

일중자료를 이용한 가격제한폭의 유용성에 관한 실증연구: 단기 주가동태를 중심으로*

이상빈

한양대학교 경영대학
(leesb@hanyang.ac.kr)

최우석

DMS Inc. 의사결정지원시스템연구소
(sisop@hanmail.net)

.....

본 연구는 광범위한 자료를 이용하여 가격제한폭이 단기 주가동태에 미치는 효과에 대해서 실증고찰하였다. 우리는 거래 활동이 호가장부의 두터움(thickness of limit-order book)과는 관계가 있으나, 호가장부의 두터움과 bid-ask 스프레드 사이의 주문제출경쟁, 거래활동과 bid-ask 스프레드 사이의 주문제출경쟁 간의 관계는 상대적으로 약함을 보였다. 가격제한폭은 폐장시 제한가를 기록한 사건 전후로 가격 연속성을 야기시킴으로써 시가-시가 수익률분산과 종가-종가 수익률분산 간의 비율(Variance Ratio)을 증폭시킨다. 제한가를 기록한 날 채 반영되지 못한 정보는 다음 날 시가에 온전히(fully) 반영되며 시가 이후의 주가동태는 일정시간 동안 안정화된다. 거래활동은 가격제한폭과 사후적(ex-post)으로는 음의 관계가 있으나 사전적(ex-ante)으로는 양의 관계를 가진다. 또한, 우리는 단기적 주가동태에 미치는 가격제한폭의 효과가 상한과 하한에서 비대칭적으로 나타나고 있음을 발견하였다.

.....

1. 서 론

그 동안 가격제한폭이 주가 시계열의 특성에 미치는 효과와 관련하여 많은 실증분석 결과들이 찬반양론을 펼쳐왔다. 가격제한폭에 대한 비평가들은 가격제한폭이 거래활동을 인위적으로 방해함으로써 시장의 유동성을 저하시킨다고 주장하였다(Fama(1989), Telser(1989), Lehmann(1989), Lauterbach and Ben-Zion(1993), and Kim and Rhee(1997)). 이러한 거래방해의 효과는 가격발견 과정을 지연시키므로써 시장의 효율성을 약화시키게 된다(Fama(1989), Lehmann(1989), Lee, Ready, and Seguin(1994), George and Hwang(1995), Lee and Chung(1996), Kim and Rhee(1997), and Lee and Kim(1997)). 이러한 가격발견의

지연효과 하에서, 제한폭을 친 날 미처 반영되지 못하고 남은 정보는 시장이 효율적이라면 그 다음 날들에 마저 반영되어야 하므로 제한폭을 친 날의 해당 주식의 변동성의 양이 줄어드는 것이 아니라 단지 좀더 긴 시간에 걸쳐 spillover될 뿐이다(Kyle(1988), Fama(1989), Kuhn, Kurserk, and Locke(1991), and Kim and Rhee(1997)). 이러한 가격제한폭에 대한 비판론과는 반대로, Ma Rao, and Sears(1989b)는 가격제한폭이 국채선물시장(Treasury Bond Futures Market)에서 투자자들에게 *cooling-off* 기간을 제공하므로써 일시적인 과민반응으로부터 투자자들을 보호하는 순기능이 있음을 주장했다. 과민반응에 의한 진정한 균형가격으로부터의 일시적인 편차인 가격결정오차는 가격제한폭에 도달한 이후에 진정되므로, 가격

제한폭은 해당 주식의 변동성을 줄이는 작용을 한다(Ma *et al.*(1989a), Lee and Kim(1995)).

우리는 지금까지의 연구들에 사용된 자료의 불충분성과 방법론의 부정확성에 대해서 지적하고자 한다. Lehmann(1989)은 주가가 제한폭에 다가갈 때의 가격형성 과정을 이해하기 위해선 유동성의 수요와 공급 간의 상호 동태를 반드시 이해하고 설명해야 한다고 주장했다. 상당한 정보적인 충격을 내재하고 있는 가격제한폭은 주가 수익률 특성 뿐 아니라 투자자들의 호가제출전략에도 영향을 미치게 된다. 가격제한폭은 전날 종가에 기준하여 미리 정해진 범위 내로 주가의 움직임을 제한하므로 제한가를 초과하는 가격의 주문은 제출되지 못한다. 따라서 주가가 제한가에 근접해 가거나 도달한 경우의 투자자들의 주문제출전략은 그렇지 않은 경우와는 다를 것이다. 하지만 이전의 연구들은 가격제한폭의 효과에 대해 연구함에 있어서 일별 자료를 사용하였다. 예를들어, George and Hwang(1995)은 Tokyo Stock Exchange(TSE)의 주식들에 폐장을 전후한 가격연속성과 거래활동 사이에 양의 관계가 존재하며 이것은 가격제한폭에 의한 것임을 주장하였다. 거래활동이 호가장부의 두터움(thickness)과 폐장시의 주문 불균형에 대한 대응치(proxy)임을 추론함에 있어서, 그들은 가격제한폭과 투자자들의 주문제출전략, 가격제한폭과 유동성의 수요와 공급과 관련하여 두가지 시나리오를 추론하였으나, 정작 그들은 그러한 추론을 입증하는데 반드시 필요한 호가장부와 일중 거래자료를 관찰하지 못했다. 따라서 그들의 실증분석 결과는 타당성이 약하다고 볼 수 있다. Kim and Rhee(1997)는 TSE 주식의 일별자료를 이용하여 가격제한폭의 효과를 조사하였다. 폐장을 전후한 가격연속성, 즉 가격발견과정의 지연에 대해 평가함에

있어서, 그들은 제한폭을 친 사건들을 종가가 아닌 고가와 저가를 기준하여 선정하였다. 만약 고가나 저가가 제한가를 기록했으나 종가는 제한가가 아닐 때 폐장을 전후한 가격 연속성이 나타났다면, 이것은 가격제한폭에 의해 생성된 미반영 정보와는 직접적인 관계가 없다. 왜냐하면 장중에 고가나 저가가 제한가를 기록했지만 그 날 장중에 들어온 큰 주문 불균형과 큰 정보량은 폐장전까지 전부 종가에 다 반영됐기 때문이다. 이 경우의 가격 연속성은 그 다음날 아침에 새롭게 도착한 정보에 기인한 것이다. 그러므로 폐장과 개장을 전후한 수익률의 지속성에 관하여 연구하고자 할 때는 제한폭을 친 사건을 종가를 기준으로 측정하여야만 한다. 가격제한폭의 효과를 분석함에 있어서, 개장과 폐장 시에서의 상이한 거래체결 방식이나 밤사이의 거래 지연에 의한 가격결정오차와 같이 가격의 동태에 영향을 미치는 여타 요인들의 통계문제는 매우 중요하다. Amihud and Mendelson(1987)과 Stoll and Whaley(1990)는 오후 폐장시엔 접속거래(Continuous Dealership Market) 방식으로 가격이 결정되는 반면, 오전 개장 시엔 동시호가방식으로 시가를 결정하는 NYSE에서 시가-시가(open-to-open) 수익률의 분산이 종가-종가(close-to-close) 수익률의 분산보다 더 큰 것을 발견하였다. 그들은 이러한 분산비율의 증가현상의 원인을 개장과 폐장에서의 다른 거래방식에 돌렸다. Amihud and Mendelson(1991)은 오전과 오후 개장에서 동시호가(Call Market)를 채택하고 있는 TSE에서 거래가 가장 활발한 50종목의 오전 시가-시가 수익률이 오후 시가-시가와 오후 종가-종가 수익률보다 더 변동적임을 보고 하였고 이것은 1990년의 NYSE에서의 결과와 유사하다. 오전 시가와 오후 시가 모두 동시호가에 의해서 결정되므로 거래체결

방식의 차이로부터 기인할 수 있는 어떠한 효과도 존재치 않으므로 그들은 분산비율의 증가현상을 밤 사이의 거래지연에 의한 가격결정 오차로 설명하였다. George and Hwang(1995)은 TSE에서 분산비율이 거래가 가장 활발한 종목들에서만 1보다 크며 거래활동과 분산비율 사이에 양의 관계가 있음을 주장하였다. 그들은 거래활동과 투자자들의 주문제출 전략, 거래활동과 유동성의 수요와 공급과 관련한 그들의 추론에 근거하여 거래활동과 분산비율 사이의 양의 관계가 형성되는 과정에 가격제한폭제도가 매우 중요한 역할을 하고 있다고 결론내렸다. 그들이 사용한 자료의 불충분성은 차치하더라도, 오전 시가와 오후 종가의 체결방식이 다르기 때문에, 예를들어 상이한 거래체결 방식, 가격제한폭의 효과, 밤 사이의 거래지연에 의한 가격결정 오차 등과 같이 분산비율의 증가현상에 영향을 미칠 가능성이 있는 여타의 효과를 통제하는 것이 필요하다. 하지만 Korea Stock Exchange (KSE)에서는 오전 시가, 오후 시가와 종가가 동시호가로 결정되기 때문에 오전 시가와 오후 종가의 체결방식이 같다. 따라서 상이한 거래체결 방식에서 야기될 수 있는 효과를 통제할 필요가 없다.¹⁾ 분산비율의 증가현상에 영향을 미칠 수 있는 유일한 결정인자는 가격제한폭제도와 오전 시가에서의 가격결정오차 뿐이다. 게다가 KSE에서의 가격제한폭제도는 운용방식에 있어서는 다른 나라들과 비슷하지만 적용 비율에 있어서 매우 엄격하다.²⁾ 그러므로 한국주식시장은 이러한 논점들을 실증분석하기에 매우 적합하며, 일중 거래자료와 호가장부의 모든 정보를 포함하고 있는 자료로써 가격제한폭과 단기주가동태, 그리고 주식시장의 움

직임 사이의 상호작용을 분석하고 이러한 상호작용이 가격형성과 유동성의 수요와 공급에 사전적, 사후적으로 어떻게 영향을 미치는가를 고찰하는 것은 그 실증적인 의미가 남다르다고 하겠다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장과 3장은 연구자료 및 연구방법론에 관한 설명이고, 4장은 실증연구결과이며, 5장은 맺음말이다.

II. 연구자료

본 논문에 쓰인 자료는 크게 일별자료와 일중자료이다. 일별자료는 1994년부터 1995년까지의 시, 고, 저, 종가와 거래대금(Trading Volume)이다. 일중자료는 1994년 5월 2일부터 7월 30일까지 거래일 기준 총 75일에 걸쳐 KSE에 상장되어 있는 모든 종목들의 거래자료와 호가장부에 기록되어 있는 모든 정보를 포함하고 있다. 앞으로 행해질 모든 분석은 크게 두가지 다른 개념의 분석으로 나누어 볼 수 있다. 첫째로, 각 주식에 대해서 일정 기간 동안의 순차적인 자료들을 필요로 하는 회귀분석, 상관관계수, 분산비율 등의 추정작업이다. 두 번째, 종목별로 나누어서 분석하는 것이 아니라 가격제한폭을 친 날 또는 그 다음날에 있어서의 효과를 알아보려는 작업이다. 이러한 경우엔 제한폭을 친 사건이 중요하므로 한 종목에 대한 일련의 자료가 필요한 것은 아니다. 예를들면, 만약 우리가 관심있는 것이 주가가 제한폭에 다가갈 때 또는 쳤을 때 또는 친 다음 날에서의 가격과 투자자들의 움직임이라면, 제한폭을 친 날을 중심으로 하는 자료들

1) 본 연구에 사용된 자료는 1994년부터 1995년의 자료이다. 현재 KSE는 오전시가와 오후종가만이 동시호가로 결정된다.

2) 이점이 저자들이 가격제한폭 확대 이전의 자료를 사용한 이유이기도 하다.

에 대해서만 분석하는 것이 일정기간동안 친날과 안 친날이 뒤섞여 있는 자료에 대해서 분석하는 것에 비해 가격제한폭의 효과를 보다 더 정확하게 파악할 수 있게 한다.

우선, 2년의 기간을 장기, 중기, 단기의 기간으로 나눈다. 장기는 1994년 1월부터 1995년 12월 까지 2년이고 중기는 1995년 1월부터 12월 까지 1년이고 단기는 1994년 5월 2일부터 7월 30일까지 3개월이다. 단기는 일별과 일중자료를 모두 포함하게 된다. 이렇게 장, 중, 단기로 나눈 이유는 단기적인 주가의 움직임에 가격제한폭이 미치는 효과가 이 세가지 기간에서 일관되게 나오는지 아닌지를 확인해 보기 위해서이다. 첫번째 종류의 분석을 하기 위한 자료는 다음과 같은 방식으로 뽑았다. 각각의 기간에 대해서 다음과 같이 4개의 표본그룹을 구성한다. 각 기간에서 종가기준으로 가격제한폭을 많이 친 비율로 정렬한 뒤 상위 50개를 limit로 하위 50개를 no-limit 그룹으로 뽑았다. high(low)-limit 그룹을 뽑기 위해서 다시 모든 종목들을 종가기준으로 상한(하한)가를 많이 친 비율로 정렬한 뒤 상위 50개를 high(low)-limit 그룹으로 뽑았다. <표 1>에서 알 수 있듯이 가격제한폭을 친 날들에 대한 분석에 있어서는, 제한가를 기록한 사건들이 가격제한폭의 단기주가동태에 관한 효과를 연구하는데 충분할 만큼 빈번하므로 오직 단기의 limit 그룹 자료만을 이용할 것이다.

<표 1>은 4개의 표본그룹들에 대해서 요약하고 있다. Panel B에서 보면, 각 기간에서 모두 평균적으로 가격제한폭을 많이 친 종목들의 거래대금이 그렇지 않은 종목들보다 훨씬 적다. 이것은 가격제한폭이 거래활동을 제한했다는 증거이다. 상한가 그룹과 하한가 그룹을 비교해 보면, 하한가 그룹의 거래활동이 상한가 그룹보다 훨씬 더 제한받았음을

알 수 있다. Panel D의 괄호안의 숫자들은 단기기간동안의 limit 그룹에 있는 50개의 종목에 대한 종목당 가격제한폭의 평균횟수이다. Panel D는 단기기간에서의 limit 그룹에 대해서, 종가에서 제한폭을 친 날의 수와 고가 또는 저가가 제한폭을 친 날 수와 일중자료에서 제한가에서 거래가 발생한 횟수를 나타내고 있으며, 이로부터 하한가를 친 뒤 장이 종료되기 전에 다시 제한폭내로 되돌아간 확률이 상한가를 친 뒤 폐장 전에 가격이 다시 하락한 경우의 확률보다 높은 것을 알 수 있다. 상한가의 경우 단기의 limit 그룹에서 고가에 의한 사건이 1257인 반면 종가에 의한 것은 935 밖에 안된다. 이것은 장 중에 상한가를 친 종목의 약 25.62%가 폐장 전에 상한가 아래로 내려온다는 것을 의미한다. 하한가의 경우, 저가 근거 755가 종가 근거 446으로 줄어들므로 장 중에 하한가를 기록했던 종목의 약 40.93%가 다시 하한가 위로 상승한다. 이것은 장중에 상한가를 친 종목의 약 74.38%가 폐장시까지 그 가격이 지속되지만, 하한가를 친 것들은 약 59.07% 만이 폐장 때까지 그 가격이 지속됨을 의미한다. 즉, 상한가를 친 종목들은 하한가의 경우보다 장이 끝날 때까지 계속 그 가격에 머물러 있는 경향이 있다. 게다가 일중자료를 살펴보면, 하한가에서보다 상한가에서의 거래가 훨씬 더 활발하게 이루어짐을 알 수 있다. 제한가에서의 거래가 활발하면 할수록 가격발견의 지연 정도는 더 심하다고 볼 수 있다. 바꿔말하면, 제한가에서의 거래가 덜 활발하면 할수록, 따라서 폐장까지 제한가가 이어질 확률이 작으면 작을수록 투자자들이 더 많은 *cooling-off* 기간을 갖는다고 볼 수 있다. Panel D로부터 가격제한폭의 효과가 상한폭과 하한폭에 대해서 서로 다르게 작용하고 있음을 알 수 있다. 상한가의 경우 가격발견 지연

〈표 1〉 표본그룹들의 요약통계

	High-Limit 그룹	Low-Limit 그룹	No-Limit 그룹	Limit 그룹
Panel A. 종목당 가격제한폭 활동의 횡단면적 특성				
장기 Subperiod(1994년 1월 - 1995년 12월)				
평균	18.42	14.39	6.46	32.56
최소값	15.79	12.39	2.21	27.67
최대값	27.51	20.71	8.15	45.67
중기 Subperiod(1994년 1월 - 1994년 12월)				
평균	29.72	19.93	8.74	48.43
최소값	25.34	16.55	0.00	40.88
최대값	44.60	29.39	11.49	72.97
단기 Subperiod(1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
평균	29.26	18.11	4.32	44.21
최소값	22.37	13.56	0.00	32.89
최대값	63.16	32.89	6.58	80.26
Panel B. 일평균 거래대금(Average Daily Trading Volume) (단위 : 백만원)				
장기 Subperiod(1994년 1월 - 1995년 12월)				
평균	139.86	74.38	201.10	128.94
최소값	7.03	2.26	29.12	2.26
최대값	2315.52	726.56	1315.81	2315.52
중기 Subperiod(1994년 1월 - 1994년 12월)				
평균	153.16	92.33	189.64	148.04
최소값	5.10	3.52	15.67	5.10
최대값	2056.85	805.33	939.16	2056.85
단기 Subperiod(1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
평균	135.92	84.98	147.70	91.71
최소값	3.07	2.51	8.62	3.07
최대값	2039.04	1438.26	1287.13	1438.26

〈표 1〉 표본그룹들의 요약통계(계속)

	High-Limit 그룹	Low-Limit 그룹	No-Limit 그룹	Limit 그룹
Panel C. 일평균 호가수(Average Daily Number of Orders)				
단기 Subperiod(1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
평균	295.65	193.47	340.46	217.81
최소값	47.03	45.10	64.83	47.03
최대값	1686.64	794.93	1403.51	794.93
Panel D. 폐장 및 장중의 가격제한폭활동				
단기 Subperiod(1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
폐장시의 상한가 수(일별)				935(18.70)
폐장시의 하한가 수(일별)				446(8.92)
고가에 의한 상한가 수(일별)				1257(25.14)
저가에 의한 하한가 수(일별)				755(15.10)
장중 상한가 수(일중)				101964(2039.28)
장중 하한가 수(일중)				28241(564.82)

효과가 지배적이고 반대로 하한가의 경우엔 *cooling-off* 기간의 제공효과가 지배적이다. 이것은 가격제한폭의 효과가 상한가와 하한가에 대칭적으로 똑같이 영향을 미치는 것이 아니라 비대칭적으로 영향을 주고 있음을 암시하며, 이 가격제한폭의 단기 가격동향에의 비대칭적 효과는 본 논문의 본문부에서 보다 자세히 조사될 것이다.

래가 가장 활발한 종목들에서만 폐장을 전후한 수익률의 상관관계가 양이기 때문에 수익률의 분산비율(Variance Ratio: 시가-시가 수익률 분산/종가-종가 수익률 분산)이 거래가 가장 활발한 종목들에서만 1보다 크다는 연구결과를 발표하였다. 그들은 그 이유를 TSE에서의 가격제한폭의 효과라고 설명했다. G&H의 IV-A에서 그들은 이러한 폐장을 전후로한 가격의 연속성에 대해서 다음과 같은 두가지 시나리오를 세웠다.

III. 연구방법론

3.1 G&H의 추론

George and Hwang(1995)(이하 G&H)은 거

시나리오 1: 주가가 제한가에 다가갈 때, 투자자들은 시간과 가격의 priority를 확보해서 자신의 position이 그 날에 묶이는 것을 피하기 위해서 최우선 매도호가와 매수호가 사이에 지정가

주문을 내게 된다. 이러한 priority의 가치는 지정가 분포가 얇을 때 보다 두터울 때 보다 더 가치가 있으므로 이러한 priority를 얻기 위한 undercutting/outbidding의 경쟁은 지정가분포가 두터울 때 더 치열해질 것이다. 그러므로 이러한 경쟁에 의한 가격 연속성은 오직 지정가분포가 두터울 때 발생할 것이다.

시나리오 2: 가격제한폭은 큰 주문 불균형의 완전 조정을 방해하므로 폐장시의 큰 주문 불균형은 가격 연속성을 야기할 것이다.

이 두가지 시나리오를 바탕으로 그들은 “만약 거래활동이 지정가 분포의 두터운 정도에 대한 대응치가 될 수 있다면, 또는 거래활동이 폐장시의 주문 불균형의 대응치가 될 수 있다면, 가격 연속성의 정도는 거래대금이 클 때 더 커야만 한다.”³⁾고 추론했었다. 우리는 그들의 추론에 대하여 몇가지 지를 지적하고자 한다. 첫번째로 이것은 두가지 시나리오 모두에 해당되는 기본적인 문제제기인데, 두 시나리오는 모두 투자자들의 유동성 공급과 수요 행태에 관련된 문제이나 그들은 호가자료와 일중 거래자료를 확보하지 못해서 일별자료를 이용하여 그들의 추론을 실증적으로 검증하였다. 그러므

로, 그들의 실증적 결과의 타당성은 상당부분 그 의미가 희석되었다고 볼 수 있다. 두번째, TSE에서는 가격제한폭이 상당히 넓기 때문에 실제로 가격제한폭을 치는 경우가 매우 드물다.⁴⁾ 그들은 폐장을 전후한 가격의 연속성을 가격제한폭의 효과로 설명했지만, 가격제한폭에 의한 가격연속성은 실제로 종가에서 제한폭을 치거나 장중에 친뒤 그 가격으로 장이 폐장되는 경우에만 그 의미를 가질 수 있다. 만약에 주가가 폐장전에 제한폭을 친 뒤 폐장전에 다시 제한폭 내로 되돌아 왔거나 종가가 제한폭에 거의 다다른 가격에 결정된 경우 t시점의 폐장시에 가격 연속성이 존재했다면 그 가격 연속성은 t+1 시점의 개장시에 새로 도착한 또 다른 정보에 의한 것이지 가격제한폭의 효과에 의한 것이 아니다. 그러므로 첫번째 시나리오의 가격 연속성은 폐장을 전후한 것이라기 보다는 연이은 거래 가격 사이의 것이라고 볼 수 있는데 이것은 가격제한폭을 칠 확률의 제고와 관련이 있다.⁵⁾ 두번째 시나리오와 관련된 추론인 거래활동이 주문 불균형의 대응치라는 추론 역시 의문이 제기된다. 왜냐하면 주문 불균형이 심해지면 제한폭을 치는 사건이 발생할 확률이 높아지고 이러한 사건의 발생은 거래활동을 방해하게 되기 때문이다.

G&H의 추론을 검증하기 위해서 주문불균형의 정도, 지정가분포의 두터움, undercutting/outbidding의 경쟁, 거래대금 사이의 관계를 조사할 것이다. 우리는 오전장과 오후장 각각을 4개의 부

3) 그들은 그들 추론의 타당성을 밝히기 위해서 두가지 회귀분석을 하였다. 그 회귀분석의 방법론 상의 문제점은 본 장의 B에서 자세히 논의하기로 하자.
 4) 우리는 TSE에서 가격제한폭에 의한 거래의 지연이 KSE에 비해서 얼마나 드문 사건인가에 대한 실증적 증거를 다음 절에서 보일 것이다.
 5) Choi and Lee (2000)는 KSE에서의 지정가주문의 분포를 조사했는데 undercutting/outbidding의 경쟁이 제한폭을 많이 치지 않은 종목보다 많이 친 종목들에서 더 치열함을 발견했다. 하지만 이러한 결과는 폐장을 전후로 한 가격 연속성에 관련된 것이라기 보다는 가격제한폭의 자석효과(Magnet Effect)와 관련된 것이다.

장(subsession)들로 나누고 후장 동시호가를 예외의 하나의 부장으로 잡았다. 이렇게 하면 토요일을 제외한 평일에 총 9개의 부장이 생기고 폐장시의 부장을 제외한 각 부장의 거래시간은 30분이다. 단기간의 각 그룹의 각 부장들에서 우리는 지정가 분포의 두터움, undercutting and outbidding, 주문 불균형, 거래대금을 다음과 같이 관측하였다

지정가분포의 두터움

(Thickness of Limit Order Book)

1. 총주문수량(Total Order Quantity)
2. 총주문대금(Total Order Volume)
3. 총주문잔량(Total Market Depth)
4. 매도 주문잔량(Market Depth in the Ask Party)
5. 매수 주문잔량(Market Depth in the Bid Party)

Undercutting과 Outbidding의 경쟁

1. Undercutting: 최우선 매도호가보다 낮은 가격으로 낸 주문들
2. Outbidding: 최우선 매수호가보다 높은 가격으로 낸 주문들
3. Undercutting과 Outbidding의 합

주문불균형(Order Imbalance: O.I.)

1. 주문수량(Order Quantity)의 불균형
= |팔자주문수량 - 사자주문수량|
2. 주문대금(Order Volume)의 불균형
= |{(팔자주문가격)×(팔자주문수량)} - {(사자주문가격)×(사자주문수량)}|
3. 주문잔량의 불균형
= |매도 주문잔량 - 매수주문잔량|

거래활동(Trading Activity)

1. 거래대금(Trading Volume)

$$= (\text{거래체결가격}) \times (\text{거래체결수량})$$

우리는 G&H의 추론 가운데 첫번째 시나리오와 관련된 부분을 검증하기 위해서, 두터움과 거래활동, 경쟁과 두터움, 경쟁과 거래활동 사이의 관계를 다음과 같은 상관관계들을 조사함으로써 분석하였다.

- (Type 1) 총주문수량 vs. 거래대금
- (Type 2) 총주문대금 vs. 거래대금
- (Type 3) 총주문잔량 vs. 거래대금
- (Type 4) 매도 주문잔량 vs. Undercutting
- (Type 5) 매수 주문잔량 vs. Outbidding
- (Type 6) 총주문잔량 vs. (Undercutting+Outbidding)
- (Type 7) (Undercutting+Outbidding) vs. 거래대금

Type 1, 2, 3은 두터움과 거래활동, Type 4, 5, 6은 경쟁과 두터움, Type 7은 경쟁과 거래활동 사이의 관계를 조사한 것이다.

두번째 시나리오와 관련해서 우리는 후장 동시호가 부장(Subsession)에서의 주문 불균형과 일별 거래활동 사이의 관계를 조사하기 위해서 다음과 같은 상관관계들을 추정하였다

- (Type 8) 폐장시 주문수량의 불균형 vs. 일별 거래대금
- (Type 9) 폐장시 주문대금의 불균형 vs. 일별 거래대금
- (Type 10) 폐장시 주문잔량의 불균형 vs. 일별 거래대금

3.2 개장과 폐장을 전후한 분산비율 및 주가동태

우리는 t시점에서 다음과 같은 형태의 일별 분산 비율을 고려하였다.

$$\mathfrak{R} = \frac{\text{Var}(r_{t,t+1}^o)}{\text{Var}(r_{t-1,t}^c)} \quad (1)$$

단 $r_{t,t+1}^o$ 은 t와 t+1 시점 사이의 시가-시가(open-to-open) 수익률이고, $r_{t-1,t}^c$ 은 t-1과 t 시점 사이의 종가-종가(close-to-close) 수익률이다. 가격제한폭이 분산비율에 미치는 효과를 분석함에 있어서 시가-시가 수익률과 종가-종가 수익률 시계열 사이의 상이한 특성과 개장과 폐장을 전후한 가격의 동태의 이해가 특히 중요하다. 가격제한폭은 매일의 증가에 근거해서 매일 새로 정해지므로 가격제한폭의 가격 움직임에 대한 영향력은 시가-시가 수익률에서는 상당부분 약화된다. 일별 종가-종가 수익률의 최대값은 정의상 가격제한폭 비율과 같다. Lee and Kim(1997)은 일별 시가-시가 수익률의 최대값이 가격제한폭 비율의 3배에 달함을 보였다.⁶⁾ 위에서 언급한 바와같이 시가-시가 수익률과 종가-종가 수익률의 특성의 차이에 근거해 보면, 가격제한폭을 많이 친 종목들의 분산비율은 다른 조건들이 같다면 1보다 커야 할 것이다. 과연 가격제한폭이 분산비율을 증가시키는지 알아보기 위해서 우리는 각 표본그룹들에 대해서 Hansen(1982)의 Generalized Method of Moments(GMM)로 24시간 수익률(24-hour

return) 분산비율을 추정하고 모든 분산비율이 1배터와 같다는 귀무가설, 즉 $H_0: \mathfrak{R} = [1, \dots, 1]'$ 에 대한 Wald 검정을 실시하였다.⁷⁾

개장과 폐장을 전후한 가격 동태를 살펴보기 위하여 시가-시가 수익률과 종가-종가 수익률을 다음과 같이 분해해 보자

$$\begin{aligned} r_{t,t+1}^o &= r_t^d + r_{t+1}^n, \\ r_{t-1,t}^c &= r_t^n + r_t^d, \end{aligned}$$

단 r_t^d 은 t 시점의 낮시간 수익률이고, r_t^n 은 t-1과 t 시점 사이의 밤사이 수익률이다.

Stoll and Whaley(1990)는 식(1)의 분산비율이 다음과 같이 변형됨을 보였다.

$$\mathfrak{R} = \frac{\text{Var}(r_{t,t+1}^o)}{\text{Var}(r_{t-1,t}^c)} = \frac{\left(\frac{\text{Var}(r_t^d)}{\text{Var}(r_{t+1}^n)} \right)^{1/2} + \left(\frac{\text{Var}(r_{t+1}^n)}{\text{Var}(r_t^d)} \right)^{1/2} + 2 \text{Corr}(r_t^d, r_{t+1}^n)}{\left(\frac{\text{Var}(r_t^n)}{\text{Var}(r_t^d)} \right)^{1/2} + \left(\frac{\text{Var}(r_t^d)}{\text{Var}(r_t^n)} \right)^{1/2} + 2 \text{Corr}(r_t^n, r_t^d)} \quad (2)$$

단 $\text{Corr}(r_t^d, r_{t+1}^n)$ 은 t 시점의 폐장을 전후한 낮시간과 밤사이 수익률의 상관계수이고, $\text{Corr}(r_t^n, r_t^d)$ 은 t 시점의 개장을 전후한 밤사이와 낮시간 수익률의 상관계수이다. 낮시간과 밤사이 수익률의 분산이 시간에 대해서 독립적이라는 가정하에 분산비

6) 이와 관련된 자세한 예제와 시가-시가 수익률의 가능한 상하 움직임의 크기에 대한 정확한 정의와 유도과정은 Lee와 Kim(1997)을 참조하기 바란다.

7) Ronen(1994, 1997)은 GMM으로 추정된 24시간 분산비율에 대한 Wald 검정의 타당성과 건전성에 대한 좋은 결과들을 제시했다.

올은 오직 식(2)의 분자와 분모에 있는 상관계수가 서로 같을 때에만 1과 같아진다. 그러므로 개장과 폐장을 전후한 가격 움직임이 분산비율이 1과 달라지게 하는 요인이 되며, 분산비율은 다음과 같은 두가지 경우에만 1보다 커진다. (i) 개장을 전후한 가격 반전이 폐장 때보다 클때, (ii) 폐장을 전후한 가격 연속이 개장 때보다 클때. 따라서 개장과 폐장을 전후한 낮수익률과 밤수익률의 행태는 분산비율이 1과 달라지게 하는 결정적인 요인이 된다. 종가가 가격제한폭을 치든지 아니면 폐장 전에 제한폭을 친 뒤 그 가격으로 장이 끝나는 경우, 종가는 그 날 들어온 정보의 일부 만이 반영되었으므로 시장이 효율적이라면 그 다음날의 시가에 나머지 정보가 반영되어야 한다. 이것은 종가가 제한가가 아닌 날에 비해서 폐장을 전후한 가격의 연속성을 보다 강화시키며 이러한 가격 연속성의 강화가 분산비율을 1보다 크게 만든다. 그러므로 high-limit, low-limit, 그리고 limit 그룹의 종목들에서의 폐장을 전후한 상관계수가 no-limit 그룹보다 크게 나올 것이다. Lee and Kim (1997)에서 보았듯이 장 개장을 전후한 가격의 움직임에 대한 가격제한폭의 제약 효과는 폐장을 전후한 때 보다 훨씬 약화되었지만 가격 반전의 확률을 증가시키므로 가격 반전의 정도는 가격연속의 경우처럼 표본 그룹간에 크게 차이가 나지는 않을 것이다.

G&H는 거래가 활발하지 못한 종목들의 수익률이 폐장을 전후해서 강한 가격 반전을 보이는 반면에 거래가 가장 활발한 것들은 폐장을 전후로 강한 가격의 연속성을 나타내며, 거래가 가장 활발하지 않은 것들은 활발한 것들에 비해서 개장시에 적은 가격 반전을 나타낸다고 하였고 이러한 이유로 인해서 분산비율이 거래가 가장 활발한 종목들에 대

해서만 1보다 크다고 보고하였다. 그들은 이러한 분산비율과 거래활동 간의 양의 관계를 TSE에서의 가격제한폭의 영향으로 설명했다. 그들은 그들의 추론을 입증하기 위해서 일별 자료를 이용하여 Seemingly Unrelated Regression(SUR)을 수행하였다. 하지만 그들의 SUR모형에서 가격제한폭과 관련된 그 어떤 변수도 방법론 상의 그 어떤 설계도 찾아 볼 수 없다. 우리는 그들의 발견이 KSE에서도 일치하게 나오는 지를 알아보기 위하여 장,중,단기간의 limit과 no-limit 그룹에 있는 100개 종목에 대해서 그룹 구별 없이 다음과 같은 횡단면 회귀분석을 수행하였다.

$$\frac{Var(r_j^o)}{Var(r_j^c)} = a_0 + a_1 Limit_j + a_2 Vol_j + \epsilon_j \quad (3)$$

$$Corr(r_t^d, r_{t+1}^n)_j = b_0 + b_1 Limit_j + b_2 Vol_j + \epsilon_j^c \quad (4)$$

$$Corr(r_t^n, r_t^d)_j = c_0 + c_1 Limit_j + c_2 Vol_j + \epsilon_j^o \quad (5)$$

단, r_j^o 와 r_j^c 은 j번째 주식의 시가-시가 수익률과 증가-증가 수익률이고, Limit_j은 j번째 주식의 총거래일 중 제한가 (상한, 하한 구분 없이)를 기록한 회수의 비율이고, Vol_j은 j번째 주식의 거래대금이다. Amihud and Mendelson(1987) 그리고 Stoll and Whaley(1990)는 NYSE 대부분의 종목에서 평균분산비율이 1보다 크다는 것을 발견하였고 그 이유는 밤사이의 거래지연이 개장시의 가격결정에 심각한 오차를 야기하기 때문이라고 결론지었다. 식(3)의 a₀계수 벡터는 가격제한폭과 거래활동의 영향력을 설명하고 남는 부분이므로 밤사이의 거래지연에 따른 개장시의 가격결정 오차효과를 반영한다. 우리는 a₁와 b₁은 양, c₁은 음일

것으로 예상한다. 왜냐하면 가격제한폭은 폐장을 전후한 가격 연속성을 강화시키며 개장을 전후한 가격 반전의 확률을 높이므로 본질의 앞에서 설명한 바와 같이 개장시 상한가를 치면 폐장시까지 더 이상 오를 수는 없지만 가격제한폭 비율의 두배까지 하락할 수 있기 때문에 분산비율을 1보다 크게 증가시킬 것이다.

분산비율의 패턴에 대한 미국과 일본에서의 결과가 서로 다르게 나온 현상을 설명하기 위해서 G&H는 앞 절에서와 같은 가격제한폭의 효과와 관련된 사항들을 추론하였다. 그리고 그들의 추론을 입증하기 위해서 일별 자료를 이용하여 다음과 같은 SUR을 수행하였다.

$$r_t^n = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^d + \alpha_2 r_{t-1}^d \cdot Vol_{t-1} + \alpha_3 Vol_t + \alpha_4 Vol_{t-1} + \varepsilon_t^n, \quad (6)$$

$$r_t^d = \beta_0 + \beta_1 r_t^n + \beta_2 r_t^n \cdot Vol_t + \beta_3 Vol_t + \beta_4 Vol_{t-1} + \varepsilon_t^d, \quad (7)$$

단, Vol_t 는 t 시점의 거래대금이다. 식(6)과 (7)은 각각 폐장과 개장을 전후한 가격동태에 관련된 식이다. 우리는 이미 앞 절에서 그들의 추론에 대한 문제점들을 짚어 보았다. 여기서는 그들의 회귀 분석의 방법론과 관련해서 추가적으로 보완해야 될 몇 가지 사항들에 대해서 언급하겠다. 그들은 분산비율과 거래활동간의 양의 관계에 가격제한폭이 영향을 미치고 있음을 보이려 했다. 하지만 식(6)과 (7)에서 가격제한폭과 관련된 그 어떤 변수도 방

법론 상의 그 어떤 설계도 찾아 볼 수 없다. 물론 그들은 가격제한폭이 투자자들의 행태에 영향을 미친다는 추론을 주장하지만 그 회귀식들은 실제로 투자행태에 관한 가격제한폭의 그러한 효과를 알아 볼 수 있는 일중 거래자료나 호가자료를 사용한 것이 아니라 그러한 일중 효과를 직접 관측할 수 없는 일별자료를 사용하였다. 게다가 그 회귀식들의 주된 목적은 거래활동에 따라 분류된 그들의 자료 집단에서 가격제한폭에 의한 가격연속성과 가격반전의 존재 유무를 가리기 위함이다. 회귀 계수들의 추정치들은 모두 통계적으로 유의하게 나왔으나 표본그룹들 간에 질적인 차이가 나지 않았다. 우리는 표본그룹 간에 차이가 나지 않은 이유로서 가격제한폭 효과의 약함을 지적하고자 한다.⁸⁾ 만약 가격제한폭이 상당히 큰 가격변화를 포용할 만큼 넓다면 가격제한폭은 일별 수익률 시계열의 특성을 왜곡하지 않을 것이다. 왜냐하면 가격제한폭은 종가가 제한가와 같을 때에만 폐장과 개장을 전후한 일별 수익률의 분산과 상관계수에 영향을 미치기 때문이다. 만약 종가가 제한가가 아니라면 그 날의 정보는 그 날의 주가에 완전히 반영되었음을 의미하며 따라서 정보의 주가에 대한 부분반영에 의한 폐장을 전후한 가격 연속성은 발생할 수 없을 것이다.⁹⁾ 따라서, 우리는 분산비율과 거래활동 사이의 관계에 대한 가격제한폭의 효과를 평가하기 위해서 똑같은 회귀식을 가격제한폭에 따라 분류한 우리의 표본 그룹들에 대해서 수행하였다. 식(6)에 대해서 우리는 결과가 각 그룹에 따라 차이가 날 것을 예

8) Hamao and Hasbrouck(1995) 그리고 Lehmann and Modest(1994)는 일본에서 가격제한폭을 치는 경우가 매우 드물다고 하였고 우리는 이후의 본절에서 일본에서 가격제한폭의 활동이 한국에 비해서 얼마나 드문 경우인가에 대한 실증적인 증거를 제공할 것이다.

9) 물론 종가가 가격제한폭에 다가가갈 때나 종가가 제한가는 아니지만 그날의 장 중에 컷다가 다시 제한폭 내로 복귀했을 경우에 가격제한폭이 일중 거래자료의 동태와 투자자들의 행동양상에 영향을 줄 수는 있지만, 이러한 것들은 일중 거래자료나 호가장부를 관찰해야 파악할 수 있는 것이지 일별자료로는 그러한 영향을 직접 관측할 수 없다.

〈표 2〉 KSE와 TSE의 가격제한폭의 활동(연단위)

	제한가 기록수	%(Limit Activity)	Limited Days
Panel A. KSE에서의 연간 가격제한폭 활동(1994년 - 1995년)			
등록 종목수(연간)			595(=1190÷2)
총 거래일수(연간)			294.5(=589÷2)
S_{hit}^H (연평균)	25944.5(=51889÷2)	14.81	43.60
S_{hit}^H (1994년)	38529	21.88	64.75
S_{hit}^H (1995년)	13360	7.66	22.45
$S_{0.9}^H$ (연평균)	2951.5(=5903÷2)	1.68	4.96
$S_{0.8}^H$ (연평균)	5411.5(10823÷2)	3.09	9.09
S_{hit}^L (연평균)	18869.5(=37739÷2)	10.76	31.71
S_{hit}^L (1994년)	25991	14.76	43.68
S_{hit}^L (1995년)	11748	6.74	19.74
$S_{0.9}^L$ (연평균)	3255.5(=6511÷2)	1.86	5.47
$S_{0.8}^L$ (연평균)	5259(=10518÷2)	3.00	8.83
Panel B. TSE에서의 연간 가격제한폭 활동(1989년 - 1992년)			
등록 종목수(연간)			*600(대용치)
총 거래일수(연간)			*294.5(대용치)
S_{hit}^H (연평균)	478.8(=1915÷4)	0.272	0.798
S_{hit}^H (1989년)	346	0.197	0.577
S_{hit}^H (1990년)	936	0.532	1.560
S_{hit}^H (1991년)	286	0.163	0.477
S_{hit}^H (1992년)	347	0.197	0.578
$S_{0.9}^H$ (연평균)	190.5(=762÷4)	0.108	0.318
$S_{0.8}^H$ (연평균)	281.3(1125÷4)	0.160	0.469
S_{hit}^L (연평균)	132(528÷4)	0.075	0.220
S_{hit}^L (1989년)	15	0.009	0.025
S_{hit}^L (1990년)	369	0.210	0.615
S_{hit}^L (1991년)	56	0.032	0.093
S_{hit}^L (1992년)	88	0.050	0.147
$S_{0.9}^L$ (연평균)	85.5(=342÷4)	0.049	0.143
$S_{0.8}^L$ (연평균)	143.5(=575÷4)	0.082	0.240

〈표 2〉 KSE와 TSE의 가격제한폭의 활동(연단위)(계속)

Panel C. 시장지수 움직임			
KOSPI(Korea Composite Stock Price Index)			
1994년 1월 3일	879.32	1994년 12월 28일	1027.37
1995년 1월 3일	1013.57	1995년 12월 27일	882.94
TOPIX(Tokyo Stock Price Index)			
1989년 1월 4일	2375.12	1989년 12월 29일	2881.37
1990년 1월 4일	2867.70	1990년 12월 28일	1734.56
1991년 1월 4일	1740.92	1991년 12월 30일	1714.68
1992년 1월 6일	1763.43	1989년 12월 30일	1307.66

상하지만 (7)의 결과는 그룹간의 차이가 별로 나지 않을 것을 예상한다. 왜냐하면, 개장을 전후한 가격 움직임에 대한 가격제한폭의 효과는 폐장에 비해서 상당부분 완화되기 때문이다.

일본에서 가격제한폭에 의한 가격발견 지연효과를 평가하기 위해서 Kim and Rhee(1997)는 그들의 표본 자료에 대해서 다음과 같은 사건들을 수집하였다: (i) 고가나 저가가 상한가나 하한가를 친 사건들(S_{hit}^H, S_{hit}^L); (ii) 제한폭을 치진 못하고 90%까지 이른 사건들($S_{0.9}^H, S_{0.9}^L$); (iii) 제한폭의 80%-90%까지 이른 사건들($S_{0.8}^H, S_{0.8}^L$). 그들의 구체적인 방법론을 논하기에 앞서 그들과 우리의 자료에 있어서 가격제한폭의 활동을 비교해보자. 〈표 2〉는 한국과 일본에서의 가격제한폭의 활동을 보여주고 있는데, Panel A와 B에서 우리는 양국 모두 상한가 사건이 하한가 사건을 압도하고 있음을 알 수 있다. Panel C를 보면, 1994년에 KOSPI는 879.32에서 1027.37로 상승하였고, 1995에는 1013.57에서 882.94로 하락하였다. TOPIX(Tokyo Stock Price Index)는 1989년에 2375.12에서 2881.37로 상승, 1990년에 2867.70

에서 1734.56로 하락, 1991년에 1740.92에서 1714.68로 하락, 1992년에 1763.43에서 1307.66로 하락하였다. 시장이 상승세일 때 상한가의 빈도가 하한가의 빈도를 압도하는 것은 당연하다. 하지만 상승세 시장에 비해서 그 압도함의 정도는 약할지언정 상한가의 빈도는 하락세 시장에서도 여전히 강하게 하한가의 빈도를 압도하고 있다. 이것은 가격제한폭이 주가의 상승과 하락에 미치는 효과가 비대칭적이란 것을 암시한다. 가격제한폭의 비대칭성에 대해서 더 자세히 살펴보기 위하여 다음과 같은 두가지 측정치를 정의한다. 첫번째, '%(Limit Activity)'는 평균적으로 한 종목이 일년 중 몇 퍼센트나 제한가를 경험했는가를 나타내고, 두번째, 'Limited Days'는 한 종목이 일년 중 평균적으로 제한가를 기록한 날수를 나타낸다.

$$\%(\text{Limit Activity}) = \frac{\text{제한가 기록수}}{(\text{총 상장종목수}) \times (\text{총 거래일수})} \times 100,$$

$$\text{Limited Days} = \frac{\text{제한가 기록수}}{\text{총 상장종목수}}$$

Panel A에서 예를 들면, 어떤 한 종목의 상승 움직임이 일년의 약 14.81%에 해당하는 기간 동안 가격제한폭에 의해서 제한을 받았으며 이것은 이 종목이 294.5일 가운데 평균적으로 약 44일에서 상한가를 쳤음을 의미한다. 하락세 움직임에 대해서는 한 종목이 KSE에서 294.5일 중에 평균적으로 약 32일을 하한가를 기록했다. Panel B를 보면 가격제한폭의 활동 양상은 한국과 진배 없으나 그 정도는 한국에 비해 상당히 약하다.¹⁰⁾ 예를 들면, 일본 1부에 상장되어 있는 한 종목은 평균적으로 일년(대용치 249.5일)에 0.8일과 0.22일에서 상한가와 하한가를 기록한다. 즉, TSE에선 1년(249.5일)에 제한폭을 친 날이 평균적으로 하루에도 못 미친다. 한국에서 한달 동안 가격제한폭을 친 사건의 빈도가 일본에서 1년 동안보다 많다. 따라서 주식시장에 대한 가격제한폭의 효과는 일본에서 보다 한국에서 더 효과적으로 발견될 수 있다. Panel B의 자료를 이용하여 Kim and Rhee(1997)는 가격제한폭에 의한 가격발전 지연효과를 알아보기 위해서 $\{r_t^d, r_{t+1}^n\}$ 을 조사하였다.

그들은 $\{r_t^d, r_{t+1}^n\}$ 의 모든 가능한 경우를 9개의 원소를 갖는 집합= $\{r_t^d, r_{t+1}^n\} \mid \{+, +\}, \{+, -\}, \{+, 0\}, \{0, +\}, \{0, -\}, \{0, 0\}, \{-, +\}, \{-, -\}, \{-, 0\}$ 로 분류하였다(참고로 가격연속에서의 $\{0, +\}$ 과 no change에서의 $\{0, 0\}$ 에서의 첫번째 '0'부호는 장 개장시 상한가를 치고 그대로 장이 마감된 경우임). 상한가의 경우, $\{r_t^d, r_{t+1}^n\} \mid \{+, +\}, \{0, +\}$ 을 폐장을 전후한 가격연속의 사건으로, $\{r_t^d, r_{t+1}^n\} \mid \{+, -\}, \{0, -\}, \{-, +\}, \{-, 0\},$

$\{-, -\}$ 을 폐장을 전후한 가격반전의 사건으로, $\{r_t^d, r_{t+1}^n\} \mid \{+, 0\}, \{0, 0\}$ 은 no change의 경우로 분류하였다. 하지만 위의 상한가의 경우, 총 9가지의 경우 중에서 가격연속인 $\{+, +\}$, 가격반전인 $\{+, -\}, \{-, +\}, \{-, 0\}, \{-, -\}$, no-change인 $\{+, 0\}$ 에 대해서는 분류상의 오류 가능성을 심사숙고해 볼 필요가 있다. 그들은 증가가 아닌 고가나 저가에 근거해서 가격제한폭을 친 사건들은 측정했으므로 $\{r_t^d, r_{t+1}^n\}$ 의 r_t^d 가 가격연속인 $\{+, +\}$, 가격반전인 $\{+, -\}$, no change인 $\{+, 0\}$ 에서 '+' 부호는 다음과 같은 세가지 경우에 발생할 수 있다 (i) 주가가 폐장시에 상한가를 친 경우, (ii) 주가가 장 중에 상한가를 치고 그 가격으로 장이 끝난 경우, (iii) 개장 후 상한가를 쳤지만 폐장전에 제한폭 내로 가격이 하락한 경우, 하지만 이 때의 증가가 시가 보다 높은 경우. (i)과 (ii)의 경우는 증가가 상한가이므로 그 날의 정보가 그날의 주가에 완전히 반영되지 못했기 때문에 가격제한폭에 의한 폐장을 전후한 가격연속이 발생한다. 하지만 (iii)의 경우 고가가 장 중에 비록 상한가를 기록했다지만 폐장 전에 제한폭 내로 되돌아 왔으므로 증가는 제한가가 아니다. 이것은 그 날에 많은 정보가 들어와서 일시적으로 정보의 반영이 지연되었으나 폐장 전에 결국 정보가 주가에 완전히 다 반영되었음을 의미한다. 그러므로 (iii)의 경우를 가격제한폭에 의한 가격연속으로 보는 것은 적당치 않으며 따라서 (iii)의 경우는 폐장을 전후한 가격제한폭의 순수한 효과만을 측정하기 위해서 그 분류에서 제외시켜야 한

10) Kim and Rhee (1997)는 TSE의 1부에서의 종목수와 1년 동안의 거래일을 명시하지 않았기 때문에 우리는 한국것을 그 대용치로 활용하였다. 따라서 Panel B의 '%(Limit Activity)'와 'Limited Days'는 실제 값이 아니라 추정치이다. 그런데 1년의 총거래일은 한국이나 일본이나 비슷하겠지만 TSE의 1부 종목수는 실제로는 거의 1000 종목에 이르므로 Panel B의 추정치들은 실제 값을 명백하게 과대추정했다고 볼 수 있다.

다.¹¹⁾ 바꿔 말하면, 고가 기준이 아닌 종가 기준으로 상한가를 친 사건들을 측정해야 한다는 뜻이다. 만약 종가 기준으로 상한가 친 사건들을 측정한다면 가격 반전으로써의 $[-, +]$, $[-, 0]$, $[-, -]$ 은 발생할 수 없다. 따라서 우리는 상한가의 경우, 가격연속인 $\{[r_t^d, r_{t+1}^n] | [+ , +], [0, +]\}$, 가격반전인 $\{[r_t^d, r_{t+1}^n] | [+ , -], [0, -]\}$, no-change인 $\{[r_t^d, r_{t+1}^n] | [+ , 0], [0, 0]\}$ 로써 총 6가지로 분류하였다. 우리는 하한가의 경우도 상한가의 경우와 유사한 이유로 인하여 $\{[r_t^d, r_{t+1}^n] | [-, -], [0, -]\}$ 을 폐장을 전후한 가격연속, $\{[r_t^d, r_{t+1}^n] | [-, +], [0, +]\}$ 을 폐장을 전후한 가격반전, $\{[r_t^d, r_{t+1}^n] | [-, 0], [0, 0]\}$ 을 no change로 총 6가지 경우로 분류하였다. 상한가(하한가)를 치지 않은 사건들(즉 친 사건의 여사건)은 종가 기준으로 $S_{0.8}^H$ ($S_{0.8}^L$)로 선정한다.¹²⁾ 폐장을 전후한 가격 연속성이 존재하는 지의 여부를 조사하기 위해서 우리는 단기의 limit group에 있는 50 종목에서의 $[r_t^d, r_{t+1}^n]$ 을 살펴보았다.

만약 t 시점에서의 종가가 제한가와 같다면 폐장을 전후한 가격 연속성이 존재할 것이지만, 만약 그렇지 않다면, 다음 날 시가까지 가격이 지속될지 아니면 반전될 지의 확률은 주가의 확률보행가설에 의해 50대 50일 것이다. 가격 연속성이 많이 존재하면 할수록 t 시점에서의 가격 발견은 그 만큼 더 지연된 것이다. t 시점에서 제한폭을 친 경우 그 나머지 정보는 다음 날 시가에 마저 반영될 것이다. 만약 그렇다면 시가는 전날의 나머지 정보를 완전히 반영하는 것일까? 만약 시가가 나머지 정보를 완전히 반영한다

면 그 이후의 거래가격은 다른 정보가 새로 들어오지 않는 한 보합세를 유지할 것이고, 만약 그렇지 않다면, 그 이후의 연속된 거래가격 사이에서도 가격 연속성이 나타날 것이다. 이에 관해 알아보기 위하여 우리는 위에서의 사건들에 대해서 시가 이후의 5개의 거래가격을 관찰하였다. 그 거래가격들이 바로 전 거래가격에 비해서 상승인지 하락인지 아니면 그대로 인지를 조사하므로써 우리는 그 나머지 정보가 시가에 완전히 반영되는지 아닌지를 평가해 볼 수 있다.

많은 연구들이 가격제한폭은 거래활동을 방해함으로써 주식시장의 유동성을 저해한다고 하였다. 이것을 평가하기 위해서, Kim and Rhee(1997)는 $S_{0.9}$, $S_{0.8}$ 에 대해서 $t+1$ 시점(고가나 저가가 t 시점에서 제한가를 쳤을때)에서의 일별 거래대금을 조사하였다. 만약 t 시점에서의 나머지 정보가 $t+1$ 의 시가에 완전히 반영되지 못하고 그 이후의 거래에 계속 영향을 미친다면 $t+1$ 에서의 일별 거래대금은 가격제한폭에 의한 거래의 방해정도를 가늠하기 위한 척도가 될 수 있을 것이다. 하지만 $t+1$ 의 시가가 그 전날 나머지 정보의 거의 대부분을 반영한다면 $t+1$ 의 장 개장시의 거래대금이 가격제한폭에 의한 거래방해의 정도를 보다 정확히 측정할 것이다. $t+1$ 시점의 개장 이후의 거래대금은 $t+1$ 에서 새롭게 들어온 정보에 영향을 받은 것이지 t 에서의 나머지 정보에 의한 것이 아니므로 가격제한폭의 효과와는 직접적으로 관련이 없다. 그러므로 우리는 호가자료와 일중 거래자료를 이용하여 위에서 언급했던 사건들의 $t+1$ 시점의 장 개장시 거래수량, 거래대금, 주문수량, 주문대금, 주문 불균형 등을 조사하였다.

11) Kim and Rhee(1997)는 $S_{0.9}^H$ 와 $S_{0.8}^H$, $S_{0.9}^L$ 와 $S_{0.8}^L$ 의 결과가 서로 다르지 않음을 보고했다. 이것은 가격제한폭에 얼마나 접근했느냐의 정도에 관계 없이 제한폭을 친 사건이 아니므로 당연한 결과이다. 물론 일별 자료에서 상관이 없다는 뜻이지 "자석효과"(Magnet Effect) 같은 경우처럼 일중자료와 호가자료를 통한 가격제한폭의 사전적인 효과에 관한 분석일 경우 근접성의 정도가 중요함.

12) Kim and Rhee(1997)의 경우처럼 $S_{0.9}^H$ 와 $S_{0.8}^H$, $S_{0.9}^L$ 와 $S_{0.8}^L$ 의 결과가 다르지 않으므로, 우리는 그 두 사건을 따로 구분하지 않았다.

IV. 실증연구결과

4.1 G&H의 추론

〈표 3〉은 G&H의 추론들을 검증하기 위한 Type 1부터 Type 10까지의 상관계수들을 보여주고 있

다.¹³⁾ 표의 각 셀들은 각 표본 그룹의 50개 종목 평균값이다. G&H의 추론들을 평가하기 위해서 Type 4와 Type 5의 경우를 제외한 나머지 것들에 대해선 limit 그룹과 no-limit 그룹을 비교하면 충분하다.¹⁴⁾ 이 두 경우에 대해선 Type 4와 5가 각각 유동성의 수요와 공급에 관련된 것이므로 high-limit 그룹과 low-limit 그룹을 비교해야 한

〈표 3〉 G&H의 추론 검증을 위한 상관계수

	High-Limit 그룹		Low-Limit 그룹		No-Limit 그룹		Limit 그룹
(Type 1)	0.8320		0.8226		0.8964	≫	0.8352
(Type 2)	0.8514	>	0.8399		0.8989	≫	0.8535
(Type 3)	0.5851		0.5784		0.6996	≫	0.5867
(Type 4)	0.3539		0.2926		0.2175		0.3125
(Type 5)	0.1326		0.1999		0.2282		0.1446
(Type 6)	0.2790		0.3070		0.3045		0.2750
(Type 7)	0.4006	>	0.3586		0.2686	<	0.3712
(Type 8)	0.2166		0.2595		0.4234	≫	0.2262
(Type 9)	0.2350		0.2726		0.4333	≫	0.2424
(Type 10)	0.2445		0.2498		0.4383	≫	0.2611

(Type 1) 총주문수량 vs. 거래대금

(Type 2) 총주문대금 vs. 거래대금

(Type 3) 총주문잔량 vs. 거래대금

(Type 4) 매도 주문잔량 vs. Undercutting

(Type 5) 매수 주문잔량 vs. Outbidding

(Type 6) 총주문잔량 vs. (Undercutting+Outbidding)

(Type 7) (Undercutting+Outbidding) vs. 거래대금

(Type 8) 폐장시 주문수량의 불균형 vs. 일별 거래대금

(Type 9) 폐장시 주문대금의 불균형 vs. 일별 거래대금

(Type 10) 폐장시 주문잔량의 불균형 vs. 일별 거래대금

≫와 >은 Wilcoxon 부호순위 검정에서 각각 0.01과 0.05 유의수준하에서 왼쪽 수가 오른쪽 수보다 큼을 의미함.

13) 우리는 상관계수 이외에 Type 1부터 Type 10까지 10개의 SUR을 수행하였으나 그 결과가 〈표 3〉의 것과 질적으로 다르지 않기 때문에 생략한다.

14) 두 표본 그룹 간의 분포의 동일성 검정 방법으로 Wilcoxon 부호-순위검정(signed-rank test)을 사용하였다. Wilcoxon 부호-순위 검정은 두 집단의 숫자가 같을 때 두 집단의 분포의 동일성을 검정하는 비모수적인 기법이다. 표본수가 25이상인 경우에 검정 통계량은 표준정규분포를 따른다.

다. Type 1에서 Type 3까지를 살펴보면 상관계수들이 양의 높은 값들로 나타났으므로 거래활동으로써의 거래대금이 호가장부의 두터움의 proxy로써 적절하다고 볼 수 있겠다. 그렇다면, G&H의 추론들 가운데 하나가 맞다고 할 수 있겠는가? 그 질문에 대한 대답은 부분적으로 맞다고 할 수 있다. 그들은 폐장을 전후한 가격 연속성을 설명함에 있어서 TSE에서의 가격제한폭의 역할을 강조하였다. 주가가 제한폭에 다가갈 때, 제한폭에 의한 거래지연의 가능성이 투자자들의 주문제출전략에 영향을 미쳐서 투자자들이 시간과 가격의 priority를 얻기 위해서 bid-ask spread 사이에 주문을 내는 경쟁이 심화될 것이다. 그들은 그러한 경쟁의 심화가 가격 연속성을 야기시키며 그 경쟁은 지정가분포가 얇을 때보다 두터울 때 더 많이 발생하는 경향이 있다고 가정하였다. 하지만 그들의 가격연속성은 폐장 전후에 발생하는 연속성이라기 보단 연속적인 거래에 있어서의 연속성이다. 만약 그들의 첫번째 추론이 맞다면, Type 1에서 Type 3의 상관계수들은 no-limit group보다 limit group에서 더 높게 나와야 할 것이다. 왜냐하면 그러한 경쟁은 no-limit group보다 limit group에서 보다 심할 것이며 지정가분포가 두터울 때 보다 더 자주 발생할 것이기 때문이다. 하지만, 결과는 반대로 나타났다. 우리는 그 이유를 Type 4에서 Type 6의 상관계수의 값들이 작게 나타난 것에서 찾을 수 있다. Type 4의 경우, 팔자 쪽의 시장 깊이와 최우선 매도호가보다 낮은 가격의 주문들의 정도 사이의 상관계수가 low-limit group보다 high-limit group에서 더 높다. 이것은 두터움의 정도가 시간 및 가격우선의 원칙을 얻기 위한 주문의 경쟁에 비례해서 증가하진 않는다는 것을 의미한다. 최우선 매도

호가보다 낮은 가격의 팔자주문의 빈도는 상한가그룹보다 하한가그룹에서 높지만 이러한 주문의 증가에 비해 팔자쪽의 시장깊이는 별로 변하지 않기 때문에 그 상관계수는 하한가 그룹에서 보다 약해지는 것이다. Type 5의 경우에도 비슷하게 유추해석하면 될 것이다. 지정가 분포의 두터움이 스프레드 사이의 주문 경쟁과 유의한 관계가 있지 않다는 사실은 Type 6에서 다시 한번 확인할 수 있다. 우선 상관계수의 값이 작고 limit group과 no-limit group사이의 차이도 통계적으로 유의하지 않다. 이것은 지정가분포와 경쟁 간의 관계가 비교적 약하며 가격제한폭은 그 관계에 별로 영향이 없음을 의미한다. 왜 Type 1에서 Type 3의 결과가 G&H의 예상과 반대로 나타났는가에 대한 또 다른 이유가 있다. 주가가 제한폭을 친 경우 거래활동은 치기 전보다 큰 제약을 받게 되지만 시장의 깊이는 만약 많은 수의 투자자들이 자신의 주문을 취소하지 않는다면 치기 전과 비슷한 수준이 유지될 것이므로 no-limit group에 비해서 limit group에서의 두터움과 거래활동 사이의 관계가 더 약하게 나타나는 것이다. 위에서 언급한 두가지 이유에 의해서 Type 1에서 Type 3의 상관계수가 limit group보다 no-limit group에서 더 크게 나타나게 된 것이다. 우리는 추가적으로 시간과 가격 priority를 얻기 위한 경쟁과 거래활동 사이의 관계를 조사하였다. 비록 상관계수 값 자체는 크지 않았지만, 두 그룹 간에 유의한 차이가 있었다. 이것은 가격제한폭이 경쟁과 거래활동 사이의 관계에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 스프레드 사이의 주문경쟁은 주가가 제한폭을 치기 전에 다가가는 과정에서 증가하게 되므로 이러한 경쟁이 심할수록 거래대금은 증가하게 된다.¹⁵⁾ 주가가 제한폭을 친고 나면 경쟁과 거래할

15) 이것이 가격제한폭의 사전적인(ex-ante) 효과인 “자석효과”의 현상이다.

동 모두가 줄어든다. 따라서 그 들간의 상관계수는 제한가를 많이 경험한 종목들에서 보다 크게 나타나야만 한다.

Type8에서 10까지의 상관계수들은 폐장시의 주문 불균형과 일별 거래활동 사이의 관계를 보여준다.¹⁶⁾ 비록 그들의 두번째 시나리오 자체는 실질적인 의미를 지니지만 그들의 추론 가운데 “일별 거래대금이 폐장에서의 주문 불균형의 대용치라면(*if daily trading activity is a proxy for the level of order imbalances at the close*)”이란 두번째 가정사항은 적절치 못하다. 만약 그들의 가정이 맞다면, 제한폭을 많이 경험한 종목들의 상관관계가 그렇지 않은 것들에 비해서 더 높게 나타나야 한다. 하지만 결과는 반대로 나타났다. 왜냐하면 큰 주문 불균형은 제한폭을 치는 사건들을 유발하는데 그 사건들은 거래활동을 방해하기 때문이다. 따라서 Type 8에서 10까지의 상관계수들이 limit group에서 보다 no-limit group에서 더 크게 나타난 것이다.

4.2 개장과 폐장을 전후한 분산비율 및 주가동태

〈표 4〉의 Panel A는 GMM에 의해서 추정된 분산비율의 평균값들을 보여주고 있다. 우선 각 표본 그룹에서의 분산비율의 패턴이 장, 중, 단기에서 일치하는 것을 알 수 있다. 이것은 가격제한폭이 주가의 동태에 미치는 효과가 단기적임을 의미하

며, 우리의 표본자료 중 단기 자료 만으로도 그 효과를 조사하는데 충분함을 의미한다. 각 subperiod에서 Wald검정을 수행한 결과 유의수준 0.01하에서 모든 표본그룹들의 분산비율이 1보다 컸다. Amihud and Mendelson(1987)과 Stoll and Whaley(1990)는 NYSE주식들의 분산비율이 1보다 컸음을 발견하였고 그 원인을 다음과 같은 두가지로 결론지었다. 첫째, 개장과 폐장에서의 다른 거래체결방식이 수익률의 변동성에 영향을 미친다. NYSE에서는 시가는 동시호가에 의해서 결정되지만 종가는 접속거래방식에 의해서 결정된다.¹⁷⁾ 두번째, 밤 사이에 누적된 정보가 오전 시가에서 오차를 야기시키고 이것이 분산비율을 증가시킨다. 분산비율의 증가차원에서, KSE에서의 패턴은 NYSE의 그것과 유사하지만 증가의 강도는 한국이 훨씬 크다. KSE에서는 시가와 종가가 모두 동시호가에 의해 이루어지므로 시가와 종가 사이의 상이한 거래체결 방식에 기인한 어떠한 효과도 존재하지 않는다. 따라서 KSE에서의 분산비율의 증가는 가격제한폭의 효과와 밤 사이의 거래 지연에 의한 가격 결정 오차에 의한 것이다. No-limit group에서도 분산비율이 1보다 큰 점으로 비추어 볼 때 KSE에서는 밤 사이의 정보의 누적에 의한 시가에서의 가격결정오차(pricing error)가 유의적인 수준임을 알 수 있다.¹⁸⁾ 이전 절에서 설명한 바와 같이 가격제한폭은 시가-시가수익률보다 종가-종가수익률의 움직임에 더 제한하므로 가격제한폭을 많이 경험한

- 16) 우리는 전체 subsession에 대해서도 그 관계를 조사하였다. 그러나 그 결과가 폐장에서만의 것과 질적으로 다르지 않으므로 생략한다.
- 17) TSE에서 오전 시가-시가와 오후 시가-시가 수익률의 분산을 비교하므로써, Amihud and Mendelson(1991)은 오전시가와 오후종가 사이의 상이한 거래체결방식이 수익률에 미치는 효과가 TSE에서는 상당부분 약화되었음을 발견하였다. 이러한 완화 현상에도 불구하고, 밤사이의 거래중지에 의한 오전 시가에서의 가격결정오차 때문에 여전히 분산비율은 1보다 크게 나타났다.
- 18) No-limit group의 종목들에 대한 가격제한폭의 효과는 그 외의 그룹들에 비해서 상당부분 완화되었으나 완전히 제거된 것은 아니다. 식(3)을 이용하여 시가에서의 가격결정오차가 분산비율에 미치는 효과를 가격제한폭의 효과와 분리할 것이고 그 결과는 본 절의 뒤에서 보여질 것이다.

〈표 4〉 개장과 폐장을 전후한 분산비율 및 주가동태

	High-Limit 그룹	Low-Limit 그룹	No-Limit 그룹	Limit 그룹
Panel A. 분산비율 (Variance Ratio)				
장기 Subperiod (1994년 1월 - 1995년 12월)				
\mathfrak{R}^a	2.0564	2.0315	1.5648	2.0803
p -값 ^b	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
중기 Subperiod (1994년 1월 - 1994년 12월)				
\mathfrak{R}^a	2.1495	> 2.0687	1.8729	2.2568
p -값 ^b	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
단기 Subperiod (1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
\mathfrak{R}^a	2.0962	2.0321	1.6667	2.1864
p -값 ^b	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Panel B. 폐장과 개장을 전후한 수익률 동태				
장기 Subperiod (1994년 1월 - 1995년 12월)				
$\text{Corr}(r_t^d, r_{t+1}^n)$	0.2386	> 0.1960	0.0813	0.2161
$\text{Corr}(r_t^n, r_t^d)$	-0.3396	-0.3537	-0.2451	<< -0.3458
중기 Subperiod (1994년 1월 - 1994년 12월)				
$\text{Corr}(r_t^d, r_{t+1}^n)$	0.3260	0.2526	0.0887	0.3008
$\text{Corr}(r_t^n, r_t^d)$	-0.3401	< -0.3892	-0.2757	<< -0.3484
단기 Subperiod (1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
$\text{Corr}(r_t^d, r_{t+1}^n)$	0.2821	0.2238	0.0585	0.2252
$\text{Corr}(r_t^n, r_t^d)$	-0.3299	-0.3426	-0.2589	<< -0.3308

a. $\mathfrak{R} = \text{Var}(r_{t+1}^o) / \text{Var}(r_{t+1}^c)$

b. 귀무가설 ($H_0 : \mathfrak{R} = [1, \dots, 1]'$), 즉 각 표본그룹의 주식들로부터 추정된 분산비율의 벡터가 1벡터와 같다는 Wald 검정에서의 p -값.

»와 >은 Wilcoxon 부호순위 검정에서 각각 0.01과 0.05 유의수준하에서 왼쪽 수가 오른쪽 수보다 큼을 의미함.

종목들의 분산비율이 그렇지 않은 종목들보다 훨씬 더 크게 나타났다. Wilcoxon 부호-순위 검정은 모든 subperiod에서 limit group의 분산비율 벡터가 no-limit group의 그것과 같다는 귀무가설을 유의수준 0.01하에서 기각하였다. 이러한 분산비

율의 증가현상의 원인에 대해서 보다 자세히 알아보기 위해서 우리는 역시 GMM에 의해서 추정된 〈표 4〉의 Panel B에 있는 폐장과 개장을 전후한 수익률들 간의 지속성을 조사하였다. 이 결과 역시 장, 중, 단기에서 모두 일치하게 나타났다. 폐장을

전후해서는 가격제한폭을 많이 경험한 종목들이 매우 강한 가격연속성을 나타냈다. No-limit group에 있어서 가격연속성의 강도는 비록 많이 완화되었지만 $\text{Corr}(r_t^d, r_{t+1}^n)$ 이 여전히 양의 값을 나타내고 있는데 이것은 no-limit 그룹의 종목들이라도 적은 수의 가격제한폭을 경험하고 있기 때문으로 해석된다. 가격제한폭제도는 상당량의 정보에 대해서 가격발전 과정을 지연시킴으로써 폐장을 전후한 수익률 시계열에 양의 상관관계를 야기시키기 때문에, $\text{Corr}(r_t^d, r_{t+1}^n)$ 의 값이 양을 나타내며 시장효율성을 저하시킨다고 볼 수 있다. 반대로 개장을 전후한 수익률들 간의 지속성은 음, 즉 가격반전을 나타냈다.

〈표 5〉의 Panel A는 식 (3)에서 추정된 계수들과 그것들의 p-value를 보여준다. 먼저 가격제한폭과 거래활동의 효과를 통제하고 나서도 상수항이 1보다 유의적으로 큰데 이것은 시가에 밤 사이의 거래지연에 따른 유의적인 가격결정오차가 존재함을 의미한다. 가격제한폭의 활동에 관련된 계수가 양인 반면 통제변수인 거래활동에 관련된 계수는 음이다. 앞서서도 언급했듯이, 가격제한폭은 거래활동을 제한하기 때문에 가격제한폭과 거래활동 간의 움직임의 방향은 서로 반대이다. 분산비율과 거래활동 사이의 음의 상관관계는 거래활동이 활발한 종목들의 시가에서의 가격결정 오차가 거래활동이 활발하지 않은 종목들 보다 작다는 것을 의미한다. 거래활동과 가격결정 오차를 설명하고 난 후에 가격제한폭과 분산비율은 서로 양의 관계를 나타낸다. 〈표 5〉의 Panel B는 식(4)의 폐장 전후의 가격연속과 가격제한폭과 거래활동 간의 관계를 보여준다. 상수항이 0보다 작다는 것은 폐장을 전후한 가격의 움직임은 가격제한폭과 거래활동의 효과를 통제하고 나면 Roll(1984)이 주장했던 것과 유사

하게 bid와 ask사이를 움직인다는 것을 의미한다. 가격제한폭과 거래활동의 계수는 각각 양과 음이다. 이것은 거래활동의 효과를 통제하고 난 뒤, 가격제한폭의 활동은 폐장을 전후한 가격연속을 강화시킴을 의미한다. 개장을 전후한 가격반전과 가격제한폭과 거래활동 간의 관계는 〈표 5〉의 마지막 Panel에 있다. 가격제한폭과 거래활동의 효과를 통제하고 난 후 상수항은 0보다 작는데 이것은 낮 시간의 가격움직임이 bid-ask spread를 반영하며 시가에서 가격결정 오차로 인해 야기된 평균가격으로부터의 일시적인 괴리가 사라짐을 의미한다. 거래활동과 상수항을 통제하고 난 뒤, 가격제한폭은 시가 전후의 가격반전과 음의 관계가 있다. 즉, 가격제한폭을 많이 친 종목일수록 개장을 전후로 가격이 반전될 확률이 높아진다.

〈표 6〉은 식(6)의 추정치들을 보여준다. α_1 은 limit 그룹에서 음수인 반면 high, low, limit 그룹들에서는 양수이다. 이것은 낮과 밤 수익률의 관계가 가격제한폭을 많이 경험한 종목들에는 강한 가격연속을 나타내지만 그렇지 않은 종목들에서는 bid-ask spread를 반영하는 가격반전을 나타낸다. α_2 는 모든 그룹에서 비유의적이다. 이것은 낮 시간의 거래활동이 폐장을 전후한 가격연속과 별로 관계가 없음을 의미한다. G&H는 폐장을 전후한 가격연속과 거래활동 간에 양의 관계가 있다고 주장하였다. 만약 주가가 아주 활발한 거래대금을 기록하면서 폐장시에 제한폭을 치는 경우라면 부분 가격발전과 거래활동은 양의 관계를 나타낼 것이다. 하지만 만약 주가가 오전이나 장 중에 제한가를 기록한 뒤 그 가격으로 장이 끝난다면 그 날의 거래활동은 가격제한폭에 의해 심각하게 제한을 받게 되며 이렇게 되면 부분조정과 거래활동 간의 관계는 음일 것임에 틀림없다. 자료부분에서 언급한

〈표 5〉 횡단면 회귀분석

	장기	중기	단기
Panel A. $\frac{Var(r_j^o)}{Var(r_j^c)} = a_0 + a_1Limit_j + a_2Vol_j + \varepsilon_j$			
a_0	1.56	2.14	1.30
$p\text{-값}^a$	0.00	0.00	0.00
a_1	0.16	0.18	0.13
$p\text{-값}^b$	0.00	0.00	0.03
a_2	-0.59	-1.58	-0.61
$p\text{-값}^b$	0.07	0.01	0.06
Panel B. $Corr(r_t^d, r_{t+1}^n)_j = b_0 + b_1Limit_j + b_2Vol_j + \varepsilon_j^c$			
b_0	-0.06	-0.09	-0.04
$p\text{-값}^b$	0.03	0.01	0.06
b_1	0.59	0.57	0.43
$p\text{-값}^b$	0.00	0.00	0.00
b_2	-0.17	-0.23	-0.14
$p\text{-값}^b$	0.03	0.01	0.05
Panel C. $Corr(r_t^n, r_t^d)_j = c_0 + c_1Limit_j + c_2Vol_j + \varepsilon_j^o$			
c_0	-0.29	-0.31	-0.32
$p\text{-값}^b$	0.00	0.00	0.00
c_1	-0.15	-0.10	-0.06
$p\text{-값}^b$	0.02	0.01	0.03
c_2	0.41	0.32	0.54
$p\text{-값}^b$	0.00	0.00	0.00

- a. 추정된 회귀계수가 1과 같다는 귀무가설에서의 $p\text{-값}$.
 b. 추정된 회귀계수가 0과 같다는 귀무가설에서의 $p\text{-값}$.

(표 6) 폐장을 전후한 가격 연속성 (Price Continuations around Closing)

$$r_t^n = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^d + \alpha_2 r_{t-1}^d \cdot Vol_{t-1} + \alpha_3 Vol_t + \alpha_4 Vol_{t-1} + \varepsilon_t^c$$

	High-Limit 그룹	Low-Limit 그룹	No-Limit 그룹	Limit 그룹
장기 Subperiod(1994년 1월 - 1995년 12월)				
α_1	0.116**	0.089*	-0.034*	0.105**
α_2	0.206	0.270	0.023	0.242
α_3	1.495**	2.113**	0.258**	1.914**
α_4	0.533	0.714	-0.027*	0.566
중기 Subperiod(1994년 1월 - 1994년 12월)				
α_1	0.186**	0.159*	-0.038	0.187**
α_2	0.138	0.229	0.018	0.182
α_3	1.497**	2.592**	0.368**	1.801**
α_4	0.570	1.245	-0.022*	0.863
단기 Subperiod(1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
α_1	0.233**	0.183*	-0.015	0.222**
α_2	0.566	0.517	0.163	0.626
α_3	1.902*	4.052*	0.828*	2.610*
α_4	1.184	2.608	-0.317*	1.056

**와 *은 추정된 회귀계수의 벡터가 영벡터와 같다는 귀무가설이 각각 0.01과 0.05 유의수준하에서 기각됨을 의미함.

바와 같이 장 중에 제한가를 기록했다가 폐장 전에 제한폭 내로 다시 돌아오는 사건들이 폐장까지 제한가가 유지되는 사건을 압도하고 있다. α_3 는 모든 그룹에서 영보다 유의적으로 크다. α_4 는 no-limit 그룹에서는 유의적인 음이고 나머지 그룹에선 양이지만 유의적이진 않다. G&H는 “만약 주가가 거래대금이 많은 날에 오르는 경향이 있다면, 종가는 최우선 매수호가보단 최우선 매도호가에서 결정될 확률이 더 클 것이고 밤사이의 수익률은 음이 될 확률이 더 높을 것이다. 이것은 낮 시간의 거래대금과 연이은 밤 사이 수익률 간의 음의 관계

를 야기시킨다. 비슷하게 만약 밤사이에 가격이 올랐을 때의 거래대금이 개장시에 많은 경향이 있다면 밤 사이 수익률과 그 다음 날의 거래대금과는 양의 관계가 생길 것이다”라고 주장했다. 가격 제한폭의 효과는 시가에서 상당히 완화되기 때문에 α_3 와 관련한 그들의 주장은 설득력이 있으며 따라서 표본 그룹 간에 질적인 차이가 없게 나타난 것이다. 하지만 낮 시간 거래대금과 밤 사이의 수익률 간의 관계는 주가가 제한폭을 언제 치는가에 영향을 받기 때문에 high, low, limit 그룹의 α_4 는 비유의적인 것이다. 가격제한폭의 효과가 다른 그

룹에 비해서 상당히 완화된 no-limit 그룹의 α_4 가 유의적인 음의 값을 나타낸 것은 bid-ask spread를 반영한 것이다.

〈표 7〉은 개장을 전후한 낮시간 수익률과 밤시간 수익률과 거래활동 간의 상호관계를 보여준다. β_1 이 유의적인 음인 것은 bid-ask spread와 일시적인 가격과리에 의한 가격결정 오차와 가격제한폭의 효과인 시가를 전후한 가격반전의 확률의 증가 때문이다. β_2 의 비유의성을 통해서 거래활동은 개장

을 전후한 가격반전 현상의 야기와는 별로 관련이 없는 것을 알 수 있다. 가격제한폭의 효과는 개장을 전후한 가격 움직임에서는 상당히 완화되므로 β_3 (β_4)가 양(음)인 것은 일반적인 수익률과 거래활동 간의 관계로 설명되어질 수 있다.

〈표 8〉의 Panel A는 단기의 50개 종목에 대한 $[r_t^d, r_{t+1}^n]$ 가 요약되어 있다. 상승, 하락 각각에 있어서 연속, 반전, 불변, 3가지의 확률을 모두 합하면 1이 된다. 가격제한폭을 친 종목들은 치지 않

〈표 7〉 개장을 전후한 가격 반전(Price Reversals around Opening)

$$r_t^d = \beta_0 + \beta_1 r_t^n + \beta_2 r_t^n \cdot Vol_t + \beta_3 Vol_t + \beta_4 Vol_{t-1} + \varepsilon_t^o$$

	High-Limit 그룹	Low-Limit 그룹	No-Limit 그룹	Limit 그룹
장기 Subperiod(1994년 1월 - 1995년 12월)				
β_1	-0.473**	-0.516**	-0.644**	-0.482**
β_2	-0.359	-0.427	-0.014	-0.357
β_3	3.062*	4.311*	0.654**	3.492*
β_4	-1.54*	-2.237*	-0.402**	-1.797*
중기 Subperiod(1994년 1월 - 1994년 12월)				
β_1	-0.401**	-0.467**	-0.651**	-0.405**
β_2	-0.515	-0.639	-0.031	-0.650
β_3	2.692*	4.513*	0.893**	3.243*
β_4	-1.071*	-1.852	-0.542**	-1.172*
단기 Subperiod(1994년 5월 2일 - 1994년 7월 30일)				
β_1	-0.147**	-0.483**	-0.479**	-0.169**
β_2	-1.494	-1.348	-0.334	-1.506
β_3	2.992*	6.367*	3.011**	3.629*
β_4	-2.341*	-2.853*	-2.034**	-2.771*

**와 *은 추정된 회귀계수의 벡터가 영벡터와 같다는 귀무가설이 각각 0.01과 0.05 유의수준하에서 기각됨을 의미

은 종목에 비해서 1% 유의수준으로 가격연속과 유지의 확률은 증가했고 가격반전의 확률은 감소했다. 불변을 제외한다면 연속과 반전의 확률은 주가의 확률보행가설에 따라 비슷해야 한다. 상승의 경

우와 하락의 경우를 비교해 보면, 상한가를 친 경우가 하한가를 기록한 경우보다 가격연속이 훨씬 더 심하다. 이것은 가격발견의 지연이 하한가보다 상한가의 경우에 더 심함을 의미한다. 폐장을 전후

〈표 8〉 폐장 전후 및 개장 이후의 가격동태

	S_{hit}	$S_{0.8}$	$S_{hit}-S_{0.8}(z-\hat{\alpha})^a$
Panel A. 폐장을 전후한 주가동태			
상한가를 기록했을 경우			
연속	0.56	0.47	0.09(6.15)
반전	0.24	0.48	-0.24(-16.61)
불변	0.20	0.05	0.15(21.17)
하한가를 기록했을 경우			
연속	0.41	0.46	-0.05(-2.09)
반전	0.39	0.51	-0.12(-5.23)
불변	0.20	0.03	0.17(31.74)
Panel B. 개장 이후의 주가동태			
상한가를 기록했을 경우			
상승(+1) ^b	0.086	0.207	-0.12(-14.92)
하락(+1) ^c	0.369	0.219	0.15(6.65)
불변(+1) ^d	0.545	0.574	-0.029(10.17)
상승(+2) ^e	0.098	0.137	-0.039(-4.93)
하락(+2) ^f	0.085	0.110	-0.025(-3.19)
불변(+2) ^g	0.817	0.753	0.064(6.36)
상승(+3)	0.091	0.114	-0.023(-4.97)
하락(+3)	0.082	0.115	-0.033(-4.31)
불변(+3)	0.827	0.771	0.056(7.25)
상승(+4)	0.093	0.129	-0.036(-4.18)
하락(+4)	0.100	0.106	-0.006(-2.55)
불변(+4)	0.807	0.765	0.042(5.24)

상승(+5)	0.094	0.098	-0.004(-3.26)
하락(+5)	0.080	0.120	-0.04(-4.59)
불변(+5)	0.826	0.782	0.044(6.07)
하한가를 기록했을 경우			
상승(+1) ^b	0.197	0.328	-0.131(-1.98)
하락(+1) ^c	0.094	0.219	-0.125(-1.61)
불변(+1) ^d	0.709	0.453	0.256(1.05)
상승(+2) ^e	0.182	0.166	0.016(7.94)
하락(+2) ^f	0.114	0.127	-0.013(-6.25)
불변(+2) ^g	0.705	0.708	-0.003(-1.92)
상승(+3)	0.121	0.161	-0.04(-2.10)
하락(+3)	0.130	0.139	-0.009(-4.71)
불변(+3)	0.749	0.700	0.049(2.04)
상승(+4)	0.090	0.151	-0.061(-3.25)
하락(+4)	0.108	0.132	-0.024(-1.23)
불변(+4)	0.802	0.717	0.085(3.52)
상승(+5)	0.128	0.137	-0.009(-4.91)
하락(+5)	0.112	0.142	-0.03(-1.63)
불변(+5)	0.760	0.721	0.039(1.64)

- a. S_{hit} 의 $S_{0.8}$ 확률이의 확률과 같다는 귀무가설 하에서 표준 비모수 이항검정(Standard Nonparametric Binomial Test)의 z -값이며, z -값은 평균이 0이고 분산이 1인 표준정규분포를 따름.
 b와 e. 첫번째와 두번째 거래가격이 각각 시가와 첫번째 거래가격에 비해 상승한 비율.
 c와 f. 첫번째와 두번째 거래가격이 각각 시가와 첫번째 거래가격에 비해 하락한 비율.
 d와 g. 첫번째와 두번째 거래가격이 각각 시가와 첫번째 거래가격에 비해 불변인 비율.

한 가격연속 현상으로부터 가격제한폭 때문에 미처 반영되지 못했던 나머지 정보가 그 다음 날 시가에 반영되고 있음을 알 수 있다. 가격연속이 강하면 강할수록 가격발견 지연의 정도가 심화되며 가격발견의 효율성은 약화된다.

<표 8>의 Panel B는 S_{hit} 과 $S_{0.8}$ 에 대해서 그

다음 날의 시가 이후 다섯 거래를 나타낸다. 상한가, 하한가 각각에 대해서 상승과 하락과 불변을 합하면 1이 된다. 시가 이후의 가격 움직임의 두드러진 특징은 시가 이후 첫번째 거래를 제외하면 불변, 즉 안정적인 것이다. 상한가의 경우, 시가 이후의 첫번째 움직임은 상승보단 하락의 확률이 크

다. 이러한 현상은 폐장을 전후한 가격연속 현상에 의해 시가가 전날 증가보다 상승할 확률이 높아짐에 따라서 그 다음 거래가 bid-ask spread에 의한 가격반전의 가능성이 높아진 것을 반영한다. 하한가의 경우엔 상한가의 경우와 비슷한 이유로 반대의 패턴이 존재한다. 그런데 시가 이후 첫번째 거래에 있어서 상승과 하락의 확률 간의 차이는 하한가 보단 상한가인 경우가 더 크며, 이것은 폐장을 전후한 가격연속 현상이 상한가의 경우가 더 강함을 의미한다. 이러한 상승과 하락 확률의 차이는 두번째 거래부터 사라진다. 제한폭을 치지 않은 종목들에서는 상승과 하락의 확률이 시가 이후 첫번째부터 다섯번째 거래까지 비슷한 수준이었다. 하지만 첫번째 거래에 있어서 상승과 하락이 차지하고 있는 확률이 그 이후에서 보다 더 크다. 이것은 오전 개장시에 밤사이의 거래지연에 따른 가격결정 오차 때문에 발생한 일시적인 가격 괴리현상의 조정과정으로 이해할 수 있다. 두번째 거래 이후 오전장의 대표적인 특징은 일정기간 동안 안정적이라는 것이다. 시가 이후에 일시적으로 안정적 시장이 이루어진다는 것은 가격제한폭에 의해 미처 반영되지 못했던 정보가 그 다음 날 시가에 거의 완전히 다 반영됨을 의미한다. 왜냐하면 만약 시가에 나머지 정보가 완전히 반영되지 못했다면 시가 이후 첫번째 거래에서도 가격연속현상이 지배적으로 나타나야 하지만 그 반대로 가격반전의 확률이 더 크기 때문이다. 이 결과는 가격제한폭에 의한 가격발견의 지연이 오래 지속되지 않으며 나머지 정보는 다음날의 가격에 빠르게 반영된다는 Lee and Kim (1997)의 결과와 일치한다. 그러므로 제한폭을 친 다음날 시가 이후의 일별 거래대금은 그 날 새롭게 유입된 정보에 의한 것이지 그 전날의 나머지 정보에 의한 것이라고 보기 힘들며 이것은 가격제한폭

의 효과와 직접적인 관련이 없다고 볼 수 있다. 가격제한폭이 주식시장의 변동성을 감소시키는지 아니면 단순히 spillover시키는 지를 평가함에 있어서 Kim and Rhee(1997)는 고가나 저가가 제한폭을 친 다음날의 일별 거래대금을 사용하였다. <표 8>에서 보았듯이 제한가를 기록한 날의 나머지 정보는 그 다음날 개장 시에 다 반영되므로 일별 거래대금보다 개장 시의 거래대금이 그러한 이슈에 대한 가격제한폭의 효과를 조사하는데 더 효과적이다.

가격제한폭을 친 다음날 개장시의 거래활동에 대한 대응치들이 <표 9>에 요약되어 있다. <표 9>의 모든 숫자들은 한번의 개장에서 한 종목당의 개념을 나타내는 평균값들이다. 먼저, 우리는 전날 제한가를 친 사건들의 시가에서의 유동성의 수요와 공급을 치지 않은 사건들과 비교하였다. S_{hit}^H 의 경우 제한폭을 친 이후로 제한폭이 진짜 균형가격을 반영할 수 있게 재조정되기를 기다린 참을성 있는 투자자들(Patient Investors)의 팔자주문과 가격제한폭 때문에 전날의 사자주문이 제한받았던 투자자들의 사자주문의 증가로 인해서 $S_{not\ hit}$ 의 경우보다 전체적인 주문의 증가현상이 발생했다. 특히, 사자쪽의 주문수량이 팔자쪽보다 훨씬 커서 제한폭을 친 다음날 개장시에 주문 불균형 현상이 여전히 존재함을 알 수 있다. 이것은 상한가의 경우 가격제한폭제도가 거래를 인위적으로 방해하여 가격발견을 지연시키므로써 시장의 변동성을 줄이는 것이 아니라 단지 총 변동성을 spillover시키고 있음을 의미한다. 하지만 하한가의 경우는 상한가의 경우와는 다른 양상을 보여주고 있다. $S_{not\ hit}$ 에 비해서 팔자주문은 수량(quantity)은 감소했으나 대금(volume)은 약간 증가했지만 사자주문은 주문수량과 주문대금 모

〈표 9〉 개장시 유동성 수요/공급 및 거래활동

	S_{hit}^H ^a	S_{hit}^L ^b	$S_{not\ hit}$ ^c
팔자측(Ask Part)			
주문수량	5.225E+3	4.185E+3	4.701E+3
주문대금	1.519E+8	1.445E+8	1.260E+8
사자측(Bid Part)			
주문수량	10.587E+3	4.209E+3	5.957E+3
주문대금	2.884E+8	1.292E+8	1.446E+8
양측(Both Part)			
주문수량	8.375E+3	4.195E+3	5.225E+3
주문수량 불균형 ^d	5.362E+3	0.024E+3	1.256E+3
주문대금	2.321E+8	1.384E+8	1.338E+8
주문대금 불균형 ^e	1.365E+8	0.153E+8	0.185E+8
거래수량	1.744E+3	1.455E+3	1.751E+3
거래대금	6.468E+7	4.582E+7	4.206E+7

- a. 전일종가가 상한가인 종목들의 경우.
- b. 전일종가가 하한가인 종목들의 경우.
- c. 전일종가가 상한가도 하한가도 아닌 종목들의 경우.
- d. 주문수량(Order Quantity) 관점의 불균형.
- e. 주문대금(Order Volume 즉, Order Quantity Price of the Limit Order) 관점의 불균형.

두 감소했다. 게다가 주문 불균형은 $S_{not\ hit}$ 의 경우보다 오히려 감소했다. 이것은 가격제한폭이 과민반응하려는 투자자들에게 *cooling-off* period를 제공해서 이러한 과민반응으로부터 야기되는 일시적인 가격결정오차를 줄여주므로 시장의 변동성을 줄이는 작용을 하고 있음을 의미한다. 거래활동의 경우, 상한가의 경우엔 거래수량과 거래대금이 모두 증가하였으나 하한가의 경우 거래수량은 감소하고 거래대금은 증가하였다. 이것은 하한가를 기록한 다음날 개장시의 거래활동이 하한가를 기록하지

않은 날과 별 차이가 없는 반면, 상한가를 기록한 다음날 개장시의 거래활동은 기록하지 않은 날에 비해 훨씬 더 활발했음을 의미한다. 이상의 결과로부터, 주가가 상한가를 기록했을 때엔 가격제한폭의 부정적인 효과가 지배적이며 하한가의 경우엔 긍정적인 효과가 강하므로 가격제한폭은 주가의 단기 동태에 상한과 하한에서 비대칭적으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

5. 맺음말

본 연구는 KSE에서의 일중 거래자료와 호가자료를 이용하여 가격제한폭이 단기 주가동태에 미치는 효과에 대해서 조사하였다. 많은 실증연구들이 일본의 자료를 사용하였으나 일본주식시장은 큰 폭의 가격 변동을 흡수하리 만큼 넓은 가격제한폭제도를 채택하고 있다. 게다가 그들은 일별자료를 사용하였으므로 가격제한폭이 단기주가동태 및 투자자들의 행태에 미치는 효과를 살펴보기에는 불충분하다. 자료의 관점에서 우리의 실증분석결과는 그러한 효과를 조사함에 있어서 타당성과 충분성을 갖는다. 또한 우리는 이전의 연구방법론 및 모형의 부적합한 점을 보완한 방법론을 제시하였다. 우리는 G&H의 추론을 실증적으로 검증하였으며 그 결과는 그들의 추론이 부분적으로 맞았음을 발견하였다. 분산비율은 limit 그룹뿐만 아니라 no-limit 그룹에서도 1보다 크게 나타났는데 횡단면 회귀분석 결과 그 원인은 시가에서의 밤사이의 거래지연에 따른 가격결정오차 때문인 것으로 밝혀졌다. 우리는 또한 KSE에서는 거래활동이 분산비율과 음의 관계가 있음을 밝혔다. 이것은 거래가 활발한 종목의 시가에서의 가격결정오차가 거래가 활발하지 않은 종목들 보다 작다는 것을 의미한다. 분산비율의 증가현상의 주된 원인은 가격제한폭을 친 경우에 발생한 폐장을 전후한 가격연속과 개장을 전후한 가격반전현상이다. 가격제한폭과 거래활동의 효과를 통제된 뒤의 폐장을 전후한 수익률 간의 관계는 bid-ask spread만 남게 되며, 가격제한폭을 친 다음날 시가 이후의 가격 동태는 안정적이며

로 전날 가격제한폭에 의해 미처 다 반영되지 못한 정보는 그 다음날 시가에 거의 다 반영되고 있음을 알 수 있었다. 또한, 우리는 가격제한폭의 단기 주가동태에 대한 효과가 상한폭과 하한폭에서 비대칭적임을 발견하였다. 주가가 상한가를 기록했을 때 가격발견 지연, 유동성 저해, 변동성 spillover와 같은 가격제한폭의 역기능이 과민반응으로부터 투자자보호, 시장안정과 같은 순기능을 압도하지만 하한폭 근처에서는 순기능이 역기능 보다 우세하다. 그러므로 우리는 가격제한폭에 대한 그간의 찬반양론이 양쪽 모두 부분적으로 옳은 주장이었음을 발견하였다. 이러한 비대칭적 효과의 원인 중 하나는 아마도 투자자들의 심리상태일 것이다. 주식시장의 참여자들은 대부분 주가의 하락보다는 상승을 원하고 있으며, 더욱이 우리나라는 대주포지션을 취하여 주가하락으로부터의 이익을 기대하는 투자자들이 거의 없다. 이러한 상황에서 주가의 하락은 되도록 방지하고 상승은 내버려두고 싶은 투자자들의 심리와 본 연구의 결과가 일치한다는 점이 흥미롭다.¹⁹⁾

시장이 단기간에 비정상적으로 과도하게 상승하거나 하락하는 것은 진짜 균형적인 요인 이외에 투자자들의 과민반응으로 인한 일시적인 오차를 포함하게 되므로 가격제한폭의 주된 역할은 비정상적으로 큰 등락을 제한해서 시장을 안정시키고 과민반응에 의해 발생된 일시적인 가격결정 오차로부터 투자자들을 보호하는데 있다. 그러한 잡음에 의해서 야기된 가격결정 오차는 해당 주식의 가격에 장기적이 아닌 단기적인 영향을 주게 되며 이 일시적인 균형가격과의 괴리는 시장이 효율적이라면 빨리 사라져야 한다. 상한가의 경우 폐장을 전후한 가격

19) 이러한 투자자들의 심리와 관련된 점을 지적해 준 익명의 심사자에게 감사한다.

연속현상이 강하고 그 나머지 정보는 다음날 시가에 다 반영되고 시가 이후에는 가격이 안정적이다. 이것은 그 상승이 가격결정오차에 의한 일시적인 움직임이 아님을 의미한다. 그러므로 상한가의 경우 가격제한폭은 단순히 가격발견과정을 지연시키고 거래를 방해하여 유동성을 저하시키며 변동성을 그 다음날로 순연시키는 기능을 한다. 하지만 하한가의 경우, 폐장을 전후한 가격연속현상이 상한가의 경우에 비해서 상당히 완화되며 투자자들에게 *cooling-off* period를 제공하므로써 과민반응으로부터 야기될 수 있는 피해를 줄여주기 때문에 가격제한폭은 시장안정화 장치로서 긍정적인 작용을 하고 있다고 판단된다. 이상에서 언급한 바와 같이 단기주가 동태에 미치는 가격제한폭의 효과는 상한과 하한에서 각각 비대칭적인데 가격제한폭제도는 대칭적으로 설계되어 있다. 하지만 가격제한폭의 효과가 비대칭적이므로 가격제한폭제도도 비대칭적으로 설계됨이 더 바람직할 수 있다고 생각한다. 즉, 상한폭이 하한폭보다 넓은 가격제한폭제도의 타당성에 대해서 좀더 심도있는 연구가 진행되어야 할 것이다. 비대칭적인 가격제한폭제도는 상한폭에서의 부정적인 효과를 최소화시키고 하한가에서의 긍정적인 효과를 최대화 시켜서 시장의 효율성을 제고시킴과 동시에 시장을 안정시키는데 역할을 할 것으로 사료된다.

마지막으로 저자들이 사용한 자료와 현재의 증시 환경을 비교해 보면, 가격제한폭의 넓이와 거래체결방식에 있어서 차이가 있음을 인정한다. 그리고, 연구기간 중에는 우리나라에 주가지수선물시장이 존재하지 않았기 때문에 선물시장 도입으로 말미암은 결과의 변화에 대해서도 추가적인 연구가 진행되어야 할 것이다.

참고 문헌

- Amihud, Y. and H. Mendelson, "Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation." *Journal of Finance* 42, 533-553, (1987).
- Amihud, Y. and H. Mendelson, "Volatility and Trading: Evidence from the Japanese Stock Market." *Journal of Finance* 46, 1765-1789, (1991).
- Choi, W.S. and S.B. Lee, "Price Limits and Limit Order Flow: Evidence from the Korea Stock Exchange." *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 3, No.4, 451-474, (2000).
- Fama, E.F., "Perspectives on October 1987, or What did We learn from the Crash? black Monday and the Future of Financial Markets." R. W. Kamphuis, Jr., R. C. Kormendi, and J. W. H. Watson eds., Chicago Illinois: Mid America Institute for Public Policy Research, Inc., (1989).
- George, Thomas J. and Chuan-Yang Hwang, "Transitory Price Changes and Price-Limit Rules: Evidence from the Tokyo Stock Exchange." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 313-327, (1995).
- Hamao, Y. and J. Hasbrouck, "Securities Trading in the Absence of Dealers: Trades and Quotes on the Tokyo Stock Exchange." *Review of Financial Studies* 8, 849-878, (1995).
- Hansen, L., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica* 50, 1029-1054, (1982).
- Kim, Kenneth A. and S. Ghon Rhee, "Price Limit Performance: Evidence from the Tokyo Stock Exchange." *Journal of Finance* 52, No. 2, June, 885-901, (1997).
- Kuhn, B.A., G.J. Kurserk and P. Locke, "Do Circuit Breakers moderate Volatility?" *The Review of*

- Futures Markets* 10, 136-175, (1991).
- Kyle, A.S., "Trading Halts and Price Limits." *The Review of Futures Markets* 7, 426-434, (1988).
- Lauterbach, B. and U. Ben-Zion, "Stock Market Crashes and the Performance of Circuit Breakers: Empirical Evidence." *Journal of Finance* 48, 1909-1925, (1993).
- Lee, S.B. and J.S. Chung, "Price Limits and Stock Market Efficiency." *Journal of Business Finance and Accounting* 23, 585-601, (1996).
- Lee, S.B. and K.J. Kim, "The Effect of Price Limits on Stock Price Volatility: An Empirical Evidence in Korea." *Journal of Business Finance and Accounting* 22, 257-267, (1995).
- Lee, S.B. and D.J. Kim, "Price Limits and Beta." *Review of Quantitative Finance and Accounting* 9, No. 1, July, 35-52, (1997).
- Lee, C.M.C., M.J. Ready and P.J. Seguin, "Volume, Volatility, and New York Stock Exchange Trading Halts." *Journal of Finance* 49, 183-214, (1994).
- Lehmann, B.N., "Commentary: Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits." *Journal of Financial Services Research* 3, 205-209, (1989).
- Lehmann, B.N. and B.M. Modest, "Market Structure and Liquidity on the Tokyo Stock Exchange." *Working Paper at University of California-Berkeley*, (1994).
- Ma, C.K., R.P. Rao and R.S. Sears, "Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits." *Journal of Financial Services Research* 3, 165-199, (1989a).
- Ma, C.K., R.P. Rao and R.S. Sears, "Limit Moves and Price Resolution: The Case of the Treasury Bond Futures Market." *Journal of Futures Market* 9, 321-335, (1989b).
- Miller, M.H., "*Financial Innovations and Market Volatility*." Oxford: Basil Blackwell, Inc., (1991).
- Roll, R., "A Simple Model of the Implicit Bid-Ask Spread in an Efficient Market." *Journal of Finance* 39, 1127-1139, (1984).
- Ronen, T., "Observable Consequences of Differences in Trading Structures: The Size and Power of 24-hour Variance Ratio Tests." *Working Paper at New York University*, (1994).
- Ronen, T., "Tests and Properties of Variance Ratios in Microstructure Studies." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32, No. 2, June, 183-204, (1997).
- Stoll, H. and R. Whaley, "Stock Market Structure and Volatility." *Review of Financial Studies* 3, 37-71, (1990).
- Subrahmanyam, A., "Circuit Breakers and Market Volatility: A Theoretical Perspective." *Journal of Finance* 49, No. 1, March, 237-254, (1994).
- Telser, L.G., "*October 1987 and the Structure of Financial Markets: An Exorcism of Demons*." R. W. Kamphuis, Jr., R. C. Kormendi, and J. W. H. Watson eds.: "*Black Monday and the Future of the Financial Markets*" (Irwin, Homewood, Ill), (1989)

Transitory and Asymmetric Properties in Price Limits: Korean Evidence with Intra-day Data

Sang Bin Lee* · Woo Suk Choi**

Abstract

This study empirically investigates transitory and asymmetric properties in price limits at the Korean Stock Exchange. Even though there has been much empirical research for or against price limits in the literature, we point out two flaws to be remedied. First, most research has used inter-day data rather than intra-day data, which has resulted in ignoring the underlying forces to determine stock prices. Second, they have assumed that the effects of price limits are symmetric across upper price limits and lower price limits. The asymmetric effect would not be detected without using the intra-day data. Specifically, the adverse effects of price limits such as trading interference are stronger when prices hit upper limits rather than lower limits. Having observed the asymmetric and transitory features of price limits, we suggest that the magnitude of the upper limit should be bigger than that of the lower limit in order to strike the balance between the market efficiency enhancement and volatility reduction.

Key words: Price Limits, Intra-day Data, Transitory Effect, Asymmetric Effect.

* College of Business Administration, Hanyang University.

** Decision Support System Research Institute, DMS Inc.