

呼價스프레드(spreads)와 株價反轉에 관한 실증연구

金映圭* · 金興烈**

요 약

株價의 豫測이 가능하다는 최근 실증결과들로 말미암아 증권시장의 效率性에 강한 의문이 제기되고 있다. 株價의 反轉(price reversal)이 주가의 예측을 가능하게 한다는 것이다. 혹자는 증권시장이 정보에 過剩反應을 나타내고 그 후 이를 수정함으로써 주가의 반전이 나타난다고 주장한다. 또 혹자는 呼價스프레드(spreads)의 존재로 인하여 주가의 반전이 있을 수 있다고 한다. 실제로, 때로는 매수호가에 때로는 매도호가에 거래가 이루어지고 있기 때문이다.

본 연구는 KOSPI 200 구성주식의 日別수익률 자료를 이용한 실증분석에서 다음과 같은 중요한 사항들을 발견하였다.

첫째, 한국증권시장에 株價反轉이 있다는 것을 확인하였으며, 이러한 단기 주가반전의 주된 원인은 市場의 過剩反應이 아니라 呼價스프레드라는 것을 발견하였다. 日中에도 물론 주가가 반전하고 있음을 확인하였다.

둘째, 호가스프레드에 의한 변동성으로 말미암아 거래가격을 기준으로 한 일별수익률의 變動性이 상당히 過大 推定될 수 있음을 발견하였다. 일별수익률 분산의 약 15%는 호가스프레드로 說明할 수 있었다.

마지막으로, 본 연구결과는 다음과 같은 점을 示唆하고 있다. 우리 나라에서 호가스프레드는 딜러마켓에서와 같은 “마진”의 의미가 전혀 없다. 따라서 호가스프레드의 크기를 결정하는데 있어 중요한 역할을 하는 “呼價單位”를 적절한 수준으로 가능한한 작게 하는 것이 바람직 할 것이다. 이는 매도자와 매수자의 의견접근을 용이하게 함으로써 賣買의 成立을 촉진할 뿐만 아니라, 특히 기관투자자의 去來費用을 줄일 수 있으며,

* 성균관대학교 경영학과 교수

** 증권거래소 시장감시부 차장

또 호가스프레드로 인한 앞서의 불필요한 變動性을 줄이는 효과도 아울러 기할 수 있을 것이다.

I. 서 론

현대 재무이론의 기초는 대부분 자본시장의 효율성에 그 바탕을 두고 있다. 대부분의 초기 연구들은 주식수익률의 변동 중 예측가능한 부분은 경제적으로나 통계적으로 미미하다는 것을 발견함으로써 시장의 효율성 가설을 지지하였다. 그러나 최근의 많은 연구들은 어느 정도 신뢰성을 가지고 주식수익률을 예측할 수 있다는 증거를 발견함으로써¹⁾ 시장의 효율성에 의문을 제기하고 있다.

주가의 예측가능성에 관한 최근의 실증분석에 의하면 주식수익률이 단기적으로나 장기적으로 모두 예측가능함을 보여 주고 있다. 이에 대한 한 설명으로서 지금까지 상당한 관심을 끌고 있는 것은 주식시장이 새로운 정보에 과잉반응을 나타내고 차후 시장이 이를 수정함으로써 주가의 반전을 유발한다는 것이다. 과잉반응에 관한 모형들은 수익률측정기간을 어떻게 하든 모든 기간에 걸쳐 수익률에 시계열 상관성이 있다고 예측한다.

French & Roll(1986)은 단기수익률이 갖는 음(-)의 자기상관이 수익률 분산의 상당한 부분을 설명할 수 있음을 보여 주고 있다. 예를 들면, 뉴욕증권거래소와 아메리칸 증권거래소에 상장된 회사로서 규모가 가장 작은 5분위수 기업의 일별수익률 분산의 26%가 주가반전으로 설명될 수 있다. Lehmann(1990)과 Lo & MacKinlay(1990)는 주간수익률에 기초하여 逆투자전략(contrarian strategies)을 쓸 때 거의 예외없이 상당한 정도의 양(+)의 이익을 얻는다는 연구결과를 보여주고 있다.

그러나 이들 연구는 모두 뉴욕증권거래소 및 아메리칸 증권거래소 상장회사의 실제거래가격을 사용하였으며, 따라서 과잉반응이 주가반전에 미치는 영향과 가격(실제거래가격을 의미)에 포함된 측정오류가 주가반전에 미치는 영향을 따로 구별하지 못하였다. 가격에 포함된 측정오류의 한 중요한 원천은 호가스프레드의 존재

1) 주식수익률 변동을 예측할 수 있다는 증거에 대해서는 Fama(1970), Singleton(1987)의 문헌연구를 참조할 수 있다.

이다.²⁾ Niederhoffer & Osborne(1966)과 Roll(1984)은 호가스프레드의 존재가 주가 반전을 야기하고 이에 따라 주식수익률에 음(-)의 자기상관이 있게 한다고 하였다.

지금까지 주가반전과 관련된 국내연구는 과잉반응에 관한 연구를 들 수 있으며, 이들은 우리 나라 시장에 과잉반응이 있는지와 그것이 무엇(이를테면, 1월효과 또는 규모효과)과 관련이 있는지에 초점을 두고 있다.³⁾ 국내시장에서 과잉반응이 발견됨으로써 주가의 반전이 발견된 것으로도 볼 수 있으나, 이와 같은 주가의 반전이 과연 과잉반응에 의한 것인지 또는 다른 요인에 의한 것인지는 명확하지 않다.

따라서 본 연구는 첫째, 단기간에 걸친 주가의 반전현상이 우리 나라 시장에 존재하는지를 확인하고, 존재하는 경우 이러한 주가반전의 주된 원인이 과잉반응인지 그렇지 않으면 호가스프레드인지 알아보려고 한다. 과잉반응과 호가스프레드가 분석결과에 시사하는 바는 전혀 다를 수 있다. 즉, 전자는 시장효율성이라는 개념에 의문을 제기할 수 있고, 후자는 주로 수익률을 어떤 방식으로 측정하는 것이 보다 합리적일까 하는 수익률 측정방법과 관계된다.

둘째, 호가스프레드로 인해 생기는 주식수익률의 우연적인(spurious) 변동성이 전체 변동성의 얼마나 되는지 추정해 보고자 한다. French & Roll(1986)은 호가스프레드의 존재가 수익률에 진정한 변동성이 아닌 우연적인 변동성을 유발하고 있음을 보여 주고 있다. 여러 재무모형에 대한 실증결과를 추론하는데 있어서는, ‘관측된’ 수익률(이를테면 실제거래가격을 기준으로 한 수익률)의 변동성이 아니라 ‘진실한’ 수익률의 변동성에 기초해야 할 것이다.

이하 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서는 호가스프레드의 존재가 어떻게 주가반전을 야기할 수 있는가에 대해 기술하였다. 제 III장에서 실증분석 방법에 대해 설명하였으며, 제 IV장에 실증분석결과를 기술하고 마지막으로 결론을 요약하였다.

2) 호가스프레드는 매도호가 > 매수호가일 때 두 호가의 차이를 의미한다. 이후 매매는 흔히 두 호가 중 어느 한 호가의 가격에 이루어진다.

3) 주가의 과잉반응에 관한 국내 연구로서 필자가 접한 9편중, 5편의 연구에서 과잉반응이 발견되고, 4편의 연구에서는 과잉반응이 발견되지 않았다고 주장하였다. 과잉반응을 발견한 5편의 연구 중 2편은 과잉반응이 1월효과와 관련이 있다고 주장한 반면, 다른 2편은 관련이 없다고 주장하였다. 과잉반응을 발견하지 못한 4편의 연구 중 2편은 과잉반응이 규모효과와 관련이 없다고 주장하였다.

II. 호가스프레드와 주가반전

호가스프레드는 매도호가와 매수호가의 차이이나 증권시장에서는 임의로 정한 최소의 가격변동단위("호가단위")가 적용되고 있어, 호가스프레드의 크기는 연속적인 값을 갖지 않고 이 호가단위의 정수 배인 값을 갖는다.⁴⁾ 뉴욕증권거래소의 스페셜리스트는 항상 매도호가와 매수호가를 동시에 제시함으로써 시장에 지속적인 유동성을 제공하는 의무를 가지고 있다. 따라서 호가스프레드는 보통 달러가 투자자에게 제공하는 이 같은 유동성이라는 서비스에 대한 가격으로 이해되고 있으며, 호가스프레드가 최소 호가단위보다 더 큰 것이 일반적이다.

그러나, 우리 나라의 경우 호가스프레드는 단순히 일반투자자의 가장 유리한 指定價주문의 매도호가와 매수호가의 차이로서, 거래가 활발한 주식의 경우 그 크기가 최소 호가단위와 같게 될 가능성이 크다.

Roll(1984)은 이와 같은 호가스프레드의 존재가 실제 주가변동량들로 하여금 음(-)의 시계열상관을 갖게 한다고 한다.⁵⁾ 그는 다음과 같이 가정하고 있다.

- 1) 주식이 거래되고 있는 시장이 정보 효율적 시장이다.
- 2) 주가변동량들의 확률분포가 안정적이다(적어도 분석기간동안은 안정적이다).

만약 주식시장이 정보 효율적이고 거래비용이 영(0)이면 주가는 모든 관련 정보를 반영하고 있게 된다. 주가의 변동은 오직 예상치 못한 정보를 시장참가자가 접할 때에만 일어나게 될 것이다. 기대수익률의 시계열적 의존성으로 인해 생기는 의존성을 제외하고는, 연속되는 주가변동량 사이에는 아무런 시계열적 의존성이 없을 것이다.

4) 현재 우리 나라 증권시장에서 호가단위는 주가수준에 따라 10원, 100원, 500원, 또는 1,000원이 적용되고 있다(주 24 참조). 한편, 미국 뉴욕증권거래소의 호가단위는 주가가 1달러를 초과하는 경우 주가수준에 관계없이 1/8달러(약 150원)이다. 호가단위 자체는 우리 나라가 지나치게 큰 것 같다.

5) 참고로, 호가스프레드를 가지고 수익률의 계절성을 설명하려는 연구도 있다. 예를 들면 월요일, 공휴일, 월말의 수익률이 정상적인 평균 일별수익률을 이탈한 정도가 평균적인 주식의 호가스프레드보다 작다[Lakonishok & Smidt(1988)]. 소형주식의 연초 수익률이 크긴 하나 소형주식의 호가스프레드와 비교하면 크지 않다[Roll(1983)].

주식의 본질가치는 호가스프레드의 중앙에 있을 것이라고 생각할 수 있다. 새로운 정보가 도래하면 매도호가와 매수호가는 모두 다른 수준으로 변동하여 이들의 평균이 새로운 균형가치가 될 것이다. 따라서 매도호가와 매수호가의 평균은 효율적 시장에서는 무작위적으로 변동하게 된다.

그러나 실제 주가의 변동 값은 상호 독립적일 수 없는데, 그 이유는 실제 거래는 매도호가 또는 매수호가에 이루어질 뿐 두 호가의 평균에 거래가 이루어지는 것이 아니기 때문이다.

앞서와 같은 기본 가정외에, 모든 거래가 최고의 매수호가 또는 최저의 매도호가에 이루어지며, 호가스프레드의 크기가 시간적으로 변동하지 않고 s 로 일정하다고 가정한다.⁶⁾ 특정 주식에 관한 새로운 정보가 없다면, 향후 연속되는 거래가 매도호가에 체결될 가능성과 매수호가에 체결될 가능성은 같다고(각각 1/2) 가정할 수 있는데, 이는 매도 또는 매수를 원하는 투자자가 각자의 필요에 의해 시장의 양편에 무작위적으로 도래할 것이기 때문이다.

이와 같은 가정 아래서는 연속되는 주가변동량 ($\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$, $\Delta p_{t+1} = p_{t+1} - p_t$)의 공분산, 분산, 및 자기상관은 다음과 같게 된다.⁷⁾

6) 이 가정은 호가스프레드가 무작위로 변동하는 것으로 완화할 수 있다(Stoll, 1989).

7) 시장에 새로운 정보가 도래하지 않으며, 호가스프레드의 크기가 s 로 일정하다고 가정하였으므로, 주가변동량($\Delta p_t, \Delta p_{t+1}$)이 가질 수 있는 값은 $-s, 0$, 또는 $+s$ 이다. 따라서 이들 주가변동량의 공동확률분포는 다음 표와 같게 된다.

$\Delta p_{t+1} \backslash \Delta p_t$	$-s$	0	$+s$
$-s$	0	$1/8$	$1/8$
0	$1/8$	$1/4$	$1/8$
$+s$	$1/8$	$1/8$	0

위 표를 이용하여 주가변동량의 1차공분산과 분산을 각각 아래와 같이 구할 수 있다.

$$\text{cov}(\Delta p_t, \Delta p_{t+1}) = 1/8(+s-0)(-s-0) + 1/8(-s-0)(+s-0) = -s^2/4.$$

$$\text{var}(\Delta p_t) = (-s-0)^2(0+1/8+1/8) + (0-0)^2(1/8+1/4+1/8) + (+s-0)^2(1/8+1/8+0) = s^2/2.$$

공동확률의 계산 예를 들면, 위 표의 2번째 열과 3번째 행에 있는 확률(즉, $\Delta p_t = +s$ 이고 $\Delta p_{t+1} = 0$ 일 확률) 1/8은 다음과 같이 계산할 수 있다. $1/8 = t-1$ 시점에서 거래가 매수호가에 일어날 확률 $(1/2) \times t$ 시점의 거래가 매도호가에 일어날 확률 $(1/2) \times t+1$ 시점의 거래가 매도호가에 일어날 확률 $(1/2)$.

$$\text{cov}(\Delta p_t, \Delta p_{t+1}) = -s^2/4 \quad (1-1)$$

$$\text{var}(\Delta p_t) = s^2/2 \quad (1-2)$$

$$\rho(\Delta p_t, \Delta p_{t+1}) = -1/2 \quad (1-3)$$

위 식들로부터 주가변동량 Δp_t 의 1차공분산은 호가스프레드의 반을 제공하고 그 값에 음(-)의 부호를 붙인 것과 같고, 분산은 $s^2/2$ 이므로 1차자기상관은 $-1/2$ 이 됨을 알 수 있다.⁸⁾

그러나 실제의 자기상관(절대값임)이 이보다 작은 이유는 공분산을 무조건부 주가변동량의 표본분산으로 나누어 계산했기 때문일 수 있다. 그런데 지금까지는 무조건부가 아니라 새로운 정보가 없다는 조건부로 주가변동량 Δp_t 를 고려하였다. 실제 주가변동량들의 분산은 새로운 정보에 크게 지배되기 쉬운 반면, 연속되는 주가변동량들의 공분산은 새로운 정보의 영향을 받지 않게 되는 바 이는 시장이 효율적인 경우 그러하다[이에 대한 증명은 Roll(1984)의 Appendix A의 (A)를 참조]. 새로운 정보에 기인하여 실제의 표본분산이 커지고 이에 따라 실제의 자기상관은 작아질 수 있다.

Ⅲ. 실증분석 방법

1. 자료 및 표본기간

한국증권거래소에서 거래되는 선물 및 옵션의 기초주가지수(KOSPI 200⁹⁾)를 구성하는 200개 주식 각각에 대해 표본기간동안 다음 세 종류의 일별수익률을 계산하였다. 이는 실제거래가격을 기준으로 한 수익률은 과잉반응과 호가스프레드 양자 모두에 기인하는 오류를 포함할 수 있으므로, 이들을 분리하여 이들의 상대적인 중

8) 그러나 2차 이상의 공분산은 영(0)이고, 따라서 2차 이상의 자기상관은 영(0)이 된다. 이는 주 7에서와 유사한 방식으로 주가변동량($\Delta p_t, \Delta p_{t+2}$)의 공동확률분포를 작성하여 확인해 볼 수 있다.

9) KOSPI 200은 1990년 1월 3일의 값을 100(기준값)으로 하고 있다.

요도를 알아보기 위해서이다. 첫째 실제거래가격을 이용하여 계산한 수익률(R_T)로 이는 과잉반응과 호가스프레드에 의한 오류 모두를 포함하게 된다. 둘째 매수호가를 이용하여 계산한 수익률(R_B)로 이 수익률은 오직 매수호가만을 기초로 산출되기 때문에 호가스프레드에 의한 오류는 포함하지 않게 된다. 그러나 과잉반응에 의한 오류는 포함할 수 있다. 셋째 거래가격을 기준으로 한 수익률과 매수호가를 기준으로 한 수익률의 차($D=R_T-R_B$)로 이는 ‘호가스프레드에 의한 오류’의 측정치가 된다. 이들 세 가지 수익률을 1일 및 복수일에 걸쳐 계속복리방식으로 계산하였다.

표본기간은 1994.4.1~1996.3.31(2년)로 하였으며, 2년을 한 기간의 길이가 6개월인 4개의 소기간으로 나누었다. 소기간으로 나누면 다음 통계치 계산방식에서 알 수 있는 바와 같이 각 기간에 동일한 가중치가 주어지는 효과가 있다(표본주식수가 동일하면). 모든 표본주식을 각 소기간의 期初 시가총액(발행주식수×1주당주가) 순위를 기준으로 3개의 포트폴리오를 구성하였다. 투자자들이 기업에 관한 정보를 얻고 이를 이용하는데 따른 이득이 기업규모와 관련이 있을 수 있기 때문이다.

한편, 실증결과를 나타내는 표들의 모든 통계치는 다음과 같은 방식으로 구하였다. 먼저 4개의 소기간중 첫 번째 소기간에 대해 총 7개의 포트폴리오(규모포트폴리오 3개, 주가수준포트폴리오 3개, 및 전체표본)에 속한 각 주식의 통계치를 구한다. 이들 통계치의 합을 각 포트폴리오를 구성하는 주식수로 나누어 평균을 구하여 이 평균값을 첫 번째 소기간의 값으로 한다(포트폴리오가 7개이므로 평균값이 7개임). 다음은 두 번째, 세 번째, 및 네 번째 소기간의 값을 각각 위와 동일한 방식으로 구한다. 마지막으로, 4개의 소기간 값들의 가중평균을 구하여 이를 전체기간의 값으로 한다. 이때 각 소기간의 표본주식수가 다를 경우 표본주식수를 가중치로 한다.

2. 수익률의 분산비율 분석

‘과잉반응에 의한 가격결정오류’와 ‘호가스프레드에 의한 측정오류’가 수익률의 시계열행태에 미치는 상대적인 영향을 알아보기 위해, 일별수익률의 분산과 장기수익률의 분산을 비교하는 분산비율 검증방법(variance ratio tests)을 사용한다. 만약 일별수익률이 독립적이라면, 이보다 장기(이를 테면, k 일)수익률의 분산은 일별수익률의 분산의 k 배와 같을 것이다. 이와 달리 일별수익률이 노이즈(noise)에 의해 잠정적으로 영향을 받는다면, 장기 분산은 일일 분산의 k 배보다 작을 것이다. 이와

같은 분산의 비교는 수익률측정기간을 길게 함에 따라 가격결정오류의 중요성은 줄어든다는 것을 전제로 하고 있다. 이러한 분산비율 검증방법은 최근의 연구에서 Fama & French(1988a)와 Poterba & Summers(1988)가 사용하였다.

k기간 수익률의 분산을 일별수익률 분산의 k배로 나눈 비율을 다음과 같이 VR(k)라 한다. 여기서 일별수익률 분산의 k배[$k \cdot \text{var}(R_t)$]는 일별수익률 분산이 시사하는 k기간 수익률 분산이다.

$$\text{VR}(k) = \text{var}(R_t^k) / k \cdot \text{var}(R_t) \quad (2)$$

단, R_t = t일의 일별수익률

R_t^k = t일의 k기간 수익률이며, $k \geq 2$

Lo & MacKinlay(1988)는 식 (2)의 분산비율을 다음과 같이 기본기간(여기서는 1일) 수익률의 자기상관 추정량의 함수로 나타내었다.

$$\text{VR}(k) = 1 + \{2(k-1)/k\} \rho_1 + \{2(k-2)/k\} \rho_2 + \dots + \{2(1)/k\} \rho_{k-1} \quad (3)$$

단, ρ_j = 일별수익률 R_t 의 j차 자기상관 추정량

위 식 (3)에서도, 만약 주가가 랜덤워크를 따르면 수익률은 서로 상관관계가 없을 것이고 따라서 $E[\text{VR}(k)] = 1$ 이 됨을 알 수 있다.

실제거래가격을 기준으로 한 수익률 R_T 와 매수호가를 기준으로 한 수익률 R_B 를 각각 사용하여 수익률측정기간 k를 달리하면서 식 (2)의 분산비율을 추정해 본다. R_T 를 사용한 분산비율 추정값은 '호가스프레드에 의한 측정오류'와 '과잉반응에 의한 가격결정오류' 양자가 수익률의 분산에 미친 종합적인 영향을 측정하게 될 것이다. 이 때 이 분산비율 추정값은 1보다 작게 될 것이다. 이와 달리 R_B 를 사용한 분산비율은 호가스프레드에 의한 측정오류가 주가반전에 미친 모든 영향이 제거되었을 것이고, 있다면 과잉반응에 의한 가격결정오류가 주가반전에 미친 영향만 남아 있을 것이므로, 이 분산비율이 1로 부터 괴리된 정도를 가지고 증권시장에서 과잉반응의 중요성을 직접 측정할 수 있을 것이다.

일별수익률의 분산을 계산하는데 있어서는 수익률추정기간이 1일인 수익률만을 사용하고 복수일 수익률은 제외하였다. 수익률추정기간이 1일이 아니라 복수일이 되는 월요일 수익률과 공휴일 익일 수익률은 제외시켰다. 표본 관찰치의 수를 늘림으로써 검증력을 높이기 위해, k기간 수익률을 측정하는데 있어 수익률추정기간을 겹치게 하였다. 거래일은 물론 거래일이 아닌 날과 어떤 이유로 자료가 없는 날 까지도 모두 k기간을 정하는데 산입하였다. 또 수익률추정기간의 초일과 말일이 서로 다른 회계년도에 속하는 수익률은 제외하였다. 배당부 주가와 배당락 주가에 의해 수익률이 산출되기 때문이다.

이상과 같은 방법과 절차에 따라 추정한 분산비율에 대해 다음과 같은 두 가지 방식으로 소표본에 따른 편의(偏倚)를 수정하였다. 첫째, 다음과 같이 자유도를 조정함으로써 1기간 및 k기간 분산의 불편추정량을 구하였다[Lo & MacKinlay(1989)]. 이러한 자유도의 조정은 특히 표본(n)이 작을 때 k기간 분산을 추정하는 경우에 중요하다.

$$\widehat{var}(R_t) = \frac{1}{q-1} \sum_{j=1}^n (R_t - \widehat{\mu})^2 \quad (4)$$

$$\widehat{var}(R_t^k) = \frac{1}{m - (m/n \times k)} \sum_{j=k}^n (R_t^k - (\widehat{\mu})^k)^2 \quad (5)$$

여기서,

m = 표본기간(또는 소기간)에 있는 k기간 수익률(R_t^k)의 갯수

n = 표본기간(또는 소기간)에 있는 수익률추정구간(여기서는 1일)의 수. 즉, 달력상의 모든 날 수가 된다.

q = 표본기간(또는 소기간)에 있는 일별수익률(R_t)의 갯수.

단, 복수일 수익률(월요일 수익률 등)은 제외함.

둘째, 모든 분산비율추정치를 다음 분산비율의 기대값으로 나눔으로써, 소표본에 따르는 분산비율의 하향 편의를 수정하였다.¹⁰⁾ Poterba & Summers(1988)도 이와 유사한 수정방식을 사용하였다.

10) $E(\rho_j) = -1/(T-1)$ 이므로 식 (3)으로부터 식 (6)이 쉽게 도출된다.

$$E[VR(k)] = 1 - \left(\frac{k-1}{T-1} \right) \quad (6)$$

여기서 T는 자기상관들의 추정에 사용된 기본기간(여기서는 1일) 수익률의 갯수이다. 특히 T가 작을 때 수익률측정기간 k를 크게 하면 기대 분산비율이 1보다 훨씬 작게 됨을 식 6에서 쉽게 알 수 있다.

3. 수익률의 자기상관 분석

분산비율 분석을 보완하기 위해 R_T 와 R_B 의 일별 자기상관을 추정하였다. 일별 자기상관은 1부터 10까지의 시차를 두고 추정하였다. 시장의 과잉반응은 수익률이 어떤 차수의 시차까지 음(-)의 자기상관을 갖는다는 주장과 일치하므로, 주가의 반전현상을 찾아내는데는 분산비율에 관한 검증통계량이 보다 강력한 수단이 될 수 있을 것이다[수익률이 어떤 차수의 시차까지 음(-)의 자기상관을 가지면 식 (3)으로부터 분산비율이 1보다 작게 됨을 알 수 있다]. 반면에, 만약 호가스프레드에 의한 측정오류가 수익률로 하여금 음(-)의 자기상관을 갖게 하는 유일한 원천이라면, 이 때는 자기상관분석이 보다 효과적일 것이다. 만약 실제거래가격에 포함된 호가스프레드에 의한 측정오류가 상호 독립적이고 동일한 분포를 갖는다면, 식 (1)이 보여 주고 있듯이 오직 시차가 1인 경우에만 자기상관이 나타나기 때문이다. 일별 자기상관을 추정하는데 있어서는 복수일 수익률도 사용하였다. 단절되지 않은 수익률 시계열을 이용하여 자기상관을 추정하기 위해서이다.

수익률(R_{Tt} 및 R_{Bt})의 모든 자기상관은 자기상관추정치에서 자기상관 추정량의 기대값 $-1/(T-1)$ 을 뺀으로써 소표본에 따르는 편의(偏倚)를 수정하였다.

4. ‘호가스프레드에 의한 측정오류’의 자기상관 및 분산비율

호가스프레드에 의한 측정오류의 시계열적 행태를 알아보고 특히 이들 호가스프레드에 의한 측정오류가 일별수익률 및 k기간수익률의 분산에 어떤 기여를 하는가를 알아보기 위해, 이(호가스프레드에 의한 측정오류)를 나타내는 변수($D_t = R_{Tt} - R_{Bt}$)를 이용하여 다음 두 가지 검증을 실시한다. 첫째, 거래가격에 존재하는 호가스프레드에 의한 측정오류가 “시간적으로” 독립적이고 따라서 D_t 의 1차 자기상관이 식

(1-3)과 같이 과연 $-1/2$ 인지를 알아보기 위해, 1부터 10까지 시차를 두고 D_t 의 자기상관을 추정해 본다.

‘호가스프레드에 의한 측정오류’가 시간적으로 독립적이고 동일한 분포를 갖는다는 가정아래서는 자기상관 추정량의 기대값은 다음과 같다[Kendal & Stuart(1976)]. 따라서 모든 자기상관은 자기상관추정치에서 자기상관 추정량의 기대값을 뺀으로써 소표본에 따르는 편倚(偏倚)를 수정하였다. 앞서와 같은 가정들 아래서 ρ_1 의 값은 -0.5 이므로[식 (1-3) 참조] 이 값을 사용하여 기대값을 구였다.

$$E(\widehat{\rho}_1) = \rho_1 + \frac{1}{T-1} (1 + \rho_1)(4\rho_1^2 - 2\rho_1 - 1) \quad (7)$$

$$E(\widehat{\rho}_2) = -\frac{1}{T-2} (1 + 2\rho_1 + 2\rho_1^2) \quad (8)$$

$$E(\widehat{\rho}_j) = -\frac{1}{T-j} (1 + 2\rho_1), \quad j > 2 \quad (9)$$

둘째, 다음과 같은 분산비율의 추정을 통해, 호가스프레드에 의한 측정오류가 거래가격을 기초로 계산한 단기 수익률의 변동성에 얼마나 기여하는가를 알아본다.¹¹⁾

$$VD(k) = \text{var}(D_t^k) / \text{var}(R_T^k) \quad \text{단, } k=1, 2, 3, \dots \quad (10)$$

호가스프레드에 의한 측정오류가 거래가격을 이용해 산출한 수익률의 분산에 얼마나 기여하는가를 알아보기 위해, 수익률추정기간 k 를 1일, 1주, 2주, 4주, 8주, 및 12주로 하여 분산비율을 추정해 본다. 앞서 식 (2)의 분산비율 $VR(k)$ 에서는 $k \geq 2$ 인 경우에만 추정하나 $VD(k)$ 에서는 $k=1$ 인 경우에도 추정한다. ‘호가스프레드에 의한 측정오류’에 의해 생기는 수익률의 우연적인 변동성은 수익률추정기간의 길이와는 관계가 없으므로, 단기수익률에 존재하는 노이즈의 비율은 장기수익률에 존재하는 노이즈의 비율보다 훨씬 크다. 따라서 $k=1$ 일 때의 분산비율 $VD(k)$ 는 ‘호가스프레

11) 식 2의 분산비율 추정시에는 두 가지 방식(①자유도를 조정함, ②분산비율추정치를 그의 기대값으로 나누어 줌)으로 소표본에 따른 편倚를 수정하였다. 그러나 식 (10)의 분산비율 추정시에는 두 번째 수정방식은 적용되지 않음에 유의해야 한다.

드에 의한 측정오류' 때문에 생기는 일별수익률의 우연적인 변동성에 대한 上限線을 의미하게 된다.

IV. 실증분석 결과

1. 자료에 대한 記述的 통계

<표 1> 자료의 주요 기술적 통계

표에 있는 모든 수치는 표본기간동안의 일별추정치들을 기초로 한 것이다. 호가스프레드(%)는 $(P_A - P_B) \div \frac{1}{2}(P_A + P_B)$ 와 같이 계산하였으며, P_A 와 P_B 는 각각 거래일의 최종 매도호가와 최종 매수호가를 나타낸다. 규모포트폴리오는 각 소기간(6개월) 초의 시가총액순위를 기준으로, 그리고 추가수준 포트폴리오는 각 소기간(6개월) 초의 추가수준을 기준으로 구성하였다.

포트폴리오	시가총액 (10억)	거래가격	매도 호가	매수 호가	스프 레드	스프 레드 (%)	거래량 (주)	거래 대금 (10억)
전체기업	566.7	26,450	26,533	26,349	184	0.751	95,928	1.99
소기업	98.4	22,640	22,733	22,534	198	0.873	45,040	0.86
중기업	217.2	21,510	21,587	21,416	171	0.795	74,800	1.25
대기업	1,332.2	34,740	34,822	34,639	183	0.598	162,510	3.73
1만원 미만(237)	371.8	11,000	11,044	10,956	88	0.772	147,670	1.58
1만원~5만원(459)	555.5	25,910	25,996	25,806	190	0.750	74,490	1.88
5만원 이상(51)	1,573.2	103,110	103,348	102,776	572	0.659	48,420	4.85

* 추가수준별 포트폴리오의 주식수는 4 소기간 표본주식수의 합이다.

<표 1>에 표본기업들의 주요 기술적 통계를 나타내었다. 총 7개 포트폴리오(규모 포트폴리오 3개, 추가수준 포트폴리오 3개, 및 전체표본)에 속한 기업들의 1회사당 평균 시가총액(단위는 10억원), 거래가격, 호가스프레드(금액 및 비율), 거래량, 및 거래대금(단위는 10억원)을 표시하였다. 비율로 나타낸 호가스프레드는 $(P_A - P_B) \div \frac{1}{2}(P_A + P_B)$ 와 같이 계산하였으며, P_A 는 매도호가 P_B 는 매수호가를 나타낸다. 표에 나타낸 주요 통계는 4개 소기간 값들의 가중평균이며, 각 소기간 값은 각 포트폴리

오에 속한 개별기업들의 평균이다. 소기간 별로 표본주식수가 다르므로 소기간의 표본주식수를 가중치로 하였다.

표본기간중 전체 표본기업의 평균 시가총액은 약 5,600억원, 거래가격은 약 26,000원, 거래량은 약 95,000주, 거래대금은 약 20억원이다.¹²⁾

금액으로 나타낸 호가스프레드는 평균 184원이고, 비율로 나타낸 호가스프레드는 평균 0.75%이다. 비율로 나타낸 호가스프레드를 규모포트폴리오별로 보면 소기업 0.87%, 중기업 0.80%, 대기업 0.60%로 평균적으로 보아 규모가 큰 기업일 수록 그 비율이 작아짐을 알 수 있다. 비율로 나타낸 호가스프레드가 대기업의 경우 소기업의 약 2/3 수준에 불과한데 호가스프레드가 거래비용의 일부를 구성하므로 이는 대기업에게 유리한 점으로 작용할 것으로 보인다.(뿐만 아니라 대기업은 소기업에 비해 유동성도 훨씬 높음을 알 수 있다. <표 1>에서 대기업은 시가총액이 소기업의 13배, 거래대금이 소기업의 4배에 달하고 있다.)

주가수준별 포트폴리오의 경우에도 스프레드비율의 차이가 다소 완화되고 있으나 규모별 포트폴리오의 경우와 유사한 패턴을 보이고 있다. 즉 고주가주식일 수록 저주가주식에 비해 스프레드비율이 작다.

호가스프레드는 우연적인 변동성과 음(-)의 자기상관을 초래하므로(식 1-1과 1-2를 참조) 표본기업들의 호가스프레드가 특히 중요한 의미를 갖는다. 본 표본주식들의 평균 호가스프레드는 0.75%인데, 이를 1995년 NYSE주식의 0.51%¹³⁾, Kaul & Nimalendran(1990)에 의한 NASDAQ/NMS주식의 2.24%¹⁴⁾ 및 Lehmann & Modest(1994)에 의한 동경증권거래소주식의 1.15%¹⁵⁾와 비교해 볼 수 있다.

12) 시가총액 대비 거래대금 회전율은 거래일수를 약 290일로 보면 다음과 같이 약 100%가 된다.

$(20\text{억원} \times 290\text{일}) \div 5,600\text{억원} = 104\%$.

13) 평균스프레드는 \$0.20, 평균주가는 \$38.86으로 두 값의 비율이 0.51%이다(NYSE, Fact Book, 1995 Data). 우리나라의 경우 이에 상응하는 비율은 <표 1>에 의하면 0.70% (=184원 ÷ 26,450원)이다.

14) 이들은 1983년 1월부터 1987년 12월까지 5년동안의 일일자료를 이용하였다.

15) 동경증권거래소의 시장 1부에 속한 1,232종목중 거래가 가장 활발한 비전산매매 151종목을 제외한 나머지 전산매매종목을 대상으로 26개월(1991.1.1~1991.11.30까지 11개월, 1992.2.1~1993.4.30까지 15개월)의 분단위 매도호가, 매수호가 및 거래량을 자료로 이용하였다.

2. 수익률의 분산비율 및 자기상관

(1) 수익률의 분산비율 실증결과

<표 2>에 거래가격을 기준으로 한 수익률의 분산비율 추정치를 나타내었다. 12주를 제외한(1.067) 모든 수익률추정기간에 있어 분산비율들은 보통 1보다 작다 [0.897(8주)~0.970(4주)]. 이는 수익률이 음(-)의 자기상관 부분을 가지고 있음을, 즉 주가가 반전하고 있음을 시사하는 것이다. 예를 들면, 1주 분산비율추정치는 0.967이다. 이는 1주 수익률의 분산이 1일 수익률의 분산의 7배보다 작다는 것을 의미하는 것이다. 이를 바꾸어 표현하면, 1일 수익률의 분산중 3.3%(=1-0.967)가 잠정적인 부분으로 이 부분이 1주일내 걸쳐 없어졌다(줄어들었다).

분산비율이 1로부터 괴리된 정도가 3.0%(4주)~10.3%(8주)인 것으로 보아 과잉반응이나 호가스프레드가 주가반전에 큰 영향을 미치지 않는 것 같다. 추정분산비율이 수익률추정기간에 따라 어떤 특징을 보이지는 않고 있다. 즉, 추정분산비율은 수익률추정기간이 커짐에 따라 체계적으로 감소하거나 증가하는 현상을 보이지 않고 있다.¹⁶⁾

규모기준 포트폴리오를 볼 때, 소기업(0.791~0.995)과 중기업(0.846~1.028)의 경우에 다소 주가반전의 증거가 있으며, 대기업의 경우는 분산비율이 평균적으로 오히려 1보다 커 주가반전의 증거가 없다(1주의 경우만 분산비율이 0.997이고, 나머지 2주 4주 8주 12주의 경우 분산비율이 1.014~1.151로 모두 1보다 크다). 분산비율의 크기가 모든 수익률추정기간에 걸쳐 대기업의 분산비율이 가장 크고 그 다음이 중기업 그리고 소기업의 분산비율이 가장 작은 특징을 보이고 있다. 또 대기업의 분산비율은 수익률추정기간이 커짐에 따라 다소 증가하는 모양을 보이고 있다.

한편, 주가수준을 기준으로 한 포트폴리오의 경우 분산비율이 수익률추정기간에 따라 또는 주가수준에 따라 특별한 패턴을 보이지 않고 있다.

<표 2>의 결과는 주식수익률에 존재하는 음(-)의 자기상관의 원천에 대해서는 아무런 시사점을 주지 못하고 있다. 거래가격을 기준으로 한 수익률은 과잉반응에

16) French & Roll(1986)의 연구결과에서는 수익률추정기간(1, 2, 3주, 1, 3, 6개월)이 6개월 일 때까지 분산비율이 점차 줄어들었다(0.966→0.883). 이들은 분산비율을 계산함에 있어 본 연구와는 달리 소표본에 따른 편의를 수정하지 않았다.

의한 영향과 호가스프레드에 의한 영향 양자를 모두 포함하고 있기 때문이다.

〈표 2〉 거래가격 기준 수익률의 분산비율

표에 있는 분산비율은 $VR(k) = \text{var}(R_t^k) \div k \cdot \text{var}(R_t)$ 와 같이 정의하였으며(식 2), R_t 와 R_t^k 는 각각 t일의 1일 및 k기간 수익률(거래가격 기준)을 나타낸다.

포트폴리오	수익률 측정기간 (k)				
	1주	2주	4주	8주	12주
전체기업	0.967 0.011	0.959 0.015	0.970 0.020	0.897 0.026	1.067 0.034
소기업	0.944 0.019	0.891 0.023	0.883 0.029	0.791 0.043	0.995 0.058
중기업	0.951 0.019	0.933 0.025	0.911 0.032	0.847 0.040	1.028 0.054
대기업	0.997 0.018	1.029 0.026	1.083 0.037	1.014 0.046	1.151 0.056
1만원 미만	0.992 0.018	1.006 0.025	0.948 0.033	0.867 0.042	1.054 0.058
1만원~5만원	0.950 0.014	0.930 0.019	0.979 0.025	0.918 0.034	1.080 0.041
5만원 이상	0.997 0.039	0.970 0.043	1.033 0.062	0.851 0.062	1.000 0.116

* 분산비율 바로 밑에 있는 수치는 가중 표준오차이다.

그러나 매수호가를 이용한 수익률은 호가스프레드에 의한 측정오류는 포함하지 않고, 있다면 과잉반응에 의한 가격결정오류만을 포함하고 있을 것이므로, 수익률의 행태를 결정하는데 있어 ‘과잉반응에 의한 가격결정오류’와 ‘호가스프레드에 의한 측정오류’의 상대적인 중요성에 대해 직접적인 증거를 제공할 수 있다. 따라서 <표 3>에는 매수호가를 이용한 수익률 R_{Bt} 에 기초한 분산비율을 나타내었다.

〈표 3〉 매수호가 기준 수익률의 분산비율

표에 있는 분산비율은 $VR(k) = \text{var}(R_t^k) \div k \cdot \text{var}(R_t)$ 와 같이 정의하였으며(식 2), R_t 와 R_t^k 는 각각 t일의 1일 및 k기간 수익률(매수호가 기준)을 나타낸다.

포트폴리오	수익률 측정기간 (k)				
	1주	2주	4주	8주	12주
전체기업	1.012 0.011	0.999 0.015	1.010 0.020	0.935 0.027	1.104 0.034
소기업	1.008 0.020	0.951 0.024	0.940 0.030	0.845 0.044	1.053 0.058
중기업	1.005 0.019	0.978 0.025	0.959 0.033	0.895 0.043	1.069 0.055
대기업	1.022 0.017	1.050 0.025	1.104 0.037	1.033 0.046	1.170 0.055
1만원 미만	1.018 0.018	1.027 0.024	0.967 0.033	0.885 0.042	1.071 0.058
1만원~5만원	1.003 0.014	0.978 0.019	1.027 0.026	0.966 0.035	1.126 0.042
5만원 이상	1.081 0.038	1.054 0.046	1.124 0.066	0.918 0.065	1.079 0.125

* 분산비율 바로 밑에 있는 수치는 가중 표준오차이다.

〈표 3〉을 〈표 2〉와 비교할 때 두 분산비율은 대체적으로 유사한 행태를 보이고 있으나, 매수호가를 이용한 수익률의 분산비율이 모든 수익률측정기간에서 거래가격을 이용한 수익률의 분산비율보다 크다. 예를 들어, 1주간 분산비율이 1.012 대 0.967이다.(소기업의 경우에는 1주 분산비율이 1.008 대 0.944로 그 차이가 더욱 크다.) 분산비율이 1보다 다소 크거나 거의 같은 것으로 보아 과잉반응의 증거가 없다. 분산비율이 1보다 큰 것은 주식수익률에 음(-)이 아니라 양(+의 자기상관이 있음을 시사하는 것이다. 부분적으로 보면, 소기업(0.845~1.053)과 중기업(0.895~1.069)의 경우 약간의 주가반전의 증거가 있긴 하나 이들 분산비율이 1로부터 괴리된 정도는 거래가격을 기준으로 한 〈표 2〉의 경우와 비교해 작다. 뿐만 아니라 대기업의 경우는 모든 수익률측정기간에 걸쳐 분산비율이 1보다 커(1.022~1.170) 주가반전의 증거가 전혀 없다. 〈표 2〉의 경우와 마찬가지로 기업규모가 클 수록 분산비율이 커지고 있는데 이와 같은 현상은 모든 수익률측정기간에서 나타나고 있

다. 한편 주가수준 포트폴리오에서는 1보다 큰 분산비율의 수가 고주가주식의 경우에 상대적으로 많을 뿐(5개 측정기간중에서 4개), 주가수준 또는 수익률측정기간에 따라 눈에 띄는 특징은 없다.

<표 2>와 <표 3>의 실증결과는 증권시장에서 호가스프레드에 의한 측정오류와 과잉반응에 의한 가격결정오류의 상대적 중요성에 대해 주요한 시사점을 주고 있다. 첫째, 시장의 과잉반응을 지지하는 증거는 별로 없다. 특히 대기업의 경우 분산비율이 1보다 커 수익률이 음(-)이 아니라 오히려 양(+의 자기상관을 보이고 있다. 단기수익률이 보이는 양(+의 자기상관은 시장의 과잉반응에 관한 모형들이 예측하는바와는 전혀 다른 것이다. 과잉반응에 관한 모형들은 모든 수익률측정기간에 걸쳐 음(-)의 자기상관이 있게 된다고 한다.

둘째, 거래가격을 기준으로 한 수익률의 분산비율과 매수호가를 기준으로 한 수익률의 분산비율의 행태를 비교해 볼 때, 주가가 포함하고 있는 ‘호가스프레드에 의한 측정오류’가 증권시장에서 주가반전의 주된 원천임을 시사해 주고 있다.¹⁷⁾ 이는 거래가격을 기준으로 한 수익률의 분산비율 <표 2>에서는 주가의 반전현상이 발견되었으나, 매수호가를 기준으로 한 수익률(이 수익률은 호가스프레드에 의한 측정오류를 포함하지 않게 됨)의 분산비율 <표 3>에서는 주가의 반전현상이 발견되지 않고 있어, 거래가격을 기준으로 한 수익률의 분산비율에서 나타난 주가의 반전현상이 실은 호가스프레드에 의한 측정오류 때문이 아닌가 판단되기 때문이다. 또 <표 2>와 <표 3>에 있는 분산비율들의 크기를 각 수익률측정기간별로 서로 비교해 보아도, 호가스프레드에 의한 측정오류가 실제수익률의 일부를 구성하고 있을 것이라는 점을 보여 주고 있다. 수익률에서 호가스프레드에 의한 측정오류를 제거하자(즉 매수호가에 기초한 수익률을 사용하니) 동 수익률을 이용한 분산비율이 1에 보다 근사해 지거나 1보다 다소 커지고 있다. 예를 들면, 전체표본의 거래가격을 기준으로 한 수익률의 1~12주 분산비율이 0.897에서 1.067에 이르고 있다. 그러나 매수호가를 기준으로 한 수익률의 분산비율은 0.935에서 1.104에 이르고 있다. 1과 분산비율의 피리가 일별수익률 분산 중 가격결정오류(과잉반응에 의한 것이든, 호가스프레드에 의한 것이든)에 의한 부분이라는 점을 상기할 필요가 있다.

17) 필자의 한 실증연구에 의하면, 호가스프레드로 인해 주가가 반전할 확율은 약 0.55이고, 이 때 주가반전의 크기는 호가스프레드의 약 33%임을 보여 주고 있다.

〈표 4〉 거래가격 기준 일별수익률의 평균 자기상관

포트폴리오	시차 (일)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
전체기업	0.077	-0.032	-0.028	-0.016	-0.021	-0.022	-0.020	-0.033	-0.016	0.017
	0.010	0.010	0.009	0.009	0.009	0.008	0.007	0.008	0.010	0.009
소기업	0.088	-0.029	-0.003	0.007	0.009	-0.026	-0.029	-0.046	-0.043	-0.006
	0.016	0.018	0.016	0.015	0.016	0.015	0.013	0.014	0.016	0.016
중기업	0.063	-0.029	-0.030	-0.025	-0.031	-0.032	-0.029	-0.037	-0.017	0.020
	0.017	0.016	0.015	0.015	0.014	0.013	0.013	0.013	0.016	0.014
대기업	0.080	-0.037	-0.050	-0.028	-0.038	-0.009	-0.004	-0.018	0.010	0.034
	0.017	0.017	0.014	0.013	0.014	0.014	0.012	0.013	0.016	0.013
1만원 미만	0.028	-0.010	-0.025	-0.016	-0.016	-0.019	-0.008	-0.032	-0.014	0.011
	0.017	0.017	0.015	0.015	0.015	0.014	0.013	0.014	0.017	0.015
1만원 ~5만원	0.090	-0.044	-0.031	-0.018	-0.023	-0.023	-0.027	-0.037	-0.021	0.015
	0.012	0.012	0.011	0.011	0.011	0.010	0.009	0.010	0.012	0.011
만원 이상	0.185	-0.024	-0.023	-0.001	-0.026	-0.030	-0.022	-0.009	0.023	0.058
	0.035	0.042	0.033	0.032	0.030	0.027	0.031	0.026	0.037	0.031

* 자기상관 바로 아래에 있는 수치는 가중 표준오차이다.

(2) 수익률의 자기상관 실증결과

거래가격을 기준으로 한 수익률의 자기상관 및 매수호가를 기준으로 한 수익률의 자기상관은 <표 2>와 <표 3>의 분석결과와 일반적으로 일치하고 있다. <표 4>에서 거래가격을 기준으로 한 수익률의 일별자기상관을 볼 때, 시차 1에서 상대적으로 큰 양(+)의 자기상관을 보일 뿐(+0.077), 시차가 2~9까지 자기상관이 음(-)으로 추가반전이 있음을 보여주고 있다(-0.016~-0.033).¹⁸⁾ 이와 같은 현상은 규모 포트폴리오나 추가수준포트폴리오 모두에서 유사하게 나타나고 있다. 부분적으로 볼 때, 규모포트폴리오에서 시차가 2~5인 경우 대기업일 수록 자기상관이 다소 크게 나타나는 특징을 보이고 있다. 추가수준포트폴리오에서는 시차가 1인 경우에 규모포트폴리오에서와 유사한 현상 즉 고주가주식일 수록 자기상관이 다소 크게 나타나는 특징을 보이고 있다.

18) French & Roll(1986)은 NYSE-AMEX기업의 5개 규모별 포트폴리오중 규모가 가장 큰 3개 포트폴리오에서 시차가 1인 경우 양(+)의 자기상관을 발견하였으나, 시차가 2에서 13까지는 음(-)의 자기상관을 발견하였다.

〈표 5〉 매수호가 기준 일별수익률의 평균 자기상관

포트폴리오	시차 (일)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
전체기업	0.026	-0.013	-0.008	0.003	-0.001	-0.004	-0.004	-0.025	-0.004	0.024
	0.010	0.010	0.010	0.009	0.010	0.009	0.008	0.008	0.010	0.009
소기업	0.022	-0.014	0.022	0.030	0.029	-0.006	-0.006	-0.038	-0.006	0.005
	0.015	0.018	0.019	0.017	0.019	0.017	0.014	0.017	0.017	0.017
중기업	0.013	-0.012	-0.008	-0.002	-0.006	-0.010	-0.010	-0.025	-0.008	0.026
	0.018	0.018	0.017	0.016	0.016	0.014	0.013	0.014	0.017	0.015
대기업	0.042	-0.012	-0.034	-0.016	-0.023	0.002	-0.005	-0.013	0.002	0.039
	0.016	0.016	0.016	0.014	0.016	0.014	0.013	0.013	0.018	0.015
1만원 미만	0.001	-0.002	-0.017	-0.002	0.005	-0.006	0.002	-0.020	-0.003	0.016
	0.017	0.018	0.016	0.015	0.017	0.014	0.013	0.015	0.017	0.015
1만원~5만원	0.031	-0.018	-0.005	0.003	-0.005	-0.005	-0.008	-0.028	-0.008	0.024
	0.012	0.012	0.013	0.012	0.013	0.011	0.010	0.011	0.013	0.012
5만원 이상	0.098	-0.010	0.009	0.026	0.008	0.013	0.012	-0.020	0.023	0.059
	0.034	0.042	0.046	0.030	0.041	0.031	0.034	0.029	0.044	0.040

* 자기상관 바로 아래에 있는 수치는 가중 표준오차이다.

〈표 5〉에서 매수호가를 기준으로 한 수익률의 일별자기상관을 보면, 〈표 4〉의 결과와 대체로 유사한 모습을 보이고 있음을 알 수 있다. 즉 시차 1에서 상대적으로 큰 양(+)의 자기상관을 보이고 있으며(+0.026), 시차가 2~9까지(단 시차 4의 자기상관은 +0.003) 자기상관이 음(-)으로 주가반전이 있음을 보여 주고 있으나, 그 자기상관의 규모는 〈표 4〉의 경우보다 훨씬 작다(-0.001~-0.025). 이와 같은 현상은 규모포트폴리오나 주가수준포트폴리오 모두에서 유사하게 나타나고 있다. 한편 〈표 4〉에서 부분적으로 나타나던 현상(즉, 기업규모 또는 주가수준에 따른 현상)은 〈표 5〉에서는 나타나지 않고 있다.

이상에서 설명한 바와 같이, 자기상관에 관한 〈표 4〉와 〈표 5〉의 결과는 유사한 모습을 보이고 있기는 하나, 하나의 특징은 매수호가를 기준으로 한 수익률의 자기상관이 거래가격을 기준으로 한 수익률의 자기상관에 비해 그 크기가 훨씬 작고 0에 근사하다는 점이다(시차 10의 경우만 예외로 두 자기상관의 크기가 비슷함). 즉, 수익률에서 호가스프레드에 의한 측정오류를 제거하자(즉 매수호가에 기초한 수익률을 사용하니) 수익률이 갖던 자기상관이 크게 줄었다. 이로부터 단기 주가반전의 주된 원천이 역시 스프레드에 의한 측정오류에 있음을 알 수 있다.

3. '호가스프레드에 의한 측정오류'의 분산비율 및 자기상관

(1) '호가스프레드에 의한 측정오류'의 자기상관

앞서 분산비율 분석과 자기상관 분석은 호가스프레드에 의한 측정오류가 단기간의 주가반전에 영향을 미치고 있음을 시사해 주고 있다. 거래가격을 기준으로 한 수익률(R_{Tt})과 매수호가를 기준으로 한 수익률(R_{Bt})의 차($D_t=R_{Tt}-R_{Bt}$)의 시계열적 행태를 분석함으로써, 실제 거래가격이 포함하는 호가스프레드에 의한 측정오류의 특성을 직접 알아 볼 수 있을 것이다. 이는 거래가격을 기준으로 한 수익률은 과잉반응 및 호가스프레드에 기인하는 가격결정오류를 모두 포함하고 있는 반면, 매수호가를 기준으로 한 수익률은 호가스프레드에 기인하는 가격결정오류는 제거되고 시장의 과잉반응에 기인하는 가격결정오류만을 포함하고 있어, 두 수익률의 차는 '호가스프레드에 의한 측정오류'를 직접 측정하는 측정치가 되기 때문이다.

〈표 6〉 '호가스프레드에 의한 측정오류'의 평균 자기상관

'호가스프레드에 의한 측정오류'는 거래가격을 기준으로 한 일별수익률에서 매수호가를 기준으로 한 일별수익률을 뺀 값으로 측정한 것이다.

포트폴리오	시차 (일)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
전체기업	0.027 0.008	0.000 0.011	0.000 0.011	0.021 0.011	0.016 0.011	0.014 0.010	0.012 0.008	0.011 0.010	0.029 0.012	0.009 0.011
소기업	0.031 0.014	-0.012 0.019	0.005 0.020	0.026 0.021	0.015 0.020	0.016 0.017	0.020 0.014	0.007 0.017	0.040 0.021	0.011 0.021
중기업	0.037 0.014	0.006 0.019	-0.012 0.017	0.028 0.018	0.015 0.018	0.016 0.017	0.009 0.015	0.000 0.016	0.036 0.019	0.015 0.018
대기업	0.014 0.014	0.004 0.020	0.007 0.020	0.009 0.018	0.019 0.019	0.011 0.017	0.007 0.014	0.026 0.016	0.013 0.020	0.003 0.018
1만원 미만	0.021 0.013	-0.006 0.020	0.005 0.020	0.020 0.019	0.004 0.018	0.006 0.016	0.016 0.014	0.017 0.017	0.018 0.019	-0.001 0.020
1만원~5만원	0.029 0.011	0.004 0.014	-0.006 0.013	0.026 0.013	0.024 0.014	0.015 0.013	0.011 0.011	0.010 0.012	0.028 0.014	0.015 0.014
5만원 이상	0.032 0.032	-0.012 0.051	0.032 0.043	-0.022 0.054	0.012 0.042	0.046 0.039	-0.006 0.031	-0.009 0.039	0.087 0.057	0.012 0.053

* 자기상관 바로 아래에 있는 수치는 가중 표준오차이다.

<표 6>에 호가스프레드에 의한 측정오류 D_t 의 1부터 10까지 시차를 둔 일별 자기상관을 나타내었다. D_t 의 자기공분산(및 분산)은 수익률측정기간이 1일인 경우나 복수일인 경우나 동일할 것이므로,¹⁹⁾ 복수일 수익률(수익률측정기간이 복수일인 R_{Tt} 및 R_{Bt})을 사용하더라도 이는 D_t 의 추정 자기상관에 영향을 미치지 아니한다. <표 6>을 보면 D_t 의 자기상관은 모든 시차에 걸쳐 양(+)이며, 그 크기는 0.5보다 훨씬 작고 또 0에 가깝다(0.000~0.027). 자기상관이 규모별 포트폴리오나 주가수준별 포트폴리오에서도 어떤 특징을 보이지는 않으나, 대기업의 경우가 전체표본의 경우에 가장 가까운 모양을 나타내고 있으며,²⁰⁾ 고주가주식의 경우에 부호가 음(-)인 자기상관이 상대적으로 많이(10개 시차중 4개) 눈에 띈다. <표 6>의 자기상관은 거래가격에 포함되어 있는 호가스프레드에 의한 측정오류가 시간적으로 독립적이지 아닐 수 있음을 시사하고 있다. 호가스프레드에 의한 측정오류가 시간적으로 상호 독립적으로 분포되어 있다면, 동 측정오류의 1차 자기상관은 $-1/2$ 이라는 식(1-3)을 상기해 볼 수 있다. 전체표본의 경우 1차 자기상관이 $+0.027$ 로 가장 크다. 그러나 이는 0.5보다는 훨씬 작고 그 부호도 음(-)이 아니라 양(+)이다.

(2) '호가스프레드에 의한 측정오류'로 인한 변동성

앞서 분산비율 분석결과(<표 2>와 <표 3>)는 호가스프레드에 의한 측정오류가 실제수익률의 일부를 구성하고 있을 것이라는 점을 시사해 주었다. 따라서 <표 7>에는 호가스프레드에 의한 측정오류 D_t 가 거래가격을 기준으로 산출되는 수익률의 분산에 어느 정도나 기여하는가를 나타내었다. 수익률측정기간을 1일, 1주, 2주, 4주, 8주, 및 12주로 하여 식(10)의 분산비율 $VD(k)$ 를 추정한 것이다. 주가에 포함된 호가스프레드에 의한 측정오류가 수익률의 변동성을 상당히 과대추정되게 하고 있음을 알 수 있다. 일별수익률의 변동성중 호가스프레드에 의한 측정오류 때문에 생기는 우연적인 변동성의 上限線은 $k=1$ 일 때의 분산비율 $VD(k)$ 와 같다고 하였다 [식(10)에 이어지는 설명을 참조]. 따라서 기간이 1일인 경우의 분산비율이 중요한

19) D_t 즉 '호가스프레드에 의한 측정오류'는 수익률측정기간의 길이와 관계가 없다.

20) 소기업의 경우 시차 2에서, 그리고 중기업의 경우 시차 3에서 자기상관의 부호가 음(-)인데 반해, 대기업의 경우는 전체기업의 경우와 같이 자기상관의 부호가 모든 시차에서 동일하게 양(+)이다.

의미를 갖게 된다.

호가스프레드에 의한 측정오류의 분산이 거래가격을 기준으로 한 1일 수익률의 분산의 최고 16.5%, 평균 13.9%를 차지하고 있다. 부분적으로 보면, 대기업 9.9%, 중기업 15.5%, 소기업 16.5%로 규모가 작을 수록 그 차지하는 비율이 커져 중기업과 소기업의 경우 수익률 분산의 상당한 부분을 차지하고 있음을 알 수 있다.(대체적으로 거의 모든 수익률측정기간에 걸쳐 기업규모가 작을수록 이와 같은 우연적인 분산의 비율이 높은 경향을 보이고 있다. 주가수준 포트폴리오에서는 이러한 경향이 없다.) 그러나 D_t 가 거래가격 기준 수익률의 변동성에 미치는 영향은 수익률기간이 1주일이 되자 크게 줄아 들고(2.9%) 그 후 서서히 감소하고 있다(4주 및 8주의 경우에 최소이며 그 값은 1.4%). 수익률측정기간이 1주일인 경우 '호가스프레드에 의한 측정오류'가 수익률의 변동성에 미치는 영향은 최소 2.0%(대기업), 최대 3.4%(소기업)로 그리 크지 않다. 전체표본기업의 평균비율은 2.9%이다.

〈표 7〉 '호가스프레드에 의한 측정오류'로 인한 변동성

표에 있는 분산비율은 $\text{var}(D^k) \div \text{var}(R_T^k)$ 와 같이 계산하였다. 여기서 D^k 는 거래가격을 기준으로 한 k기간 수익률(R_T^k)에서 매수호가를 기준으로 한 k기간 수익률(R_B^k)을 뺀 값으로, 이는 '호가스프레드에 의한 측정오류'의 측정치가 된다.

포트폴리오	수익률 측정기간 (k)					
	1일	1주	2주	4주	8주	12주
전체기업	0.139 0.009	0.029 0.002	0.019 0.002	0.014 0.001	0.014 0.001	0.020 0.002
소기업	0.165 0.017	0.034 0.004	0.023 0.003	0.016 0.003	0.016 0.002	0.023 0.004
중기업	0.155 0.017	0.034 0.004	0.022 0.003	0.016 0.003	0.017 0.003	0.025 0.005
대기업	0.099 0.012	0.020 0.003	0.012 0.002	0.009 0.002	0.008 0.001	0.013 0.002
1만원 미만	0.107 0.010	0.022 0.002	0.014 0.002	0.010 0.002	0.010 0.002	0.015 0.003
1만원~5만원	0.154 0.013	0.033 0.003	0.022 0.002	0.015 0.002	0.015 0.002	0.022 0.003
5만원 이상	0.152 0.040	0.028 0.008	0.017 0.005	0.014 0.005	0.014 0.005	0.019 0.008

* 자기상관 바로 밑에 있는 수치는 가중 표준오차이다.

<표 7>의 실증분석결과에 의하면, 호가스프레드에 의한 측정오류가 특히 중소기업의 1일 수익률에 상당한 정도의 우연적인 변동성을 생기게 한다는 것을 알 수 있다.

이상의 분석결과, 호가스프레드에 의한 측정오류는 거래가격을 기준으로 산출되는 단기수익률에 상당한 정도의 우연적인 자기상관과²¹⁾ 및 우연적인 변동성을 생기게 할 수 있음을 시사하고 있다. 日中 자료를 사용하는 경우에는 이러한 문제가 더욱 심각해질 것으로 보인다. 수익률측정기간을 보다 짧게 하면 수익률의 변동성중에서 이러한 우연적인 변동성이 차지하는 비율은 증가하게 되어, 수익률 특히 개별수익률의 움직임 설명하려는 노력이 실패하기 쉽다.²²⁾

4. 일중(intra-day) 자료를 이용한 보완적 분석

일중 주가반전을 알아보기 위해 다음과 같이 하루를 6개의 소기간으로 나누었다. 오전장(9:30~11:30) 및 오후장(오후 1:00~3:00)을 각각 둘로 나누어 개장기간을 4개로 나누었다. 정오폐장기간과 밤중폐장기간 2기간을 더하면 모두 6개의 소기간이 된다. 여기서는 표본기간을 반년으로 단축하였으며, 수익률은 거래가격을 기초로 한 것이다. 6개 일중수익률(R_i)의 측정기간은 다음과 같이 하였다.

R_1 = 밤중폐장기간의 수익률 (전일 오후 3:00~금일 오전 9:30)

R_2 = 오전장 전반부의 수익률 (9:30~10:30)

R_3 = 오전장 후반부의 수익률 (10:30~11:30)

R_4 = 정오폐장기간의 수익률 (11:30~오후 1:00)

R_5 = 오후장 전반부의 수익률 (1:00~2:00)

R_6 = 오후장 후반부의 수익률 (2:00~3:00)

수익률의 음(-)의 자기상관은 주가의 반전을 시사하는 것으로 볼 수 있다. 표 8

21) 호가스프레드에 의한 측정오류(D_t)의 일일자기상관이 거의 모든 시차(1~10일)에서 양(+)을 나타내고 있다[<표 6>].

22) 그러나 포트폴리오의 경우는 노이즈가 서로 상쇄되어 문제가 덜 심각할 수 있을 것이다.

에는 1부터 6까지의 시차를 둔 거래가격을 기초로 한 일중수익률의 자기상관을 나타내었다.²³⁾ 하루를 6개의 소기간으로 나누었고, 시차를 최대 6까지 두었으므로 가격결정 이후 최대 24시간 동안에 걸쳐 일어날 수 있는 주가의 반전을 알 수 있다.

표본기간 6개월을 호가단위 확대전과 후 두 기간으로 나누어 보았다. 증권거래소는 최소의 가격변동단위인 호가단위를 주가수준에 따라 종전의 2단계(10원 및 100원)에서 1995. 4. 1부터 4단계(10원, 100원, 500원, 및 1,000원)로 세분·확대하여 시행하고 있다.²⁴⁾

먼저 전체기간의 결과를 보면, 특히 시차 1의 경우 상대적으로 큰 음(-)의 자기상관(-0.155)을 보임으로써 일중주가의 반전에 대한 증거를 보이고 있다²⁵⁾. 이와 같은 주가반전의 원천이 과잉반응에 있는지 또는 호가스프레드의 존재로 인한 측정오류에 있는지 본 분석만으로는 정확히 알 수는 없으나, 앞서 결과²⁶⁾로 미루어 볼 때 호가스프레드에 의한 측정오류가 주가의 반전에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 추정된다. 시차 1의 경우를 제외하고 시차 2~6의 경우 자기상관의 규모가 매우 작고 0에 근사하다(-0.010~+0.005).²⁷⁾

부분적으로 보면, 호가단위의 확대후 자기상관의 크기가 시차 1~3에서 다소 감소하였으나 그의 정도는 현저하지 않다. 예를 들면, 시차 1의 경우 확대전 자기상관 -0.166이 확대 후에는 -0.157로 약간 감소하였다. 주가의 반전 정도가 호가단위의 확대를 전후하여 별 차이가 없는 것 같다.

23) 일중수익률의 측정기간이 다양하여 분산비율분석은 하지 않았다. 수익률기간이 4개장중 수익률은 1시간씩, 정오폐장기간 수익률은 1시간 30분, 그리고 밤중폐장기간 수익률은 18시간 30분이다.

24) 주가수준별 호가단위는 1만원 미만은 10원, 1만원 이상 10만원 미만은 100원, 10만원 이상 50만원 미만은 500원, 및 50만원 이상은 1,000원이다. 변경전에는 1만원 미만은 10원이고 1만원 이상은 100원이었다. 이것이 다시 1998.3.2 부터 다음과 같이 변경시행되고 있다. 0.5만원미만→5원, 0.5~1만원→10원, 1~5만원→50원, 5~10만원→100원, 10~50만원→500원, 및 50만원이상→1,000원.

25) 일별수익률(거래가격 기준)의 1차 자기상관은 표 6에서 +0.077이었다. 이로 보아 약하긴 하나 어제의 주가가 오늘에 이어지는 경향인데(즉 주가의 지속, price continuation) 반해 일중주가는 반전하는 경향을 보이고 있음을 알 수 있다.

26) 이를테면, 거래가격을 기초로 한 수익률의 분산비율은 1보다 작았으나, 매수호가를 기초로 한 수익률의 분산비율은 1과 유사하거나 1보다도 더 컸다.

27) 시차 2의 경우 자기상관이 -0.010, 표준오차가 0.003으로 통계적인 유의성은 있다.

〈표 8〉 거래가격 기준 日中수익률의 자기상관

기간	시차 1	시차 2	시차 3	시차 4	시차 5	시차 6
95. 1. 1 ~ 6.30 (전체기간)	-0.155 0.006	-0.010 0.003	0.004 0.003	0.002 0.003	0.005 0.004	0.001 0.004
95. 1. 1 ~ 3.31 (호가단위확대전)	-0.166 0.006	-0.014 0.004	0.017 0.004	-0.003 0.005	0.001 0.005	-0.003 0.005
95. 4. 1 ~ 6.30 (호가단위확대후)	-0.157 0.007	-0.006 0.004	-0.005 0.004	0.007 0.004	0.010 0.005	0.009 0.005

* 자기상관 바로 아래에 있는 수치는 표준오차이다.

V. 요약 및 결론

최근 실증분석 결과 나타난 주가의 예측가능성에 대한 증거들로 말미암아 시장의 효율성에 강한 의문이 제기되고 있다. 주가의 반전현상이 바로 주가의 예측을 가능하게 한다는 것이다. 본 논문은 KOSPI 200 주가지수 구성종목에 대한 日別자료를 이용한 실증분석을 통해, 우리 나라 주식시장에 이와 같은 주가의 반전현상이 있는지, 있다면 그 원인이 무엇인지에 대하여 알아보았다.

먼저, 1994.4.1~1996.3.31 기간동안 일별자료를 이용하여 주식수익률의 시계열적 특성인 주가반전현상을 설명하는데 있어, 호가스프레드와 과잉반응의 상대적인 중요성에 대해 조사하였다. 여기서는 다음과 같은 중요한 사항들을 발견하였다.

첫째, 우리 나라 증권시장에 주가반전이 있다는 것을 확인하였으며, 이와 같은 단기 주가반전의 주된 원천은 호가스프레드라는 것을 발견하였다. 시장의 과잉반응에 대한 증거는 거의 없으며, 호가스프레드에 기인하는 측정오류를 가격에서 제외시켰을 때, 주식수익률이 음(-)이 아니라 오히려 다소 양(+의 자기상관을 갖고 있음을 발견하였다. 과잉반응은 수익률추정기간을 어떻게 하든 수익률에 음(-)의 시계열상관이 있다고 주장한다.

둘째, 거래가격을 기준으로 한 주식수익률을 이용해서 분산을 계산하면, 호가스프레드에 기인하는 변동성 때문에 분산이 상당히 상향 偏倚됨을 발견하였다. 소·중형주식의 경우, 거래가격을 기초로 한 일별수익률 분산의 약 16%~15%를 호가

스프레드로 설명할 수 있었다.

이러한 호가스프레드에 기인하는 추가적인 변동성의 문제는 日中수익률을 사용하는 분석에 있어서는 더욱 심각할 것으로 보인다. 호가스프레드에 기인하는 변동성은 수익률측정기간에 따라 변동하지 않으므로, 수익률측정기간을 짧게 할 수록 이와 같은 호가스프레드에 기인하는 변동성은 체계적으로 증가하고, ‘진정한’ 수익률의 변동성 부분은 상대적으로 줄어들게 될 것이다. 따라서 여러 실증분석에 있어 매도호가나 매수호가 또는 두 호가의 평균을 이용하여 수익률 시계열을 만들고 이를 이용하면 보다 신뢰성 있는 분석결과를 얻을 수 있을 것으로 생각된다.

마지막으로, 본 연구는 다음과 같은 점을 시사해 주고 있다. 우리 나라의 경우 호가스프레드는 딜러마켓에서와 같은 “마진”의 의미가 전혀 없다. 따라서 호가스프레드의 크기를 결정하는데 있어 중요한 역할을 하게 되는 “호가단위”를 적절한 수준으로 가능한한 작게 하는 것이 바람직 할 것이다. 이는 매도자와 매수자의 의견접근을 용이하게 함으로서 매매의 성립을 촉진할 뿐만 아니라, 앞서 설명한 호가스프레드로 인한 추가적인 변동성을 줄이는 효과도 아울러 기할 수 있을 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 김영규, 배재봉, 1994. 8, 한국 주식수익률의 시계열적 종속성에 관한 연구, 재무연구, pp.1-29.
- 김희집, 남상구, 조지호, 이건중, 배창모, 박준, 윤정용, 1988, 우리 나라 증권시장에서의 주가의 과잉반응에 관한 연구, 증권학회지, pp.1-25.
- 정재엽, 1994. 2, 우리 나라 주식시장의 과민반응에 관한 실증적 연구, 재무연구, pp.131-144.
- Atkins, A. B. and E. A. Dyl, 1990, Price reversal, bid-ask spreads, and market efficiency, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp.535-547.
- Conrad, Jenifer and Gautam Kaul, 1989, Mean reversion in short-horizon expected returns, *Review of Financial Studies*, pp.225-240.
- De Bondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler, 1987, Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance*, pp.557-581.
- Fama, Eugene F., 1970, Efficient capital market : A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, pp.383-417.
- Fama, Eugene F., 1991, Efficient capital market : II, *Journal of Finance*, pp. 1575-1617.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1988a, Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy*, pp.246-273.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1988b, Dividend yields and expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, pp.3-25.
- French, Kenneth R. and Richard Roll, 1986, Stock return variances--The arrival of information and the reaction of traders, *Journal of Financial Economics*, pp.5-26.
- Howe, John S., 1986, Evidence on stock market overreaction, *Financial Analyst Journal*, pp.74-77.
- Kaul, Gautam and M. Nimalendran, 1990, Price reversals : Bid-ask errors or market overreaction?, *Journal of Financial Economics*, pp.67-93.
- Kendall, Maurice G. and Allen Stuart, 1976, The advanced theory of statistics, Vol.3(Griffin, London).

- Lakonishok, Josef and Seymour Smith, 1988, Are seasonal anomalies real? : A ninety year perspective, *Review of Financial Studies*, pp.435-455.
- Lehmann, Bruce N., 1990, Fads, martingales, and market efficiency, *Quarterly Journal of Economics*, pp.1-28.
- Lehman, Bruce N. and David M. Modest, 1994, Trading and liquidity on the Tokyo Stock Exchange : A bird's eye view, *Journal of Finance*, pp.951-984.
- Lo, Andrew W. and A Craig MacKinlay, 1988, Stock market prices do not follow random walks : Evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, pp.41-66.
- Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay, 1989, The size and power of the variance ratio test in finite samples : A Monte Carlo investigation, *Journal of Econometrics*, pp.203-238.
- Lo, Andrew W. and A Craig MacKinlay, 1990, When are contrarian profits due to stock market overreaction?, *Review of Financial Studies*, pp.175- 205.
- Niederhoffer, Victor and M. F. N. Osborne, 1966, Market making and reversal on the stock exchange, *Journal of American Statistical Association*, pp.897-916.
- New York Stock Exchange, Fact Book(1995 Data).
- New York Stock Exchange, Constitution and Rules(1991.4.1).
- Poterba, James M. and Lawrence H. Summers, 1988, Mean reversion in stock prices-Evidence and implication, *Journal of Financial Economics*, pp.27-59.
- Roll, Richard, 1983, Was ist das? The turn-of-year effect and return premia of small firms, *Journal of Portfolio Management*, pp.18-28.
- Roll, Richard, 1984, A simple implicit measure of the bid/ask spread in an efficient market, *Journal of Finance*, pp.1127-1139.
- Singleton, Kenneth J., Specification and estimation of intertemporal asset pricing models, in Handbook of Monetary Economics, Benjamin Friedman and Frank Hahn, eds.(New York : North-Holland, 1987).
- Stoll, Hans R., 1989, Inferring the components of the bid-ask spread : Theory and empirical tests, *Journal of Finance*, pp.115-134.

Summers, Lawrence H., 1986, Does the stock market rationally reflect fundamental values?, *Journal of Finance*, pp.591-602.

Zarowin Paul, Spring 1989, Short market overreaction : Size and seasonality effects, *Journal of Portfolio Management*, pp.26-29.