

가격제한폭 도달빈도와 주식의 특성에 관한 연구

진 태 흥* · 지 흥 민**

요 약

주식시장의 일일 가격제한폭은 개별 주식의 거래 특성에 대해 중요한 정보를 제공할 수 있음은 주지의 사실이다. 본 연구는 우리나라 증권시장에서 가격제한폭 도달 빈도에 대한 주요 분석 결과를 제시하고 가격제한폭 도달 빈도가 높은 주식들이 지니는 공통 특성을 파악하고자 하였다. 본 연구의 주요 실증 분석결과는 다음으로 요약된다. 첫째, 체계적 위험과 비체계적 위험이 높은 주식일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다. 둘째, 시장가치로 측정된 기업규모가 작은 주식일수록 상대적으로 가격제한폭 도달 빈도가 높다. 셋째, 거래량이 많은 주식일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다. 넷째, 장부가치-시장가치비율이 낮은 주식일수록 하한가제한폭에 자주 도달하는 성향이 있다. 체계적 위험과 기업규모가 주가를 결정하는 주요 요인인 것을 고려하면 본 연구의 분석결과는 가격제한폭 제도가 시장에서 주식 가격이 적정하게 형성되는 기능을 일부 저해한다는 것을 의미하고 있다.

I. 서 론

가격제한폭 제도의 영향에 관한 연구는 그 중요성에도 불구하고 다른 주식시장의 제도에 비하여 그다지 많이 이루어지지 않았고 따라서 가격제한폭이 증권시장에 미치는 효과에 대해서는 알려진 사실이 그다지 풍부하지는 않다. 가격제

* 홍익대학교 상경대학 교수

** 이화여자대학교 경영학부 교수

한폭 제도의 효과에 대한 연구가 수행되기 어려운 것은 주로 자료 구축의 어려움과 가격제한폭 제도가 없을 경우 시장이 어떻게 될 것인가를 완전하게 측정할 수 없기 때문이다. 그 동안 이 분야 연구들을 보면 주로 사건연구(event study) 방법론을 이용하여 주가가 가격제한폭에 이르기 전후의 거래량과 주가변동성의 변화를 비교하는 연구들이 대부분이었다. 우리 나라의 경우에도 가격제한폭에 관한 대부분의 기존연구들은 가격제한폭이 확대되었을 경우 주가변동성에 변화가 있는지를 확인하는데 그 초점을 맞추고 있다. 사건연구 방법론을 이용한 연구들은 나름대로 시사점을 줄 수 있지만 주가변동성과 같은 변수들이 자기 상관관계를 갖기 때문에 결과를 해석하는데 많은 어려움이 존재한다.

가격제한폭 제도의 효과를 보다 효과적으로 분석하기 위해서는 기존의 연구들과 다른 연구방법을 적용하는 것이 필요하다. 본 연구의 주요 목적은 사건연구방법을 지양하고 가격제한폭에 도달하는 빈도가 높은 주식들의 특성을 확인하여 가격제한폭 제도의 효과를 분석하는 것이다. 가격제한폭에 자주 도달하는 주식의 특성 자체를 확인하는 것은 투자자에 대한 새로운 정보제공이라는 면에서 큰 의의를 지니고 있다. 본 연구의 실증분석결과는 위험이 크고, 거래량이 많으며, 규모가 작은 기업일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다는 것을 제시하고 있다. 본 연구의 실증결과는 또한 가격제한폭 제도가 주가의 움직임을 제약하여 균형가격의 발견을 지연시키거나 저해할 수 있다는 기존 연구결과들을 보완하고 있다. 예를 들어 Kim and Rhee(1997)는 동경증권거래소를 대상으로 실시한 연구에서 가격제한폭에 도달한 주식들이 도달하지 않은 주식들에 비해 후 후속 거래에서 가격연속(price continuation) 비율이 크다는 것을 보여 주고있다. 또한 Roll(1988)은 1987년 세계 여러 국가들의 주식시장이 가격제한폭 채택 여부에 관계없이 동반 하락했다는 사실을 근거로 가격제한폭 제도가 변동성을 줄이기보다 균형가격에 도달하는 시간을 지연시킨다고 주장하였다. 체계적위험 그리고 기업규모와 같은 주식의 근본가치에 영향을 주는 변수들이 가격제한폭 도달 빈도에 영향을 준다는 본 연구의 연구결과는 가격제한폭 제도가 주식시장의 공정한 가격형성에 저해가 된다는 것을 시사하여 이러한 기존 연구들을 보완하고 있다.

가격제한폭에 관한 기존의 국내 연구들은 대부분 가격제한폭 제도가 주가변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저 이상빈과 김광정(1993)은 한국증권시장의 가격제한폭 제도가 주가수준에 따라 개별 주식별로 가격제한폭 비율이 다르다는 것에 착안하여, 가격제한폭 비율이 높은 포트폴리오와 가격제한폭 비율이 낮은 포트폴리오 사이에 주가변동성의 차이가 있는지를 검증하였는데 가격제한폭 비율이 높은 포트폴리오와 낮은 포트폴리오 사이에 유의적이 주가변동성의 차이가 있다는 것을 발견하였다. 이런 결과는 가격제한폭 제도가 주가변동성을 줄여주는 효과가 있다는 것을 시사한다.

반면에 남명수와 안창모(1995)는 주가변동성을 감소시키기 위한 가격제한폭 제도가 한국 주식시장에서 실제로 일일주가변동성을 감소시키는가를 검증하였는데, 가격제한폭 제도가 없어지게 되었을 경우의 일일변동성 계수에 대한 추정치가 가격제한폭 제도하에서 얻어진 일일변동성 계수의 추정치와 의미있는 차이가 없다는 것을 발견하였다. 이런 결과는 가격제한폭 제도가 주가변동성을 감소시키는 효과를 가져오지 못하고 있다는 것을 시사한다.

또한 선우석호(1996)는 1995년 4월 1일 이후 1년 2개월 동안의 주가자료를 이용하여 가격제한폭 변경시점을 기준으로 종합주가지수의 1분, 5분, 10분, 1시간, 1일 수익률의 표준편차와 개별종목 15종목의 일일 수익률 표준편차 그리고 조건부 변동성을 이용하여 주가변동성의 차이를 분석하였다. 분석 결과 가격제한폭 완화조치가 주로 단기변동성의 감소에 기여하고 있음을 검정하였고, 가격제한폭 확대조치로 제한폭 비율이 크게 확대된 종목은 일일 변동성이 증가하였으며 기타 종목들은 감소하는 결과를 보이고 있다.

가격제한폭 제도와 주가변동성에 대한 국외 연구들은 대부분 가격제한폭 제도를 유지하고 있는 아시아 국가들을 대상으로 한 것들이다. 대만을 대상으로 한 Chen(1992)의 연구는 대만 증권시장이 1987년 10월 이후 여러 차례에 걸쳐 가격제한폭 비율을 변경한 점을 이용하여 가격제한폭 비율 변동 전 후의 주가변동성을 비교하였으나 가격제한폭제도가 주가변동성을 감소시킨다는 유의한 증거를 발견하지 못했다. Kim and Rhee(1997)는 동경 증권거래소를 대상으로 한 분석에서 가격제한폭에 도달한 주식과 가격제한폭의 80~90% 변동을 보인 주

식의 가격제한폭 도달 다음날 주가변동성을 비교하였는데 가격제한폭 도달 주식들의 다음날 주가변동성이 더 크다는 것을 발견하였다. Kim and Limpaphayom (2000)은 태국과 대만시장을 이용한 가격제한폭 도달 빈도 분석에서 거래량, 기업규모 그리고 비체계적 위험이 높은 주식들이 가격제한폭에 도달할 확률이 높다는 것을 확인하고 있다.

II. 자료 및 가격제한폭 도달 빈도 분석

1. 자료

본 연구에서 사용된 주요 자료는 한국증권거래소가 보유하고 있는 1999년 1월 1일부터 2001년 12월까지의 종목별매매정보(확장형)이다.¹⁾ 현재의 종목별 매매정보에 수록되어 있는 주요 자료는 회사명, 시가, 종가, 거래량, 업종코드, 각종 락(배당락, 권리락 등)구분 등이다. 분석은 1991년부터 2001년 12월까지 3년 동안 최소거래량이 600이상 되는 보통주만을 대상으로 하였다. 또한 체계적 위험 및 잔여 위험의 측정을 위해서는 KIS-SMAT의 수익률자료가 사용되었으며, 최종 표본에 포함된 분석대상 회사들의 자본에 대한 장부가치는 증권사에서 발간한 자료가 사용되었다.

2. 가격제한폭 도달 빈도 분석

가격제한폭 도달 빈도에 영향을 주는 주식의 특징을 분석하기 앞서 우선 가격제한폭 도달 빈도의 분포를 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 먼저 가격제한폭 도달 빈도의 분포를 관리종목을 포함한 모든 상장기업 표본과 관리종목을 제외한 표본으로 나누어 분석하였다. 그 이유는 관리종목의 경우 대부분 가격이

1) 현재와 같이 일일가격제한폭이 상하 15%로 정해진 것은 1998년 12월 7일이다. 본 연구는 현재의 가격제한폭하에서 거래된 자료를 최대한 이용하기 위하여 1999년 이후의 자료를 사용하였다.

매우 낮고 가격제한폭에 도달하는 빈도가 일반기업들에 비해 상대적으로 높기 때문이다. 그러나 가격제한폭 도달 빈도에 영향을 주는 주식의 특성을 분석하는데 있어서는 관리종목을 제외한 표본만을 이용하였다. 관리종목의 가격제한폭 도달 빈도에 영향을 주는 요인들이 일반기업들의 특성들과는 상이하다고 판단되고 관리종목의 경우 대부분 자본이 잠식되어 분석에 필요한 독립변수를 계산하는데 어려움이 있었기 때문이다. 예를 들어 상당수의 관리종목 항목들이 부의 장부가치를 가지고 있다.

〈표 1〉 한국증권시장에서의 호가단위

구 분	호가가격 단위
1주의 가격이 5,000원 미만인 종	5원
1주의 가격이 5,000원 이상 10,000 미만	10원
1주의 가격이 10,000원 이상 50,000 미만	50원
1주의 가격이 50,000원 이상 100,000 미만	100원
1주의 가격이 100,000원 이상 500,000 미만	50원
1주의 가격이 500,000원 이상인 종목	1,000원

현재 한국증권시장에서의 호가단위는 <표 1>에 요약되어 있다. 증권거래소가 보유한 종목별 매매정보에 고가, 저가, 증가만 수록되어 있고 가격제한폭 도달 여부는 표시되어 있지 않다. 따라서 먼저 전일 종가 및 금일 상·하한가를 비교하여 가격 상승폭과 하락폭이 15%인지 여부를 바탕으로 가격제한폭 도달 여부를 확인하였다.²⁾ 물론 배당락, 권리락이 있는 경우 이를 감안하여 가격제한폭

2) 현재 실시되고 있는 정률제의 가격제한폭 제도하에서는 호가가격단위로 인해 그 변동폭이 다소 줄어들게 된다. 왜냐하면 호가가격단위로 인해 가격제한폭의 가격범위까지 제한 폭을 적용할 수 없는 경우에는 호가가격단위가 적용될 수 있는 가격까지 그 제한 폭을 적용하게 되어 있기 때문이다. 즉, 일일 가격제한폭을 계산함에 있어서 기준가격에 6%, 8%, 12%, 15%의 정률을 곱하여 산출한 금액이 그 기준 가격 대에 해당하는 호가단위의 미만 금액을 포함하고 있을 때에는 그 금액을 절사 하도록 하고 있다. 예를 들어, 현재 15%의 정률제 가격제한폭 제도에서는 실제로 전일종가의 14% 정도만 가격이 변동하면 호가가격단위로 인하여 상·하한가에 도달한 것으로 나타나게 된다. 따라서 꼭 가격제한비율에 도달하지 않아도 충분히 가격제한의 적용을 받고 있다고 할 수 있다.

도달 여부를 확인하였다. 가격제한폭 도달의 요약통계량은 <표 2> 및 <표 3>에 나타나 있다. <표 2>는 1999년부터 2001년까지 가격제한폭 도달 회수를 연도별, 월별, 요일별 그리고 산업별로 분류하여 제시하고 있다. 연도, 월, 요일로 분류한 경우 첫 번째 열은 상하한가 도달회수, 두 번째 열은 상한가 도달회수 그리고 세 번째 열은 하한가 도달 회수를 나타낸다. 산업으로 분류한 경우 첫 번째 열은 각 산업에 속한 회사의 수, 두 번째와 세 번째 열은 각각 상한가와 하한가 도달 평균 회수를 나타낸다. 이런 방법으로 산업별 가격제한폭 도달 회수의 평균치를 보고하는 이유는 특정 산업에 속한 회사의 수가 상이하기 때문이다. 표를 보면 연도별, 월별, 요일별 그리고 산업별 가격제한폭 도달 빈도에 몇 가지

<표 2> 상하한 요약통계표(관리종목제외)

연 도	상하한	상 한	하 한
1999	5595	4255	1340
2000	8521	6107	2414
2001	4241	3007	1234
월	상하한	상 한	하 한
1	2169	1780	389
2	1384	1164	220
3	1776	1449	327
4	1367	852	515
5	1782	1182	600
6	1229	1012	217
7	1276	957	319
8	1115	920	195
9	2314	1091	1223
10	1190	904	286
11	1187	988	199
12	1568	1070	498
요일	상하한	상 한	하 한
월	4551	3222	1329
화	3426	2581	845
수	3723	2568	1151
목	3530	2773	757
금	3127	2225	902

〈표 2〉 상하한 요약통계표(관리종목제외) (계속)

산 업	회사수	상한 평균	하한 평균
어업	3	30.67	12.67
광업	2	34.50	9.50
음식료품	30	21.40	7.80
섬유, 의복	38	29.92	10.03
종이, 목재	18	18.89	7.50
화학	67	20.96	7.78
의약품	29	28.24	12.24
비철금속광물제품	18	26.94	7.61
철강, 금속	30	25.80	10.93
기계	27	25.89	10.22
전기, 전자	65	26.92	10.62
의료, 정밀	7	34.00	11.14
운수장비	27	21.85	8.96
기타제조업	14	31.50	11.86
유통업	26	33.50	12.38
전기 및 가스업	8	6.88	2.25
건설업	29	37.07	11.45
운수창고업	13	27.85	9.15
통신업	3	12.00	6.00
금융업	47	28.15	10.62
서비스업	6	27.83	13.33

특징들을 발견할 수 있다. 첫째, 2000년의 경우 가격제한폭 도달빈도가 다른 해에 비해 상대적으로 크게 나타나고 있다. 둘째, 월별 빈도의 경우 1월과 9월과 같은 특정 달의 경우 다른 달에 비해 가격제한폭 도달빈도가 다른 달에 비해 크게 나타난다. 셋째, 상한가에 도달하는 빈도가 하한가에 도달하는 빈도에 비해 큰 것을 알 수 있다. 마지막으로 산업별로 보았을 때 전기가스와 통신업과 같은 공익산업의 경우 가격제한폭 도달 빈도가 다른 산업에 비해 작은 것으로 나타나고 있다. 이러한 특징들에도 불구하고 가격제한폭 도달빈도가 특정 산업과 특정 시점에 영향을 받는다고 보기는 어렵다고 판단된다. 월별 빈도의 경우 가격제한폭 도달 빈도가 연도마다 다르게 나타나고 있으며 산업별 빈도의 경우 산

업에 속한 회사 수가 작은 전기 가스 통신업을 제외한 다른 산업들은 대체로 비슷한 추세를 보이고 있기 때문이다.

관리종목을 포함시킨 표본을 대상으로 한 가격제한폭 도달 빈도의 분포는 <표 3>에 나타나 있다. 예상대로 종목의 개수가 507에서 656으로 약 33% 늘어난 반면 가격제한폭 도달회수는 연도 별로 약간 씩 차이는 있지만 약 80% 증가하고 있어 관리종목이 일반종목에 비해 훨씬 빈번하게 가격제한폭에 도달하고 있음을 알 수 있다. 또한 <표 3>을 보면 관리 종목을 제외한 표본을 대상으로 관찰되었던 특징들은 관리종목을 포함한 표본과 대체로 유사하게 나타나고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 3> 상하한 요약통계표(전체 표본)

연 도	상하한	상 한	하 한
1999	9684	7061	2623
2000	14296	9951	4345
2001	8369	5850	2519
월	상하한	상 한	하 한
1	3640	2883	757
2	2345	1813	532
3	3024	2355	669
4	2333	1480	853
5	3018	2037	981
6	2196	1755	441
7	2410	1777	633
8	2515	1975	540
9	3768	1795	1973
10	2172	1561	611
11	2226	1735	491
12	2702	1696	1006
요일	상하한	상 한	하 한
월	7590	5275	2315
화	6168	4428	1740
수	6626	4516	2110
목	6257	4706	1551
금	5708	3937	1771

〈표 3〉 상하한 요약통계표(전체 표본) (계속)

산 업	회사수	상한 평균	하한 평균
어업	3	30.67	12.67
광업	2	34.50	9.50
음식료품	43	34.98	15.67
섬유, 의복	56	41.95	17.00
종이, 목재	25	29.76	12.12
화학	78	24.05	9.73
의약품	34	34.29	14.65
비철금속광물제품	24	32.83	11.04
철강, 금속	42	37.62	17.48
기계	39	37.38	17.03
전기, 전자	89	36.16	15.45
의료, 정밀	8	32.88	11.75
운수장비	36	29.11	12.56
기타제조업	20	38.25	16.95
유통업	41	47.54	21.10
전기 및 가스업	8	6.88	2.25
건설업	43	49.30	18.70
운수창고업	16	33.69	12.94
통신업	3	12.00	6.00
금융업	65	30.49	12.11
서비스업	7	25.43	12.14

Ⅲ. 분석모형

본 연구의 실증분석모형은 주로 대만과 태국의 주식시장을 분석한 Kim & Limpaphayom(2000)에 기초를 두었다. 본 연구의 주목적이 가격제한폭에 자주 도달하는 주식의 특성들을 분석하는 것이기 때문에, 먼저 가격제한폭에 자주 도달하는데 영향을 줄 수 있다고 생각되는 변수들을 관련연구들의 결과들을 통해 확정하였다. 가격제한폭에 영향을 미칠 수 있을 것으로 최종 선택된 변수들은 다음과 같다.³⁾

1. 위험

위험이 큰 주식일수록 가격변화가 심하고 따라서 가격제한폭에 도달할 가능성이 높다고 판단된다. 주식의 위험은 체계적 위험과 비체계적 위험으로 분류할 수 있으며, 체계적 위험과 비체계적 위험이 가격제한폭 도달에 주는 영향은 상이할 것으로 판단되기 때문에 본 연구에서는 각각을 별도의 변수로 취급하였다. 체계적 위험은 각 주식의 베타로 측정하고 비체계적 위험은 시장모형에서의 잔차의 표준편차(residual standard deviation)로 측정하였다.

2. 거래량

거래량은 새로운 정보의 흐름을 주식시장에 전달하는 통로 역할을 한다고 생각되기 때문에 거래량이 많은 주식은 주가변화가 심하고 따라서 그만큼 가격제한폭에 도달할 가능성이 높을 것이다. 실제로 거래량에 관한 실증연구들에서는 거래량과 가격변화 사이에 정(正)의 상관관계가 있다는 것을 보여주고 있다. 예를 들어, Karpoff(1987)는 주가와 거래량에 관한 문헌조사연구에서 거래량과 주가변동 사이에 정의 상관관계가 있음을 보여 준다. 주가에 영향을 주는 자료가 의미 있는 정보를 포함하고 있을 때 거래량은 증가하게 되고 거래량이 증가하면 그 만큼 주가가 가격제한폭에 도달할 가능성이 커질 것이다. 본 논문에서 거래량은 일일거래량을 총주식수로 나눈 값으로 측정하였다.

3. 기업규모

기업규모효과란 기업규모를 기준으로 포트폴리오를 구성했을 때 소규모기업 포트폴리오가 대규모기업 포트폴리오보다 지속적으로 높은 수익을 올리는 현상

3) 본 연구에서는 최종 선택된 변수들 이외에 몇 가지 변수들을 추가적으로 사용하였다. 예를 들어, 상장된지 오래된 기업일수록 해당기업에 관한 정보가 투자자에게 많이 노출되어 가격의 급격한 변동가능성이 적은 반면 상장된지 얼마되지 않은 기업은 기업내용이 투자자들에 충분히 전달되지 않아 가격 변동이 클 것이라고 판단하여 각 회사의 상장기간이 분석모형에 추가하였다 그러나 이러한 변수들의 계수의 유의성이 낮아 최종 분석모형에서는 제외되었다.

으로 Banz(1981)에 의해 최초로 보고되었다. 규모가 작은 기업일수록 시장에서 위험이 높은 것으로 인식되고 따라서 높은 기대수익률이 요구되기 때문에 사후적으로 높은 수익률이 실현되면 가격제한폭에 도달할 가능성이 커진다고 볼 수 있다.

4. 장부가치 - 시장가치 비율

기업규모와 마찬가지로 장부 - 시장 가치 비율(book-to-market ratio)도 횡단면분석에서 주가수익률의 차이에 통계적으로 유의하게 영향을 주는 것으로 실증분석을 통해 밝혀지고 있다. 예를 들어 Fama and French(1992)는 장부가치 대 시장가치 비율이 높은 주식은 시장에서 위험이 더 큰 것으로 인식되고 있으며 따라서 높은 기대수익률이 요구된다고 주장한다. 따라서 소규모기업의 경우와 마찬가지로 시장가치 비율이 높은 주식이 사후적으로 높은 수익률을 실현하게 되면 가격제한폭에 도달할 가능성이 커진다고 볼 수 있다.

이상을 종합하여 본 연구에서는 최종적으로 가격제한폭 도달 빈도에 영향을 주는 변수로 거래량, 체계적위험, 비체계적위험, 회사의 크기 그리고 장부-시장 가치 비율 등을 선정하였으며, 구체적으로 다음과 같은 모형을 이용하였다.

$$\frac{\text{Log}(P_i)}{1 - \log(P_i)} = \alpha + \beta_1 B_i + \beta_2 RR_i + \beta_3 TV_i + \beta_4 Size_i + \beta_5 BM_i + e_i \quad (1)$$

여기서 P_i 는 기업 i 의 주식이 가격제한폭에 도달하는 빈도(가격제한폭 도달 일수 / 전체 거래 일수), B_i 는 시장모형을 통해 계산되는 주식의 베타, RR_i 는 비체계적 위험을 나타내는 잔여위험(시장모형에서 잔차의 표준편차로 계산된다), TV_i 는 거래량(일일거래량 / 상장주식수), $Size_i$ 는 시장가치(1백만원 단위)에 로그를 취한 값 그리고 BM_i 는 자기자본의 장부 - 시장가치 비율을 나타낸다. 베타는 월별 수익률을 시장모형에 적용하여 추정하였다. 가격제한폭 연구에서 흔히 문제점으로 지적되는 이분산성(heteroskedasticity) 및 자기상관(autocorrelation)을 통제하고 OLS 보다 효율적인 추정치를 얻기 위하여 본 연구에서는 추정 방법으로 GMM(Generalized Method of Moment)를 사용하였다(Hansen, 1982).

IV. 실증분석

먼저 앞서 제시한 분석모형을 GMM을 이용하여 분석하기에 앞서 표본을 가격제한폭 도달빈도에 따라 몇 개의 등급으로 나누어 변수들과 빈도가 어떤 관계가 있는가를 분석해 보는 것도 흥미로울 것이다. <표 4>는 추정결과를 가격제한폭 도달 빈도에 따라 5개의 등급으로 나누었을 때 각 등급의 독립변수들의 값이 어떻게 다른가를 보여주고 있다. 등급 1은 가격제한폭 도달빈도가 가장 큰 주식들을 포함하고 있으며 5등급은 가격제한폭 도달빈도가 가장 작은 주식들을 포함하고 있다. 표를 보면 각 등급마다 가격제한폭 도달 빈도와 평균베타, 잔차 위험, 거래량, 자본금, 장부-시장 가치 비율 그리고 등급에 속한 주식의 수가 나타나 있다. 패널 A는 전체표본, 패널 B는 상한가도달 표본 그리고 패널 C는 하한가 도달 표본에 대한 분석결과를 표시하고 있다.

<표 4>에 나타나고 있는 몇 가지 사실들을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 가격제한폭 도달 빈도가 낮아질수록 잔차위험이 감소하는 것을 알 수 있다. 이러한 현상은 상한가 도달 표본과 하한가도달표본의 경우에도 일관성 있게 나타나고 있다. 체계적위험을 나타내는 베타는 전체표본의 경우 2등급 이후에는 도달빈도가 낮아질수록 감소하고 있지만 상한가 도달 표본과 하한가 도달 표본의 경우에는 뚜렷한 추세를 보이고 있지 않다. 둘째, 거래량이 증가할수록 가격제한폭 도달 빈도가 증가하고 있다.

셋째, 회사의 크기가 커질수록 가격제한폭 도달 빈도는 감소하고 있다.

$$\text{Log}[P]/1 - \log[P] = \alpha + \beta_1 B + \beta_2 RR + \beta_3 TV + \beta_4 \text{Size} + \beta_5 BM + e$$

여기서 P 는 가격제한폭 도달 빈도(가격제한폭 도달 일수/전체 거래 일수), $Beta$ 는 주식의 베타, RR 은 비체계적 위험을 나타내는 잔여위험(시장모형에서 잔차의 표준편차로 계산함), TV 는 거래량(일일거래량/상장주식수), $Size$ 는 시장가치에 로그를 취한 값, 그리고 BM 은 자기자본의 장부-시장가치 비율을 나타낸다. 베타는 1999년 1월부터 2001년 3월까지 월별 수익율을 시장모형에 적용하여 추정하였다. 그 밖의 모든 변수는 1999년부터 2001년 까지의 자료를 이용하여

추정하였다. 괄호 안을 t 통계량을 나타낸다.

〈표 4〉 가격제한폭 도달빈도 등급분석

Quintile	P	Beta	RR	TV	Size	BM	N
전체표본							
1	0.1077	0.5648	0.286	0.0438	44593	1.6231	101
2	0.0588	0.6777	0.2172	0.0307	181957	2.3673	101
3	0.0408	0.611	0.1831	0.0207	127108	2.6194	101
4	0.0273	0.5674	0.1585	0.0143	196271	2.9147	102
5	0.0136	0.5365	0.1299	0.0106	1212516	2.5817	102
F-stat.	530.44	2	104.94	86.1	6.28	2.94	
상한가 도달 표본							
1	0.0774	0.5835	0.2825	0.0447	44767	1.6369	101
2	0.0437	0.6064	0.2193	0.0284	127981	2.5612	101
3	0.0306	0.6435	0.1837	0.0217	158753	2.5907	101
4	0.0198	0.5762	0.1584	0.0147	224822	2.6787	102
5	0.0093	0.5476	0.1309	0.0106	1205904	2.6404	102
F-stat.	683.95	0.84	96.66	85.01	6.20	2.4	
하한가 도달 표본							
1	0.0314	0.6077	0.2848	0.0424	110909	1.6353	101
2	0.0156	0.6319	0.2131	0.029	141487	2.0854	101
3	0.0103	0.6236	0.1823	0.022	180056	2.4837	101
4	0.0069	0.5414	0.1611	0.0157	135893	2.9756	102
5	0.0033	0.553	0.1335	0.0109	1194872	2.9223	102
F-stat.	299.17	1.14	97.32	65.27	5.93	4.05	

넷째, 가격제한폭 도달빈도가 5등급 이전까지는 장부 - 시장 가치비율이 높아 질수록 가격제한폭 도달 빈도가 감소하고 있다.

GMM을 이용하여 추정한 결과는 〈표 5〉에 나타나 있다. 〈표 5〉의 첫 번째 열은 전체표본에 대한 결과를 나타내고, 두 번째와 세 번째 열은 각각 상한가 표본과 하한가 표본에 대한 결과를 나타낸다. 분석결과를 보면 우선 〈표 4〉의 등급분석에서 나타났던 잔차위험과 가격제한폭도달 빈도 사이의 정의 관계, 거래량과 가격제한폭 도달 빈도간의 정의 관계, 그리고 크기와 가격제한폭 도달 빈도간의 부의 관계를 재확인할 수 있다. 잔여위험 계수는 모든 표본에서 정의

값을 갖고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는 비체계적 위험이 큰 주식일수록 가격제한폭에 도달하는 빈도가 높다는 것을 시사한다. 거래량 계수도 모든 표본에서 정의 값을 갖고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는 거래량이 주식에 대한 새로운 정보의 양을 나타내는 지표이며 따라서 거래량이 많은 주식일수록 가격제한폭에 도달한 확률이 높다는 것을 의미하고 있다. 회사의 크기 계수는 모든 표본에서 부의 값을 갖고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 즉, 측정 결과는 대형주보다 중소형 주식일수록 가격제한폭에 도달할 확률이 크다는 것을 나타내고 있다.

〈표 5〉 GMM 추정결과

변수	전체표본	상한가표본	하한가표본
α (<i>Intercept</i>)	-0.715* (-60.58)	-0.731* (-72.2)	-0.8* (-103.4)
β_1 (<i>B</i>)	0.023* (7.85)	0.02* (7.69)	0.0136* (6.41)
β_2 (<i>RR</i>)	0.290* (14.87)	0.251* (15.28)	0.152* (11.17)
β_3 (<i>TV</i>)	0.536* (7.271)	0.425* (6.49)	0.049* (7.45)
β_4 (<i>Size</i>)	-0.011* (-11.51)	-0.01* (-12.27)	-0.0057* (-8.76)
β_5 (<i>BM</i>)	-0.001** (-1.75)	-0.0007** (-1.71)	-0.0011* (-2.96)
R^2	0.708	0.682	0.639

주) 1. *, **는 각각 1%와 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

2. 이 표는 아래 모형을 GMM을 통해 추정한 결과를 나타낸다(첨자 *i*는 생략하였음).

베타계수를 보면 모든 표본에서 정의 값을 갖고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.⁴⁾ <표 4>의 등급분석에서는 베타와 가격제한폭 도달 빈도 사이의 관계

4) 베타의 GMM 회귀계수가 1보다 상당히 낮은 값을 보이는 이유는 시장가치 가중 종합주가지수를 사용하였기 때문이다. 만일 Kim and Limpaphayom(2000)처럼 산술평균의 종합주가지수를 사용하였다면 훨씬 큰 값을 보였을 것이다.

가 거래량, 크기 그리고 잔여위험 만큼 선명하게 나타나지 않았지만, GMM 측정결과에서는 베타가 큰 주식일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다는 것이 선명하게 나타나고 있다. 이러한 결과는 비체계적 위험이든 체계적 위험이든 위험이 큰 주식일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다는 것을 시사한다. 장부-시장가치 비율 계수는 모든 표본에서 부의 값을 갖는 것으로 나타나고 있지만 통계적 유의도가 그다지 크지 않다. 전체표본과 상한가 표본에서는 10% 수준에서 유의하고 하한가 표본에서만 1% 수준에서 유의하다. 베타의 경우와 마찬가지로 표의 빈도 등급분석에서는 장부 - 시장가치비율과 가격제한폭 도달 빈도의 관계가 선명하게 나타나지 않았지만 GMM 분석에서는 통계적 유의성이 아주 크지 않지만 장부 - 시장가치 비율이 높을수록 가격제한폭 도달 빈도가 낮다는 것을 보여주고 있다.

GMM을 이용한 회귀분석결과는 또한 “평균” 주식이 가격제한폭에 도달할 확률이 3.19% 정도가 되는 것을 의미하고 있다. “평균” 주식은 사용표본의 각 변수들의 평균치로 구성하였다. 즉, 베타의 평균치 0.5913, 잔차위험의 평균치 0.1948, 거래량의 평균치 0.0240, 기업규모의 평균치 3,549억, 장부 - 시가평균인 2.4225와 이에 상응하는 회귀식의 계수 값들을 이용하여 추정값 \hat{Y} 를 얻었다. 가격제한폭에 도달할 확률은 $\text{Exp}[\hat{Y}/(\hat{Y}+1)]$ 를 이용하여 계산하였다. 만약 베타, 잔차위험 및 거래량이 평균보다 각각 10% 증가하고 기업규모가 평균보다 10% 작다면 이러한 주식이 가격제한폭에 도달할 확률은 3.82%, 즉, “평균” 주식에 비하여 약 20% 증가하는 것으로 추정된다.

<표 5>에 나타난 분석결과는 그 자체로도 흥미롭지만 가격제한폭 제도 자체가 시장에서 가격이 제대로 형성되는 것을 방해할 수 있다는 중요한 시사점을 던져주고 있다. 잘 알려져 있듯이 체계적 위험을 나타내는 베타는 시장에서 가격을 영향을 주는 주요 변수이다. 기업의 크기도 소형주 효과(small firm effect)에서 나타나듯이 주가를 설명하는 주요한 변수라고 할 수 있다. 기존 연구결과들은 중소형 주식들의 위험은 베타로 충분히 포착되지 못해 이른바 시장이상현상(market anomaly)이 발생한다는 것을 보여주고 있다. 이렇듯 주가형성에 중요한 영향을 주는 베타나 기업의 크기가 가격제한폭 도달 빈도와 밀접한 연관

을 갖는다는 것은 가격제한폭이 이러한 변수들이 가격에 영향을 주는 과정을 차단하고 따라서 시장에서 가격이 제대로 형성되는 것을 방해한다는 것을 의미한다. 거래량이 많은 주식이 가격제한폭 도달 빈도가 높다는 것은 거래량이 새로운 정보의 양을 나타내고 새로운 정보가 자주 생성되는 주식일수록 가격변화가 심하다는 점에서 일견 자명해 보이지만, 아울러 본 연구는 새로운 정보가 생산되었을 때 가격제한폭이 시장의 정상적인 가격 기능을 방해할 수도 있다는 것을 시사해 주고 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 우리나라 증권시장에서 가격제한폭 도달 빈도에 대한 주요 통계를 제시하고 가격제한폭 도달 빈도가 높은 주식의 특성들을 분석하였다. 가격제한폭에 관련된 과거연구들이 대부분 가격제한폭 관련 제도 변경 전후의 주가 변동성 분석에 집중되어 있는데 비해 본 연구는 가격제한폭 도달 빈도가 높은 주식의 특성을 분석함으로써 가격제한폭 제도가 시장에 어떤 영향을 주는가를 분석하였다. 주요 실증분석결과를 보면 다음과 같다. 첫째, 체계적 위험과 비체계적 위험이 높은 주식일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다. 둘째, 규모가 작은 주식일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다. 셋째, 거래량이 많은 주식일수록 가격제한폭 도달 빈도가 높다. 체계적 위험과 기업규모가 주가를 결정하는 주요 요인인 것을 감안하면 분석결과는 가격제한폭제도가 시장에서 주식 가격이 제대로 형성되는 것을 저해한다는 것을 보여주고 있다. 기존 연구들이 가격제한폭 도달 후 후속 거래에서 가격연속성(price continuations)이 나타나고 가격제한폭 제도가 주가변동성을 완화시키지 못하고 올바른 가격 형성을 제한하고 있다는 것을 보여주었는데 본 연구는 이러한 연구결과들을 보완하고 있다. 본 연구는 1999년부터 2001년까지의 자료만을 대상으로 분석결과를 제시하였는데 추후 연구에서 우리나라 증권시장이 보다 발전되었다고 생각되는 2002년 이후의 자료가 추가된다면 연구결과의 신뢰성이 보다 높아질 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 남명수 · 안창모, “상하한가제도와 주가변동성”, 증권학회지, 제18집, 1995, 419-439.
- 선우석호, “주가제한폭 확대와 변동성”, 한국증권학회 증권심포지움논집, 1996, 133-154.
- 이상빈 · 김광정, “한국주식시장에서 가격제한폭제도가 주가변동성에 미치는 효과에 대한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제10권 제1호, 1993, 231-248.
- Banz, R. W., “The Relationship of Return and Market Value of Common Stock,” *Journal of Financial Economics*, 1983, 3-18.
- Chan, K. C. and N. F. Chen, “Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms,” *Journal of Finance*, 46, 1991, 1467-1484.
- Fama, E. and K. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 47, 1992, 427-265.
- Hansen, L. P., “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,” *Econometrica*, 50, 1982, 1029-1054.
- Karpoff, J. M., “The Relation Between Price Changes and Trading Volume : A Survey,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 1987, 109-126.
- Kim, K. A. and P. Limpaphayom, “Characteristics of Stocks That Frequently Hit Price Limits: Empirical Evidence from Taiwan and Thailand,” *Journal of Financial Markets*, 3, 2000, 315-332.
- Kim, K. and S. G. Rhee, “Price Limit Performance : Evidence From the Tokyo Stock Exchange,” *Journal of Finance*, 52, 1997, 885-901.
- Roll, R., “The International Crash of October 1987,” *Financial Analysts Journal*, 44, 1988, 19-35.