폭 적정수준에 관한 연구*

남명수** · 안창모***

〈요약〉

본 논문의 목적은 한국증권시장에서 주가의 상하한 제한폭이 얼마수준에서 적정한가를 실증적으로 분석하는 것이다. 이 분석을 하기 위해서 주가제한폭이 늘어남에 따라 주가변동성이 얼마나 늘어 나는가에 대한 민감도 분석을 하여야 하는데 이를 위해 먼저 주가제한폭하에서의 주가변동성에 대한 공식을 도출하였다. 이 공식에 따르면 주가변동성은 주가제한폭이 존재하지 않을 경우의 고유의 주가변동성과 기대수익률과 그리고 주가제한폭의 함수이다. 이 공식을 이용하여서, 유동성을 아주 적게 저해하면서 비정상적인 주가폭락 및 주가폭등을 조기에 제어할 수 있는 가능한 한 낮은 주가제한폭으로 15%가 적합하다는 결론을 얻었다.

I. 서론

1995년 4월 1일부터 우리나라 증권거래소에 상장되어있는 관리종목을 제외한 모든 종목에 대해 주가상하한 제한폭을 일괄적으로 6%를 적용하였다. 이러한 제한이 어떠한 특별한 근거도 없이 정해진 것이어서 과연 이 6%가 적정한 수준인지에 대한 강한 의문이 제기되고 있다.

통상 증권관련 학자들과 실무자들은 주가의 상하한 제도가 주가의 과민반응을 효과적으로 억제시켜 비정상적인 주가등락을 방지해 줌으로써 증권시장의 안정화에 기여하는 긍정적인 면도 있으나 그 반대로 균형가격도달을 지연시켜 유동성을 감소시키는 부정적인 면도 있다고 주장한다.

가격제한폭제도의 효율성에 관한 실증적 연구는 두가지로 대별할 수 있는데 그 하나는 Ma, Rao와 Sears(1989)가 미국 재정증권 선물시장에서, 이상빈과 김광정(1993)등이 한국 주식시장에서 가격제한폭 제도가 주가변동성을 감소시켜 준다는 사실을 규명한 연구와 Chung(1991), 남명수와 안창모(1995)등이 한국주식시장에서, Chen(1992)이 대만주식시장에서 가격제한폭제도가 주가변동성에 영향을 주지 않는다는 연구등이다. 그러나 그 제한의 폭

* 본논문은 1995년도 교육부 학술진흥재단의 자유공모과제 학술연구조성비의 지원을 받았음.

** 인하대학교 경영학부 교수

*** 한국과학기술원 테크노경영대학원 교수

이 얼마나 되어야 하는지에 대해서는 확실한 연구가 없는 실정이다.

주가제한폭의 수준이 주식시장의 거래량 및 주가에 중요한 영향을 주고 있음에도 불구하고, 주가 제한폭의 적정수준에 관한 연구가 되어 있지 않다는 것이 본 논문을 쓰게 된 동기이다. 본 논문에서는 남명수, 안창모(1995)의 연구에서 사용한 방법론을 이용해서 주가의 상하한제한폭이 없을 대의 고유의 주가변동성을 계산해내고, 그 다음 주식의 상하한가값이 주어졌을때 주가변동성을 계산하기위한 공식을 도출한 후 주가제한폭이 변동함에 따른 주가변동성을 검증하고 얼마수준의 주가제한폭에서 고유의 주가변동성이 흡수되는지 살펴보았다. 본 논문은 유동성을 가능하면 적게 감소시키면서 비정상적인 주가급등락을 조기에 제어할 수 있는 주가제한폭의 수준을 모색하는데 그 초점을 맞추고 있다.

제2절에서는 고유의 주가변동성지수의 추정방법을 설명한 후, 제3절에서는 주가제한폭하에서의 주가변동성을 계산하는 공식을 도출하고, 이 공식을 이용하여, 주가제한폭이 주가변동성에 미치는 영향을 분석하고, 마지막으로 제4절에서는 본 연구의 결과를 제시하면서 정책적 제언을 덧붙이고자 한다.

Ⅱ. 고유의 변동성계수의 추정

우선 상하한가 제한폭이 없을 경우의 주식의 평균기대수익률과 주가의 변동성을 구하기 위해 남명수, 안창모(1995)에서 사용된 방법론을 이용하여 원래 주가 분포함수의 평균치와 분산을 구한다. 실제 관찰할 수 있는 주가는 주가의 상하한 제한폭이 존재하는 상황하에서 얻어진 것이지만 그 주가를 이용하여 상하한가 제한폭이 존재하지 않을 상황하에서의 평균치의 분산을 얻을 수 있다. 그 방법론을 간단히 설명한 다음 실제 자료를 사용하여 실증분석을 하였다.

원초적인 수익률 창출과정에 의해서 생성되는 주가는 다음과 같이 확률미분방정식으로 설명된다.

$$\frac{dS}{S} = \alpha_0 dt + \sigma_0 dz \quad (1)$$

여기서 α_0 는 기대수익률이고 σ_0 는 확산계수이며, Z 는 표준 Gauss-Wiener 과정이다. Ito's Lemma를 이용하여 미분방정식을 (1)를 풀다음 양변에 \ln 함수를 취하면 다음과 같은 방정식을 얻게된다.

$$\ln\left[\frac{S(T)}{S(0)}\right] = (\alpha_0 - \frac{\sigma_0^2}{2})T = \sigma_0 z(T) \quad (2)$$

여기서 S(T)와 S(0)는 각각 T와 0시점에서 주가를 나타낸다. 특정기간 T 동안의 주가수익률(예를 들면, 일일, 주간, 월간 수익률)은 $\ln[S(T)/S(0)]$ 로 나타나며, r로 표시하고, 그 주가수익률의 기대값은 $(\alpha_0 - \sigma_0^2/2)T$ 이며 μ 로 표시하고 주가수익률의 분산은 $\sigma_0^2 T$ 이며 σ 로 표시하기로 한다. 따라서 식 (2)는 주가수익률이 정규분포(Normal Distribution)를 따른다는 것을 의미하므로 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$r \sim \text{Normal}(\mu, \sigma) \quad (3)$$

식 (3)을 이용하여 상한가 제한폭이 존재할 때 주가수익률에 대한 확률 밀도함수 $f(r | \alpha, \sigma) = 0$ 를 구한다. 여기서 α 는 $\alpha_0 T$ 를 의미한다. 본 논문에서는 일일 주가수익률을 실증분석에 사용하기 때문에 주가수익률 r_i 는 $\ln(S_i/S_{i-1})$ 를 나타내며 첨자 i는 날짜를 나타낸다. 상한가 제한폭 존재시 확률밀도함수는 다음과 같이 5가지 경우로 분리해서 구할 수 있다.

첫째, 주가가 하한가보다 낮게 형성될 수 없기 때문에 일일주가 수익률이 종가가 하한가인 경우 얻어지는 수익률(r라 하자)보다 낮아 질 수 없다. 그러므로 $r_i < r$ 이면 $f(r_i | \alpha, \sigma) = 0$ 이다. 둘째, 종가가 하한가인 경우 일일주가수익률은 r이다. $r_i = r$ 이면 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(r_i | \alpha, \sigma) = \int_{-\infty}^r \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(r_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] dr_i \quad (4)$$

여기서 $r_i = \ln(S_i/S_{i-1})$ 이고, $\sigma^2 = \sigma_0^2 T$ 이며, $\mu = (\alpha_0 - (1/2)\sigma_0^2)T$ 이다.

셋째 종가가 상한가나 하한가가 아닌 경우는 $r < r_i < r$ 가 된다. $r < r_i < r$ 이면 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(r_i | \alpha, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{(r_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (5)$$

넷째, 종가가 상한가인 경우 일일 주가수익률은 r이다. 이 $r_i = r$ 면 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(r_i|\alpha, \sigma) = \int_r^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{(r_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] dr_i \quad (6)$$

다섯째, 종가가 상한가보다 높은 경우는 없다. 따라서 $r_i > r$ 이면 $f(r_i|\alpha, \sigma) = 0$ 이 된다.¹⁾

주어진 표본으로부터 α 와 σ 의 최우도 추정치(Maximum Likelihood Estimates)를 얻기 위해 다음과 같은 Likelihood 함수를 최대화시키는 α 와 σ 를 찾는다.

$$L = \prod_{j=1}^N f(r_j|\alpha, \sigma) \quad (7)$$

여기서 확률밀도함수 $f(r_i|\alpha, \sigma)$ 는 상기에 기술된 바이고 N은 표본의 수이다. 지금까지 설명된 방법론에 의해서 상하한가 제한폭이 있는 상황에서 얻어진 주가를 이용하여 상하한가 제한폭이 없었을 경우 얻어진 원래 확률밀도함수의 평균값 α 와 표준편차 σ 를 추정할 수 있다.

한국증권거래소에서 거래되는 주식에 대해 1994년 5월 1일부터 1996년 2월 29일까지의 일일 종가를 이용하여 원래 확률밀도함수의 모수를 추정하였다. 분석의 일관성을 유지하기 위해 남명수, 안창모(1995)에서 사용된 18개 기업의 주가를 실증분석의 자료로 사용하였다. 이들 18개 종목은 다음과 같은 기준에 의해서 선정되었다. 납입자본금 150억원 이상인 대형주, 납입자본금이 50억원에서 150억원이하인 중형주, 납입자본금이 50억원이하인 소형주로 구분하고 1994년 7월 30일자 종가를 기준으로 대형주, 중형주, 소형주의 각각에서 시가총액이 가장 큰 순서와 가장 작은 순서로 3개 회사를 추출하였다.¹⁾ 이들 18개 종목에 대한 목록은 <표 1>에 수록되어 있다.

1995년 4월 1일부터 상하한 가격제한폭이 일률적으로 전일 증가 대비 6%로 확대되었다. 1995년 4월 1일 이전의 일일 가격제한폭은 <표 2>에 기재되어 있고, 1995년 4월 1일 이전의 주가의 최소변동액수인 호가단위는 <표 3>에 기재되어 있다. 1995년 4월 1일 이후의 호가단위는 <표 4>에 수록되어 있다.

상하한 가격제한폭이 확대 실시되기 전의 11개월 동안의 일일종가자료를 이용하여 가격제한폭제도가 존재하지 않았다면 얻어질 고유 평균주가수익률 α 와 증가변동성 σ 에 대한 추정치도 <표 5>에 기록되어 있다.

상하한 가격제한폭 확대 실시 전후의 고유 평균주가수익률을 비교해 보면, <표 5>에 보듯이 한국전력등 4개 종목만 확대후에 올랐을뿐 나머지 14개 종목은 오히려 수익률이 낮아졌다.

1) 1995년 2월 1일 이전에는 대형주는 납입자본금이 150억원이상, 중형주는 납입자본금이 50억원에서 150억원이하였고, 소형주는 납입자본금이 50억원이하였다. 그러나 1995년 2월 1일 이후에는 대형주는 납입자본금이 750억원이상, 중형주는 납입자본금이 350억원에서 750억원이하이고, 소형주는 납입자본금이 350억원이하였다.

〈표 1〉 분석대상기업

시가총액이 큰 순서				시가총액이 작은 순서			
대 형 주	한국전력공사	1부	전 산	대 형 주	태 화	2부	전 산
	포항종합제철	1부	전 산		연합전선	2부	전 산
	삼 성 전 자	1부	전 산		내쇼날프라스틱	1부	전 산
중 형 주	태 광 산 업	1부	비전산	중 형 주	명 성	2부	전 산
	삼 성 화 재	1부	비전산		삼진화학	2부	전 산
	대 한 화 석	1부	비전산		서울식품	2부	전 산
소 형 주	고 려 제 강	1부	비전산	소 형 주	영우통상	2부	전 산
	만 호 제 강	1부	비전산		한일방직	2부	비전산
	오리엔트 시계	1부	전 산		범한정기	2부	비전산

- 1) 상장주식종목의 소속부에 따른 분류로 1부, 2부로 구분한다.
- 2) 주식매매 처리방법의 차이에 따른 분류로 전산은 전산매매가 가능한 종목이고, 비전산은 전산매매가 되지 못하는 종목이다.

〈표 2〉 1995년 3월 31일 이전의 한국증권시장의 주식가격대별 일일가격제한폭

전 일 종 가	일 일 제 한 폭
3,000원 이하	100원
3,000원과 4,990원 사이	200원
5,000원과 6,990원 사이	300원
7,000원과 9,900원 사이	400원
10,000원과 14,900원 사이	600원
15,000원과 19,900원 사이	800원
20,000원과 29,900원 사이	1,000원
30,000원과 39,900원 사이	1,300원
40,000원과 49,900원 사이	1,600원
50,000원과 69,900원 사이	2,000원
70,000원과 99,900원 사이	2,500원
100,000원과 149,900원 사이	3,000원
150,000원과 199,900원 사이	4,000원
200,000원과 299,900원 사이	6,000원
300,000원과 399,900원 사이	8,000원
400,000원과 499,900원 사이	10,000원
500,000원 이상	12,000원

〈표 3〉 1995년 3월 31일 이전의 한국증권시장의 주시가격 호가 단위

주 시 가 격	호 가 단 위
10,000원 미만	10원
10,000원 이상	100원

〈표 4〉 1995년 4월 1일 이후의 한국증권시장의 주시가격 호가 단위

주 시 가 격	호 가 단 위
10,000원 미만	10원
10,000원 이상 100,000원 미만	100원
100,000원 이상 500,000원 미만	500원
500,000원 이상	1,000원

이는 1995년 4월 1일 이후가 그 이전보다 주가수준이 낮았다는 것을 말해주는 것으로 실제로 1994년 11월 이후 주가지수는 대세 하락국면에 있다.

한편, 가격제한폭 확대 실시 전후의 고유 주가수익률의 표준편차를 대비하면 〈표 5〉에 나타난대로 시가총액이 적은 주식은 전부 1995년 4월 1일 이후 증가하였고, 한국전력, 포항제철의 2개사만 제외한 시가총액이 큰 종목도 1995년 4월 1일 이후 증가하였다. 그러나 이러한 사실에도 주가제한폭 한도확대가 주가변동성을 확대시켰다고 분석해서는 안된다. 왜냐하면, 〈표 5〉에 수록된 주가변동성값은 주가제한폭 제도가 없는 경우에 성립되는 근원적인 것이기 때문이다. 그러므로 고유 주가변동성의 증가는 주가제한폭제도가 아닌 다른 거시 및 미시 경제 변수로 설명되어야 한다. 〈표 5〉에서 얻어진 고유 주가변동성값은 주가제한폭이 일정수준일 경우, 실제 관찰된 주가변동성값이 얼마가 될 것인가를 예측하는데 사용된다. 이에 관한 분석은 다음 절에서 하기로 한다.

상하한 가격제한폭이 확대 실시되기전 11개월 동안 확대 실시후 11개월간의 상하한가와 하한가를 기록한 횡수는 〈표 6〉에 수록되어 있다. 상하한가의 횡수는 가격제한폭 확대후 현저히 감소한 것으로 나타났다. 특히 우량주인 시장가치가 큰 주식인 경우 상하한가 횡수는 과거의 10% 수준으로 감소되어 있다. 시장가치가 우수한 주식일수록 상하한가 횡수는 아주 적은 것으로 나타났다. 그러나 시장가치가 낮은 주식중 중소형주는 6%의 주가제한폭 확대후에 상하한가 횡수가 그렇게 크게 감소하지 않은 것을 볼 수 있다.

〈표 5〉 고유의 일일 주기수익률과 표준편차와 평균일일주기수익률

가격제한폭 확대 이전 : 1994년 5월 1일부터 1995년 3월 31일까지

가격제한폭 확대 이후 : 1995년 4월 1일부터 1996년 2월 29일까지

구분	크기	종 목	가격제한폭 확대 이전		가격제한폭 확대 이후	
			σ	α	σ	α
시가총액이 큰 순서	대형주	한국전력공사	.01764 (.00076)	.00008 (.00107)	.01342 (.00058)	.00030 (.00082)
		포항종합제철	.01869 (.00081)	.00017 (.00114)	.01530 (.00066)	-.00067 (.00094)
		삼성전자	.01794 (.00078)	.00220 (.00109)	.02068 (.00089)	.00081 (.00126)
	중형주	태광산업	.01698 (.0074)	.00235 (.00103)	.02465 (.00107)	-.00123 (.00151)
		삼성화재	.01943 (.00084)	.00018 (.00118)	.02367 (.00102)	.00324 (.00145)
		대한화섬	.01879 (.00082)	.00016 (.00115)	.02229 (.00096)	-.00187 (.00136)
	소형주	고려제강	.02027 (.00088)	.00217 (.00124)	.02584 (.00112)	-.00122 (.00158)
		만호제강	.01963 (.00085)	.00558 (.00120)	.02861 (.00124)	-.00214 (.00175)
		오리엔트시계	.02162 (.00094)	.00007 (.00132)	.02482 (.00107)	-.00177 (.00152)
시가총액이 작은 순서	대형주	태화	.03382 (.00147)	0 (.00206)	.03030 (.00131)	-.00101 (.00185)
		연합전선	.03228 (.00144)	.00138 (.00197)	.02538 (.00110)	-.00009 (.00155)
		내쇼날프라스틱	.03330 (.00140)	.00052 (.00203)	.02767 (.00120)	-.00029 (.00169)
	중형주	명성	.03917 (.00171)	.00310 (.00239)	.03379 (.00147)	.00083 (.00207)
		삼진화학	.03877 (.00169)	-.00005 (.00237)	.03638 (.00158)	-.00041 (.00222)
		서울식품	.03425 (.00149)	.00131 (.00209)	.02850 (.00123)	.00070 (.00174)
	소형주	영우통상	.03498 (.00152)	.00013 (.00213)	.03453 (.00150)	.00391 (.00211)
		한일방직	.03142 (.00136)	.00125 (.00191)	.03528 (.00153)	.00020 (.00216)
		범한정기	.02695 (.00116)	-.00057 (.00164)	.02694 (.00117)	.00010 (.00165)

〈표 6〉 가격제한폭 확대 이전과 이후의 상한가 횟수 비교

가격제한폭 확대 이전 : 1994년 5월 1일부터 1995년 3월 31일까지

가격제한폭 확대 이후 : 1995년 4월 1일부터 1996년 2월 29일까지

구 분	크 기	종 목	가격제한폭 확대 이전		가격제한폭 확대 이후	
			상한가	하한가	상한가	하한가
시 가 총 액 이 큰 순 서	대 형 주	한국전력공사	19	10	2	0
		포항종합제철	35	21	1	1
		삼성전자	67	36	5	3
	중 형 주	태광산업	88	53	7	3
		삼성화재	59	51	12	0
		대한화섬	72	71	4	3
	소 형 주	고려제강	84	62	7	7
		만호제강	105	41	9	10
		오리엔트시계	60	55	12	3
시 가 총 액 이 작 은 순 서	대 형 주	태화	61	33	17	9
		연합전선	51	25	13	4
		내쇼날프라스틱	50	32	21	4
	중 형 주	명성	77	53	31	14
		삼진화학	77	58	34	30
		서울식품	56	30	21	5
	소 형 주	영우통상	45	36	34	13
		한일방직	45	34	34	26
		범한정기	26	26	13	19

〈표 5〉에서 1995년 4월 이후에 주가변동성의 값이 가장 낮은 경우인 한국전력과 포항제철의 경우 〈표 6〉에 의하면 이 기간 동안 상하가의 주가제한폭에 걸린 경우가 겨우 2일에 불과하였다. 한편 주가변동성이 값이 가장 큰 삼진화학과 한일방직의 경우, 주가제한폭에 걸린 날짜가 60여회에 달했다. 주가변동성과 주가제한폭에 걸린 날짜수는 상당히 높은 상관관계가 있으며 그 상관계수는 909였다.

Ⅲ. 주가 제한폭이 주가변동성에 미치는 영향분석

주가제한폭의 크기가 확대됨에 따라 주가변동성이 확대된다는 것은 자명하다. 그러나 주가제한폭이 특정 %로 제한되었을때 실제로 우리가 관찰한 주가의 주가변동성이 어떻게 될 것인가를 아는 것은 매우 중요하다. 왜냐하면, 적절한 주가제한폭이 얼마인가? 또는 주가제한폭 제도는 정말 필요한 것인가? 에 대하여 정책결정의 근거를 제공하기 때문이다.

상한가와 하한가의 값이 주어져 있을때 실제 가격제한폭하에서 얻어지는 주가의 주가변동성을 정리 1을 이용해 도출할 수 있다. 주가의 행태방정식은 식 (1)에 의해 주어지고, 주가수익률이 A보다는 낮아질 수 없고 주가수익률이 B보다는 높아질 수 없다고 가정한다. 따라서 A는 주가수익률감소의 하한이고 B는 주가수익률상승의 상한이다. 가격제한폭 존재시의 평균기대수익률과 수익률의 분산은 정리 1에 기술되어 있다.

정리 1 : 주가의 행태방정식은 식 (1)과 같고, A는 주가수익률의 하한이고, B는 주가수익률의 상한일 때, 관찰된 평균주가수익률 $E(r)$ 과 주가수익률의 분산 $S^2(r)$ 의 값은 다음과 같다.

$$E(r) = A\varphi\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) + \mu\left[\varphi\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) - \varphi\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right)\right] + \sigma\left[Z\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) - Z\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right)\right] + B\left[1 - \varphi\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right)\right] \quad (8)$$

$$s^2(r) = A^2\varphi\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) + (\sigma^2 + \mu^2)\left[\varphi\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) - \varphi\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right)\right] + 2\mu\sigma\left[Z\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) - Z\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right)\right] + \sigma^2\left[\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right)Z\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) - \left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right)Z\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right)\right] + B^2\left[1 - \varphi\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right)\right] - \{E(r)\}^2 \quad (9)$$

여기서 φ 는 표준정규확률분포함수이고 Z 는 표준정규확률밀도함수를 표시한다. 이에 대한 증명은 부록에 상세히 서술되어 있다.

정리 1에 주어진 평균주가수익률과 주가수익률분산은 주가제한폭 제도가 실시되는 경우에 값을 나타내고 그 값은 상한 B와 하한 A에 의해서 결정된다.²⁾ 정리 1을 이용하기 위해서 A

2) 정의 1에서 고려하지 않은 것은 호가단위이다. 호가단위를 고려하면 분석이 매우 복잡해지고 호가단위가 분석에 미치는 영향이 미미하기 때문에 분석에서 제외했다.

와 B의 값 뿐만 아니라 주가제한폭제도가 존재하지 않는다면 존재할 고유 평균주가수익률 μ 와 고유 주가수익률의 표준편차 σ 를 필요로 한다. 이 두 모수는 앞에서 추정되었고 그 값은 <표 5>에 수록되어 있다.

<표 5>에 추정된 모수의 값을 이용하여 주가제한폭이 변동함에 따라 주가 제한폭하에서 주가변동성과 평균주가수익률을 구할 수 있다. 이 논문에서는 편의상 고유 주가변동성이 가장 작은 종목(한국전력), 가장 큰 종목(명성), 중간 정도의 종목(태광산업)에 대해서만 분석하였다. 한국전력은 <표 7>과 <표 8>에서 명성은 <표 9>와 <표 10>에서 태광산업은 <표 11>과 <표 12>에서 분석결과가 수록되어 있다.

<표 7, 9, 11>에서 보는 바와 같이 주가제한폭이 변동됨에 따라 주가변동성과 평균주가수익률이 증가하는 것으로 나타났고, 제한폭이 상당수준이상이면, 주가제한폭하에서의 값은 주가제한폭이 없을 때의 고유의 값과 같았다.

주가제한폭이 아주 적은 경우 주가변동성이 적은 것은 당연히 이해가 된다. 그러나 주가제한폭이 적은 경우 평균주가수익률도 적은 것은 주가제한폭이 수익률이 0인 경우를 중심으로 이루어지고 원래 평균주가수익률은 0보다는 크기 때문이다.

<표 7, 9, 11>에서 우측으로부터 3개열은 주가제한폭이 확대됨에 따라 증가가 상한가일 확률, 하한가일 확률, 상한가이거나 하한가일 기대횟수는 그 기간과 상기의 확률을 곱함으로써 얻을 수 있다. 표에서 나타난대로 증가가 상한가일 확률이 증가가 하한가일 확률보다 많은 것은 주가제한폭이 0을 중심으로 이루어지고 고유 평균주가수익률은 0보다 크기 때문이다. <표 6>을 보면, 가격제한폭 확대와 관계없이 실제로 상한가를 기록한 날짜의 횟수가 하한가를 기록한 날짜의 횟수보다 많은 것으로 나타났다.

<표 7>에 의하면, 한국전력의 경우, 주가제한폭이 5%정도만 되면, 일일평균주가수익률과 일일 주가수익률의 표준편차가 주가제한폭이 없는 경우의 고유 평균수익률과 표준편차와 비교해서 소수점이하 5자리까지 차이가 없다. 그리고 증가가 상하한가일 확률도 0.02%정도로 미미하다. 1995년 4월 1일 이후에는 한국증권거래소에 상장되어 있는 관리종목을 제외한 모든 종목이 6%의 일괄적인 주가제한폭을 갖고 있다. 한국전력의 경우 5% 정도의 주가제한폭이면 제한폭이 평균기대수익률과 분산에 실질적으로 아무런 영향을 미치지 못하고 제한폭이 적용될 확률도 극히 적다. 한국전력의 경우 6%의 주가제한폭이 시행된 이후 아무런 문제점이 발생되지 않았다.

<표 9>에 의하면, 명성의 경우, 주가제한폭이 14.5%정도 되어야만 일일 평균주가수익률과 일일 주가수익률의 표준편차가 주가제한폭이 없는 경우의 고유 평균수익률과 표준편차와 비교해서 소수점이하 5자리까지 차이가 없다. 이 경우 증가가 상하한가일 확률은 0.02% 정도로 미미하다. 그러므로 명성의 경우 주가제한폭이 14.5% 정도가 되면 주가제한폭으로서 실질적

〈표 7〉 가격제한폭의 크기에 따른 주가변동성 분석 : 한국전력

$$\sigma = .01342, \alpha = .00030$$

가격제한폭	일일주가수익률 표준편차	일일평균주가 수익률	확률 1	확률 2	확률
1.0%	.00790	.00017	.23505	.22137	.45641
1.5%	.01029	.00022	.13680	.12713	.26393
2.0%	.01181	.00026	.07115	.06520	.13634
2.5%	.01268	.00028	.03290	.02971	.06261
3.0%	.01312	.00030	.01347	.01199	.02546
3.5%	.01331	.00030	.00487	.00427	.00914
4.0%	.01339	.00030	.00155	.00134	.00289
4.5%	.01341	.00030	.00043	.00037	.00080
5.0%	.01342	.00030	.00011	.00009	.00020
5.5%	.01342	.00030	.00002	.00002	.00004
6.0%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00001
6.5%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000
7.0%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000
7.5%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000
8.0%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000
8.5%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000
9.0%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000
9.5%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000
10.0%	.01342	.00030	.00000	.00000	.00000

주) σ : 원래 분포함수하에서(가격제한폭이 없는 경우) 일일 주가수익률의 표준편차

α : 원래 분포함수하에서(가격제한폭이 없는 경우) 일일 평균주가수익률

확률 1 : 증가가 상한가일 확률

확률 2 : 증가가 하한가일 확률

확률 : 증가가 상한가이거나 하한가일 확률

〈표 8〉 가격제한폭의 크기에 따른 주가변동성의 상대적 비교 : 한국전력

$$\sigma = .01342, \alpha = .00030$$

가격제한폭	주가변동성의 상대적 차이	일일평균주가수익률의 상대적 차이
1.0%	-41.13%	-45.63%
1.5%	-23.32%	-26.38%
2.0%	-12.00%	-13.63%
2.5%	-5.55%	-6.26%
3.0%	-2.19%	-2.54%
3.5%	-.83%	-.91%
4.0%	-.27%	-.29%
4.5%	-.08%	-.08%
5.0%	-.02%	-.02%
5.5%	.00%	.00%
6.0%	.00%	.00%
6.5%	.00%	.00%
7.0%	.00%	.00%
7.5%	.00%	.00%
8.0%	.00%	.00%
8.5%	.00%	.00%
9.0%	.00%	.00%
9.5%	.00%	.00%
10.0%	.00%	.00%

주 : 상기의 상대적 차이는 주가제한폭 제도가 없을 경우에 얻어진 값과 주가제한폭 제도가 있는 경우의 값의 차이를 주가제한폭 제도가 없는 경우의 값으로 나눈 백분율.

σ : 원래 분포함수(가격제한폭이 없는 경우) 일일 주가수익률의 표준편차

α : 원래 분포함수(가격제한폭이 없는 경우) 일일 평균주가수익률

〈표 9〉 가격제한폭의 크기에 따른 주가변동성 분석 : 명성

$$\sigma = .03917 \quad \alpha = .00310$$

가격제한폭	일일주가수익률 표준편차	일일평균주가 수익률	확률 1	확률 2	확률
1.0%	.00928	.00062	.43013	.36898	.79911
1.5%	.01338	.00092	.38067	.32196	.70263
2.0%	.01712	.00121	.33310	.27763	.61072
2.5%	.02048	.00148	.28806	.23651	.52458
3.0%	.02348	.00173	.24613	.19899	.44512
3.5%	.02614	.00195	.20771	.16530	.37301
4.0%	.02845	.00215	.17308	.13554	.30863
4.5%	.03045	.00232	.14237	.10968	.25205
5.0%	.03216	.00248	.11558	.08757	.20314
5.5%	.03360	.00261	.09258	.06896	.16154
6.0%	.03480	.00271	.07315	.05356	.12672
6.5%	.03578	.00280	.05701	.04103	.09804
7.0%	.03657	.00287	.04381	.03098	.07479
7.5%	.03721	.00293	.03320	.02306	.05626
8.0%	.03771	.00298	.02480	.01692	.04172
8.5%	.03809	.00301	.01826	.01224	.03050
9.0%	.03839	.00304	.01325	.00872	.02197
9.5%	.03861	.00306	.00948	.00612	.01560
10.0%	.03878	.00307	.00668	.00424	.01092
10.5%	.03890	.00308	.00464	.00289	.00753
11.0%	.03898	.00308	.00317	.00194	.00511
11.5%	.03904	.00309	.00214	.00128	.00342
12.0%	.03908	.00310	.00142	.00084	.00225
12.5%	.03911	.00310	.00093	.00054	.00146
13.0%	.03913	.00310	.00060	.00034	.00094
13.5%	.03914	.00310	.00038	.00021	.00059
14.0%	.03915	.00310	.00024	.00013	.00037
14.5%	.03916	.00310	.00015	.00008	.00022
15.0%	.03916	.00310	.00009	.00005	.00013
15.5%	.03916	.00310	.00005	.00003	.00008
16.0%	.03916	.00310	.00003	.00002	.00005
16.5%	.03916	.00310	.00002	.00001	.00003
17.0%	.03916	.00310	.00001	.00001	.00001

가격제한폭	일일주가수익률 표준편차	일일평균주가 수익률	확률 1	확률 2	확률
17.5%	.03916	.00310	.00001	.00000	.00001
18.0%	.03916	.00310	.00000	.00000	.00000
18.5%	.03917	.00310	.00000	.00000	.00000
19.0%	.03917	.00310	.00000	.00000	.00000
19.5%	.03917	.00310	.00000	.00000	.00000
20.0%	.03917	.00310	.00000	.00000	.00000

주) σ : 원래 분포함수하에서 (가격제한폭이 없는 경우) 일일 주가수익률의 표준편차
 α : 원래 분포함수하에서 (가격제한폭이 없는 경우) 일일 평균주가수익률
 확률 1 : 증가가 상한가일 확률
 확률 2 : 증가가 하한가일 확률
 확률 : 증가가 상한가이거나 하한가일 확률

인 기능을 하지않게 된다. 그러나 명성의 경우 1995년 4월 1일 이후 주가제한폭이 6%로 확대된 후에도 주가제한폭에 걸린 날짜가 45일로 상당히 많이 있었고 현 주가제한폭 6%하에서 주가제한폭에 걸릴 확률도 12.67%로 비교적 높다.

〈표 11〉에 의하면, 태광산업의 경우, 주가제한폭이 9% 정도 되어야만 일일 평균주가수익률과 일일 주가수익률의 표준편차가 주가제한폭이 없는 경우의 고유 평균수익률과 표준편차와 비교해서 소수점이하 5자리까지 차이가 없다. 이 경우 증가가 상하한가일 확률은 0.03% 정도로 미미하다. 그러므로 태광산업의 경우 주가제한폭이 9% 정도가 되면 주가제한폭으로서 실질적인 기능은 사라지고 실제로 1995년 4월 1일 이후 주가제한폭이 6%로 확대된 후 주가제한폭에 걸린 날짜가 10일로 비교적 적었다. 현 주가제한폭인 6%하에서 주가제한폭에 걸린 확률도 1.5%로 비교적 적었다.

〈표 8, 10, 12〉는 각 주가제한폭하에서 얻어지는 평균기대수익률과 표준편차가 주가제한폭이 없는 고유의 평균기대수익률과 표준편차의 상대적인 차이를 구하였다. 〈표 8〉의 한국전력의 경우, 6%의 현 가격제한폭에서는 차이가 없는 것으로 나타냈다. 〈표 10〉의 명성의 경우, 6%의 현 가격제한폭은 11.16% 정도 고유 주가변동성을 감소시키는 효과가 이쁜 것으로 나타났고, 10%의 가격제한폭은 고유 주가변동성을 1% 정도 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 〈표 12〉의 태광산업의 경우, 6%의 현 가격제한폭은 고유 주가변동성을 1.36% 정도 감소시키는 것으로 나타났다.

상기의 분석을 종합하여 보면, 주가제한폭이 15%정도 되면 모든 종목에서 주가변동성이 고유의 주가변동성과 같고 주가제한폭이 적용될 확률이 매우 적게 된다. 증가가 주가제한폭에 걸릴 경우 균형가격의 지연에 따라 거래가 활성화되지 않아 유동성의 제한을 가져온다. 그러

〈표 10〉 가격제한폭의 크기에 따른 주가변동성 상대적 비교 : 명성

$$\sigma = .03917 \quad \alpha = .00310$$

가격제한폭	주가변동성의 상대적 차이	일일평균주가수익률의 상대적 차이
1.0%	-76.28%	-79.86%
1.5%	-65.80%	-70.19%
2.0%	-56.26%	-60.98%
2.5%	-47.66%	-52.35%
3.0%	-39.99%	-44.39%
3.5%	-33.22%	-37.18%
4.0%	-27.30%	-30.74%
4.5%	-22.19%	-25.08%
5.0%	-17.84%	-20.20%
5.5%	-14.17%	-16.05%
6.0%	-11.11%	-12.57%
6.5%	-8.61%	-9.72%
7.0%	-6.58%	-7.41%
7.5%	-4.97%	-5.56%
8.0%	-3.70%	-4.12%
8.5%	-2.71%	-3.01%
9.0%	-1.96%	-2.16%
9.5%	-1.40%	-1.53%
10.0%	-.98%	-1.07%
10.5%	-.68%	-.74%
11.0%	-.46%	-.50%
11.5%	-.31%	-.34%
12.0%	-.21%	-.22%
12.5%	-.13%	-.14%
13.0%	-.09%	-.09%
13.5%	-.05%	-.06%
14.0%	-.03%	-.04%

가격제한폭	주가변동성의 상대적 차이	일일평균주가수익률의 상대적 차이
14.5%	-.02%	-0.2%
15.0%	-.01%	-0.1%
15.5%	-.01%	-0.1%
16.0%	.00%	.00%
16.5%	.00%	.00%
17.0%	.00%	.00%
17.5%	.00%	.00%
18.0%	.00%	.00%
18.5%	.00%	.00%
19.0%	.00%	.00%
19.5%	.00%	.00%
20.0%	.00%	.00%

주 : 상기의 상대적 차이는 주가제한폭 제도가 없을 경우에 얻어진 값과 주가제한폭 제도가 있는 경우의 값의 차이를 주가제한폭 제도가 없는 경우의 값으로 나눈 백분율.

σ : 원래 분포함수(가격제한폭이 없는 경우) 일일 주가수익률의 표준편차

α : 원래 분포함수(가격제한폭이 없는 경우) 일일 평균주가수익률

므로 바람직한 주가제한폭은 주가제한폭에 도달할 확률이 매우 적어 유동성의 제한을 가져올 가능성이 적으면서, 일시적으로 주가가 단기적으로 과격하게 변동하는 것을 막을 수 있어야 한다. 제한폭은 그 적용될 확률이 적으면서 가능한 한 비정상적인 주가폭락 및 주가폭등을 조기에 제어할 수 있도록 가능한 한 낮은 값이어야 한다. 이러한 기준에 볼때 15%의 주가제한폭은 적합한 것으로 사료된다. 일본의 경우 주가제한폭이 17%인 것과 비교해 봄직하다.

IV. 결 론

본 논문은 상하한 가격제한폭이 늘어남에 따라 주가변동성이 얼마나 늘어나는가에 대한 민감도를 실증분석한 것이다. 주가제한폭이 주가변동성과 기대수익률에 어떠한 영향을 주는가를 파악하기 위해서 주가변동성과 기대수익률에 대한 공식을 도출하였다. 이 공식에 의하면 주가제한폭하에서 주가변동성은 주가제한폭이 존재하지 않을 경우의 고유의 주가변동성과 기대수

<표 11> 가격제한폭의 크기에 따른 주가변동성 분석 : 태광산업

$$\sigma = .02465 \quad \alpha = .00123$$

가격제한폭	일일주가수익률 표준편차	일일평균주가 수익률	확률 1	확률 2	확률
1.0%	.00887	-.00039	.32437	.36096	.68553
1.5%	.01243	-.00056	.25514	.28817	.54331
2.0%	.01542	-.00072	.19455	.22314	.41769
2.5%	.01785	-.00085	.14364	.16740	.31104
3.0%	.01978	-.00095	.10258	.12513	.22412
3.5%	.02126	-.00104	.07080	.08531	.15611
4.0%	.02236	-.00114	.04719	.05785	.10504
4.5%	.02316	-.00118	.03036	.03787	.06823
5.0%	.02371	-.00120	.01883	.02392	.04275
5.5%	.02408	-.00121	.01127	.01457	.02583
6.0%	.02431	-.00122	.00649	.00855	.01504
6.5%	.02446	-.00122	.00360	.00484	.00844
7.0%	.02454	-.00123	.00193	.00263	.00456
7.5%	.02459	-.00123	.00099	.00138	.00237
8.0%	.02462	-.00123	.00049	.00070	.00119
8.5%	.02463	-.00123	.00023	.00034	.00057
9.0%	.02464	-.00123	.00011	.00016	.00027
9.5%	.02464	-.00123	.00004	.00007	.00012
10.0%	.02465	-.00123	.00002	.00003	.00005
10.5%	.02465	-.00123	.00001	.00001	.00002
11.0%	.02465	-.00123	.00000	.00001	.00001
11.5%	.02465	-.00123	.00000	.00000	.00000

- 주) σ : 원래 분포함수하에서(가격제한폭이 없는 경우) 일일 주가수익률의 표준편차
 α : 원래 분포함수하에서(가격제한폭이 없는 경우) 일일 평균주가수익률
 확률 1 : 증가가 상한가일 확률
 확률 2 : 증가가 하한가일 확률
 확률 : 증가가 상한가이거나 하한가일 확률

〈표 12〉 가격제한폭의 크기에 따른 주가변동성의 상대적 비교 : 태광산업

$$\sigma = .02465 \quad \alpha = .00123$$

가격제한폭	주가변동성의 상대적 차이	일일평균주가수익률의 상대적 차이
1.0%	-64.04%	-68.51%
1.5%	-49.59%	-54.31%
2.0%	-37.48%	-41.74%
2.5%	-27.61%	-31.07%
3.0%	-19.78%	-22.38%
3.5%	-13.76%	-15.59%
4.0%	-9.28%	-10.48%
4.5%	-6.06%	-6.81%
5.0%	-3.82%	-4.26%
5.5%	-2.33%	-2.57%
6.0%	-1.37%	-1.50%
6.5%	-.77%	-.84%
7.0%	-.42%	-.45%
7.5%	-.22%	-.24%
8.0%	-.11%	-.12%
8.5%	-.05%	-.06%
9.0%	-.03%	-.03%
9.5%	-.01%	-.01%
10.0%	-.00%	-.00%
10.5%	-.00%	-.00%
11.0%	-.00%	-.00%
11.5%	-.00%	-.00%

주 : 상기의 상대적 차이는 주가제한폭 제도가 없을 경우에 얻어진 값과 주가제한폭 제도가 있는 경우의 값의 차이를 주가제한폭 제도가 없는 경우의 값으로 나눈 백분률.

σ : 원래 분포함수(가격제한폭이 없는 경우) 일일 주가수익률의 표준편차

α : 원래 분포함수(가격제한폭이 없는 경우) 일일 평균주가수익률^{aa}

익률 그리고 가격제한폭크기의 함수인 것으로 나타났다. 고유 주가변동성과 기대수익률을 추정함으로써, 각 가격제한폭하에서 주가변동성이 얼마인가를 예측할 수 있었다.

본 논문은 시장가치가 높은 우량종목의 경우에는 6%의 가격제한폭하에서 주가상하한제한폭이 시행되지 않는다면 존재할 고유의 주가변동성과 상하한제한폭이 존재했을 때 실제 주가변동성간에 차이가 없다는 사실을 발견했다. 그러나 시장가치가 낮은 종목인 경우에는 6%의 가격제한폭으로 인해 실제 주가변동성을 고유의 주가변동성에 비해 상당히 감소시키는 것으로 나타났다.

주가제한폭제도가 균형가격도달을 지연시키기 때문에 유동성을 감소시킨다. 따라서 바람직한 주가제한폭은 주가제한폭에 도달할 확률은 실질적으로 매우 적으면서 가능한 한 비정상적인 주가폭락 및 주가폭등을 조기에 제어할 수 있도록 가능한 한 낮은 값이어야 한다. 이러한 기준에 볼 때 15%의 주가제한폭은 적합한 것으로 사료된다.

부 록

정리 1 증명 : 우선 moment generating function을 도출한다. moment generating function $E(e^{kr})$ 은 다음과 같다.

$$E[e^{kr}] = e^{kA} \varphi\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) + e^{k\mu + (1/2)k^2\sigma^2} \left[\varphi\left(\frac{B-\mu-k\sigma^2}{\sigma}\right) - \varphi\left(\frac{A-\mu-k\sigma^2}{\sigma}\right) \right] \\ + e^{kB} \left[1 - \varphi\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) \right]$$

상기의 moment generating function을 이용하여 $E(r)$ 과 $S^2(r)$ 를 구한다. moment generating function을 k 에 대해서 편미분한 다음 k 를 0으로 치환하면 식 (8) $E(r)$ 을 얻게된다. 즉 $E(r) = \delta E[e^{kr}] / \delta k \big|_{k=0}$ 이다. moment generating function을 k 에 대해서 두 번 편미분한 다음 k 를 0으로 치환하면 식 (9), $E(r^2)$ 을 얻게된다. 즉 $E(r^2) = \delta^2 E[e^{kr}] / \delta k^2 \big|_{k=0}$ 이다. $E(r^2)$ 은 다음과 같다.

$$E(r^2) = A^2 \varphi\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) + (\sigma^2 + \mu^2) \left[\varphi\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) - \varphi\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) \right] \\ + 2\mu\sigma \left[Z\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) - Z\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) \right] + \sigma^2 \left[\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) Z\left(\frac{A-\mu}{\sigma}\right) - \left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) Z\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) \right] \\ + B^2 \left[1 - \varphi\left(\frac{B-\mu}{\sigma}\right) \right]$$

$S^2(r)$ 을 구하기 위해서 다음식을 이용한다. $S^2(r) = E(r^2) - \{E(r)\}^2$

참 고 문 헌

- 남명수·안창모, “상하한가제도와 주가변동성”, 증권학회지, 제18집, 한국증권학회(1995), 419-439
- 이기을 외 5인, “가격등락제한폭제계의 점검과 개선방향”, 증권학회지 10집, 1988년, 한국증권학회, 27-45
- 이상빈·김광정, “한국주식시장에서의 가격제한폭제도가 주가변동성에 미치는 효과에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제10권 제1호, 1993, 한국재무관리학회, 231-248
- 장하성·박주범, “가격제한폭제도의 가격발전지연효과와 가격변동성 억제효과에 관한 연구”, 재무연구, 제9호, 한국재무학회(1995), 147-197
- Brennan Michael J., “A Theory of Price Limits in Futures Markets,” *Journal of Financial Economics* 16, (1986), 213-233
- Chung, jong-Rock, “Price Limit System and Volatility of Korean Stock Market,” *Pacific Basin Capital Market Research* 2, (1991), 283-294
- Ma, Christopher K., Rao, Ramesh P. and Sear, R. Stephen, “Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits,” *Journal of Financeal Services Research* 3, (1989), 165-199
- Ma, Christopher K., Rao, Ramesh P. and Sear, R. Stephen, “Limit Moves and Price Resolution : the Case of the Treasury Bond Futures Market,” *The Journal of Futures Markets* Vol.9, No.4, (1989), 321-335