

한국증권시장에서 실효 스프레드의 구성

남상구* · 박종호**

〈요 약〉

한국 증권시장은 뉴욕증권거래소와 시장구조가 다르다. 미국 시장에서 많은 연구들은 스페셜리스트의 고시 스프레드의 결정 요인과 성분에 관한 것이다. 그러나 한국 증권 시장에서는 스페셜리스트가 없어서 고시 스프레드는 존재하지 않으며, 그 대신 많은 투자자들이 낸 지정가 주문이 시장 스프레드를 구성한다.

본 연구에서는 투자자들이 거래하면서 비용으로 부담하는 실효 스프레드를 거래 전 스프레드와, 접속매매에서만 나타나는 접속매매시 역선택 정보비용으로 구분하였으며, 다시 거래 전 스프레드를 주문처리 비용 및 역선택 비용으로 구분하였다. 두 성분의 역선택 비용은 투자자들간의 경쟁이 커지면 작아질 것으로 기대되었다.

동시호가와 접속매매 등 거래 방법에 따라 스프레드의 크기 및 구성이 달라질 것으로 예상하여 동시호가로만 거래가 체결된 시가와 오후 시가, 종가, 그리고 접속매매로만 거래가 이루어진 오전 종가, 오후 접속매매 증가로 구분하여 일별 수익률을 이용하여 검증하였다.

검증 결과 거래 전 스프레드에서 역선택 비용과 접속매매시 역선택 정보비용은 경쟁이 커질수록 작아진다고 할 수 있었다.

I. 서 론

최근 증권시장 미시구조에 대한 관심이 높아지면서 다양한 연구 결과가 발표되고 있다. 그러나 스프레드에 관한 대부분의 연구들이 한국과는 시장구조가 다른 미국 시장을 중심으로 이루어져 왔다. 뉴욕증권거래소(NYSE)는 한국증권거래소(KSE)와 달리 스페셜리스트라는 딜러가 있어서 투자자들의 즉각적인 거래 요구에 따라 거래의 즉시성을 제공하고 있다. 그러나 KSE에는 딜러가 없고 투자자들이 낸 지정가 주문이 딜러

* 고려대학교 경영대학 교수

** 순천대학교 경영학과 교수

*** 본 연구는 한국증권학회의 지원을 받았습니다.

**** 본 연구에 대하여 유익하고 발전적인 지적을 해주신 익명의 두분 심사위원께 감사드립니다.

의 고시 가격 역할을 하여 거래의 즉시성이 제공된다. 따라서 스페셜리스트가 고시하는 스프레드(quoted spread)와 지정가 주문에 의한 시장 스프레드(market spread)는 모두 달러 스프레드라고 할 수 있지만 경쟁의 정도에 따라 그 크기가 차이가 있다.

미국 시장에서는 스페셜리스트가 고시하는 사자-팔자 가격에서만 거래가 이루어지는 것이 아니라 그 가격 범위 안에서도 거래가 이루어진다.¹⁾ 따라서 스페셜리스트가 고시한 스프레드(quoted spread : QS)와 투자자가 실제 지불해야 하는 거래비용으로서의 실효 스프레드(effective spread : ES)는 차이가 있으며, 일반적으로 실효 스프레드가 고시 스프레드보다 작다($QS \geq ES$). 그러나 한국증권거래소에서는 가장 낮은 팔자가격과 가장 높은 사자가격을 기준으로 시장 스프레드를 계산하기 때문에 투자자가 실제로 지불하는 스프레드는 시장 스프레드(MS)와 같거나 그 보다는 크게 된다. 즉 시장 스프레드는 실효 스프레드의 최소값이며, $MS \leq ES$ 인 관계가 성립한다. 따라서 미국 시장에 잘 적용될 수 있는 고시 스프레드를 중심으로 실효 스프레드를 계산하는 모형은 한국 시장에서는 그대로 적용할 수 없다.

또한 NYSE에서는 특정 종목을 취급하는 스페셜리스트가 1인이고, 스페셜리스트가 고시한 사자-팔자 가격 범위 내에서 거래하고자 하는 거래자는(장내 거래자(floor trader) 또는 지정가 주문 거래자) 스페셜리스트보다 열등한 위치에 있기 때문에 스페셜리스트의 고시가격에 대한 경쟁은 제한적이다.²⁾ 따라서 달러 간의 경쟁이 심할 때보다 고시 스프레드는 클 것으로 예상된다. 이에 비해 개별경쟁매매 방식에 의해 거래가 이루어지는 KSE에서는 투자자 각각이 달러 기능을 수행하기 때문에 투자자들은 거래의 성공 확률을 높이기 위해 가능한 한 유리한 가격을 제시해야 한다. 따라서 투자자들은 시장 스프레드를 줄이는 방향으로 주문을 내게 되며, 주문이 많을수록 시장 스프레드는 작아질 수밖에 없다.

국내 시장의 스프레드에 대한 연구로서 장하성·옥진호(1996)는 1993년과 1994년 중 6개월의 표본에 대해 각 시간대별로 시장 스프레드를 측정하였다. 그러나 이들은 거래가 일어나기 직전과 직후에는 시장 스프레드의 크기가 달라지는데 이를 고려하지 않았으며 거래의 비용이 되는 실효 스프레드를 측정하지는 않았다. 최혁(1996)은 1995년 4~6월 기간에 대해 Madhavan, Richardson & Roomans(1997) 모형을 이용하여 1만원에

1) New York Stock Exchange Fact Book(1991)에 의하면 1988년 거래량 중 18.4%에 스페셜리스트가 거래 상대방이 되었고, 좀 더 최근에는 스페셜리스트의 참여도가 총 거래량의 19.0~19.9%에 달한다고 하였다. Lin, Sanger & Booth(1995)에서 재인용.

2) Tinic & West(1979)는 대부분의 specialist unit은 multiproduct monopoly로 분류될 수 있다고 하였다. 또한 일부 종목에 대해서는 여러 명의 스페셜리스트가 존재하지만 그들간의 경쟁은 제한적일 수 있다.

서 10만원의 가격대에 있는 거래 자료로부터 함축 스프레드(implied spread)를 추정한 결과 약 96원이라고 하였다. 그러나 기본 호가 단위인 100원보다 작아 과소 평가되었다는 것을 알 수 있다. 구본일(1997)은 1994년 7, 8월 자료에 대해 Amihud & Mendelson (1987)의 이항 분포 모형을 수정하여 시장 스프레드를 추정하였다. 그 결과 평균 시장 스프레드를 32원이라고 하여 이 역시 과소 추정되었음을 보여준다. 이처럼 국내 연구들이 시장 스프레드를 중심으로 이루어졌거나 현실성 있는 실효 스프레드를 추정하지 못하고 있어 실제 투자자들의 거래비용의 중요한 부분인 실효 스프레드를 적절히 추정할 필요가 있다.

스프레드의 구성 요소에 대해서는 NYSE와 KSE의 시장 구조가 다르다고 하더라도 스프레드가 전체 거래 비용 중 일부를 구성하며 모두 딜러 스프레드라고 할 수 있으므로 그 크기가 두 시장에서 서로 다를지라도 비슷한 성분으로 구성되었다고 생각할 수 있다.

지금까지의 연구들에 의하면 스프레드의 구성요소로는 주문처리비용, 재고유지비용, 역선택비용, 딜러 간의 경쟁 등이 있다. Bagehot(1971)은 총 사자-팔자 스프레드는 독점력, 결제 비용, 재고 비용과 비대칭 정보 비용 등으로 나눌 수 있다고 하였다.³⁾ Glosten & Harris(1988)는 스프레드를 비대칭 정보에 의한 부분과 재고비용, 독점력, 결제비용에 의한 부분으로 나누어 설명하였다. 딜러 스프레드의 결정요인에 대해 Schwartz (1988 : 419-420)는 거래가 활발한 정도, 재고유지 비용, 역선택 정보비용, 딜러 간의 경쟁 등을 제시하였다. Demsetz(1968), Hamilton(1978), McInish & Wood(1992)은 딜러가 직면하는 경쟁을 중요한 요인이라고 주장하였으며, 경쟁이 클수록 스프레드가 작아진다고 하였다.

주문처리비용의 성격에 대해 Tinic(1972)는 교환과 결제 수수료, 장부정리 및 사무실 비용, 시장조성자의 시간과 노력, 그리고 기타 사무비용으로 구성되어 있다고 하였으며 Copeland & Stoll(1990)은 고정비의 성격을 갖는다고 하였다. 재고유지비용에 대해서 Stoll(1978)과 Ho & Stoll(1983)은 주문흐름의 불균형은 시장 조성인(딜러)의 재고가 적정한 수준에서 벗어나게 만들기 때문에 재고 유지비용을 발생시킨다고 하였고, Hasbrouck (1988), Stoll(1989), George, Kaul & Nimalendran(GKN)(1991), MadHavan & Smidt (1991) 등에 의하면 그 크기는 상대적으로 작은 것으로 보고되고 있다.

Glosten & Milgrom(1985), Glosten & Harris(1988)와 Affleck et al.(1994)에 따르면 스페셜리스트가 우월한 정보를 갖고 있는 투자자와 거래해야 하는데 따른 역선택 비용 또한 스프레드를 결정하는 중요한 요인이다. 이는 시장 조성인(딜러)은 정보거래자

3) Glosten(1987) p. 1293에서 재인용.

와의 거래에 대한 손실을 만회하기 위하여 유동성거래자에게 스프레드의 형태로 비용을 부과하기 때문이다.

그러나 GKN(1991), Madhavan & Smidt(1991), Lin, Sanger & Booth(1995) 등 최근의 연구에서는 스프레드의 구성 요소에 대한 설명 변수로서 딜러 간 경쟁은 제외되고 있다. 이는 딜러가 직면하는 경쟁을 스프레드의 중요한 요소로 고려하지 않았거나, Glosten & Harris(1988)의 분류처럼 딜러 간의 경쟁을 비대칭 정보와는 관련이 없는 거래 비용 항목으로 간주하기 때문으로 보인다. 딜러 간 경쟁을 중요한 요소로 고려하지 않는 이유로는 NYSE에서는 전술한 바와 같이 스페셜리스트의 고시가격에 대한 경쟁은 제한적이기 때문으로 생각된다. 그러나 한국시장에서는 투자자 각각이 한 사람의 딜러이므로 NYSE에서 보다 투자자들 (즉 딜러들)간의 경쟁이 훨씬 크다고 할 수 있다. 또한 투자자들의 경쟁은 호가로 나타나며, 호가는 자신이 가지고 있는 정보의 양과 질에 따라 달라지므로 미국시장과는 달리 딜러 간의 경쟁을 정보와 관련된 부분으로 고려해야 할 것이다.

새로운 주문이 시장에 도달하여 거래가 체결될 때 이 주문이 도달하기 직전 시장 스프레드와, 주문이 시장에 도달하여 거래가 체결된 직후의 시장 스프레드를 비교하면 거래 체결 후 시장 스프레드가 거래 체결전 스프레드와 같거나 더 크다. 다시 말하면 비슷한 시점에서도 거래가 체결되기 직전의 시장 스프레드가 가장 작다. 이를 “거래 전 스프레드”라고 하자. 투자자들이 비용으로 부담하는 실효 스프레드는 거래 전 스프레드보다 더 크거나 같게 된다. 실효 스프레드와 거래 전 스프레드의 차이는 하나의 상대 주문에 대해 평균적으로 거래가 이루어지는 지정가 주문 가격과 최우선 호가의 차이를 나타내는 역선택 정보비용이라 할 수 있다. 역선택 정보비용 중 이러한 성분은 동시호가에서는 나타나지 않으며 접속매매에서만 나타난다. 그러므로 제2장에서 정의하는 바와 같이 실효 스프레드와 거래 전 스프레드 차이를 “접속매매의 역선택 정보비용”이라고 하자.⁴⁾

본 연구에서는 실효 스프레드를 주문처리 비용과 역선택 비용의 일부로 구성되는 “거래 전 스프레드”와 접속매매에서만 나타나는 “접속매매의 역선택 정보비용” 등 두 가지 요소로 구분하여 실증검증을 실시하였다. 검증 결과 거래량, 거래횟수, 주주 수와 주가 수준이 증가함에 따라 거래 전 스프레드는 감소하였다. 거래 전 스프레드를 구성하고 있는 두 성분 즉, 주문처리비용과 역선택 비용 중 주문처리 비용의 크기가 일정하다고 가정하고 거래량, 거래횟수 그리고 주주 수가 경쟁을 나타내는 대용치(proxy)라고 한다

4) 거래 전 스프레드에도 역선택 정보비용 성분이 있기 때문에 구별하기 위해 “접속매매의 역선택 정보비용”으로 부르도록 한다.

먼 이는 경쟁이 높을수록 역선택 비용이 작아짐을 의미한다. 접속매매의 역선택 정보비용도 거래량, 거래횟수, 주주 수가 많을수록 작아져서, 경쟁이 커질수록 접속매매의 역선택 정보비용은 작아졌다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서 지정가 주문에 의해 거래의 즉시성이 제공되는 KSE에서 스프레드의 구성 모형을 설명하고, 제3장에서는 수정된 GKN(1991)의 모형을 이용한 스프레드 성분 추정 방법을 설명한다. 제4장에서는 검증 결과를 제시하고 제5장에서 본 연구를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 모 형

1. 한국주식시장에서 스프레드의 구성

거래에 참여하는 투자자는 크게 유동성거래자와 정보거래자로 나눌 수 있으며, 정보거래자는 다시 우월한 정보거래자와 열등한 정보거래자로 나누어진다. 우월한 정보거래자란 자신이 다른 사람보다 우월한 정보를 가지고 있고, 그 정보의 가치가 충분히 커서 상대방 호가를 받아들일 수 있다고 믿는 거래자이다. 이들은 지정가로 주문을 내고 거래가 체결되기를 기다리기보다는 거래 체결 확률이 높은 시장가 주문을 선호하며 시장가로 즉시 거래를 체결하려는 유인을 갖는다. 따라서 지정가로 주문을 내고 거래가 체결되기를 기다리는 투자자들은 대부분 유동성 거래자이거나 열등한 정보거래자로 볼 수 있다. 열등한 정보거래자는 자신이 보유하고 있는 정보의 가치가 상대방 호가로 거래를 체결하기에는 불충분하다고 생각하는 정보거래자이다.

지정가 사자주문을 내고 거래가 체결되기를 기다리는 투자자와 주문을 내지 않고 시장의 팔자 가격이 자신이 예정한 가격에 도달하기를 기다리는 투자자를 비교해 보자. 지정가로 주문을 내는 투자자는 주문을 내지 않고 기다리는 투자자에 비해 같은 가격에 주문을 낼 경우 시간우선의 원칙에 따라 먼저 거래가 체결된다는 유리한 점이 있다. 그러나 지정가 주문은 주문에 대기하고 있는 동안 현재 시장 균형가격이 예기치 않게 변동했는데도 자신이 미리 제시한 지정가로 거래가 체결되어 손해를 입을 가능성이 커지는 불리한 점을 감수해야 한다.

한편 높은 가격의 지정가 사자주문은 거래의 성공확률이 높아지지만 높은 가격만큼 거래가 체결되었을 때의 이익은 적어지게 된다. 이는 팔자 주문의 경우도 마찬가지이다. 한국 증권시장에서는 개별경쟁매매 방식으로 거래가 이루어지기 때문에 투자자들은 서

로 호가로 경쟁을 하게 된다. 투자자는 지정가 주문을 낼 때 이익의 크기와 주문의 성공확률을 고려하게 되고 경쟁이 심할 수록 기대 이익을 줄이고 거래 체결 확률을 높이려고 한다. 이 때 투자자가 부담하는 이익의 감소를 주문이 체결될 확률을 높이기 위한 비용이라고 할 수 있다.

이제 투자자들이 지정가 주문을 내면서 고려하는 비용을 생각해보자. 사자 주문을 내는 투자자는 기회비용으로서 투자를 회수할 때까지 드는 주문처리 비용과 재고비용⁵⁾을 고려한다. 따라서 사자 주문가격은 진정한 가격⁶⁾에서 재고비용(IC)과 주문처리 비용(TC)을 뺀 값보다는 작아야 한다. 또한 주문이 대기하고 있는 동안 진정한 가격이 변동하여 입게 될 손해(Φ)를 고려하여 이를 빼주어야 하며, 여기에 주문이 체결될 확률을 높이기 위한 비용(CC)을 더한 것이 실제의 사자 주문가격이 된다.

지정가 팔자주문의 경우도 비슷하다. 팔자주문을 내는 투자자 역시 진정한 가격이 변동했을 경우 손해를 볼 수 있으므로 주문이 대기하고 있는 동안 진정한 가격이 변동하여 입게 될 손해를 팔자가격에 더해주어야 한다. 그러나 주문처리 비용(TC)은 투자자가 주식을 매입할 때 투자자금을 회수하기 위해서 부담해야 하는 비용으로 고려하였기 때문에 고려할 필요가 없다. 또한 재고비용은 보유 주식을 매도하면 더 이상 부담하지 않아도 된다. 따라서 팔자 주문가격은 진정한 가격에다 주문에 대기하고 있는 동안 진정한 가격이 변동할 경우 볼 손해(Φ)를 더하고 기회이익으로서 재고비용(IC)을 뺀 값에다 주문이 체결될 확률을 높이기 위한 비용(CC)을 뺀 것이다.

팔자 주문과 사자 주문을 내는 투자자들이 모두 주식의 진정한 가격에 동의한다고 가정하고 이상을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$MA = M_t + \Phi - IC - CC \quad (1)$$

$$MB = M_t - \Phi - TC - IC + CC \quad (2)$$

MA = 최우선 지정가 팔자 가격

MB = 최우선 지정가 사자 가격

M_t = 진정한 가격

TC = 주문처리비용

IC = 재고비용

Φ = 역선택비용(진정한 가격 변동에 따른 손해)

CC = 경쟁비용(주문 체결확률을 높이기 위한 비용)

5) 스페셜리스트 뿐만 아니라 일반 투자자도 주식 보유에 대해 비용이 발생한다. 이는 주식 투자 자금의 이자비용 등을 말한다.

6) 공공연히 이용 가능한 모든 정보를 반영하고 관찰되지 않은 가격

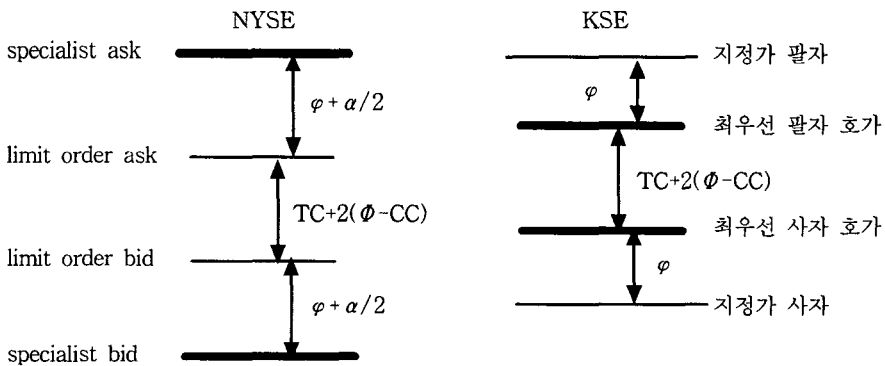
단순화하기 위하여 역선택 비용과 주문 체결확률을 높이기 위한 비용은 사자와 팔자 주문의 경우 모두 같다고 가정한다.

그러면 거래전 시장 스프레드(MS)의 크기는 아래의 식으로 주어진다.

$$MS = MA - MB = \phi - IC - CC + \phi + TC + IC - CC = 2(\phi - CC) + TC \quad (3)$$

식 (3)을 보면 거래전 시장 스프레드는 지정가 주문을 내고 대기할 때, 진정한 가격이 변동함으로써 부담하여야 하는 역선택 비용(ϕ)과 주문 성공 확률을 높이기 위하여 포기해야 하는 이익(CC), 그리고 주식 매입에서 매도까지 거래 비용(TC)으로 구성되며 재고비용(IC)는 나타나지 않는다.

[그림 1] NYSE와 KSE에서 스프레드 성분의 구성



TC = 주문처리 비용, IC = 재고비용, CC = 경쟁비용, ϕ = 진정한 가격 변동에 따른 역선택비용, ϕ = 접속매매의 역선택 비용, α = 독점이익

KSE에서 투자자가 주식을 사서 다시 팔 때 실제로 부담하는 스프레드, 즉 실패 스프레드(ES)는 일반적으로 거래전 시장 스프레드(MS)보다 크다. 여러 지정가 주문이 대기하고 있을 때 시장가 주문이⁷⁾ 하나 들어오면 최우선 호가뿐만 아니라 그 외의 더 많은 대기 주문이 체결될 수 있다. 예를 들어 팔자주문은 $(MA + \phi)$ 이하인 지정가 주문까지 거래가 체결되고, 사자주문의 경우에는 $(MB - \phi)$ 이상인 지정가 주문까지 거래가 체결된다고 가정하자. 여기서 ϕ 는 최우선 호가와, 하나의 시장가 주문에 대해 평균적으로 거래가 체결되는 지정가 주문의 호가 차이이다. 이는 접속매매의 지정가 주문 시장에서만 나타나는 역선택 비용이라고 할 수 있다. 이 때 최우선 팔자 가격(MA)과 비교하여 팔자

7) 시장가 주문제도가 없는 경우에는 현재 최우선 팔자(사자) 호가보다 같거나 높은(낮은) 가격으로 들어온 지정가 주문은 시장가 주문으로 간주할 수 있다.

가격이 $(MA + \varphi)$ 인 팔자주문은 역선택 비용을 φ 만큼 작게 부담하지만 주문 체결확률은 그만큼 낮아지게 된다. 투자자들은 실제 거래에서 실효 스프레드만큼의 비용을 부담하게 되며, 이는 거래전 시장 스프레드보다 큰 $TC + 2(\varphi - CC) + 2\varphi = MS + 2\varphi$ 가 된다. 거래 전 최우선 팔자 호가는 MA 가 되고 평균적인 거래 후 최우선 팔자 호가는 $MA + \varphi$ 가 된다. 거래후 시장 스프레드는 $TC + 2(\varphi - CC) + \varphi$ 가 된다. 이를 그림으로 나타내면 [그림 1]과 같다.

2. 실효 스프레드 추정 모형

실효 스프레드를 측정하는 모형들은 모두 연속된 거래 가격 변화의 공분산을 분석하여 스프레드를 추정하고 있다. 이들 모형에는 거래자료의 시계열 공분산을 이용한 Roll(1984), Stoll(1989), GKN(1991) 등의 모형과, 거래체결자료를 이용하여 합축 스프레드를 추정하는 Madhavan, Richardson & Roomans(MRR)(1997)의 모형 등 다양한 변형이 있다. 본 연구에서는 GKN(1991)의 모형을 지정가 주문시장에 맞게 변형하여 스프레드의 크기와 구성 요소를 분석해 본다. GKN 모형을 사용한 이유는 다음과 같다.

- ① MRR 모형은 기존에 제시된 대부분의 호가-가격 모형들을 포괄하는 모형이라고 할 수 있지만 연속된 거래자료를 이용하고 있고 GKN 모형은 일별 종가 자료를 이용하여 실효 스프레드를 구하고 있다. 본 연구에서는 하루 중 서로 다른 시간대(또는 거래체결 방법)에 대해 일별 수익률로부터 실효 스프레드를 추정하기 때문에 GKN 모형이 더 적절하다.
- ② GKN(1991)의 모형은 기존 모형인 Roll(1984)의 모형을 개선하여 실효 스프레드를 추정할 때 기대수익률의 변화를 제거하여 정확한 실효 스프레드를 추정할 수 있도록 해준다. 따라서 표본 기간이 주가 상승기인가 하강기인가에 관계없이 사용될 수 있다.
- ③ 본 연구의 모형에서는 시장 스프레드에 재고유지 비용이 포함되지 않는데 이는 GKN(1991) 모형에서 재고유지 비용이 없다고 가정한 것과 같다.⁸⁾

먼저 다음과 같이 변수를 정의한다.

P_t = 거래 t의 관찰된 가격

8) GKN(1991)의 모형에서는 스프레드를 추정할 때 기대 수익률의 변동을 제거하여 Roll(1984)의 방법이 갖는 수익률 공분산이 0보다 커서 스프레드가 추정되지 않는 문제가 없어 현실을 좀더 잘 설명할 수 있다.

$Q_t = P_t$ 의 사자-팔자 분류에 대한 표식자(거래 t 가 팔자 가격에서 체결되었으면 1, 사자 가격에서 체결되었으면 -1)

M_t = 거래 t 직후 공공연히 이용 가능한 모든 정보를 반영한 관찰되지 않은 진정한 가격

E_t = 거래 $t-1$ 시점에서 모든 공공 정보에 근거하여 거래 $t-1$ 과 t 사이 기간의 관찰되지 않은 기대 수익률

U_t = 거래 $t-1$ 과 t 사이에서 공공 정보의 도달에 따른 진정한 가격의 관찰되지 않은 변동

$$s_q = \text{접속매매에서 거래 체결 직후 시장 사자 팔자 스프레드} = TC + 2(\phi - CC) + \phi \quad (4)$$

$$s_e = \text{실효 스프레드} = TC + 2(\phi - CC) + 2\phi \quad (5)$$

사자 주문과 팔자 주문 어느 쪽에 의해 거래가 체결되었는가에 따라 거래가격에 대한 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다. 사자 주문에 의해 거래가 체결되었을 때

$$P_t = M_t + (\phi - CC) - IC + \phi = \left(M_t - IC - \frac{TC}{2} \right) + \left(\frac{TC}{2} + (\phi - CC) + \phi \right) = M'_t + \frac{s_e}{2}$$

팔자 주문에 의해 거래가 체결되었을 때

$$P_t = M_t - (\phi - CC) - IC - TC - \phi = \left(M_t - IC - \frac{TC}{2} \right) - \left(\frac{TC}{2} + (\phi - CC) + \phi \right) = M'_t - \frac{s_e}{2}$$

$$M_t = E_t + M_{t-1} + U_t \quad (6)$$

단, $M'_t = M_t - IC - \frac{TC}{2}$

두 식을 함께 표시하면 다음과 같다.

$$P_t = M'_t + \frac{s_e}{2} \times Q_t \quad (7)$$

이 때 M'_t 은 진정한 가격 M_t 가 최우선 사자 가격과 팔자 가격의 중간에 있지 않고 팔자 가격에 가깝게 있기 때문에 계산의 편의상 $IC + \frac{TC}{2}$ 만큼을 진정한 가격 M_t 에서 빼서 시장 호가의 중간으로 이동시킨 것이다.

이 모형이 GKN(1991)과 다른 점은 GKN(1991)에서는 역선택 정보비용이 진정한 가격의 변동을 나타낸 식 (6)에 나타났으나 여기서는 실제 가격변동을 나타낸 식 (7)에서 나타난다는 점이다. GKN(1991)의 모형에서는 스페셜리스트가 주문이 들어오는 상황과 거래 체결 상황을 보고 곧바로 딜러 사자-팔자 가격을 조정한다고 가정한다. 그러나 딜러가 없이 지정가 주문에 의해 거래가 체결될 때는 복수의 딜러 역할을 하고 있는, 지정가 주문 투자자들이 모두 역선택 정보에 동의할 때만 최우선 사자-팔자 가격이 변동하게 된다. 따라서 일부 투자자들이 갖고 있는 정보가 모든 지정가 주문 투자자들에게 알려져 주문에 반영된다면 이는 이번 기간 동안의 기대되지 않은 진정한 가격의 변동 U_t 의 움직임으로 나타나게 된다. 그러나 모든 지정가 주문 투자자에게 이 정보가 알려지기까지는 이 정보를 갖고 있는 사람은 이익을 보고, 그렇지 않은 투자자는 손해를 보게 된다. 즉 지정가 주문을 냈을 경우에는 역선택 정보에 의해 손해를 볼 수 있고 이에 따라 가격도 변동하지만, 모든 지정가 주문 투자자들이 이 정보의 해석에 동의했을 때만 진정한 가격은 변동하게 된다.

Ⅲ. 스프레드의 측정

전 장의 거래가격 모형에서 수익률 모형을 도출할 수 있다. R_{jTt} 를 t-1과 t 시점간의 거래 가격에 의한 j 자산의 연속수익률이라고 하자. 식 (6)과 (7)에서

$$R_{jTt} = E_{jt} + B_{jt} + U_{jt} \quad (8)$$

$$\text{단, } B_{jt} = \frac{s_e}{2} (Q_t - Q_{t-1})$$

거래 수익률의 시계열 공분산은

$$\begin{aligned} \text{Cov}(R_{jTt}, R_{jTt-1}) &= \text{Cov}(E_{jt}, E_{jt-1}) - \text{Cov}(B_{jt}, B_{jt-1}) \\ &= \text{Cov}(E_{jt}, E_{jt-1}) - \frac{s_e^2}{4} \end{aligned} \quad (9)$$

이다. 식 (9)에서 실효 스프레드는

$$2\sqrt{-[\text{Cov}(R_{jTt}, R_{jTt-1}) - \text{Cov}(E_{jt}, E_{jt-1})]} = s_e \quad (10)$$

Roll(1984)의 추정치는

$$s_R = 2\sqrt{-\text{Cov}(R_{jTt}, R_{jTt-1})} \quad (11)$$

로⁹⁾ $Cov(E_{jt}, E_{jt-1}) > 0$ 이라면 식 (10)에 비해 과소 추정되거나 추정되지 않을 수 있다.¹⁰⁾ GKN(1991)은 기대수익률 E_{jt} 를 제거하기 위하여 거래 가격의 수익률에서 최우선 사자 가격의 수익률을 빼고 이 차의 시계열 공분산을 이용하여 스프레드를 추정하였다. 최우선 사자 호가에서 계산된 수익률 R_{jBt} 은 다음과 같다.

$$R_{jBt} = E_{jt} + U_{jt} \tag{12}$$

이제 두 수익률 R_{jTt} 와 R_{jBt} 의 차이를 RD_{jt} 라 하면,

$$RD_{jt} = \frac{s_e}{2} [Q_{jt} - Q_{jt-1}] \tag{13}$$

RD_{jt} 의 시계열 공분산은

$$Cov(RD_{jt}, RD_{jt-1}) = -\frac{s_e^2}{4} \tag{14}$$

여기서 실효 스프레드 s_e 는

$$s_e = \sqrt{-4Cov(RD_{jt}, RD_{jt-1})} \tag{15}$$

Roll(1984)의 추정치 s_R 과 달리 s_e 는 기대수익률의 변동에 의해 영향을 받지 않는다.

이제 스프레드의 구성 성분을 살펴보자. 앞에서 정의한 대로 역선택 정보비용 ϕ 를 “접속매매의 역선택 정보비용”이라고 하고 $TC+2(\phi-CC)$ 를 “거래 전 스프레드”라고 하면 총 실효 스프레드는 거래 전 스프레드와 접속매매의 역선택 정보비용으로 나눌 수 있다. 거래 전 스프레드의 구성 성분 중 주문처리 비용 TC는 경쟁의 정도나 역선택 정보의 크기와 관계없이 일정하다고 가정할 수 있다. 역선택 정보 비용과 경쟁 비용 $2(\phi-CC)$ 는 실제로는 각 성분이 경쟁과 역선택 정보의 함수라 할 수 있으며 분리되어 측정되지 않는다. 접속매매의 역선택 정보 비용 ϕ 도 역선택 정보가 클수록 커지고 경쟁이 커질수록 작아진다고 할 수 있다.

동시호가 직후 스프레드에서는 접속매매의 역선택 정보 비용 ϕ 가 포함되지 않으므

9) GKN(1991)은 Roll(1984)의 추정치가 달러의 고시된 스프레드라고 하였으나 Roll(1984)은 실효 스프레드 (effective spread)의 추정치라고 하였다.
 10) 실제로 Roll(1984)은 일별 자료로 추정한 수익률 공분산의 약 50%가 0보다 커서 스프레드가 추정되지 않았다고 하였다.

로 시장 스프레드는 같은 시간대에 접속매매로 거래를 체결할 때보다 ϕ 만큼 더 작다. 또한 시장 스프레드는 동시호가 직후에는 접속매매에서 거래 직후와는 달리 실효 스프레드와 크기가 같게 된다. 진정한 가격 변동에 따른 역선택비용(\emptyset)은 거래 방법이 동시호가이든 접속매매이든 주문을 내는 시점과 거래가 체결된 시점이 차이가 있기 때문에 주문을 내는 사람은 누구든 부담해야한다. 그러나 접속매매의 역선택비용은 접속매매에서 지정가 주문을 낸 투자자가 부담하는 비용으로 동시호가에서는 부담하지 않아도 되는 비용이다. 즉 접속매매에서 지정가 주문을 내고 상대 주문을 기다리는 투자자만이 부담하는 비용이다. 접속매매에서도 시장가 주문의 경우는 가격우선의 원칙에 의해 상대 주문 가격으로 즉시 체결되므로 가격변동에 따른 위험은 없다.

IV. 자료 및 검증 결과

1. 자료

본 연구의 검증 기간은 1995년 1월 3일부터 1995년 6월30일까지와 1998년 3월 2일부터 12월 5일까지 두 기간이다.¹¹⁾ 1995년 표본 기간동안 총 거래일은 145일이며 이 기간 동안 종합주가지수는 1013.57에서 914.1로 약 9.8% 하락하였다. 1998년은 총 231 거래일이며 종합주가지수는 574.35에서 490.71로 14.6% 하락하였다.

표본 기간으로 선택한 두 기간이 모두 주가가 하락하는 시기이다. 그러나 연구에서 사용한 GKN 모형은 기대 수익률의 변화를 제거하고 스프레드의 크기만을 구하기 때문에 주가 하락기인가 상승기인가는 관련이 없을 것으로 생각되었다. 이를 살펴보기 위해 주가 상승기인 1998년 6월 1일부터 1998년 12월 5일까지를(주가지수는 45.7% 상승함) 같은 방법으로 검정하였다. 그 결과는 1998년 전 표본기간을 대상으로 한 결과와 다르지 않아 GKN 모형을 사용한 것이 타당함을 입증하였다.¹²⁾ 대상 종목으로는 표본 기간 동안 한국증권거래소에 상장된 모든 기업의 보통주로 하였으나 표본 선택 기준에 따라 거래 횟수가 너무 작은 종목은 제외하였다.

11) 1995년 기간은 기존 연구들(최혁(1996), 구본일(1997))과 비교하기 위하여 선택하였으며 1998년 자료는 최근 자료로서 거래제도에 일관성 있는 기간을 선택하였다. 표본의 시작일인 1998년 3월2일부터 가격변동폭이 8%에서 12%로 확대되었으며 표본의 마지막날 다음 거래일인 1998년 12월7일부터 가격제한폭은 15%로 확대되고 거래소 매매시간도 연장되었다.

12) 1998년 6월~12월의 결과는 지면 관계로 생략하였다. 또한 최혁(1996)은 3개월, 구본일(1997)은 2개월을 대상으로 한 것과 분석한 것과 비교하면 본 연구는 국내 시장의 실효 스프레드에 관한 최초의 장기 표본 연구라 할 수 있다.

1995년에는 표본 선택 기준으로 일일 거래횟수가 평균 5회 이상이며 일 평균 거래량이 1000주 이상인 종목으로 하였다. 또한 스프레드는 호가 단위에 따라 달라지는데 호가 단위는 주가 수준에 따라 달라진다. 검증 기간동안 가격대별 호가 단위는 <표 1>과 같다. 1995년 검증 기간동안 호가 단위에 따른 관측치를 보면 가장 많은 빈도를 보이는 주가 범위가 1만원 이상 10만원 미만이었다. 이 외의 범위에서는 관찰치가 많지 않아 제외하였다. 그 결과 총 105개 종목이 선택되었다.

<표 1> 검증기간 동안 가격대별 호가 단위

| 1995.1.3~1995.6.30 | | 1998.3.2~1998.12.5 | |
|--------------------|--------|--------------------|--------|
| 1만원 미만 | 10원 | 5천원 미만 | 5원 |
| 1만원 이상 ~ 10만원 미만 | 100원 | 5천원 이상 ~ 1만원 미만 | 10원 |
| 10만원 이상 ~ 50만원 미만 | 500원 | 1만원 이상 ~ 5만원 미만 | 50원 |
| 50만원 이상 | 1,000원 | 5만원 이상 ~ 10만원 미만 | 100원 |
| | | 10만원 이상 ~ 50만원 미만 | 500원 |
| | | 50만원 이상 | 1,000원 |

1998년에는 검증 기간동안 모든 거래일에 거래가 있는 종목 중에서 상장폐지 등으로 사업보고서가 제출되지 않아 주주 수에 관한 정보를 구할 수 없는 기업을 제외한 총 494개 종목으로 하였다. 검증기간 동안 가격제한폭은 기준 가격을 중심으로 1995년에는 6%이었으며 1998년에는 12%였다. 따라서 사자 또는 팔자 호가만 있고 상대 호가는 없는 경우도 있었다. 이는 모두 결측치로 처리하였다. 수익률은 연속수익률로 계산하였다.

2. 검증 결과

1) 기술 통계

한국 증권시장에서는 거래제도로 동시호가와 접속매매를 함께 사용하고 있다. 투자자들은 거래제도에 따라 투자자들이 주문을 내는 방법이 달라질 수 있다. 동시호가에서는 현재 주문과 거래 체결 상황에 대한 정보가 없기 때문에 투자자들은 거래체결 확률을 평가하기 어렵다. 그러나 접속매매에서는 직전 거래 가격과 수량 그리고 현재 호가 상태에 대한 정보를 얻을 수 있어, 이에 따라 주문 가격이 달라지게 된다. 따라서 동시호가에 의한 스프레드와 접속매매에 의한 스프레드를 구분하여 검증할 필요가 있다.

종가만을 대상으로 할 경우 체결된 거래 중 일부는 접속매매에 의한 가격이며 일부는 동시호가에 의한 것이어서 결과가 왜곡될 가능성이 있다. 이에 따라 시간대를 시가, 오

전 증가, 오후 시가, 오후 접속매매 증가, 종가 등으로 나누어 살펴보았다. 시가와 오후 시가, 종가는 완전히 동시호가에 의한 자료만을 대상으로 하였으며 오전 증가와 오후 접속매매 증가는 접속매매만으로 결정된 가격을 이용하였다. 시장 스프레드는 각 시간대에서 마지막 거래가 체결된 직후의 시장 스프레드를 측정하였다. 따라서 거래가 없이 스프레드만 있는 경우는 결측치로 하였다.

검증 기간동안 표본의 기술 통계치는 <표 2>와 같다. 1995년 기간 동안 증가의 평균은 21,679원이었고 최고가는 66,924원 최저는 11,913원이었다. 일 평균 거래량은 2,862주이고 일 평균 거래량이 가장 큰 종목은 10,165주로 최저인 종목과 약 10배 차이를 보였다. 일 평균 거래횟수는 8.72였다. 주주 수는 평균 24,248명이었다.¹³⁾ 1998년에는 평균 주가는 11,509원이고 최저 평균 주가는 247.8원, 최고는 499,402원이었다. 주주 수는 최저 68명에서 최고 704,504명으로 평균 12,099명이었다.¹⁴⁾ 1995년과 비교하여 거래량이 약 3,903배 증가하였으며 거래횟수는 18배 증가하였다.

<표 2> 기술 통계치

| A. 각 시간대별 평균주가(원) | | | | | | | | | | |
|---------------------|------|------------|-------------|----------|----------------|----------|------|---------|----------|------|
| | | 시 가 | 오전 증가 | 오후 시가 | 오후 접속 매매 증가 | 종 가 | | | | |
| 95년 | 평균주가 | 21966.8 | 22215.7 | 21827.4 | 21835.8 | 21679.2 | | | | |
| | (최저) | 12135.8 | 12271.5 | 12051.1 | 12061.7 | 11912.9 | | | | |
| | (최고) | 66886.7 | 67269.4 | 67328.6 | 67317.4 | 66924.3 | | | | |
| 98년 | 평균주가 | 11414.1 | 11937.6 | 11454.4 | 11448.1 | 11509.2 | | | | |
| | (최저) | 209.8 | 646.2 | 267.7 | 267.3 | 247.8 | | | | |
| | (최고) | 500093.1 | 501896.1 | 499742.3 | 501968.8 | 499402.0 | | | | |
| B. 거래량, 거래 횟수, 주주 수 | | | | | | | | | | |
| | | 거 래 량 | | | 거 래 횟 수 | | | 주 주 수 | | |
| | | 일평균 | 최고 | 최저 | 일평균 | 최고 | 최저 | 일평균 | 최고 | 최저 |
| 95년 | | 2861.56 | 10164.86 | 1089.1 | 8.72 | 23.48 | 5.04 | 24248.2 | 944298 | 1430 |
| 98년 | | 11169175.0 | 871021244.4 | 2628.6 | 158.3 | 1752.6 | 12.8 | 12098.9 | 704504.0 | 68.0 |

2) 스프레드의 추정치

Roll(1984)의 방법에 의한 스프레드 추정치와 거래 후 시장 스프레드, 본 연구의 방법

13) 12월 결산 법인의 경우 1994년 12월 기준이며, 3, 6월 결산 법인의 경우는 1995년 3, 6월 기준이다.
 14) 모두 결산기 말이 1998년 중에 있는 것을 기준으로 하였다.

에 의한 실효 스프레드가 <표 3>, <표 4>의 패널 A에 나와 있다. Roll(1984)과 GKN(1991) 등은 일별 종가를 이용하여 일별 수익률의 공분산을 이용하여 실효 스프레드를 추정하였다. 본 연구에서도 기본적으로 같은 방법을 사용하였다. 즉 시가의 실효 스프레드는 일별 시가를 이용하여 일별 수익률의 공분산을 이용하여 시가 시간대의 실효 스프레드를 추정하였으며 오전 종가의 실효 스프레드는 일별 오전 종가를 이용하였다. 따라서 여기서 측정된 실효 스프레드는 일중 자료를 이용한 스프레드가 아니라 일별 자료를 이용한 스프레드이다. 이처럼 일중 자료를 이용하지 않은 이유는 장하성·옥진호(1996)의 연구에서 하루 중에도 각 시간대별로 스프레드의 크기가 달라진다고 하였으며 또 거래 방법에 따라 실효 스프레드가 달라질 것으로 예상되기 때문에 각 거래방법에 따라 일별 자료를 이용하였다.

1995년 시장 스프레드와 1998년 실효 스프레드는 [그림 2]와 같이 시가에서 가장 크고 오후 시가에서 가장 작으며 오후 접속매매 증가에서 증가했다가 다시 증가에서 작아지는 역 J자 형태로 장하성·옥진호(1996)와 같은 결과를 보여준다. 그러나 1995년 실효 스프레드와 1998년 시장 스프레드는 비슷한 역 J자 형태이지만 오후 시가보다 증가에서 스프레드율이 더 작게 나타나고 있다.

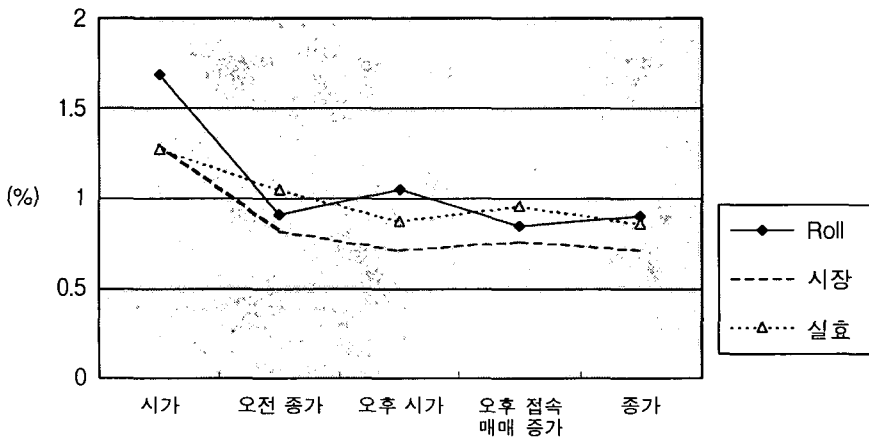
<표 3> 스프레드의 추정치(95년)

| A. 스프레드 율(%) | | | | | |
|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 시 가 | 오전종가 | 오후 시가 | 오후 접속 매매 증가 | 종 가 |
| Roll의 스프레드 (표준편차) 추정된 수 | 1.6878 (0.8411) 66 | 0.9080 (0.4659) 34 | 1.0491 (0.4229) 31 | 0.8430 (0.4061) 16 | 0.9049 (0.4032) 17 |
| 시장 스프레드 ^a (표준편차) | 1.2986 (0.3637) | 0.8140 (0.2297) | 0.7079 (0.1729) | 0.7583 (0.1880) | 0.7118 (0.1751) |
| 실효 스프레드 (표준편차) | 1.2724 (0.4649) | 1.0522 (0.3700) | 0.8717 (0.2680) | 0.9561 (0.2998) | 0.8583 (0.2577) |
| B. 스프레드 금액(원) | | | | | |
| Roll의 스프레드 | 370.75 | 201.72 | 228.99 | 184.08 | 196.18 |
| 시장 스프레드 | 285.26 | 180.84 | 154.52 | 165.58 | 154.31 |
| 실효 스프레드 | 279.51 | 233.75 | 190.27 | 208.77 | 186.07 |
| $a \text{ 시장스프레드} = \frac{(\text{팔자호가} - \text{사자호가})}{(\text{팔자호가} + \text{사자호가})/2}, \text{ 거래 직후의 시장 스프레드임.}$ | | | | | |

<표 4> 스프레드의 추정치(98년)

| A. 스프레드 율(%) | | | | | |
|---|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | 시 가 | 오전종가 | 오후 시가 | 오후 접속 매매 증가 | 종 가 |
| Roll의 스프레드 (표준편차) 추정된 수 | 3.8890 (1.6537) 416 | 2.6461 (1.4819) 252 | 2.2158 (1.2027) 250 | 2.3200 (1.3370) 146 | 2.0418 (1.0474) 133 |
| 시장 스프레드 ^a (표준편차) | 3.0104 (1.3297) | 2.1500 (1.2435) | 1.5536 (0.9345) | 1.8720 (0.9947) | 1.5222 (0.8840) |
| 실효 스프레드 (표준편차) | 3.0925 (1.5524) | 2.6718 (1.5663) | 2.0478 (1.2875) | 2.4997 (1.3572) | 2.1927 (1.2955) |
| B. 스프레드 금액(원) | | | | | |
| Roll의 스프레드 | 443.89 | 315.88 | 253.81 | 265.60 | 234.99 |
| 시장 스프레드 | 343.61 | 256.66 | 177.96 | 214.31 | 175.19 |
| 실효 스프레드 | 352.98 | 318.95 | 234.56 | 286.17 | 252.36 |
| a 시장스프레드 = $\frac{(\text{팔자호가} - \text{사자호가})}{(\text{팔자호가} + \text{사자호가})/2}$, 거래 직후의 시장 스프레드임. | | | | | |

[그림 2] 스프레드 율의 추정치(95년)



Roll의 스프레드는 1995년에는 105개 표본 중에서 추정치가 추정된 종목은 시가에서 63%인 66개가 추정되었으나 종가에서는 17개로 16%만이 추정되었다. 1998년에는 총 494개 종목 중에서 시가에서는 84%인 416개, 종가에서는 27%인 133개가 추정되었다. 이에 대해 GKN(1991)은 Roll의 추정치를 측정할 때, 식 (10)과 (11)에서 기대수익률의 공분산이 0보다 크다면 Roll의 스프레드가 추정되지 않는 경우도 있다는 것이다. 또한 시가에서 증가로 갈수록 추정된 비율이 작아지는 것으로 보아 증가로 갈수록 기대수익률의 공분산이 더 크게 나타난다고 볼 수 있다.

<표 3>, <표 4>의 패널 A에서 Roll의 스프레드를 시장 스프레드와 비교해 보면 시장 스프레드보다 훨씬 크게 나타나고 있다. 그 이유는 Roll의 스프레드는 딜러의 고시된 스프레드가 아닌 실제 거래에서 투자자들이 부담해야 하는 실효 스프레드를 추정한 것이기 때문에 시장 스프레드보다 더 커야 한다.¹⁵⁾¹⁶⁾ Roll의 추정치가 추정되지 않은 종목 수가 많은 것으로 보아 Roll의 추정치가 실효 스프레드를 잘 설명하지 못한다는 간접적인 증거를 보여준다고 할 수 있다.

<표 3>, <표 4>의 패널 A에서 Roll의 추정치와 실효 스프레드를 비교해 보면 1998년 종가의 경우를 제외하고는 동시호가에서는 Roll의 추정치는 접속 매매에서 실효 스프레드보다 크게 나타나고 있다. 가장 많은 종목에 대해 Roll(1984)의 추정치가 추정된 시가만을 본다면 Roll(1984)의 추정치가 실효 스프레드를 과대 추정한다고 할 수 있다.

추정된 스프레드를 금액으로 환산하면 <표 3>, <표 4>의 패널 B와 같다. 최혁(1996)은 1995년 자료에서 1만원에서 10만원의 가격대에서 거래 자료로부터 함축 스프레드를 추정한 결과 약 96원이라고 하여 기본 호가 단위 100원보다 작았으며, 구본일(1997)은 전 가격대에 대해 평균 시장 스프레드를 32원으로 추정하였다. 그러나 본 연구에서 추정된 실효 스프레드는 1995년에는 종가 기준으로 186원으로 호가 단위의 거의 2배 정도되며 1998년 전 가격대에서는 252.4원으로 본 연구의 추정치가 현실을 더 잘 설명한다고 할 수 있다. 1995년과 1998년을 종가 기준으로 비교하면 시장 스프레드는 1995년의 0.7%에서 1998년의 1.5%로 증가하였으며 실효스프레드는 2배 이상 증가하였다. 이 기간 동안 거래 수수료의 감소와 호가 정보의 부분적인 공개, 거래량 및 거래횟수의 증가에도 불구하고 시장 스프레드 및 실효 스프레드가 증가하였다는 것은 놀라운 결과이다. 그 이유로는 첫째, 두 기간 동안 증시 주변 환경과 투자 행태 등에서 변화가 이런 차이를 보였다고 볼 수 있다. 1998년은 외환 위기에 따른 규제금융의 영향으로 이전과는 외국인들에게 증시 개방이 확대되었으며, 높은 이자율과 주식 투자에 대한 위험 증가로 기대 수익률로도 높아졌다고 생각된다.¹⁷⁾ 둘째, 다음 절에서 보는 것과 같이 실효 스프레드는 가격 수준과 역의 관계를 보이고 있다. 1998년 표본기간은 1995년에 비해 주가지수 기준으로 약 45%가 하락하였다. 이에 따라 가격에 대해 비율로 계산된 스프레드는 증가하였다고 할 수 있다.

3) 실효 스프레드와 가격 수준

우리 증권시장에서는 거래 수수료와 세금 등 주문처리 비용은 거래 가격에 대해 일정

15) 주 7 참조.

16) Glosten(1987)은 딜러의 고시 스프레드와 실효 스프레드의 차이를 역선택 정보 비용이라고 하고 있으나 스페셜리스트는 없지만 개별경쟁매매에 의해 딜러가 매우 많은 한국시장에서도, 다음 절에서 보는 바와 같이 역선택 정보비용이 있는 것으로 보아, 그 차이는 경쟁의 제한에서 오는 독점 이익일 가능성이 크다.

17) 본 연구의 가설로서 경쟁이 커질수록 스프레드가 작아진다는 것은 일정 시점(혹은 표본 기간)에 해당하는 횡단면적인 자료에 해당하는 것이다.

한 비율로 부과되므로 주문처리 비용은 가격수준에 대해 일정하다고 할 수 있다. 제2장의 모형에서 실효 스프레드의 구성 성분이 주문처리 비용과 역선택 비용으로 구성되어 있다고 하였으므로 스프레드율이 가격 수준과 역의 관계에 있다는 것은 가격 수준이 높을수록 역선택 비용이 작아진다는 의미를 갖는다. 주가가 높다는 것은 투자자들이 우량 기업이라고 평가하는 것이므로 그만큼 투자자들의 관심이 높다고 할 수 있다.¹⁸⁾ 따라서 그 기업에 관한 정보도 시장에 많이 그리고 빨리 알려진다고 할 수 있다. 스프레드율과 가격 수준간의 관계에서 최혁(1996)은 역의 관계가 있다고 하였고 구분일(1997)은 유의한 관계를 보이지 않는다고 하였다.¹⁹⁾ 이를 분석하기 위해 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 1 : 실효 스프레드는 가격 수준과 역의 관계를 갖는다.

이를 분석한 결과가 <표 5>이다. 1995년에는 시장 스프레드의 경우는 뚜렷한 역의

<표 5> 가격 수준에 대한 각 스프레드의 회귀분석 결과

| | | 시장 스프레드 $s_m = \alpha + \beta \log(P)$ | | 실효 스프레드 $s_e = \alpha + \beta \log(P)$ | |
|-----|----------------|---|--------------------------|---|--------------------------|
| | | 상수 | β | 상수 | β |
| 95년 | 시 가 | 3.3141*** (3.5544) | -0.2032** (-2.1632) | 1.8083 (1.4855) | -0.0540 (-0.4405) |
| | 오전 증가 | 3.3684*** (6.0976) | -0.2572*** (-4.6274) | 2.4380** (2.5179) | -0.1395 (-1.4322) |
| | 오후 시가 | 3.4987*** (9.5629) | -0.2815*** (-7.6332) | 2.4133*** (3.4813) | -0.1555** (-2.2254) |
| | 오후 접속 매매 증가 | 3.5422*** (8.5888) | -0.2808*** (-6.7548) | 3.1209*** (4.1033) | -0.2183*** (-2.8482) |
| | 종 가 | 3.7057*** (10.3469) | -0.3021*** (-8.3653) | 3.4849*** (5.5132) | -0.2651*** (-4.1582) |
| 98년 | 시 가 | 7.6185*** (17.1416) | -0.5299*** (-10.4463) | 8.5837*** (16.6203) | -0.6315*** (-10.7122) |
| | 오전 증가 | 4.9606*** (11.0744) | -0.3314*** (-6.5427) | 6.4525*** (11.7925) | -0.4457*** (-7.2046) |
| | 오후 시가 | 4.6304*** (14.5572) | -0.3536*** (-9.7446) | 6.1816*** (14.0388) | -0.4751*** (-9.4578) |
| | 오후 접속 매매 증가 | 5.0576*** (14.8157) | -0.3661*** (-9.4007) | 6.6501*** (14.1660) | -0.4769*** (-9.9064) |
| | 종 가 | 4.3843*** (14.5145) | -0.3291*** (-9.5584) | 5.8086*** (12.8022) | -0.4158*** (-8.0398) |

괄호 안은 t 값
 ** 5% 수준에서 유의함.
 *** 1% 수준에서 유의함.

18) 1999년 이후에 많은 기업이 주식을 분할하여 표본 기간 이후로는 이러한 설명이 맞지 않을 수 있다는 점을 심사자가 지적하여 주었다.
 19) 최혁(1996)은 1995년 4~6월 기간에 대해 MRR(1994) 모형을 이용하여 함축스프레드(implied spread)를 추정하였으며, 구분일(1997)은 1994년 7, 8월 자료에 대해 Amihud & Mendelson(1987)의 이항 분포 모형을 수정하여 시장 스프레드를 추정하였다.

관계를 보여주고 있고 실효 스프레드의 경우는 시가와 오전 증가의 경우를 제외하고 역의 관계를 보이고 있다. 1998년에는 시장 스프레드와 실효 스프레드가 모든 시간대에서 유의하게 역의 관계를 보이고 있어 스프레드 율은 가격 수준과 역의 관계에 있다고 할 수 있으며 가설 1을 기각하지 못한다.

4) 스프레드 성분 분석

제2장의 모형에 의하면 동시호가에서는 시장 스프레드와 실효 스프레드가 같아야 한다. 그리고 접속매매에서는 실효 스프레드가 시장 스프레드보다 커야 한다. 이를 검증하기 위해 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 2 : 동시호가에서 시장 스프레드와 실효 스프레드는 크기가 같다.

가설 3 : 접속매매에서 실효 스프레드는 시장 스프레드보다 더 크다.

이 두 가설을 검증하기 위해 시장 스프레드와 실효 스프레드의 비율이 1과 다른가를 검증하였다. <표 6>에서 1995년 시가에서는 시장 스프레드와 실효 스프레드가 같다는 가설을 기각하지 못했다. 그러나 동시호가지만 오후 시가와 증가 그리고 1998년 자료의 모든 동시호가에서도 1% 유의수준에서 가설 2를 기각하고 있다. 하지만 1998년 시가만을 보면 시장 스프레드와 실효 스프레드의 비율이 다른 시간대에 비해 현저하게 작게 나타나고 있어 시장 스프레드와 실효 스프레드의 차이가 크지 않음을 보여준다.

<표 6> 실효 스프레드 / 시장 스프레드 (s_g/s_e)의 비율

| | 시 가 | 오전증가 | 오후 시가 | 오후 접속 매매 증가 | 증 가 |
|-----|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 95년 | 0.9777 (0.0194) | 1.2886*** (0.0226) | 1.2327*** (0.0210) | 1.2583*** (0.0206) | 1.2072*** (0.0189) |
| 98년 | 1.0244*** (0.0087) | 1.2493*** (0.0083) | 1.3099*** (0.0095) | 1.3392*** (0.0093) | 1.4480*** (0.0127) |

괄호 안은 표준오차

** 5% 유의수준에서 1과 다름.

*** 1% 유의수준에서 1과 다름.

동시호가인 오후 시가와 증가에서는 모형의 예상과 달리 시장 스프레드와 실효 스프레드가 현저하게 차이를 보이고 있다. 그 이유로 생각할 수 있는 것은 첫째, 시가와 달리 오후 시가와 증가에서는 그 날 가격에 영향을 미칠 정보가 많은 부분 공개가 되었으며, 이전 거래와 이들 동시호가 사이의 시간이 짧아 시장 상황에 관한 정보도 많이 알려져 있어 동시호가지만 접속매매의 성격을 갖게 된다고 생각할 수 있다. 둘째, 모형에서 고려하지 못한 요인이 동시호가에 존재한다고 생각할 수 있다. 즉 동시호가에서 실효 스프레드에는 시장 스프레드

에 포함되지 않은 요인이 존재한다고 생각할 수 있다. 셋째, 추정 모형상의 문제로 본 연구에서 사용된 수정된 GKN의 모형이 실효 스프레드를 과대 평가하기 때문이라고 할 수 있다.

접속매매에서는 실효 스프레드가 거래 후 시장 스프레드보다 1% 유의수준에서 항상 크게 나타나 가설 3을 기각하지 못하였다.

실효 스프레드와 거래 후 시장 스프레드의 추정치에서 접속매매의 역선택 정보비용의 크기를 추정할 수 있다. 접속매매의 역선택 정보 비용 ϕ 는 실효 스프레드와 거래 후 시장 스프레드의 차이이다. 이를 계산하기 위하여 식 (5)에서 식 (4)를 빼면

$$\phi = s_e - s_q$$

가 되며 접속매매에서 거래 전 스프레드는

$$TC + 2(\phi - CC) = 2s_q - s_e$$

실효 스프레드의 각 성분의 크기를 나타낸 <표 7>에서 1995년 자료에서 시가의 경우 역선택 정보비용 ϕ 가 0보다 작게 나타난다. 그러나 0보다 작은 역선택 비용은 동시호가 직후 스프레드에서 나타날 수 없으며 <표 6>에서 시장 스프레드와 실효 스프레드가 같다는 가설을 기각하지 못하므로 역선택 정보비용 ϕ 가 0이 아니라고 할 수 없다.

<표 7> 실효 스프레드의 구성 성분

| | | 시 가 | 오전 증가 | 오후 시가 | 오후 접속 매매 증가 | 총 가 |
|-----|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 95년 | 접속매매의 역선택 정보비용 ϕ^a | -0.0262 (0.0264) | 0.2382*** (0.0204) | 0.1638*** (0.0164) | 0.1978*** (0.0173) | 0.1465*** (0.0150) |
| | 거래 전 스프레드 ^b | 1.3248*** (0.0430) | 0.5758*** (0.0232) | 0.5441*** (0.0206) | 0.5604*** (0.0204) | 0.5653*** (0.0200) |
| 98년 | 접속매매의 역선택 정보비용 ϕ | 0.0822*** (0.0287) | 0.5218*** (0.0235) | 0.4942*** (0.0216) | 0.6277*** (0.0229) | 0.6705*** (0.0253) |
| | 거래 전 스프레드 | 2.9282*** (0.0626) | 1.6283*** (0.0490) | 1.0595*** (0.0334) | 1.2443*** (0.0364) | 0.8517*** (0.0323) |

괄호 안은 표준오차

a $\phi = s_e - s_q$

b $TC + 2(\phi - CC) = 2s_q - s_e$

*** 1% 유의수준에서 0과 다름.

완전히 접속매매에 의해 거래가 체결되는 오전 증가의 경우 역선택 비용 ϕ 는 동시호가이며 인접한 시간대인 시가나 오후 시가보다 대체로 높게 나타나고 있다. 그러나 1998년 증가에서는 접속매매의 역선택 정보비용 ϕ 가 가장 크게 나타나고 있어 증가에 대해서는 본 연구의 모형이 잘 설명하지 못하고 있다.

5) 구성 성분의 분석

실효 스프레드 성분 중 거래 전 스프레드 $TC + 2(\phi - CC)$ 가 경쟁의 수준에 따라 어떻게 달라지는지 살펴보자. 거래에 참여하는 사람이 많을수록 투자자들이 정보 우월자와의 거래에서 입게 될 손실을 나누어 부담하므로 역선택 정보 비용은 작아지게 된다. 또한 거래 참여자가 많을수록 거래 체결 확률을 높이기 위한 경쟁이 커지므로 경쟁 비용은 커지게 된다. 따라서 거래 전 스프레드는 거래 참여자가 많을수록 작아질 것이다. 이를 검증하기 위한 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설 4 : 거래 전 스프레드에서 역선택 비용은 경쟁이 커질수록 작아진다.

가설 5 : 접속매매의 역선택 비용은 경쟁이 커질수록 작아진다.

기존 연구에서 스프레드에 영향을 미치는 요인으로 확인된 것들을 보면 장하성·옥진호(1996), 최혁(1996) 그리고 구본일(1997)의 연구에서 거래량 또는 거래횟수가 커질수록 스프레드가 작아진다고 하였다. 여기서도 경쟁에 대한 대응변수로서 거래횟수와 거래량을 사용한다. 또한 거래 참여자 수에 대한 대응변수로 주주 수를 사용하며, 추가로 스프레드의 크기가 주가 수준에 영향을 받는다고 하였으므로 주가 수준도 독립 변수로 포함한다. 그리고 모든 독립변수들은 자연 대수를 취한 값을 사용한다.

먼저 다중 공선성이 있는가를 보기 위하여 이 독립변수들 사이의 상관관계를 보면 <표 8>과 같다.

<표 8> 거래량, 거래횟수, 주주 수, 주가 수준의 상관계수

| A. 1995년 | | | | |
|----------|--------|-----------|-----------|------------|
| | 거래량 | 거래횟수 | 주주 수 | 종가 평균 |
| 거래량 | 1.0000 | 0.7923*** | 0.2812*** | -0.1306 |
| 거래횟수 | | 1.0000 | 0.1877 | 0.1172 |
| 주주 수 | | | 1.0000 | 0.0842 |
| 종가 평균 | | | | 1.0000 |
| B. 1998년 | | | | |
| 거래량 | 1.0000 | 0.9333*** | 0.6955*** | -0.2907*** |
| 거래횟수 | | 1.0000 | 0.6368*** | 0.0343 |
| 주주 수 | | | 1.0000 | -0.1652*** |
| 종가 평균 | | | | 1.0000 |

각 변수의 자연대수 값의 상관계수임.

*** 1% 수준에서 유의함.

1995년 자료에서 거래량과 거래횟수는 상관계수가 0.7923으로 높게 나타나고 있으나 주주 수와 다른 변수간에는 상관계수가 높지 않다. 각 시간대별 평균 주가들 사이에는 거의 1에 가까운 높은 상관관계를 보이거나 거래량, 거래횟수, 주주 수와는 상관계수가 0이라는 가설을 기각하지 못한다.

1998년 표본에서는 거래량과 거래횟수, 주주 수간의 상관계수가 모두 0.6 이상으로 높게 나타나고 있으며 각 시간대별 평균 주가도 상관계수가 1에 가깝게 높게 나타나고 있다. 거래량, 거래횟수, 주주 수는 모두 경쟁에 대한 대응 변수로 간주되고 있으므로 세 변수의 상관관계가 유의하게 나타나는 것은 당연하다. 따라서 다중 공선성을 피하기 위하여 회귀분석의 독립변수로는 거래량, 거래횟수, 주주 수 중 하나와 평균 주가만 포함한다.

<표 9>는 1995년 자료로 거래량, 거래횟수, 주주 수와 주가에 대해 거래 전 스프레드를 회귀 분석한 결과이다. 거래횟수는 모든 시간대에서 유의하지 않게 나타나고 있다. 거래량은 시가에서만 유의하며, 주가는 모든 시간대에서 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 주주 수는 오후 시가를 제외하고는 유의하게 나타나고 있다. 전체적으로 보아 유의하게 나타난 주주 수와 주가의 계수들이 모두 음수이어서 주주 수가 많아지거나 주가가 높을수록 거래 전 스프레드가 줄어들고 있다.

<표 10>의 1998년 자료에서는 상수, 거래량, 거래횟수, 주주 수, 주가가 모두 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 또한 각 독립변수의 계수가 모두 0보다 작아 경쟁이 클수록, 가격 수준이 높아질수록 거래 전 스프레드는 줄어든다. 현재 우리 증권시장에서는 거래 비용이 거래가격에 대해 일정한 비율로 부과되기 때문에 거래 전 스프레드 중 주문처리 비용은 일정하다고 할 수 있다. 따라서 거래 전 스프레드가 줄어든다는 것은 역선택 비용 성분이 줄어든다는 것을 의미한다. 따라서 가설 4를 기각하지 못한다. 또한 주가가 높을 수록 거래 전 스프레드가 작아지고 있어 역선택 비용이 줄어든다고 할 수 있다.

가설 5를 검정하기 위해 접속매매시 역선택 정보비용 ϕ 를 거래량, 거래횟수, 주주 수에 대해 회귀 분석한 결과가 <표 11>, <표 12>이다. 1995년 자료에서는 거래량과 거래횟수는 모든 시간대에서, 그리고 주주 수는 시가를 제외한 시간대에서 5% 수준에서 유의하게 0보다 작게 나타난다. 주가의 경우는 일부 시간대에서만 유의하게 나타나고 있다. 접속매매시 역선택 비용은 거래량 또는 거래횟수, 주주 수 등 경쟁이 커질수록 작아진다고 할 수 있다.

1998년 표본에서는 좀 더 뚜렷한 결과를 보여준다. 시가에서 거래량을 제외하고는 모두

<표 9> 거래 전 스프레드와 거래량, 거래횟수, 주주 수, 주가의 관계(1995년)

거래 전 스프레드 $TC+2(\phi - CC) = 2s_2 - s_e$ 를 구하여 이를 거래량(vol), 거래횟수(fre), 주주 수(num), 주가(P)의 자연대수에 대해 회귀 분석함.

$$2s_2 - s_e = \alpha + \beta_1 \log(vol) + \beta_2 \log(fre) + \beta_3 \log(num) + \beta_4 \log(P)$$

| | 상 수 | 거 래 량 | 거 래 횟 수 | 주 주 수 | 주 가 |
|--------------------|------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|
| 시 가 | 7.1495*** (5.1876) | -0.2468*** (-2.6873) | -0.1742 (-1.4597) | -0.2222*** (-6.8790) | -0.3917*** (-3.5967) |
| | 5.0136*** (4.5359) | | | | -0.3349*** (-3.0131) |
| | 6.2490*** (6.6507) | | | | -0.2927*** (-3.1573) |
| 오 전 종 가 | 4.9011*** (7.5595) | -0.0640 (-1.4881) | -0.0023 (-0.0414) | -0.0391** (-2.2412) | -0.3848*** (-7.4876) |
| | 4.3010*** (8.3521) | | | | -0.3745*** (-7.2232) |
| | 4.5576*** (8.8854) | | | | -0.3650*** (-7.2336) |
| 오 후 시 가 | 4.7447*** (9.3935) | -0.0169 (-0.5078) | 0.0015 (0.0359) | -0.0195 (-1.4329) | -0.4102*** (-10.242) |
| | 4.5822*** (11.532) | | | | -0.4076*** (-10.209) |
| | 4.7014*** (11.7893) | | | | -0.4013*** (-10.145) |
| 오 후 접속매매 종 가 | 4.6295*** (8.3419) | -0.0701 (-1.9061) | -0.0474 (-1.0048) | -0.0357** (-2.3814) | -0.3548*** (-8.0857) |
| | 4.0195*** (9.1311) | | | | -0.3388*** (-7.6611) |
| | 4.1795*** (9.5723) | | | | -0.3322*** (-7.6747) |
| 종 가 | 4.3681*** (7.8935) | -0.0464 (-1.2703) | 0.0068 (0.1460) | -0.0297** (-1.9952) | -0.3470*** (-7.9112) |
| | 3.9183*** (8.9507) | | | | -0.3398*** (-7.7299) |
| | 4.0965*** (9.4334) | | | | -0.3291*** (-7.6110) |

괄호 안은 t 값임.

** 5% 수준에서 유의함.

*** 1% 수준에서 유의함.

<표 10> 거래 전 스프레드와 거래량, 거래횟수, 주주 수, 주가의 관계(1998년)

거래 전 스프레드 $TC+2(\theta - CC) = 2s_a - s_e$ 를 구하여 이를 거래량(vol), 거래횟수(fre), 주주 수(num), 주가(P)의 자연대수에 대해 회귀 분석함.

$$2s_a - s_e = \alpha + \beta_1 \log(vol) + \beta_2 \log(fre) + \beta_3 \log(num) + \beta_4 \log(P)$$

| | 상 수 | 거 래 량 | 거 래 횟 수 | 주 주 수 | 주 가 |
|--------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 시 가 | 15.8415*** (32.5637) | -0.5016*** (-25.1588) | -1.0945*** (-23.7204) | -0.6428*** (-15.2385) | -0.7015*** (-18.3379) |
| | 11.3327*** (29.3498) | | | | -0.3912*** (-10.3170) |
| | 13.1421*** (22.4780) | | | | -0.5430*** (-11.7169) |
| 오 전 종 가 | 10.9246*** (26.1771) | -0.3859*** (-24.0262) | -0.8704*** (-24.3535) | -0.4009*** (-11.1318) | -0.4685*** (-14.0936) |
| | 7.6174*** (23.4267) | | | | -0.2332*** (-7.4481) |
| | 7.5638*** (14.4834) | | | | -0.2937*** (-6.9149) |
| 오 후 시 가 | 7.6614*** (27.3770) | -0.2499*** (-21.8644) | -0.5603*** (-21.8723) | -0.2447*** (-9.8235) | -0.3686*** (-16.7111) |
| | 5.4695*** (24.4124) | | | | -0.2125*** (-10.0384) |
| | 5.5500*** (16.0219) | | | | -0.2757*** (-10.0154) |
| 오 후 접속매매 증 가 | 8.5418*** (28.1385) | -0.2751*** (-22.2780) | -0.6098*** (-21.8727) | -0.3048*** (-11.5845) | -0.4091*** (-17.1181) |
| | 6.0956*** (25.8913) | | | | -0.2371*** (-10.2663) |
| | 6.5522*** (17.8638) | | | | -0.3107*** (-10.6607) |
| 총 가 | 6.7934*** (22.5959) | -0.2073*** (-16.9806) | -0.4489*** (-16.1521) | -0.2206*** (-9.1588) | -0.3592*** (-15.1846) |
| | 4.9011*** (20.8400) | | | | -0.2296*** (-9.9604) |
| | 5.1972*** (15.4513) | | | | -0.2828*** (-10.5838) |

괄호 안은 t 값임.

** 5% 수준에서 유의함.

*** 1% 수준에서 유의함.

<표 11> 접속매매의 역선택 정보비용 φ 과 거래량, 거래횟수, 주주 수, 주가의 관계(1995년)

접속매매의 역선택 정보비용 $\varphi = s_e - s_q$ 를 구하여 이를 거래량(vol), 거래횟수(fre), 주주 수(num), 주가(P)의 자연대수에 대해 회귀 분석함.

$$s_e - s_q = \alpha + \beta_1 \log(vol) + \beta_2 \log(fre) + \beta_3 \log(num) + \beta_4 \log(P)$$

| | 상 수 | 거 래 량 | 거 래 횟 수 | 주 주 수 | 주 가 |
|------------|--|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--|
| 시 가 | -0.2624 (-0.3002) -1.3303 (-1.9383) -1.5352** (-2.1503) | -0.1317** (-2.2614) | -0.1579** (-2.1311) | 0.0045 (0.1860) | 0.1281 (1.8544) 0.1648** (2.3884) 0.1479** (2.0999) |
| 오전 증가 | 0.4880 (0.7399) -0.7121 (-1.3955) -0.4319 (-0.8404) | -0.1508*** (-3.4447) | -0.2152*** (-3.9301) | -0.0753*** (-4.3064) | 0.0940 (1.7991) 0.1411*** (2.7472) 0.1364*** (2.6979) |
| 오후 시가 | 0.1343 (0.2595) -0.9151** (-2.2190) -0.7585 (-1.8478) | -0.1287*** (-3.7631) | -0.1448*** (-3.2909) | -0.0544*** (-3.8765) | 0.1049** (2.5585) 0.1394*** (3.3656) 0.1429*** (3.5091) |
| 오후 접속매매 증가 | 0.3611 (0.6161) -0.3027 (-0.6583) -0.1508 (-0.3293) | -0.0824** (-2.1205) | -0.1005** (-2.0390) | -0.0447*** (-2.8443) | 0.0488 (1.0528) 0.0717 (1.5534) 0.0762 (1.6780) |
| 종 가 | 0.6780 (1.3435) -0.0401 (-0.1033) -0.0451 (-0.1111) | -0.0944*** (-2.8366) | -0.1473*** (-3.5674) | -0.0307** (-2.2064) | 0.0212 (0.5311) 0.0500 (1.2844) 0.0475 (1.1744) |

괄호 안은 t 값임.

** 5% 수준에서 유의함.

*** 1% 수준에서 유의함.

<표 12> 접속매매의 역선택 정보비용 φ 와 거래량, 거래횟수, 주주 수, 주가의 관계(1998년)

접속매매의 역선택 정보비용 $\varphi = s_e - s_q$ 를 구하여 이를 거래량(vol), 거래횟수(fre), 주주 수(num), 주가(P)의 자연대수에 대해 회귀 분석함.

$$s_e - s_q = \alpha + \beta_1 \log(vol) + \beta_2 \log(fre) + \beta_3 \log(num) + \beta_4 \log(P)$$

| | 상 수 | 거 래 량 | 거 래 횟 수 | 주 주 수 | 주 가 |
|--------------------|------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 시 가 | 1.2075*** (3.4384) | -0.0132 (-0.9194) | -0.0685** (-2.1337) | 0.0450 (1.8495) | -0.1087*** (-3.9377) |
| | 1.2582*** (4.6796) | | | | -0.0992*** (-3.7573) |
| | 0.5102 (1.5111) | | | | -0.0935*** (-3.4932) |
| 오 전 종 가 | 2.8918*** (10.7394) | -0.0724*** (-6.9923) | -0.1735*** (-7.5254) | -0.1021*** (-5.7509) | -0.1615*** (-7.5334) |
| | 2.3190*** (11.0525) | | | | -0.1176*** (-5.8186) |
| | 2.5354*** (9.8415) | | | | -0.1339*** (-6.3906) |
| 오 후 시 가 | 3.3628*** (26.1323) | -0.0988*** (-10.2499) | -0.2367*** (-11.1281) | -0.1224*** (-7.1353) | -0.1754*** (-9.4315) |
| | 2.5612*** (14.3285) | | | | -0.1132*** (-6.4383) |
| | 2.7871*** (11.6834) | | | | -0.1433*** (-7.5582) |
| 오 후 접속매매 종 가 | 3.5413*** (13.9597) | -0.1056*** (-10.2337) | -0.2538*** (-11.1791) | -0.1125*** (-6.0536) | -0.1699*** (-8.5092) |
| | 2.6873*** (14.0167) | | | | -0.1033*** (-5.4940) |
| | 2.7323*** (10.5426) | | | | -0.1313*** (-6.3785) |
| 종 가 | 3.5692*** (12.4651) | -0.1160*** (-9.9760) | -0.2888*** (-11.3922) | -0.1111*** (-5.2859) | -0.1520*** (-6.7483) |
| | 2.6734*** (12.4598) | | | | -0.0784*** (-3.7310) |
| | 2.5509*** (8.6920) | | | | -0.1070*** (-4.5913) |

괄호 안은 t 값임.

** 5% 수준에서 유의함.

*** 1% 수준에서 유의함

유의하게 나타나며 시가의 주주 수를 제외하고는 모두 접속매매의 역선택 정보비용과 역의 관계를 보여주고 있어 접속매매의 역선택 정보비용이 경쟁과 역의 관계에 있다는 가설 5를 기각하지 못하고 있다.

V. 결 론

우리나라 증권시장은 뉴욕증권거래소와 시장구조가 다르다. 스프레드에 관한 많은 연구들이 미국 시장에서 스페셜리스트의 고시 스프레드의 결정 요인과 성분에 관한 것이다. 그러나 우리나라 시장에서는 스페셜리스트가 없어서 고시 스프레드는 존재하지 않는다. 그 대신 많은 투자자들이 낸 지정가 주문이 시장 스프레드를 구성한다.

본 연구에서는 투자자들이 거래하면서 부담하는 실효 스프레드를 거래 전 스프레드와, 접속매매에서만 나타나는 접속매매시 역선택 정보비용으로 구분하였으며, 다시 거래 전 스프레드를 주문처리 비용 및 역선택 비용으로 구분하였다. 두 성분의 역선택 비용은 투자자들간의 경쟁이 커지면 작아질 것으로 기대되었다.

또한 동시호가와 접속매매 등 거래 방법에 따라 스프레드의 크기 및 구성이 달라질 것으로 예상하여 동시호가로만 거래가 체결된 시가와 오후 시가, 종가, 그리고 접속매매로만 거래가 이루어진 오전 종가, 오후 접속매매 종가로 구분하여 검증하였다.

시장 스프레드와 실효 스프레드의 크기를 비교한 결과 동시호가만으로 거래가 체결되는 시가에서는 1995년 자료에서는 두 스프레드의 크기가 같다는 가설을 기각하지 못하였지만 1998년 자료에서는 기각되었다. 그러나 다른 시간대에 비해서 그 차이가 현저하게 작게 나타났다. 다른 시간대의 동시호가에서는 모형에서 예측하는 바와 달리 모두 실효 스프레드가 시장 스프레드보다 현저하게 크게 나타났다. 그 이유로 생각할 수 있는 것은 오후 시가나 종가의 경우 시장에 관한 정보가 많이 알려져 있어 동시호가지만 접속매매의 성격을 많이 띠게 된다고 생각할 수 있다. 접속매매에서는 모두 실효 스프레드가 시장 스프레드보다 크게 나타나 모형의 설명과 일치하였다.

거래 전 스프레드에 대한 거래량, 거래횟수, 주주 수, 주가의 영향에 관한 검증 결과 1995년 기간에는 거래량과 거래 횟수는 영향을 주지 못하였고 주주 수와 주가만 유의한 영향을 미치고 있었다. 주주 수와 주가 수준이 증가함에 따라 거래 전 스프레드는 감소하였다. 1998년 기간에는 거래량, 거래횟수, 주주 수가 모두 유의하게 부의 영향을 나타냈다. 또한 가격 수준이 높아짐에 따라 거래 전 스프레드가 줄어들고 있었다.

현재 우리나라에서는 거래비용이 거래 가격에 대해 일정한 비율로 부과되므로 거래

전 스프레드를 구성하고 있는 두 성분, 즉 주문처리 비용과 역선택 비용에서, 주문처리 비용은 일정하다고 가정할 수 있다. 이 가정하에서 경쟁 정도에 대한 대응 변수로서 거래량, 거래횟수 또는 주주 수가 유의하게 부의 영향을 주는 것으로 보아 경쟁의 정도가 높을수록 역선택 비용이 줄어든다고 할 수 있다. 또한 역선택 비용은 주가 수준이 높을수록 낮아졌다.

접속매매시 역선택 정보비용은 1995년 자료에서는 거래량, 거래횟수, 주주 수가 클수록 작게 나타났다. 1998년 자료에서는 거래량, 거래횟수, 주주 수뿐만 아니라 주가 수준이 커질수록 작게 나타났다. 따라서 접속매매시 역선택 정보비용은 경쟁이 커질수록 낮아진다고 할 수 있다.

본 연구의 한계로 지적될 수 있는 점은 첫째, 1995년 자료에는 낮은 거래횟수와 좁은 가격제한폭으로 인하여 거래가 없거나 스프레드가 존재하지 않는 경우가 많았다. 특히 동시호가로만 거래가 체결된 것으로 한정한 시가와 오후 시가의 경우는 대상 종목 중 많은 수가 거래가 체결되지 않은 날이 많아 결측치가 많았다. 둘째, 1998년 자료는 한국 증권시장이 IMF사태 이후 정상적인 상태로 회복되지 않아 다른 시점의 시장 상태와 다를 수 있다는 점이다. 이는 추후 다른 시점의 표본들을 대상으로 비교 연구가 필요하다고 하겠다.

향후 연구방향으로는 같은 동시호가라도 하루 중 거래 시점이 달라지면서 나타날 수 있는 차이를 분석하는 것과, 거래 전 스프레드를 주문처리 비용과 역선택 정보비용으로 구분하여 측정할 수 있도록 새로운 측정 모형을 개발하는 것이 필요할 것이다.

참 고 문 헌

- 구본일, “체결주가테이타를 이용한 주가의 랜덤워크 검증과 내재 호가스프레드 추정”, 재무연구, 제14호, 1997, 237-262.
- 장하성·옥진호, “한국증권시장에서의 스프레드에 관한 연구 : 결정요인과 하루중 형태에 관한 실증분석”, 재무연구, 제11호, 1996, 21-64.
- 최혁, “지정가주문형 시장에서의 유동성분석-한국증권거래소의 경우”, 증권금융연구, 제2권 제1호, 1996, 29-46
- Affleck-Graves, John, Shantaram P. Hegde, and Robert E. Miller, “Trading Mechanisms and the Components of the Bid-Ask Spread,” *Journal of Finance*, 49(4), 1994, 1471-1488.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, “Trading Mechanisms and stock returns : An empirical investigation,” *Journal of Finance*, 42, 1987, 533-553.
- Bagehot, Walter, “The only game in town,” *Financial Analysts Journal*, 27, 1971, 12-14.
- Brockman, Paul and Dennis Y. Chung, “Bid-Ask Spread Components in an order-Driven Environment,” *Journal of Financial Research*, 22(2), 1999, 227-246.
- Copeland Thomas E. and H. R. Stoll, “Trading Markets,” in Dennis E. Logue(ed.), *Handbook of Modern finance*, 2nd ed., Warren, Gorham & Lamont, Boston, 1990.
- Demsetz, H., “The costs of transacting,” *Quarterly Journal of Economics*, 82, 1968, 33-53.
- George, Thomas J., Gautam, Kaul and M. Nimalendran, “Estimation of the Bid-Ask Spread and Its Components : A New Approach,” *Review of Financial Studies*, 4(4), 1991, 623-656.
- Glosten, L. R., “Components of the Bid-Ask Spread and the Statistical Properties of Transaction Prices,” *Journal of Finance*, 42(5), 1987, 1293-1307.
- Glosten, Lawrence and Paul Milgrom, “Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders,” *Journal of Financial Economics*, 14, 1985, 71-100.
- Glosten, L. R., and L. E. Harris, “Estimating the Components of the Bid-Ask Spread,” *Journal of Financial Economics*, 21, 1988, 123-142.

- Hamilton, James L., "Marketplace organization and marketability : NASDAQ, the stock exchange and the national market system," *Journal of Finance*, 33, 1978, 487-503.
- Ho, Thomas S. Y. and H. R. Stoll, "The dynamics of dealer markets under competition," *Journal of Finance*, 38, 1983, 1053-1074.
- Huang R. D. and H. R. Stoll, "Market Microstructure and Stock Return Predictions," *Review of Financial Studies*, 7(1), 1994, 179-213.
- Lee, C. M. C., B. Mucklow and M. J. Ready, "Spreads, Depths and the Impact of Earnings Information : An Intraday Analysis," *Review of Financial Studies*, 6, 1993, 345-374.
- Lin, Ji-Chai, Gary C. Sanger and G. Geoffrey Booth, "Trade Size and Components of the Bid-Ask Spread," *Review of Financial Studies*, 8(4), 1995, 1153-1183.
- Madhavan, A., M. Richardson and M. Roomans, "Why do security prices change? A transaction level analysis of NYSE stocks," *Review of Financial Studies*, 10, 1997, 1035-1064.
- Madhavan, A., and S. Smidt, "A Bayesian Model of Intraday Specialist Pricing," *Journal of Financial Economics*, 30, 1991, 99-134.
- McNish, T. H., and R. A. Wood, "An Analysis of Intraday Patterns in Bid-Ask Spreads for NYSE Stocks," *Journal of Finance*, 47(2), 1992, 753-764.
- Roll, R., "A simple Measure of the Effective the Bid-Ask Spread in an Efficient Market," *Journal of Finance*, 39, 1984, 1127-1139.
- Schwartz, Robert A., *Equity Market*, Harper and Row, New York, 1988.
- Stoll, H. R., "The pricing of security dealer services : An empirical study of NASDAQ stocks," *Journal of Finance*, 33, 1978, 1153-1172.
- _____, "Inferring the Components of the Bid-Ask Spread : Theory and Empirical Tests," *Journal of Finance*, 44(1), 1989, 115-134.
- Tinic, S. M., "The economics of liquidity services," *Quarterly Journal of Economics*, 66, 1972, 79-97.
- Tinic, S. M., and Richard R. West, *Investing in Securities : An Efficient markets Approach*, Addison-Wesley Publishing Company Philippines, 1979.