

# 韓國證券市場에서 去來價格分布와 價格制限幅의 影響\*

朴 鐘 浩\*\*

## 〈요 약〉

본 연구에서는 우리나라 시장이 미국시장과 다른 점을 이용하여 시가와 종가를 비교하여 同時呼價方式과 接續賣買方式의 차이를 추정하는 것이 적절한 것인지를 거래가격에 대한 價格制限幅의 影響을 살펴보았다.

여기서는 가격제한폭의 영향을 고려하기 위해 수익률이 아니라 絕對價格變動을 대상으로 하였다. 결과는 다음과 같다.

1) 일별 그리고 하루중 가격변화의 분포는 정규분포라고 할 수 없다.

2) 종가가 아니라도 가격제한폭의 영향을 받으며 상한가가 하한가보다 2.5배 이상 주가 변동을 제약한다고 할 수 있다. 시간대로는 종가를 제외하고는 오전종가에서 그 영향이 가장 크다.

3) 동시호가와 접속매매 방식에서 분산과 자기상관계수의 일관성 있는 차이를 발견할 수 없었다. 따라서 시가의 분산이 종가의 분산보다 크다는 결과는 거래방식의 차이 뿐만 아니라 하루중 첫번째 거래와 마지막 거래라는 특정 시간대의 가격이기 때문에 갖는 특성도 중요하다.

4) 각 시간대별 가격변화가 동일한 분포를 갖는가를 비모수 검증 방법에 의해 검증했을 때 접속매매인 오전종가와 오후 접속매매 종가의 분포는 다르다고 할 수 없었으며 시가와 종가는 다른 시간대의 분포와 유의하게 달랐다.

5) 하루중 어느 시간대에 가격변화의 분산이 가장 큰가를 검증한 결과 오전시가에서 오전종가까지 시간에서 분산이 가장 컸다. 그 다음으로는 오후 접속매매 종가에서 오후 동시호가 종가까지로 이 시간대는 거의 시간차가 없다는 점에서 놀라운 현상이라 하겠다.

6) 종가를 제외하고는 모든 시간대에서 가격반전현상이 있었다. 이러한 현상은 거래시간 동안은 시장에 새로운 정보가 계속 도달하지만 비거래시간에는 정보가 도달하지 않아 이전 정보에 대해 조정하게 되며 이 조정에서 관성을 갖는다고 할 수 있다.

## I. 序 論

우리나라 증권시장은 각 時間帶마다 서로 다른 형태의 시장을 혼용하고 있다. 오전과

\* 이 논문은 1991년도 교육부지원 한국학술진흥재단의 지방대학육성과제 학술연구조성비에 의하여 연구되었음. 본 연구에 필요한 자료제공에 협조하여 준 (주)증권전산과 많은 조언을 해 주신 익명의 심사위원에게 감사 드린다.

\*\* 順天大學校 經營學科 助教授

오후 개장가 및 일별종가의 결정에는 同時呼價制度를 쓰고 있으며 나머지 시간대에는 接續賣買方式을 사용하고 있다. 이처럼 서로 다른 시장구조에서는 가격이 결정되는 방법이 다르기 때문에 그 가격의 분포도 서로 다른 형태를 띠게 될 것이라고 생각할 수 있다.

가격결정방법에서 두 시장은 서로 상반되는 장단점을 가지고 있다.

동시호가제도는 일정시간 동안 주문을 모아 하나의 가격으로 거래를 성립시키기 때문에 그 시점의 수요와 공급상태를 보다 잘 반영하여 거래가격이 균형가격에 가까울 것으로 생각할 수 있다. 접속매매에서는 주문이 들어오는 때 순간마다 사자팔자 가격이 맞으면 거래가 체결되기 때문에 거래가격은 그 당시 어떤 주문이 들어오는가에 따라 달라지게 되며 균형가격과 차이가 있을 수 있다.

한편 동시호가의 경우 이전거래와는 상당한 시차가 있는 반면 접속매매의 경우는 이 시차가 거의 없다. 따라서 동시호가의 경우는 거래가격이 나타내는 시장의 수요와 공급상태에 대한 정보가 어느 정도 시간이 경과된 정보인데 반하여 접속매매의 경우는 즉시성이 있다. 투자자들은 이러한 정보를 고려해서 주문을 내게 되므로 접속매매의 경우가 좀더 현재 시장의 수요와 공급을 반영하는 가격으로 거래가 체결된다고 생각할 수 있다.

또 한 가지는 거래가격을 결정하는 방식이 서로 다르기 때문에 투자자들이 주문을 내는 방법이 달라질 수 있다. 우리나라에서는 동시호가에서는 거래가 가장 많이 이루어질 수 있는 가격으로 거래가격을 결정하며 접속매매의 경우는 주문가격에 의해 거래가 이루어진다. 따라서 동시호가의 경우는 거래에 따른 불확실성을 줄이기 위해 접속매매의 경우에 비해 사자 주문의 경우는 높은 가격으로, 팔자 주문의 경우는 낮은 가격으로 주문을 내려는 경향을 갖게 될 것이다.”

이처럼 서로 다른 구조의 시장에서는 가격이 결정되는 방법이 다르고 투자자들의 정보와 주문전략이 다를 것이므로 거래가격의 분포도 서로 다른 형태일 것이라고 생각할 수 있다.

市場構造가 가격의 분포에 미치는 영향에 대해 지금까지 여러 연구들이 있다. 미국에서의 연구들은 주로 동시호가의 대표가격으로 시가와 접속매매의 대표가격으로 종가를 비교하고 있다.<sup>9)</sup> 이들 연구가 갖는 문제점은 이 두 가격의 비교결과가 반드시 시장구조의 차이때문만은 아니라는 것이다. 즉 始價는 同時呼價이기 때문에 갖는 특성

1) Smith, Williams, Bratton과 Vannoni(1982) 참조.

2) 예외로 Amihud와 Mendelson(1991)은 동경증권거래소 자료를 이용하여 여러 시간대의 수익률을 비교하였다.

뿐만 아니라 그 날의 첫 거래로서 갖는 특성도 함께 갖는다는 점이다. 마찬가지로 종가의 경우도 접속매매의 특성 뿐 아니라 하루 중 마지막 거래이기 때문에 갖는 특성도 함께 가질 것이다.

우리나라 증권시장은 동시호가 하루에 3번(토요일은 2번) 실시되고 있고 그외에는 接續賣買로 거래가 이루어지므로 서로 다른 시간대의 동시호가를 비교할 수 있다. 또한 서로 다른 시간대의 접속매매의 가격분포도 비교될 수 있다. 즉 각 가격분포가 하루 중 특정시간대에 있기 때문에 갖는 특성을 통제할 수 있는 시장구조를 갖고 있다. 국내연구들은 이를 이용하여 여러 시간대의 동시호가와 접속매매를 비교함으로써 미국에서의 연구들이 보여준 시가와 종가의 차이가 반드시 시장구조때문에만 발생하는 것이 아니라는 것을 보여주었다.<sup>3)</sup>

그러나 국내의 연구들과 Amihud와 Mendelson(1991)의 연구가 갖는 한계점으로 우리나라와 일본시장이 미국시장과는 달리 갖고 있는 가격제한폭제도를 명시적으로 고려하지 못한 점을 들 수 있다. 미국, 일본 뿐 아니라 우리나라 시장에 대한 연구에서도 동일하게 관측된 결과인, 시가의 분산이 다른 시간대의 분산보다 크다는 현상이 실제 가격의 분포가 차이가 있는 것인지 종가에 적용되는 가격제한폭의 영향때문인지 구별할 수가 없다. 따라서 검증결과를 해석하기가 매우 곤란하다. 지금까지 연구들이 가격제한폭을 명시적으로 고려할 수 없었던 이유는 분석의 대상으로 수익률을 사용하였기 때문이다.

본 연구에서는 이러한 점을 해결하기 위하여 새로운 방법을 시도하였다. 수익률 대신 價格變化의 絶對值를 사용하였다. 이 경우는 각 주가수준에 따른 價格制限幅을 명시적으로 고려하여 분석할 수 있다.

본 연구의 구성으로는 II장에서는 기존 연구들을 살펴보고 III장에서는 자료와 방법론을 설명하며, IV장에서는 일별 가격변화의 형태 및 분산과 자기상관계수를 비교하고 V장에서는 하루중 가격변화의 변동성과 가격반전을 분석하며, VI장에서는 본 연구를 요약한다.

---

3) 하만우(1992) 참조.

## II. 既存 研究

### 1. 美國의 研究

뉴욕증권거래소에서 주가의 결정 방법은 始價와 그 이후의 가격이 서로 다르다. 始價의 決定에서는 스페셜리스트가 수요와 공급을 고려하여 균형가격에 가깝게 결정하며, 이후의 가격결정은 딜러시장의 형태를 따른다. 따라서 주가 결정에 대한 스페셜리스트의 영향이 시가에서 가장 크게 나타난다고 한다. Garbade와 Sekaran (1981)은 이렇게 서로 다른 시장구조에서 결정된 가격이 동일한 정도로 균형가격의 대표치로 사용될 수 있는지를 NYSE에서 활발히 거래되는 5개 주식을 대상으로 검증하였다. 그 결과 거래구조의 차이에도 불구하고 두 가격이 동일한 정도로 균형가격의 대표치로 사용될 수 있다는 가설을 기각하지 못했다.

Amihud와 Mendelson(1987)은 同時呼價方式과 接續賣買方式이 주가에 미치는 영향을 연구하였다. 이들은 뉴욕증권거래소에서 시가결정방법은 동시호가방식을, 종가는 점속매매방식을 대표한다고 가정하였다. 이들 주식의 수익률은 모두 동일한 시간간격의 수익률이며 같은 종목을 대상으로 계산한 수익률이기 때문에 단지 거래방식의 차이만을 나타낸다는 것이다. 1982년 2월 8일부터 1983년 2월 18일까지 Dow Jones Industrial Average 종목에 속하는 30개 주식의 시가와 종가를 비교하였다.

연구 결과는 始價의 分散이 終價의 分散보다 크며, 시가의 분포는 종가보다 정규 분포에서 더 크게 벗어났으며, 시가의 1차 자기상관계수는 음의 값을 가지며 종가의 경우는 양의 값을 갖는다는 것을 보여줬다.

이들은 시가와 종가 분포의 차이가 단지 거래방식에 의한 차이라고 가정하여 동시호가에서 수익률의 분산이 점속매매에서 보다 크다고 하였다. 그러나 시가가 아닌 다른 시간대에 동시호가방식을 이용한다면 그 시간대의 가격분포가 시가의 분포와 같을 것이라고 생각하기는 어렵다.

Amihud와 Mendelson(1989)은 동경증권거래소에 대해 1987년 자신들이 뉴욕증권거래소에서 실시한 것과 유사한 연구를 실시하였다. 이들은 1985년 6월 1일부터 1988년 8월 19일까지 가장 규모가 큰 50개 기업을 대상으로 시가와 종가의 분포를 비교하였다. 그 결과는 뉴욕 증권거래소의 연구와 일치하였다. 이들은 추가로 夜間收益率(overnight return ; 전일 종가에서 시가까지의 수익률)과 晝間收益率(daytime return ; 당일 시가에서 종가까지의 수익률)간의 상관계수를 구하였다.  $t-1$ 일에서  $t$ 일 사이의 야간수익률과  $t$ 일의 주간수익률은 음의 상관관계를 가지는 반면  $t-1$ 일의 주간수익률과  $t-1$

일에서  $t$ 일 사이의 야간수익률은 양의 상관관계가 나타났다. 이러한 결과는 시가를 중심으로 價格反轉(price reversal)이 일어난다는 것을 의미하며, 시가에서 과민반응된 주가가 하루중 거래에서 부분조정된다고 주장하였다.

Stoll와 Whaley(1990)는 1982년~1986년 사이에 뉴욕증권거래소에 상장된 전 종목을 대상으로 검증을 실시하여, Amihud와 Mendelson(1987)에서와 마찬가지로 始價의 變動性이 終價의 變動性보다 일관성있게 크다는 것을 보였다. 이들은 그 이유를 시가 수익률과 종가 수익률이 같은 기간동안의 수익률이므로 이 차이는 공공정보가 어떻게 공표되는가 때문이 아니고 거래도중에 나타나는 사적 정보와 스페셜리스트와 같은 다른 투자자들이 일으키는 일시적인 가격편향때문이라고 하였다. 특히 거래가 활발한 주식일수록 두 분산간의 비율이 크게 나타났는데, 거래가 활발하지 못한 주식의 경우 시가결정은 동시호가방식이라기보다 접속매매의 연장으로 생각할 수 있기 때문에 이런 결과는 동시호가방식에서 주가의 변동이 더 심하다는 것을 의미한다고 하였다.

그들은 또한 주간수익률과 야간수익률간의 상관관계분석에서 Amihud 와 Mendelson(1989)과 동일한 결과를 얻었는데, 이러한 결과는 종가에서는 가격이 연속되는 경향이 있지만 시가에서는 가격반전이 일어난다는 것을 의미한다.

이들에 의하면 시가와 종가분산에 차이가 생기는 것은  $t-1$ 일의 주간수익률과  $t$ 일의 야간수익률의 공분산보다  $t$ 일의 야간수익률과  $t$ 일의 주간수익률의 공분산이 더 작기 때문이며 이는 종가와 시가를 기준으로 하는 가격반전현상때문이라고 할 수 있다고 하였다.

Amihud와 Mendelson(1991)은 동경증권거래소에서는 우리나라처럼 오전, 오후로 나누어 시장이 개설되며 각 장이 시작될때는 동시호가에 의해 거래가 이루어진다는 점을 이용하여 午前始價, 午前終價, 午後始價, 午後終價의 일별 수익률을 비교하였다. 오전시가의 수익률 분산이 다른 시간대의 분산보다 크게 나타났으며 자기상관계수는 작게 나타났다. 그러나 오후시가의 경우는 접속매매인 오전종가 및 오후종가, 분산의 크기 및 자기상관계수의 행태가 다르지 않아 오전시가의 수익률 행태가 다른 시간대와 다른 것은 직전의 비거래기간이 길기때문이라고 하였다. 또한 오전시가-오전종가, 오전종가-오후시가 등의 하루중 수익률을 이용하여 가격반전을 살펴본 결과 오전 시가에서 가장 크게 나타났으며 다른 시간대에는 약한 형태의 가격반전만 관측되었다. 이로써 오전시가의 가격결정의 비효율성은 전일거래에서 당일 첫거래까지의 비거래기간때문이며 동시호가 접속매매와 함께 사용될때 가격결정 방식으로서 결코 비효율적이지 않다고 하였다.

그러나 이들의 연구에서는 일본 증권시장에도 우리나라처럼 가격제한폭제도가 존재하는데 이 제도의 영향을 고려하지 못하였다.

## 2. 國內 研究

우리나라 증권시장에서의 거래방식에 대한 연구로 이주희(1990)는 1980년에서 1988년까지 우리나라 증권거래소에 상장된 증권 가운데 287개 종목을 대상으로 시가와 종가의 가격행태를 분석하였는데, 그 결과는 Amihud와 Mendelson(1987, 1989)과 거의 같다. 시가의 분산이 종가의 분산보다 약 55% 정도 크게 나타났으며, 전체 287개 종목중에 285개 종목에서 시가의 분산이 종가의 분산보다 크게 나타났다. 정규분포에서의 이탈정도를 검증하였을 때 시가가 종가보다 정규분포에서 더 크게 벗어났으며, 자기상관관계의 검증에서는 종가는 양의 자기상관관계를 가지는 반면 시가는 음의 자기상관관계를 가진다고 하였다. 이로부터 시가와 종가의 형태가 서로 차이가 난다고 하였다.

그러나 그는 價格制限幅을 전혀 고려하지 않았다. 종가의 분산이 시가보다 작은 것이 실제분포가 그렇게 차이가 있는 것인지 실효 가격제한폭이 더 좁기 때문인지를 고려하지 않았다.<sup>4)</sup>

박성준(1990)은 거래방식의 비교에서 제한적이거나 가격제한폭제도를 고려하였다. 그는 시가와 점심가<sup>5)</sup>, 종가의 행태를 비교하였다. 그는 (1) 시가와 점심가의 차이는 매매체결방식의 차이를 나타내며, (2) 점심가와 종가의 차이는 가격제한폭제도의 영향만을 나타내며, (3) 시가와 종가행태의 차이는 두가지 효과를 동시에 나타낸다고 가정하였다. 29개 기업의 1988년 자료를 대상으로 분석하였다. 그 결과 F 검정을 통하여 시가수익률의 분산이 점심가나 종가수익률의 분산보다 유의하게 크며, 시가와 점심가에서는 별 차이가 없음을 발견했다. 그는 이러한 결과를 가격제한폭의 영향은 크게 나타나는 반면에 매매체결방식의 차이는 그렇게 유의하지 않은 것으로 해석했다. 하지만 시가와 점심가의 차이가 매매체결방식의 차이만을 나타낸다는 것은 매우 강한 가정이라고 할 수 있다.

또한 박성준은 가격제한폭의 영향을 완화시키기 위해 시가와 종가의 주별수익률 형태를 비교한 결과, 시가의 주별수익률 분산이 종가보다 크게 나타났지만 통계적 유의성은 없다고 하였다.

하만우(1992)는 1989년 12월 11일부터 1990년 7월 31일까지 전산매매종목중 거래가 가장 활발한 125종목을 대상으로 검증하였다. 그는 앞선 연구들이 시가와 종가라는

4) III장 2절 참조

5) 점심가란 박성준에 의해 편의상 사용된 용어로 매일경제신문에 발표되는 현재가격으로 11시20분을 전후한 가격이며 전장종가와와는 다르다.

특정 시간대의 가격들을 비교했다는 제약에서 벗어나 접속매매를 30분 단위로 나눈 각 시간대와 세 동시호가<sup>6)</sup>의 가격행태를 비교하였다. 연구 결과는 다음과 같다.

첫째, 각 시간대의 수익률 분산의 비교에서 始價收益率의 分散이 가장 크며, 終價收益率의 분산이 가장 작다는 결과를 얻었다. 오후시가 수익률의 분산은 시가 수익률의 분산보다는 작지만 다른 접속매매 시간대의 수익률보다는 크게 나타났다.

둘째, 수익률의 자기상관관계의 비교에서도 시가수익률은 음의 상관관계를 가지는 반면 오후시가수익률과 증가수익률은 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 거래가 활발하지 못한 주식집단에서는 시가수익률과 오후시가, 수익률 모두 음의 상관관계를 나타냈다.

셋째, 동시호가에서 거래가격의 과대조정이 일어나는지를 확인하기 위해 동시호가를 전후한 가격반전이 있는가를 검증하였는데, 시가와 오후시가 동시호가를 전후해서는 가격반전이 있는 반면 증가를 중심으로는 가격반전이 거의 없다는 결과를 얻었다.

이러한 결과를 바탕으로 동시호가방식과 접속매매방식간에 명확한 차이가 있지만 동시호가방식인 세 동시호가간에도 뚜렷한 차이가 있다고 하였다. 그는 세 동시호가 차이가 있는 이유를 거래에 따른 불확실성에서 찾고 있다. 시가나 오후시가는 직전 거래와 상당한 시차를 두고 거래가 이루어지기 때문에 불확실성이 많으며, 이런 불확실성은 투자자들의 주문전략의 영향과 함께 非效率的인 價格發見(price discovery)을 유발하게 된다는 것이다.

### III. 資料와 方法論

#### 1. 資料의 蒐集

본 연구에서는 (주)증권전산에서 제공한 거래자료를 이용하였다. 자료는 1989년 8월 1일부터 1990년 7월 31일까지 1년 동안 주문가격과 주문량, 거래가격과 거래량, 거래시간 등이 수록되어 있다. 여기에서는 1989년 8월 2일 현재 전산매매종목이며 거래빈도가 가장 높은 125종목을 선정하였으며 거래가격과 거래시간을 이용하였다. 총 거래일은 290일이며 일부 종목은 하루씩 빠진 것도 있었다.

6) 이 기간에는 증가도 동시호가로 결정하였다.

## 2. 方法論

### (1) 時間帶의 區分

지금까지 시장구조에 대한 실증연구들은 대부분 동시호가에 의해 결정되는 시가의 수익률행태와 접속매매에 의해 결정되는 종가의 수익률 행태를 비교하였으며 박성준(1990)은 점심가를 추가하였고, 하만우(1992)는 3시간대의 동시호가와 접속매매를 30분 단위로 나눈 8시간대, 모두 11개 시간대의 일별수익률의 분포를 비교하였다.

본 연구에서는 오전, 오후 개장가 및 일별종가의 세 동시호가와 접속매매의 대표치로 오전종가 및 오후 접속매매의 종가<sup>7)</sup>대상으로 하였으며 다른 연구에서 접속매매의 대표치로 많이 이용된 일별종가를 포함하였다.<sup>8)</sup> 즉 시간대는 오전시가, 오전종가, 오후시가, 오후 접속매매 종가, 동시호가 종가, 일별종가의 순서이다.

### (2) 價格差에 의한 分析

〈표 1〉 價格水準과 價格制限幅

가격수준	기준주가(원)	가격 등락폭	가격폭 비율(%)
1	10,000~15,000	600	6.00~4.00
2	15,000~20,000	800	5.33~4.00
3	20,000~30,000	1,000	5.00~3.33
4	30,000~40,000	1,300	4.33~3.25

지금까지 대부분 재무론 연구는 수익률을 사용하여 분석하였다. 이는 투자자의 수익이 표준화된 개념인 수익률로써 비교될 수 있기 때문이며, 투자자는 이를 기준으로 성과를 평가하며 투자의 지표로 삼는다고 가정하는 것이다. 그러나 시장구조의 차이를 분석할 때 수익률을 사용하면 그날의 주가가 가격제한폭에 해당되는지를 구별할 수 없다. 이는 우리나라의 가격제한폭이 주가에 비례하여 설정된 것이 아니라 절대가격수준에 따라 결정되기 때문이다. 따라서 지금까지의 모든 국내 연구들이 지적한 대로 가격제한폭에 의한 영향을 고려하지 못한다.

본 연구에서는 價格制限幅에 의한 影響을 고려하기 위하여 수익률이 아닌 絶對價格

7) 전산매매종목의 종가가 동시호가에 의해 결정된 것은 1989년 12월 11일부터이다.

8) Amihud와 Mendelson(1991)의 연구와 다른 점은 동경증권거래소에서는 오전시가와 오후시가에서만 동시호가를 사용하지만 우리나라에서는 일별 종가를 결정할 때도 동시호가를 사용한다는 점이다.



變動을 고려한다. 이렇게 절대가격을 고려할 경우에는 가격수준이 다르기 때문에 생기는 상대적인 價格變動의 差, 즉 기준가격이 다르기 때문에 생기는 收益率差를 무시하는 문제가 생기게 된다. 이에 대한 방안으로 가격제한폭이 서로 다른 가격대를 하나의 그룹으로 묶어 <표 1>과 같이 모두 4개의 가격대로 나누어 분석한다. 이렇게 함으로써 기준가격의 차이를 어느 정도 좁힐 수 있다.

분석의 대상이 된 주가에는 1만원 미만과 4만원 이상인 경우도 있지만 관측치의 수도 작고, 1만원 미만의 경우는 호가 단위가 10원으로 주가가 1만원 이상인 경우와 다르므로 분석의 편의상 제외하였다.

일별 오전시가 가격변화는 전일 오전시가를 기준으로 금일 오전시가가 절대 금액으로 얼마나 변동하였는지를 나타낸다. 예를 들어 전일 오전시가가 13,000원인 종목이 금일 오전시가가 13,500원이 되었다면 호가 단위가 100원이므로 가격변화는  $500/100=5$ 가 된다. 만약 12,700원이 되었다면 가격변화는  $-3$ 이 된다. 다른 시간대의 일별 가격변화도 마찬가지로 전일 그 시간대의 가격을 기준으로 금일 그 시간대의 가격이 얼마나 변동하였는지를 나타낸다.

이 가격변화의 폭은 종가를 기준으로 할 경우 <표 1>과 같다. 주가가 1만원에서 1만 5천원하는 주식은 가격등락폭이 상하 600원이므로 다음날 가격이 변할 수 있는 경우의 수는 총 13가지가 있다. 주가가 15,000원에서 20,000원인 주식은 경우의 수가 17가지이며 가장 가격폭이 큰 30,000원에서 40,000원의 주식은 총 27가지의 경우의 수를 갖는다. 그러나 종가를 제외한 시간대에서는 이 변동폭이 종가보다 크며 따라서 더 많은 경우의 수를 갖는다. 始價의 경우를 보면 그날 가격이 변할 수 있는 폭이 가격제한폭의 두배가 되며 다음날 시가에서 또 가격폭만큼 움직일 수 있으므로 실제 가격제한폭은 종가에 비해 3배가 된다.

갑이란 종목의 주식이 전일 시가가 17,000원이었고 오늘 시가가 17,800원이 되었다면 시가에서 가격수준 2의 가격변화 8이 한번 발생하는 것이 된다. 또, 을 종목의 전일 시가가 17,200원에서 오늘 시가가 16,500원이라면 시가에서 가격수준 2의 가격변화  $-7$ 이 한번 발생한 것이다.

이렇게 각 시간대에서 가격수준별로 각 가격변동이 몇번이나 발생하는가를 살펴봄으로써 상대적으로 주식가격의 변화가 어떤 분포를 따르는가를 살펴본다.

만약 전일 그 시간대에 거래가 없어서 가격이 없을 경우는 빠진 값(missing value)으로 처리한다.

〈표 2〉 日別 價格變化의 要約 統計量

시간대 가격수준		시 가	오전종가	오후시가	오후접속 매매종가	동시호가 종 가	일별종가
관측 치수	1	3077	2056	2204	2749	2188	3366
	2	8998	5978	6468	7839	3653	10065
	3	15155	10173	10949	13377	5991	17060
	4	3030	2007	2112	2845	968	3317
평균	1	-0.070	-0.004	0.018	-0.027	-0.300***	-0.201***
	2	-0.008	0.038	-0.043	0.017	-0.416***	-0.139***
	3	-0.053	0.012	-0.125***	0.028	-0.447***	-0.162***
	4	-0.151	0.221*	0.009	-0.065	-0.419***	-0.162*
왜도	1	0.781	0.562	0.668	0.903	0.460	0.433
	2	0.634	0.504	0.759	0.805	0.356	0.467
	3	0.538	0.469	0.558	0.656	0.372	0.457
	4	0.599	0.468	0.613	0.767	0.414	0.522
첨도	1	2.826	0.413	1.114	3.215	0.374	0.012
	2	2.084	0.539	2.183	2.829	0.404	0.353
	3	1.959	0.723	1.803	2.050	0.495	0.561
	4	2.484	0.696	1.475	2.312	0.819	0.862

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

## IV. 日別 價格變化의 形態 및 分散과 自己相關係數

## 1. 日別 價格變化의 要約 統計量

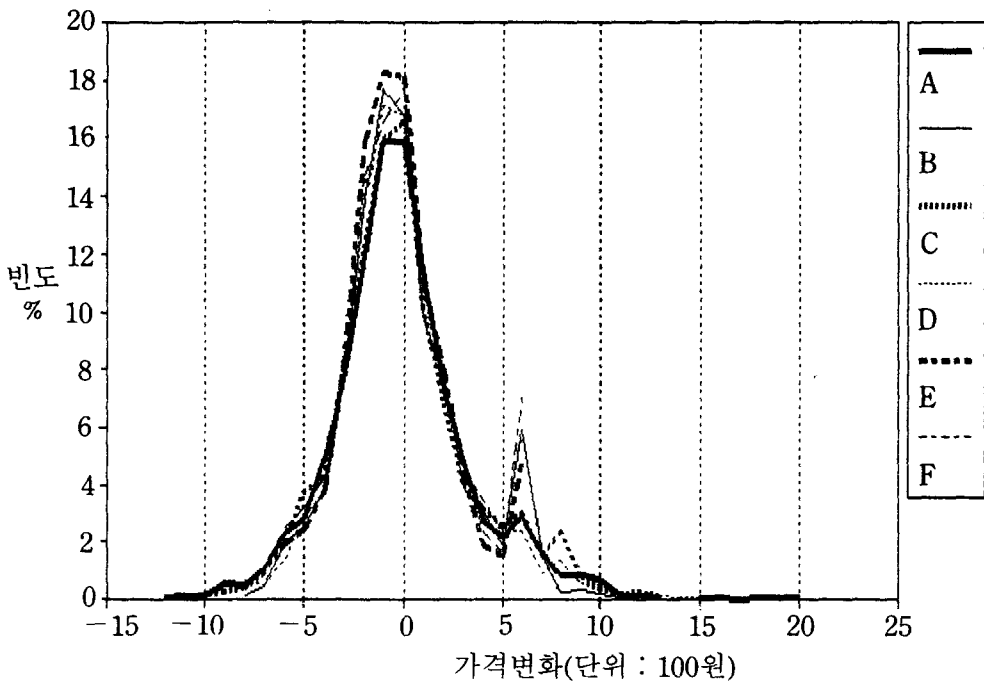
본 연구에서 사용된 자료를 보면 價格水準 3, 즉 주가가 2만원에서 3만원 사이인 관측치가 가장 많고 그 다음 1만5천원에서 2만원, 1만원에서 1만5천원 순서이다. 이후에는 편의상 각각의 가격수준을 價格水準 1, 價格水準 2 등으로 표기한다.

〈표 2〉에서 각 시간대별 가격변화의 평균을 보면 동시호가 증가에서 가장 작고

일별종가, 오전시가의 순서다. 다른 시간대에서는 앞의 시간대보다는 평균이 크지만 이들 시간대간에는 일관성있는 형태를 나타내지 않았다. 특히 동시호가 종가와 일별종가에서는 모두 10% 수준에서 0과 다르다. 장하성(1992)은 하루중 수익률의 변화를 분석하여 하루 중 폐장직전에 높은 수익률이 발생하는 하루말 효과(end of day effect)가 있음을 보여주었다. 그러나 하루 중 폐장시간 20분 정도에서는 높은 양의 수익률이 발생하지만 일별 가격변화에서는 종가에서 가장 낮은 값이 나타나고 있다.

〈표 2〉에는 각 시간대별, 가격수준별 가격변화의 歪度(skewness)와 尖度(kurtosis)가 나타나 있다. 대부분의 분포의 왜도가 0보다 커서 다른 연구<sup>9)</sup>에서와 마찬가지로 분포의 형태가 왼쪽으로 치우친 형태를 갖고 있다는 것을 보여준다. 첨도의 경우도 0보다 커서 정규분포에 비하여 중심부의 발생빈도가 높다는 것을 보여준다. 이는 [그림 1]에서 분포 형태를 보면 뚜렷하게 나타난다. [그림 1]에서 재미있는 것은 오전시가의 경우에는 가격제한폭의 영향을 거의 받지 않음에도 불구하고 전일 오전시가를 기준으로 상한가에 해당되는 가격변화에서 높은 관측비율을 보여준다. 이러한 현상은

[그림 1] 價格水準 1에서 日別 價格變化의 分布



A : 오전시가, B : 오전종가, C : 오후시가, D : 접속매매 증가, E : 동시호가 증가, F : 일별종가

9) 안진철(1985), Fama(1976) 참조.

모든 시간대, 모든 가격수준의 일별 가격변화에서 나타났다. 이는 일별 가격변화의 분포가 거래시간대에 관계없이 가격제한폭의 영향을 받고 있음을 보여준다. 이렇게 가격제한폭에 해당하는 가격변화에서 높은 비율이 상한가에서 뚜렷하였지만 하한가에서는 그렇지 않았다. 이를 통해 가격제한폭이 가격이 상승하는 것을 더 제약하고 있다는 것을 알 수 있다.

[그림 1]에서 알 수 있는 것처럼 價格變化의 分布는 價格制限幅의 影響과 價格變化가 없는 곳(0)에서 관측비율이 높게 나타나는 것 때문에 좀처럼 정규분포를 따른다고 할 수 없다. 실제로 각 분포가 정규분포인가를 검증한 결과, 모든 가격수준과 시간대에서 1%수준에서 價格變化의 分布가 定規分布라는 가설을 기각하였다.<sup>10)</sup>

〈표 3〉 각 시간대 및 가격수준에서 價格變化의 分散

시간대 가격수준		오전시가	오전종가	오후시가	오후접속 매매종가	동시호가 종가	일별종가
분산	1	12.74(1) <sup>a</sup>	9.12(4)	12.20(2)	10.97(3)	6.56(6)	7.98(5)
	2	19.16(1)	12.77(4)	15.57(2)	14.99(3)	10.82(6)	12.01(5)
	3	25.04(1)	17.68(4)	20.77(2)	20.02(4)	15.53(6)	16.61(5)
	4	39.32(1)	28.27(4)	33.58(2)	30.06(3)	24.67(6)	25.80(5)
범위	1	35(1) <sup>b</sup>	19(4)	28(3)	34(2)	12(5)	12(5)
	2	45(1)	28(4)	37(3)	42(2)	16(5)	16(5)
	3	51(1)	35(4)	48(2)	45(3)	20(5)	20(5)
	4	59(1)	39(4)	44(3)	54(2)	26(5)	26(5)

a 괄호 안의 숫자는 각 가격수준에서 분산의 크기 순서

b 괄호 안의 숫자는 각 가격수준에서 범위의 크기 순서

## 2. 價格變化의 變動性

지금까지의 연구들이 去來構造에 따른 차이가 있는가를 살펴볼 때 분산의 차이를 살펴본 것은 분산이 가격의 변동성을 나타낸다고 보기 때문이며 두 분산의 차이를 F 검정을 통해서 분석한 것은 수익률의 분포가 정규분포를 따른다고 가정하기 때문이다. 그러나 F 검정은 모분포가 정규분포를 따르지 않을 때는 검정력에 문제가

10) SAS의 UNIVARIATE를 이용하였다. 관측치 수가 1,000보다 작을 때는 Sharpiro-Wilk의 W통계량에 의해, 클 때는 Kolmogorov D통계량에 의해 검증하였다.

있다. 여기서는 비모수의 관점에서 분산 크기의 순서를 중심으로 살펴본다.

각 시간대에서 가격변화 분산의 크기를 보면 오전시가에서 가장 크고 동시호가 증가에서 가장 작다. 분산의 크기 순서는 오전시가-오후시가-오후 접속매매 증가-오전증가-일별증가-오후 동시호가 증가의 순으로 일관성있게 나타나고 있다. 지금까지의 거의 모든 연구들이(Amihud와 Mendelson(1987,1989,1991), Stoll과 Whaley(1990), 이주희(1990), 박성준(1990), 하만우(1992)) 각 시간대에서 분산의 크기를 비교하여 거래구조의 차이를 추정하였다. 그러나 <표 3>에서 보는 바와 같이 동시호가에 의해 거래가 이루어지는 오전시가와 오후시가는 접속매매로 이루어지는 오전증가와 오후 접속매매 증가에 비해 분산이 크지만 같은 동시호가로 거래가 이루어지는 동시호가 증가에서는 접속매매의 경우보다 분산이 작다.

<표 4>의 범위를 보면 분산의 경우와는 다른 결과가 나타난다. 앞에서 언급한 것처럼 가격제한폭이 증가를 기준으로 설정되기 때문에 동시호가 증가와 일별증가

<표 4> 價格制限幅 이상 또는 이하의 比率 比較 (단위 : %)

가격수준	오전시가	오전증가	오후시가	오후접속 매매증가	동시호가 증가	일별증가
1	상한초과	4.81	2.48	5.76	4.08	
	상한가	2.89	5.93	3.04	2.36	4.66
	하한가	2.28	1.95	2.00	1.46	1.97
	하한미만	2.50	0.68	1.86	1.71	
2	상한초과	3.81	0.99	3.14	2.87	
	상한가	1.67	4.68	1.69	1.57	3.23
	하한가	1.49	0.95	1.39	1.25	1.83
	하한미만	2.01	0.40	0.90	1.14	
3	상한초과	2.85	0.75	2.24	2.24	
	상한가	1.76	3.74	1.57	1.58	2.60
	하한가	1.19	1.05	0.94	0.81	1.44
	하한미만	1.51	0.27	0.97	0.85	
4	상한초과	2.97	0.70	2.60	2.18	
	상한가	1.19	3.99	1.75	1.27	2.58
	하한가	0.76	0.75	0.71	0.25	1.55
	하한미만	1.62	0.20	0.81	0.74	

에서 범위가 가장 작게 된다. 하루 거래가 시작되어 끝날 때까지 정보가 일정한 비율로 시장에 도달한다면 증가에서 먼 시간대일수록 가격변동폭이 클 것이라고 생각할 수 있다. 그렇다면 범위의 크기는 오전시가가 가장 크고 오전종가, 오후시가의 순서가 되어야 할 것이다. 그러나 오전시가의 범위가 가장 큰 것은 분산의 경우와 마찬가지로 價格水準 3을 제외하고는 오후 접속매매 증가에서의 범위가 오후시가에서보다 크다. 오전종가의 경우에는 오후시가보다 작을 뿐 아니라 같은 접속매매시장인 오후 접속매매 증가보다도 작다.

이상의 결과는 Amihud와 Mendelson(1991)과 대체로 일치한다. 동시호가 또는 접속매매방식 어느 쪽의 분산이 반드시 크다고 할 수 없다. 주가의 변동성이 거래 방식 외에도 각 시간대별로 새로운 정보가 시장에 도달하는 비율이 다르다는 등과 같은 각 시간대에 따른 또 다른 특성이 있을 수 있다는 것을 보여준다.

### 3. 日別 價格變化에 대한 價格制限幅의 影響

價格變化 分布에 대한 價格制限幅의 影響을 살펴보기 위해 <표 5>에서는 가격제한폭에 해당된 비율과 가격제한폭을 넘어선 價格變化의 比率을 보여주고 있다.

가격변화의 크기가 가격제한폭에 해당되거나 그 이상인 경우는 작게는 가격수준 3의 동시호가 증가의 약 4.0% 정도에서, 크게는 가격수준 1의 오후시가의 12.7% 정도이다. 이는 전일 증가기준 가격변화를 나타낸 것이 아니므로 가격제한폭이 어느 정도 거래를 제약하는가를 나타내는 것은 아니다. 그러나 하루 동안 가격변화에 대한 가격제한폭의 영향이라고 생각할때 일상의 거래중 10% 이상이 가격제한폭에 해당된다는 것은 가격제한폭이 지나치게 거래를 제약할 수 있다고 생각할 수 있다.

이를 가격이 상승할때와 하락할때로 나누어 보면 모든 가격수준과 시간대에서 가격이 상승할때 가격제한폭에 해당되거나 벗어나는 비율이 더 크다. 일별증가를 기준으로 했을때 상한가에 해당된 비율이 하한가에 해당된 비율보다 모두 2.5배 이상이다. 이는 다른 시간대에서도 마찬가지로, 앞에서도 지적한 바와 같이 가격변동에 대해 상한가가 하한가보다 더 제약적이라고 할 수 있다.

현재 가격제한폭은 가격수준이 낮을수록 그 폭이 넓다. 즉, 가격수준 1에서 가격변동폭은 약 8~12% 정도이며, 가격수준 4에서는 6.5~8.67% 정도이다. 만약 수익률의 변동이 가격수준과 관계가 없다면 가격수준이 높을수록 가격제한폭에 해당된 비율이 크게 나타날 것이다. 그러나 가격제한폭에 해당된 비율을 증가를 기준으로 보면 가격수준이 상승할수록 가격제한폭에 해당되는 비율은 감소한다.

〈표 5〉 가격제한폭 조정 후 日別 價格變化의 平均과 分散

시간대 가격수준		오전시가	오전종가	오후시가	오후접속 매매종가	동시호가 종가	일별종가
		평균	1 -0.167	-0.039	-0.092	-0.120	-0.300
	2 -0.110	0.023	-0.134	-0.074	-0.416	-0.139	
	3 -0.132	0.001	-0.185	-0.039	-0.447	-0.162	
	4 -0.247	0.217	-0.071	-0.141	-0.419	-0.162	
분산	1	9.09(2) <sup>a</sup>	8.37(3)	9.40(1)	8.11(4)	6.56(6)	7.98(5)
	2	14.78(1)	12.24(3)	12.88(2)	12.03(4)	10.82(6)	12.01(5)
	3	20.43(1)	17.13(4)	18.01(2)	17.18(3)	15.53(6)	16.61(5)
	4	31.54(1)	27.68(3)	29.71(2)	26.04(4)	24.67(6)	25.80(5)

a 괄호 안의 숫자는 각 가격수준에서 분산의 크기 순서

각 시간대별로 가격제한폭의 영향을 보면 오전시가에서는 가격제한폭을 벗어난 비율이 가격제한폭에 해당된 비율보다 항상 더 크다. 그러나 오전종가에서는 가격제한폭에 해당된 비율이 항상 더 높다. 다시 오후시가에서는 이러한 관계가 뚜렷하지 않지만 오후 접속매매 종가에서는 가격수준 2의 하한의 경우를 제외하고는 가격제한폭을 벗어난 비율이 해당된 비율보다 항상 크다. [그림 1]을 보면 오전종가에서 상한가에 해당된 비율이 다른 시간대보다 훨씬 높다. 이러한 현상은 동시호가 종가보다 더 높다. 이는 오전종가가 종가를 제외하고는 가격제한폭의 영향을 가장 많이 받는다고 생각할 수 있다.<sup>11)</sup>

가격제한폭이 가격변화의 분산에 미치는 영향을 살펴보기 위해 상한가를 초과하는 관측치들은 모두 상한가에 해당하는 관측치로 조정하였으며 하한가에 대해서도 마찬가지로 조정하였다. 이렇게 조정한 뒤 價格變化의 平均과 分散을 구하였다.

〈표 5〉를 보면 가격제한폭에 의한 영향을 조정한 후 가격변화의 평균이 조정전보다 더 낮아졌다. 동시호가 종가와 일별종가에서는 가격제한폭을 벗어나는 가격변화가 없으므로 조정전과 동일하다. 가격제한폭 조정후 분산을 보면 조정전에 비해 작아졌다. 그러나 크기의 순서는 조정전과 대체로 비슷하다. 오전시가와 오후시가의 분산이 가장 크며 오전종가와 오후 접속매매 종가의 분산이 더 작고 동시호가 종가와 일별종가에서 가장 분산이 작게 나타났다. 따라서 가격변화의 분산은 가격제한폭의 영향을 고려한다 하더라도 고려하지 않은 경우와 거의 비슷한 결과가 나옴을 알 수 있다.

11) 다른 가격수준에서도 같은 결과였다.

여기서 같은 접속매매로 이루어지는 오전종가와 오후 접속매매 증가에서 분산의 순서가 뒤바뀐 것을 볼 수 있다. 즉, 조정전에는 오후 접속매매 증가에서의 분산이 오전종가에서의 분산보다 컸는데 조정후에는 오전종가에서 분산이 더 크게 나타났다. 이는 전 절에서 본 바와 같이 오후 접속매매 증가에서 상한가와 하한가를 벗어난 가격변화가 오전종가에서보다 많이 관측되었다는 것이다. 실제로 <표 4>를 보면 모든 가격수준에서 상한가를 초과하는 비율이 오후 접속매매 증가에서 오전종가보다 더 크게 나타났다. 이는 오후 접속매매 증가가 일별종가와 시간적으로 큰 차이가 없는 시점에서 가격이 결정된다는 것을 생각하면 매우 특이한 현상이라고 할 수 있다.

〈표 6〉 日別 價格變化의 Spearman 相關係數

시간대 가격수준		오전시가	오전종가	오후시가	오후접속 매매종가	동시호가 종가	일별종가
1	관측치수	2,938	1,476	1,592	2,531	1,925	3,313
	상관계수	.0178	.0625**	-.0248	-.0249	.0454**	.0501***
2	관측치수	8,428	4,249	4,680	7,082	2,928	9,836
	상관계수	-.0816***	.0427***	-.0347**	-.0026	.0276	.0312***
3	관측치수	14,196	7,232	7,940	12,094	4,969	16,717
	상관계수	-.0563***	.0447***	-.0333***	.0012	.0416***	.0543***
4	관측치수	2,890	1,446	1,525	2,687	839	3,251
	상관계수	-.0178	.1475***	.0632**	.0424**	.0439	.1343***

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

#### 4. 自己相關係數

여기서 가격변화에 대한 1차 자기상관계수를 구한 방법은 다음과 같다.  $t-1$ 일 그 시간대에서  $t$ 일 그 시간대의 가격변화를  $X$ 라고 하고,  $t$ 일 그 시간대에서  $t+1$ 일 그 시간대의 가격변화를  $Y$ 라고 하자. 이렇게 구한 각 좌표별 관측치의 수를 측정할 수 있으며 그 관측치의 수를  $X$ 와  $Y$ 에 대해 상관계수를 구하였다. 이 때 세 가격중 하나의 가격이라도 없으면 빠진 값으로 처리하였다. 이렇게 함으로써 빠진 값을 전 가격과 동일하게 놓을 때 생기는 자기상관계수가 갖는 편의를 피할 수 있다.



그 결과는 <표 6>에 나와 있다. 전 절에서 본 것처럼 가격변화의 분포가 정규분포가 아니기 때문에 비모수 통계방법을 이용하여 Spearman의 순위상관계수를 구하였다.<sup>12)</sup> 오전시가의 경우에는 가격수준 1의 경우를 제외하고는 모두 음의 값을 나타내고 있다. 오전종가는 양의 값을 보여주며, 오후시가, 오후 접속매매 증가는 가격수준별로 일관성 있는 결과를 보여주지 못하고 있다. 동시호가 증가와 일별종가는 모두 양의 값을 나타낸다. 그러나 오전시가와 동시호가 증가가 모두 같은 동시호가에 의해 가격이 결정된다는 것을 생각하면 자기상관계수의 차이가 거래구조에 대한 차이를 나타내 준다고는 생각할 수 없다. 특히 다른 연구들에서 접속매매의 대표치로 사용된 증가에 모두 양의 상관계수가 나온 것은 증가가 접속매매에 의해 결정되기 때문이라기 보다 오히려 증가라는 특성때문에 생기는 현상이라고 생각할 수 있다.

IV장 2절에서 본 바와 같이 모든 가격수준과 모든 시간대에서 가격변화의 분포가 정규분포인가 하는 가설을 1% 유의수준에서 기각하게 된다. 이에 여기서는 각 시간대별 가격변화의 분포가 차이가 있는가를 검증하기 위하여 기존의 분산의 차에 의한 방법을 탈피하고 직접 두 분포가 차이가 있는가를 비모수 검정방법을 사용하여 검증하였다.

그 결과는 <표 7>에 나와 있다. 이 검정에서 사용한 방법은 Kolmogorov-Smirnov two sample 검정이다. 이 검정에서 사용하는 통계량은 표본의 관측치 수가 많을 때는 표준정규분포로 근사값을 구할 수 있다. 표에 나와 있는 값은 표준정규분포로 환산한 z값이다. 그 결과를 보면 오전종가와 오후 접속매매 증가의 분포는 모든 가격수준에서 10% 유의수준에서 두 분포가 같다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 두 접속매매의 분포는 다르다고 할 수 없다.

오전시가는 價格水準 1의 오후시가와 오후종가, 가격수준 4의 오후시가와와는 다르다고 할 수 없으며 다른 시간대와 유의하게 다르다. 이는 오전시가는 다른 시간대의 가격분포와 유의하게 다르지만 같은 동시호가인 오후시가와와는 차이가 작다는 것으로 생각할 수 있다. 동시호가 증가의 경우는 관측치의 수가 적은 가격수준 4에서 오후시가와 오후종가와와는 별로 차이가 없으나 그 외에는 모두 10% 수준에서 유의하게 다르다. 즉 동시호가 증가의 경우는 동시호가로서의 특성보다는 증가로서의 특성이 더 강하다고 할 수 있다. 또한 동시호가 증가의 분포가 다른 동시호가의 분포와 다른 한 가지 가능한 이유는 오전시가와 오후시가의 경우에는 이전 거래와 시간차이가 상당히 있지만 이 시간대에는 직전 거래와 시간차이가 거의 없다는 것이다. 오후시가의 경우는 가격수준 3을 제외하고는 오후 접속매매 증가와 유의하게 차이가 나지 않는다.

12) 일반적으로 많이 사용된 Pearson 상관계수도 그 결과가 큰 차이가 없었다.

〈표 7〉 日別 價格變化 分布의 同質性 檢證  
(Kolmogorov-Smirnov two sample test)

시간대		관측치 수	A	B	C	D	E
가격 수준 1	A	3077					
	B	2056	1.234*				
	C	2204	0.696	1.090			
	D	2749	1.094	0.756	0.901		
	E	2188	1.744***	1.704***	2.146***	1.498**	
	F	3366	1.928***	0.886	2.103***	1.585**	1.201
가격 수준 2	A	8998					
	B	5978	2.928***				
	C	6468	1.941***	1.512**			
	D	7839	2.776***	1.097	1.042		
	E	3653	3.507***	2.095***	2.011***	2.788***	
	F	10065	3.297***	1.787***	1.969***	2.131***	1.707***
가격 수준 3	A	15155					
	B	10173	3.515***				
	C	10949	1.994***	1.774***			
	D	13377	2.920**	1.191	1.508**		
	E	5991	3.997***	2.604***	2.599***	3.220***	
	F	17060	82.262***	74.901***	75.638***	80.191***	62.973***
가격 수준 4	A	3030					
	B	2007	2.054***				
	C	2112	0.852	1.250*			
	D	2845	1.351*	0.913	0.694		
	E	968	1.415**	1.309*	1.203	0.963	
	F	3317	2.182***	1.538**	1.400**	1.099	0.656

주) A : 오전시가, B : 오전종가, C : 오후시가, D : 오후 접속매매 종가,  
E : 동시호가 종가, F : 일별종가

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

이는 오후시가의 분포가 같은 동시호가인 오전시가보다 오히려 접속매매인 오후 접속매매 증가와 더 비슷한 분포를 갖는다는 것이다.

그러나 접속매매인 오전종가와 오후종가가 같은 분포를 갖는다는 것은 10% 수준에서 기각하지 못한다.

이제 이러한 가격변화의 분포의 차이가 가격제한폭의 영향 때문에 발생하는 것인지 검토해 보자. 가격변화의 분포가 같은 분포를 따르더라도 인위적인 가격제한폭에 의해 분포의 양쪽 끝 부분의 발생에 제한을 가한다면 서로 다른 분포로 나타날 가능성이 있다. 여기서는 앞 절에서 본 바와 같이 가격제한폭을 벗어나는 관측치는 가격제한폭에서 발생했다고 가정하고 각 시간대별 분포의 동질성을 검증하였다. 그 결과유의수준이 약간 떨어졌지만 10% 유의수준을 기준으로 유의하게 차이를 보이는 분포는 가격제한폭을 고려하지 않았을 경우와 동일하였다. 이는 <표 5>에서 본 바와 같이 가격제한폭을 벗어나는 관측치의 비율이 그리 크지 않기 때문이라 생각된다. 그러나 거래가격의 분포에 가격제한폭이 영향을 미치지 않는다는 것은 아니다.

### V. 하루중 價格變化의 變動性和 價格反轉

Amihud와 Mendelson(1987,1989), Stoll과 Whaley(1990)에 의하면 始價의 分散이 終價의 分散보다 큰 것은 去來構造의 差異 때문이라고 설명하고 있다. 그러나 전 장의 결과는 Amihu와 Mendelson(1991)에서처럼 거래구조가 동시호가라고 해서 반드시 분산이 큰 것은 아니었다. 오히려 각 시간대 별로 갖는 특성이 있다고 생각할 수 있었다. 본 장에서는 주가의 변동이 주로 어느 시간대에 발생하는가를 분석하고자 한다.

#### 1. 分析 方法

분석방법은 앞서와 동일하다. 단지 價格變化의 分布를 구할 때 기준가격을 같은 시간대의 전일 가격이 아니라 직전 시간대의 가격으로 하였다. 그러면 전일 동시호가의 증가에서 금일 오전시가(시간대 A), 오전시가에서 오전종가(시간대 B), 오전종가에서 오후시가(시간대 C), 오후시가에서 오후 접속매매의 증가(시간대 D), 오후 접속매매 증가에서 오후 동시호가의 증가(시간대 E)의 5개 분포가 있다.

여기서도 전 시간대에 거래 가격이 없는 경우는 빠진 값으로 처리하였다.

〈표 8〉 직전 시간대에서 價格變化 分布의 觀測值의 數

시간대 가격수준		A	B	C	D	E
		관측 치수	1 2 3 4	3232 9503 16019 3152	2585 1749 12726 2522	2707 7986 13455 2637
평균	1 2 3 4	-0.149*** -0.234*** -0.203*** -0.052	0.038 0.236*** 0.156*** -0.150	0.013 -0.246*** -0.436*** -0.452***	0.096*** 0.295*** 0.297*** 0.265***	0.067* 0.069* 0.054 0.154
왜도	1 2 3 4	0.139 -0.063 0.030 0.133	0.841 0.810 0.671 0.690	-0.473 -0.894 -0.796 -0.705	0.836 1.027 0.876 0.828	0.690 0.859 0.449 0.616
첨도	1 2 3 4	2.073 2.276 3.051 3.628	3.138 2.237 2.007 2.347	3.403 3.126 2.557 2.243	7.183 7.835 11.771 12.214	3.428 3.027 2.067 1.964

주) A : 전일 동시호가 증가-금일 시가, B : 오전시가-오전종가, C : 오전종가-오후시가, D : 오후시가-접속매매 증가, E : 접속매매 증가-동시호가 증가

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

## 2. 하루중 價格變化의 要約 統計量

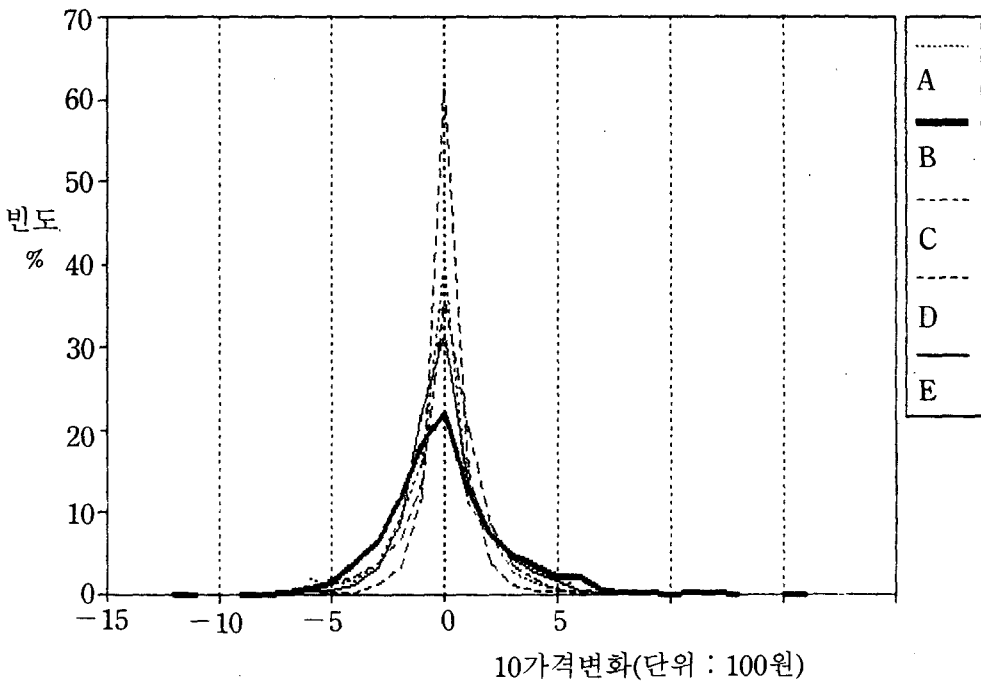
먼저 각 시간대의 하루중 가격변화의 분포가 같은가를 살펴보자. 〈표 8〉은 각 분포의 관측치의 수와 평균, 왜도, 첨도를 보여준다. 시간대 E는 다른 시간대에 비해 관측치의 수가 작는데 그 이유는 종가를 결정할 때 동시호가로 결정한 것이 표본기간 1989년 8월 1일~1990년 7월 31일중 1989년 12월 11일부터이기 때문이다.

가격변화의 평균을 보면 오전시가지에서는 음의 가격변화를 보이고 있으며 시간대

D는 모두 양의 가격변화를 보이고 있다. 시간대 E에서는 양의 가격변화를 보이고 있다. 또한 동시호가인 시간대 C의 경우도 가격수준 1의 경우를 제외하고는 음의 가격변화를 보인다. 시간대 B에서는 가격수준 2, 3의 경우 양의 가격변화를 보이고 있다. 10%에서 유의한 경우만을 보면 대체로 시간대 A와 C는 음의 가격변화를 시간대 B와 D, E는 양의 가격변화를 보이는 것으로 생각할 수 있다.

이러한 결과들은 장하성(1992)의 연구결과와 비교할 때 하루말 효과와 정오 폐장 효과<sup>13)</sup>가 마찬가지로 나타나고 있으나 오전시가의 가격변화는 오히려 반대로 나타나고 있다.

[그림 2] 價格水準 1에서 하루중 價格變化의 分布



A : 전일 동시호가 증가-금일 오전시가, B : 오전시가-오전종가, C : 오전종가-오후시가, D : 오후시가-접속매매 증가, E : 접속매매 증가-동시호가 증가

13) 장하성(1992), 前掲書 14쪽. 그는 정오 폐장기간동안의 수익률이 하루중 가장 큰 부의 값을 갖는 현상을 정오폐장효과라고 하였다.

[그림 2]는 가격수준 1에서 하루중 가격변화 분포의 모양을 보여준다. 분포의 형태는 대체로 좌우대칭으로 보인다.<sup>14)</sup> 그러나 <표 8>의 왜도를 보면 시간대 C는 왼쪽 꼬리분포를, 나머지 시간대에서는 오른쪽 꼬리분포를 나타냄을 알 수 있다. 첨도를 보면 모두 정규분포보다 중심부가 뽀족한 형태를 나타낸다.

전 장에서와 마찬가지로 가격변화의 분포가 정규분포라는 가설을 검정한 결과 모두 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였다. 따라서 지금까지 수익률에 의한 연구에서와 마찬가지로 하루중 가격변화의 분포는 정규분포를 따른다고 하기 어렵다.

### 3. 하루중 價格變化의 變動性

<표 9>에서 하루중 가격변화의 분산을 보면 시간대 B에서 가장 분산이 크다. [그림 2]를 보면 시간대 B의 분포가 다른 시간대보다 가격변화가 0인 비율이 가장 작으며 변화의 크기도 가장 크다. 즉 오전시가에서 오전종가까지의 가격변화가 가장 크다는 것을 알 수 있다.

그 다음은 가격수준 1의 경우를 제외하고는 시간대 E로 오후 접속매매의 종가에서 오후 동시호가의 종가이다. [그림 2]에서 보면 가격수준 1에서도 가격변화가 0인 경우는 시간대 A보다 작다. 이는 놀랄만한 것으로 오후 접속매매 종가에서 오후 동시호가 종가까지는 거의 시간차가 없다는 것을 생각하면 단위 시간당 가격변화의 분산은 가장 크다고 생각할 수 있다.

앞에서 하루 동안의 가격변화를 살펴볼 때도 오후 접속매매 종가에서 가격제한폭을 벗어난 비율이 오전종가와 비교하여 크게 나타났었다. 또한 시간대 B와 시간대 D는 직전 시간대와 같은 시간 간격을 갖는데도 가격변화의 분산은 크게 차이가 난다. 이는 가격변화를 일으키는 정보가 오전에 주로 집중되며 오후에는 상대적으로 적은 양의 정보가 시장에 도달한다고 생각할 수 있다.

시간대 A의 경우 전일 종가에서 금일 오전시가까지 거의 18시간의 차이가 있다는 것을 생각하면 단위 시간당 분산은 매우 작은 것이다. 이는 Stoll과 Whaley(1990) 및 French와 Roll(1986)의 연구와도 일치한다. French와 Roll(1986)은 비거래기간동안 수익률의 분산이 거래기간에 비해 상대적으로 매우 작게 나타났다고 하였으며 이를 거래구조에 따른 영향도 있지만 정보의 흐름, 그 중에서도 사적 정보가 시장에 도달하는 것이 적기 때문이라고 하였다. 위의 결과를 보면 동시호가인 시간대 A, C,

14) 분포의 모양은 각 가격수준에서 비슷하였다.

〈표 9〉 하루중 價格變化의 分散과 範圍

시간대 가격수준		A	B	C	D	E
		1	4.05(2) <sup>a</sup>	7.29(1)	3.48(4)	1.22(5)
분산	2	6.73(3)	11.41(1)	5.91(4)	2.07(5)	7.42(2)
	3	9.33(3)	15.07(1)	8.94(4)	2.86(5)	9.43(2)
	4	14.20(3)	21.94(1)	14.14(4)	3.38(5)	16.86(2)
범위	1	12(5) <sup>b</sup>	28(1)	22(3)	13(4)	23(2)
	2	16(5)	32(1)	27(3)	24(4)	31(2)
	3	20(5)	38(1)	33(3)	33(3)	35(2)
	4	26(5)	42(1)	36(2)	29(4)	34(3)

A : 전일 동시호가 증가-금일 오전시가, B : 오전시가-오전종가, C : 오전종가-오후시가, D : 오후시가-접속매매 증가, E : 접속매매 증가-동시호가 증가

a 괄호 안의 숫자는 각 가격수준에서 분산의 크기 순서

b 괄호 안의 숫자는 각 가격수준에서 범위의 크기 순서

E와 접속매매인 시간대 B, D간에 분산이 뚜렷한 관계를 보여주지 않고 있다. 다시 말하면 분산의 차이가 반드시 거래구조 때문에 발생하는 것이라고는 생각할 수 없다.

하루중 價格變化의 分散의 順序를 보면 접속매매에 의한 시간대 B에서 가장 크고 같은 접속매매인 시간대 D에서는 가장 작다. 이러한 위의 결과를 보면 하루중 가격변화의 분산이 거래구조 때문에 차이가 난다고 하기는 매우 어려우며 정보 유입의 차이 때문이라고 생각할 수 있다. 이는 〈표 9〉의 하루중 가격변화의 범위에서도 알 수 있다. 시간대 B에서 가장 범위가 크며 시간대 E에서의 범위가 다음으로 나타난다. 분산의 경우와는 달리 시간대 A에서 범위가 작게 나타나는 것은 가격제한폭의 영향을 직접 받고 있기 때문이다.

여기서 한 가지 의문이 생긴다. 시간대 A에서 분산의 크기 순서가 세번째인 것이 가격제한폭 때문인지 아닌지를 알아볼 필요가 있다.

이제 앞서처럼 각 시간대의 가격변화의 분포에서 가격제한폭을 벗어난 관측치를 모두 가격제한폭에서 발생한 것으로 조정한 후 가격변화의 분산을 살펴보자.

〈표 10〉의 가격제한폭을 조정한 후의 가격변화의 분포를 보면 조정하기 전과 거의 같은 결과가 나온다. 단지 가격수준 3에서 시간대 A와 시간대 E의 순서가 바뀌었다.

〈표 10〉 價格制限幅 조정 후 하루중 價格變化의 分散

시간대 시간대	A	B	C	D	E
1	4.05(2)	6.07(1)	3.27(4)	1.22(5)	3.47(3)
2	6.73(3)	10.05(1)	5.56(4)	2.01(5)	6.85(2)
3	9.33(2)	13.75(1)	8.54(4)	2.75(5)	9.14(3)
4	14.20(3)	20.34(1)	13.70(4)	3.34(5)	16.31(2)

A : 전일 동시호가 증가-금일 오전시가, B : 오전시가-오전종가, C : 오전종가-오후시가, D : 오후시가-접속매매 증가, E : 접속매매 증가-동시호가 증가

a 괄호 안의 숫자는 각 가격수준에서 분산의 크기 순서

이제 시간대 A와 시간대 E의 분산이 별로 차이가 없어 보인다. 이는 시간대 A에서 가격제한폭의 영향을 받고 있다는 것을 말해준다. [그림 2]를 보면 시간대 A의 분포는 가격제한폭에 해당되는 가격변화가 높은 비율로 나타나고 있으며 시간대 B에서도 상한가에 해당하는 부분에서 상대적으로 높은 비율이 나타나고 있다.

각 분포가 동일한가는 [그림 2]를 보면 쉽게 각 시간대의 분포가 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 여기서도 직접 두 분포가 차이가 있는가를 Kolmogorov-Smirnov two sample 검정방법을 사용하여 검증하였다.

그 결과 모든 가격수준에서 1% 유의수준에서 두 분포가 동일하다는 가설을 기각하였다. 또한 가격변화의 분포의 차이가 가격제한폭의 영향때문에 발생하는 것인지 검토해 보았을 때, 가격제한폭을 고려하지 않을 경우와 동일한 유의성을 보였다.

#### 4. 價格反轉

직전 시간대에서 價格變化의 相關關係는 전 장에서와 같은 방법을 사용했다. 직전 시간대에서 그 시간대로 가격변화를 X라고 하고 그 시간대에서 다음 시간대로의 가격변화를 Y라고 하여 각 X와 Y 쌍에 대한 관측치 수를 측정한 뒤에 이에 대한 Spearman 상관계수를 구하였다. 그 결과는 〈표 11〉에 나와 있다. 오전시가 기준부터 오후 접속매매 증가 기준까지는 모두 상관계수가 0보다 작아 價格反轉(price reversal) 현상이 나타남을 알 수 있다. 특히 오전시가-오전종가-오후시가의 상관계수는 모두 -0.57 보다 작아 이 시간대에서 가격반전이 매우 현저히 나타남을 알 수 있다. 그러나 전일 접속매매 증가-전일 동시호가 증가-금일 오전시가의 상관계수는 모두 양의



상관관계를 나타내고 있어 Amihud와 Mendelson(1989)과 Stoll과 Whaley(1990)의 연구에서 晝間收益率과 夜間收益率간에 양의 상관관계가 있다고 한 것과 비슷한 결과를 보여준다. 그러나 동경증권시장에 대한 Amihud와 Mendelson(1991)의 연구에서는 유의한 상관관계가 관측되지 않았다는 것과는 다르다.

〈표 11〉 각 시간대의 價格變化의 Spearman 相關係數

시간대	전일동시 호가증가 -금일시가 -오전증가	시가	오전증가	오후시가	전일접속매매증가	
		-오전증가 -오후시가	-오후증가 -접속매매증가	-접속매매증가 -동시호가증가	-전일동시호가증가 -금일시가	
1	관측치수	2,007	2,582	2,443	1,990	2,321
	상관계수	-.1013***	-.5943***	-.1738***	-.3053***	.0625***
2	관측치수	3,657	7,494	6,955	3,619	4,207
	상관계수	-.2054***	-.5720***	-.0930***	-.3517***	.0562***
3	관측치수	5,777	12,584	11,786	5,753	6,645
	상관계수	-.1573***	-.5779***	-.0867***	-.0397***	.0136
4	관측치수	911	2,509	2,414	912	1,039
	상관계수	-.1482***	-.5845***	-.0539***	-.2799***	.0372

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

이러한 가격반전 현상에 대한 설명으로 Stoll과 Whaley(1990)는 가격반전 현상이 달러시장에서 일반적으로 관측된다고 해서 달러시장이 갖는 특색이라고 하였다. 그래서 시가에서 가격 반전이 일어나면 스페셜리스트의 역할이 클 것이라고 주장하고 있다. 그러나 달러가 없는 우리나라 시장에서도 증가를 제외한 모든 시간대에서 가격반전 현상이 존재한다는 것은, 가격반전 현상이 달러가 있느냐 없느냐 하는 시장구조 때문이라기보다는 하루 중 정보가 시장에 도달하는 형태 즉, 어느 시간대에 주로 도달하는가와 관계가 있다고 보여진다.

Amihud와 Mendelson(1991)은 가격반전이 잡음과 가격결정 오차에 의해 생긴다고 하며, 각 시간대에서 음의 공분산이 이 오차의 크기를 나타낸다고 하였다. 또한 오전시가기준에서 가격반전현상이 가장 컸으며 다른 시간대에서는 통계적으로 유의하지 않을 정도의 매우 약한 가격반전이 관측되었다고 하였다. 따라서 오전시가에서 가

격결정 오차가 가장 크다고 하였다. 그러나 본 연구에서는 오전종가기준에서 가격반전이 가장 크게 나타나고 있으며 동시호가 종가기준을 제외하고는 모두 1% 수준에서 유의한 가격반전을 보여준다.

시장에 도달하는 정보에 대한 去來價格의 變動의 期待値를 0이라고 한다면 거래가격은 이러한 정보에 반응하여 가격반전을 보여주게 된다. 그러나 야간에는 정보가 거의 발생하지 않는다고 생각할 수 있으므로 전일 오후 접속매매 종가-전일 오후 동시호가 종가-금일 오전시가의 상관계수가 양의 값을 나타내는 것은 전날 가격에 제대로 반영되지 못한 정보가 다음날 첫 거래 가격에 추가적으로 반영되는 현상을 보여 준다. 즉 이 기간 동안은 정보가 거의 발생하지 않으므로 이전 정보에 대한 조정기간이라고 생각할 수 있다. 여기서 조정에 있어서 관성이 존재한다는 것을 보여준다.

## VI. 結 論

우리나라 증권시장은 미국 시장과 그 구조가 다르다. 우리나라 시장에서는 同時呼價方式이 하루에 세 번 실시되며 그 외에는 接續賣買方式이 사용된다. 미국 시장은 시가를 결정할 때는 동시호가와 유사한 방식을 이용하고 나머지 시간에는 스페셜리스트에 의한 딜러 시장이 된다.

본 연구에서는 이처럼 우리나라 시장이 미국시장과 다른 점을 이용하여 始價와 終價를 비교하여 同時呼價方式과 接續賣買方式의 차이를 추정하는 것이 적절한 것인지와 거래가격에 대한 價格制限幅의 영향을 살펴보았다.

지금까지의 연구에서는 수익률을 분석대상으로 하였기 때문에 가격제한폭제도에 의한 영향을 명시적으로 고려하기 어려웠다. 여기서는 가격제한폭의 영향을 고려하기 위하여 수익률이 아니라 絕對 價格變動을 대상으로 하였다.

결과를 요약하면 다음과 같다.

- 1) 일별 그리고 하루중 가격변화의 분포는 정규분포라고 할 수 없다.
- 2) 종가가 아니라도 가격제한폭의 영향을 받으며 상한가가 하한가보다 2.5배 이상 주가 변동을 제약한다고 할 수 있다. 시간대로는 종가를 제외하고는 오전종가에서 그 영향이 가장 크다.
- 3) 동시호가와 접속매매방식에서 분산과 자기상관계수의 일관성있는 차이를 발견할 수 없었다. 따라서 시가의 분산이 종가의 분산보다 크다는 결과는 거래방식의 차이

뿐 아니라 하루중 첫번째 거래와 마지막 거래라는 특정 시간대의 가격이기 때문에 갖는 특성도 중요하다.

4) 각 시간대별 가격변화가 동일한 분포를 갖는가를 비모수 검정방법에 의해 검정했을때 접속매매인 오전종가와 오후 접속매매 종가의 분포는 다르다고 할 수 없었으며 시가와 종가는 다른 시간대의 분포와 유의하게 달랐다.

5) 하루중 어느 시간대에 가격변화의 분산이 가장 큰가를 검증한 결과 시가에서 오전종가까지 시간에서 분산이 가장 컸다. 그 다음으로는 오후 접속매매 종가에서 오후 동시호가 종가까지로 이 시간대는 거의 시간차가 없다는 점에서 놀라운 현상이라 하겠다.

6) 종가를 제외하고는 모든 시간대에서 가격반전 현상이 있었다. 이러한 현상은 거래시간 동안은 시장에 새로운 정보가 계속 도달하지만 비거래시간에는 정보가 도달하지 않아 이전 정보에 대해 조정하게 되며 이 조정에서 관성을 갖는다고 할 수 있다.

## 참 고 문 헌

- 남상구, 증권시장, 태진출판사, 1992.
- 박성준, "주식시장구조가 주식수익률 형성에 미치는 영향에 관한 연구," 고려대학교 석사학위 논문, 1990년 2월.
- 안진철, "한국증권가격변동의 분포에 관한 연구," 고려대학교 석사학위 논문, 1985년 2월.
- 이주희, "시가와 종가의 수익률 특성비교," 재무관리연구, 제 7권 2호, 1~20, 1990년 12월.
- 장하성, "한국증권시장에서의 하루중 수익률과 거래량에 관한 기술적 분석," 재무연구 제 5호, 한국재무학회, 1992년 12월, 1~47.
- 하만우, "증권시장 구조와 주가행태에 관한 실증연구-동시호가 제도의 영향을 중심으로-", 고려대학교 박사학위 논문, 1992년 7월.
- 한국증권거래소, 한국의 증권시장제도, 1988.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, "Trading Mechanisms and Stock Returns : An Empirical Investigation," *Journal of Finance* (July 1987).
- Amihud, Y. and H. Mendelson, "Market Microstructure and Price Discovery in the Tokyo Stock Exchange," *Japan and the World Economy* 1 (1989).
- Amihud, Y. and H. Mendelson, "Volatility, Efficiency, and Trading : Evidence from the Japanese Stock Market," *Journal of Finance*, (December 1991).
- Fama, Eugene F., "Foundation of Finance," Basic Books, Inc. 1976.
- French, K. R. and R. Roll, "Stock Return Variances : The Arrival of Information and the Reaction of Traders," *Journal of Financial Economics* 17 (1986).
- Garbade, K. D. and C. P. Sekaran, "Opening Prices on the New York Stock Exchange," *Journal of Banking and Finance* (September 1981).
- SAS Institute, SAS User's Guide : Basics, Cary, North California, USA, 1982.
- Smith, V., A. Williams, W. K. Bratton, and M. Vannoni, "Competitive Market Institutions : Double Auctions vs. Sealed Bid-offer Auctions," *American Economic Review* (March 1982).
- Stoll, H. and R. Whaley, "Stock Market Structure and Volatility," *Review of Financial Studies* (Spring 1990).