

기업소유구조와 정보비대칭

성균관대학교 경영학부

안 희 준

2005년 4월

본 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구 되었음.
(KRF-2002-003-B00081)

<요약>

본 연구는 1997년부터 2001년까지 한국증권거래소에 상장되어 거래되던 437개 보통주를 분석대상으로 하여 기업의 소유구조와 정보비대칭 사이의 관계를 살핀다. Madhavan, Richardson, & Roomans모형(1997)을 이용하여 스프레드를 구성요소별로 분해한 후, 정보비대칭에 기인한 역선택비용이 여타 요인을 통제한 상태에서 내부자 지분, 기관투자자 지분, 개인소액투자자 지분, 외국인투자자 지분과 어떠한 관계를 가지는가를 살핀다. 또 외환위기를 전후하여 투자자별 소유지분과 역선택비용 사이의 관계에 근본적인 변화가 있었는지도 고찰한다. 본 연구의 주요 발견점은 다음과 같다. 내부자지분이 크면 클수록 정보비대칭은 심한 것으로 나타났다. 소액개인투자자의 지분은 역선택비용과 역의 관계를 가지는 것으로 파악되었다. 역선택비용과 외국인투자자 지분 및 기관투자자 지분 사이의 관계에는 외환위기를 전후로 다음과 같은 구조적 변화가 눈에 띈다. 외국인투자자의 경우, 지분이 높을 수록 역선택비용이 커지나 이러한 현상은 외환위기 이후에만 유의하게 나타난다. 한편, 외환위기 이전에는 기관투자자의 지분과 역선택비용과의 사이에 유의한 정의 관계가 관찰되나, 외환위기 이후에는 이러한 패턴이 사라진다.

1. 서론

어떤 투자자들은 다른 투자자들보다 더 수월하게 정보에 접근할 수 있고, 남들이 접할 수 없는 정보를 독점적으로 소유하기도 한다. 예를 들어, 내부자는 기업외부에서는 접근할 수 없는 정보에 접근할 수 있다. 기관투자자는 정보의 습득과 처리에 있어 규모의 경제에 의한 우위를 지닐 수 있다. 무정보투자자(uninformed trader)의 입장에서 보면, 거래의 상대방이 해당주식 가치에 대해 본인보다 정확하게 알고 거래에 임할 확률이 높을수록, 불리한 조건에서 거래를 체결할 확률은 높아진다. 따라서 정보의 우위를 지닌 투자자의 거래참여가 많을수록 시장 내의 정보비대칭(information asymmetry)은 심해지고 무정보투자자가 거래를 통해 입을 수 있는 잠재적 손실은 커진다. 정보비대칭으로부터 발생하는 잠재적 손실의 위험은 유동성공급자로 하여금 스프레드를 늘려 정보투자자(informed trader)와의 거래로부터 입을 수 있는 잠재적 손실을 만회하도록 한다(Glosten & Milgrom, 1985).¹⁾ 종합해 보면, 다른 요인이 통제된 상황에서, 사적정보를 이용한 투자자의 시장참여가 많을 수록 정보비대칭은 심해지며, 스프레드는 증가하게 된다.

기존의 많은 연구들이 정보투자의 비중이 기업의 소유구조와 관련 깊을 것이라는 예상 하에 특정 투자자집단별 소유지분과 정보비대칭 사이의 관계를 살폈다. 이들 연구들은 투자자집단 중 주로 내부자 및 기관투자자의 지분과 정보투자자와의 관계를 살피는데, 특히 정보투자를 반영하는 변수로 스프레드를 사용하거나 스프레드 중 정보비대칭에 기인한 부분인 역선택요소(adverse selection component)를 추정하여 사용한다. 우선 내부자 지분에 관한 연구결과를 살펴보면, Kini & Mian(1995)은 내부자지분과 스프레드 사이에 유의한 관계가 존재하지 않는다는 증거를 제시한 반면, Chiang & Venkatesh(1988)와 비교적 최근의 논문인 Sarin, Shastri, & Shastri(1999), Dennis & Weston(2001) 등은 내부자의 지분이 클수록 스프레드 또는 역선택요소가 커져, 사적정보를 바탕으로 한 투자의 비중이 높아짐을 발견하였다. 내부자의 경우, 대체적으로 정보투자일 가능성이 크다는 증거가 우세를 보이는 반면, 기관투자자의 경우에 있어서는 공통된 결론이 나있지 않다. 예를 들어, Kothare & Laux(1995), Dennis & Weston(2001) 등은 스프레드 또는 역선택요소와 기관투자자 지분 사이에 정의 관계가 있음을 보인 반면, Tinic(1972)과 Hamilton(1978), Jennings, Schnatterly, & Seguin(2002) 등은 역의 관계가 존재함을 보고한다.²⁾ 한편, Chiang & Venkatesh(1988), Sarin, Shastri & Shastri(1999) 등은 정보투자자와 기관투자자의 지분 사이에 어떠한 유효한 관계도 존재하지 않는다는 증거를 제시하

1) Glosten & Milgrom에 의하면, New York Stock Exchange(NYSE)에 유동성을 공급하는 시장조성자는 거래의 상대방이 우월한 정보를 가지고 있는지 그렇지 않은 지를 판단하지 못 하기 때문에, 정보투자자와의 거래로부터 입을 수 있는 잠재적 손실의 위험을 스프레드를 높임으로써 해결한다.

2) 투자자지분을 이용한 연구는 아니나, 국내연구로서 국내자료를 이용한 장하성, 박경서, & 이가연(2004)은 기관투자자의 거래비중과 스프레드 간에 음의 관계가 있음을 밝혔다.

였다.

정보투자와 관련하여 내부자, 기관투자자 외에 또 하나의 관심을 끄는 투자자집단이 외국인투자자이다. 앞서 거론한 연구들이 주로 미국시장을 중심으로 내부자 및 기관투자자의 소유지분과 정보비대칭 사이의 관련성을 살피는데 반하여, 외국인투자자의 정보투자유무를 살피는 연구들은 주로 미국 외의 시장을 중심으로 외국인투자자와 내국인투자자의 투자성과 또는 거래의 선도-추종 여부를 비교한다. 그런데 이들 연구 역시 뚜렷하게 일관된 증거를 제시하고 있지 않다. 예를 들어, 핀란드자료를 이용한 Grinblatt & Keloharju(2000), 44개국의 시장을 고찰한 Froot, O'Connell, & M. Seasholes(2001)는 외국인투자자가 국내투자자보다 정보우위에 있다는 증거를 제시한 반면, 독일시장을 살핀 Hau(2001), 인도네시아의 자료를 분석한 Dvorak(2005), 한국자료를 이용한 Choe, Kho, Stulz(2004)의 경우 국내투자자의 투자성과가 외국인투자자의 성과를 앞선다는 증거를 제시한다. 국내학술지에 발표된 연구들 역시 서로 상반된 견해를 보이는데, 고광수 & 이준행(2003), 고광수 & 김근수(2004), 길재욱, 박영석, 신진영(2005) 등은 외국인투자자가 정보투자에 있어 국내투자자보다 우위를 보인다는 증거를 제시한 반면, 장하성, 박경서, & 이가연(2004)은 그 반대의 증거를 제시한다.

지금까지 살핀 바와 같이 기관투자자, 또는 외국인투자자가 우월한 정보 하에 시장에 참여하는가에 대하여 뚜렷한 결론이 내려졌다고 보기는 어려우며, 앞으로 더욱 활발한 연구가 필요하다고 볼 수 있다. 이러한 취지에서 본 연구는 투자자유형과 정보거래에 관한 추가적인 증거를 제시하고자 한다. 구체적으로 살피면, 본 연구에서는 1997년 초반부터 2001년도 초반까지 한국증권거래소(KSE)에 상장되어 거래되던 전체주식 중 자료요건을 충족시키는 437개 주식을 대상으로 일중분석을 통하여 정보비대칭과 투자자별 소유지분과의 관계를 횡단면으로 고찰한다. 논문에서 정보비대칭의 추정치로 사용된 변수는 거래자료로부터 Madhavan, Richardson, & Roomans(1997)의 모델을 적용하여 추출한 스프레드 중 정보비대칭에 기인한 역선택비용(adverse selection cost)이며, 분석의 대상이 되는 투자자군은 내부자, 기관투자자, 소액개인투자자 및 외국인투자자이다.

본 연구가 관심을 가지는 또 하나는 이슈는 1997년의 외환위기를 전후한 시장의 구조적 변화가 투자자 유형과 정보거래간의 관계에 변화를 가져왔느냐 하는 것이다. 외환위기는 금융시장의 각종 구조개편, 시장투명성의 강화, 외국인 소유한도의 폐지 등 짧은 기간동안 여러 가지 혁신적인 변화들을 시장에 불러 왔다. 이러한 급격한 투자환경의 변화가 투자자 유형과 정보비대칭 사이의 관계에 변화를 가져왔는지, 만약 가져왔다면 어떠한 방향으로 그 변화가 진행되었는지를 고찰하는 것은 의미 있는 작업이라 할 수 있다.

본 연구가 기존의 연구와 차별되는 점은 다음과 같다. 첫째, 서두에서 예를 든 바와 같이 해외에서는 스프레드에 반영되는 정보비대칭과 소유지분구조 사이의 관계에 대한 연구가 비교적 활발하게 이루어져 왔다. 그러나 국내에서는 아직 이에 대한 종합적인 연구가 없다.³⁾ 본 연구

는 국내자료를 이용하여 투자자 유형별 소유지분과 정보비대칭의 관계를 포괄적으로 고찰한다. 본 연구에서 소유지분에 초점을 맞추는 이유는 특정기업에 대하여 투자자별로 누가 지분을 얼마나 가지고 있는가가 유동성 공급자가 스프레드를 결정하는데 있어 중요한 ‘사전적 정보’가 될 수 있다고 보기 때문이다. 본 연구에서 이용하는 투자자유형별 소유지분의 대안으로 투자자별 실적거래 내역을 규합하여 분석할 수 있다. 이러한 경우, 일반적으로 KSE에서 제공하는 투자자구분 정보를 이용하여야 하는데, 이 정보에는 본 연구의 초점 중 하나인 내부자의 구분이 불가능하다. 한국의 기업들은 미국의 기업들과는 사뭇 다른 소유구조를 가지고 있다. 한국의 기업소유형태는 전통적으로 기업주를 축으로 하는 소유 및 경영이 그 중심에 있어왔다. 많은 상장기업들의 경우, 기업주가족이 직접소유 또는 계열사를 통한 간접소유의 형태로 지배권을 장악하고 있다. 따라서 만약 내부자지분과 정보비대칭 사이에 어떠한 규칙적인 관계가 존재한다면 국내 기업들은 그만큼 강한 관계를 보여줄 가능성이 있다. KSE의 투자자구분 정보는 개인투자자의 경우도 구체적인 구분을 하고 있지 않아 개인투자자가 내부자인지, 대규모로 투자하는 개인투자자인지, 또는 소액개인투자자인지 판별이 불가능하다. 본 연구는 한국상장회사협의회에서 제공하는 소유지분자료를 토대로 내부자와 소액개인투자자를 별도로 분리하여 각각의 지분과 정보비대칭과의 관계를 살핀다. 내부자나 전체 개인투자자가 아닌 소액 개인투자자의 시장참여효과를 시장미시구조적으로 고찰한 국내연구는 아직 없는 것으로 안다.

둘째, 각 투자자집단의 시장참여가 시장의 미시구조에 미치는 영향을 고찰한 국내연구들은 본 연구와 비교해 비교적 짧은 기간을 그 연구대상으로 삼고 있다. 예를 들어, 본 연구와 가깝게 비교될 수 있는 장하성, 박경서, & 이가연(2004)의 경우, 일중분석에 사용된 기간이 1999년 12월의 한달에 불과하다. 본 연구에서는 1997년, 1999년, 2001년의 연초 3개월을 각각 분석기간으로 삼고 있기 때문에, 5년이라는 비교적 장기간 축적된 자료를 바탕으로 시장환경이 변화함에 따라 변수간의 관계가 어떻게 발전했는가를 살피는 것이 가능하다. 특히, 본 연구의 분석기간이 외환위기와 외국인에 대한 주식시장의 완전개방이 이루어진 시점을 전후한 기간을 포함하고 있다는 사실은 중요한 의미를 지닌다. 고광수 & 이준행(2003)은 외국인투자자가 국내 증시에 미치는 영향이 외환위기를 전후로 구조적으로 크게 달라졌음을 보고한다. 이러한 외국인투자자의 영향변화는 다른 투자자군의 거래행태에도 변화를 가져왔을 수 있다. 본 연구에서는 외환위기 이전과 1998년 5월 주식시장이 완전 개방되어 외국인투자자의 거래행위가 본격화된 시점 이후의 비교분석을 통하여 외국인투자자, 내부자, 기관투자자, 소액개인투자자집단을 총망라하여 그들의 소유지분과 정보투자 사이의 관계에 구조적인 변화가 있었는가를 종합적으로 살핀다.

셋째, 본 연구에서는 스프레드와 거래량이 서로 영향을 줄 수 있다는 사실을 인식하여 역

3) 장하성, 박경서, & 이가연(2004)이 투자자지분과 정보비대칭의 관계를 살피기는 하나, 논문의 극히 일부분에서 다루고 있으며, 그 분석대상이 외국인투자자의 지분에 국한된다.

선택비용과 거래량의 연립방정식 구도 하에서 투자자별 소유지분과 정보비대칭 사이의 관계를 살핀다. Ahn, Cai, Hamao, & Ho(2004)에 의하면 역선택비용의 횡단면분포는 투자자별 소유지분 외에 여러 가지 다른 요인에 의해 결정되는데, 그 중 거래량은 가장 영향력 있는 변수이며 역선택비용과 거래량이 서로 동시에 영향을 주므로 연립방정식 구도 하에서 통제할 필요가 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 연구가설 및 스프레드 추정모형에 대해 언급하며, 제3장에서는 실증분석 및 분석결과에 대하여 논한다. 제4장은 결론부로서 논문의 주요발견점 및 논문의 한계점 등에 대하여 논한다.

2. 연구내용 및 방법

2.1 연구가설

Jaffe (1978), Seyhun(1988, 1992) 등은 내부자들은 일반투자자들이 접근할 수 없는 기업의 내부정보에 접하게 되며 이를 이용하여 거래를 통한 초과이익을 얻는다는 것을 보여주었다. Chiang & Venkatesh(1988)는 NYSE에서 거래되는 주식을 표본으로 한 연구에서 내부자지분이 높은 주식일수록 거래비용이 높다는 증거를 제시하였다. 경영에 참여하는 내부자나 관계인의 보유지분이 크면 클수록 그들의 거래가 정보를 담고 있을 확률이 크며, 기업의 내재적 가치에 관한 사적정보를 이용하여 거래를 할 가능성이 커진다. 특히, 우리나라의 경우, 기업들의 소유구조 특성 상, 내부자와 정보를 지니지 않은 일반투자자들 사이의 정보비대칭은 미국의 경우보다 심각할 것으로 예상된다. 위의 예측으로부터 다음 가설을 고려할 수 있다.

가설 1: 내부자의 지분이 큰 기업일수록 정보의 비대칭은 크다.

본 연구에서는 내부자를 개인대주주지분과 관계인지분을 포함한 것으로 정의한다.

기존의 많은 논문들이 기관투자자가 일반투자자에 비해 정보력이 있다는 연구결과를 발표하였다(Szewczyk, Tsetsekos, & Varma(1992), Kothare Laux(1995), Alangar, Bathala, & Rao(1999), Bartov, Radhakrishnan, & Krinsky(2000), Dennis & Weston(2001)). 일반적으로 기관투자자의 경우, 정보의 습득과 처리에 있어 전문성과 규모의 경제효과를 가지는 것으로 알려져 있다. 이로부터 다음의 가설이 도출된다.

가설 2: 기관투자자의 지분이 큰 기업일수록 정보의 비대칭은 크다.

소액의 개인투자자들은 일반적으로 기업정보에 관련한 내부자나 기관투자자에 비해 정보 습득이나 정보처리에서 열등한 무정보투자자로 취급된다. Grullon & Wang(2001), Dennis & Weston (2001) 등은 기관투자자나 내부자에 비해 일반개인투자자의 거래가 정보를 적게 담고 있다고 주장한다. 따라서 소액주주들의 지분과 정보불균형 사이에 역의 관계를 예상할 수 있다.

가설 3: 소액주주들의 지분이 큰 기업일수록 정보비대칭은 작다.

Brennan & Cao(1997)는 외국인투자자의 상대적 정보열세를 정보비대칭가설로 설명한다. 외국인 투자자의 경우, 언어장벽 등 여러 가지 요인으로 인해 정보획득에 있어 국내투자자보다 열세를 놓일 가능성이 크다. 특히, 거시경제적인 정보 및 대기업에 관한 공시정보는 상대적으로 수월하게 접할 수 있을지 몰라도, 개별 기업의 특성과 관련된 정보에 내국인만큼 빨리 접근하기는 쉽지 않을 것이다. 이를 토대로 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다.

가설 4: 외국인투자자의 지분이 큰 기업일수록 정보비대칭은 작다.

외환위기 이후 주식시장의 개방 및 경영의 투명성을 제고시키고 왜곡된 기업지배구조를 개선하기 위하여 당국이 행한 일련의 조치, 거래소의 정보 공시조건 강화, 감리시스템의 개선 및 강화에 의한 불공정 주식거래의 규제, 주주 스스로의 권리에 대한 자각으로부터 출발한 기업정보에 대한 공개요구의 강화 등 여러 가지 시장의 구조적 변화가 정보의 원활한 흐름을 돕고 궁극적으로 투자자별 소유지분과 정보비대칭 사이의 관계를 변화시켰을 수 있다. <가설1>에서는 내부자의 소유지분과 정보비대칭 사이에 정의 관계가 존재할 것이라는 예측을 하였다. 그런데, 유의한 정의 관계가 존재하더라도 외환위기 이후의 국내주식시장의 외생/내생적 체질변화는 내부자의 이러한 상대적 정보우위를 약화시켰을 수 있다. 따라서 <가설1>의 파생가설로서 다음을 예상할 수 있다.

가설 5: 내부자지분과 정보비대칭 사이에 정의 관계가 존재한다면, 그것은 외환위기를 기점으로 약화된다.

한편, 외환위기 이후 진행된 시장의 완전개방 및 세계화에 따라 국내증시는 외국시장의 움직임에 더욱 민감하게 반응하는 양상을 보이고 있으며, 외국시장에 관한 정보가 국내주식의 가격형성에 전보다 중요한 역할을 하게 되었다. 동시에 외국인투자자의 투자비중은 크게 증가하여 이제는 외국인투자자가 주식시장에서 무시할 수 없는 한 축이 되었다. 이러한 상황을 고려할 때, 외국인투자자들은 외환위기 전과 비교하여 정보의 습득이라는 측면에서 상대적으로 유리한 위치에 서게 되었을 것이란 예상을 할 수 있다.

가설 6: 외국인투자자의 소유지분과 정보비대칭의 관계는 외환위기를 기점으로 증가한다.

2.2 KSE에서의 유동성 공급

시장미시구조에 대한 해외의 연구들은 대부분 NYSE의 거래구조를 대상으로 삼고 있다. NYSE에는 specialist라 불리는 독점적 시장조성자가 있어 유동성공급의 중추적인 역할을 수행하는데, 매도/매수주문들을 규합하여 거래를 체결시키는 중개인 역할을 행함과 동시에 스스로의 재

고를 유지하면서 호가를 공시하여 시장에 유동성을 공급한다. 대부분의 시장미시구조이론들은 이러한 NYSE를 모델로 삼아 시장조성자가 유동성공급과정에서 처하는 문제들을 설명한다. 그러나 KSE는 주문중심형시장(order-driven market)으로 시장조성자가 따로 없고 일반투자자가 낸 주문들이 전자거래시스템을 통하여 서로 만나 거래가 체결된다. 실제로 KSE가 택하고 있는 주문중심형 시스템은 세계 대부분의 주식시장이 채택하고 있는 시장구조이다. 그러나 기존의 대부분 연구들이 북미의 증권시장을 연구대상으로 해왔기 때문에 주문중심형 시장에 대한 미시구조적 연구는 아직 크게 부족하다.

Glosten(1994)에 의하면, 주문중심형 시장의 경우, 투자자를 크게 인내형 투자자와 성급형 투자자로 나눌 수 있다. 인내형 투자자들은 자신이 원하는 가격에서 거래를 체결할 수 있는 지정가주문을 내어 시장에 유동성을 공급한다. 반면, 성급형 투자자들은 현재가격에서 거래가 즉각 이루어질 수 있는 시장가주문을 내어 인내형 투자자들이 공급한 유동성을 흡수한다. 유동성공급이라는 측면에서 볼 때, KSE와 같은 주문중심형 시장에서는 지정가주문을 넣는 투자자들이 집합적으로 시장조성자의 역할을 대신한다고 볼 수 있다. 다만, 시장조성자는 항상 매도와 매수 양 쪽에 서서 유동성을 공급해야하는 의무를 지니는 반면, KSE의 개별적인 지정가주문투자자들의 경우, 주로 매도와 매수 중 한 쪽에만 유동성을 공급한다.

위와 같은 틀에서 보면, KSE의 유동성공급자들이 정보비대칭으로 인하여 직면하는 문제는 NYSE 시장조성자의 그것과 근본적으로 큰 차이가 나지 않는다고 볼 수 있다. 예를 들어, 정보비대칭이 높다고 판단될 경우, 지정가주문을 넣어 KSE에서 유동성을 공급하는 투자자들은 NYSE의 시장조성자가 그러하듯이 정보투자자와의 거래를 통해 입을 수 있는 잠재적 손실을 줄이기 위하여 방어적인 가격조건을 이용할 것이다. 지정가주문투자자들이 집합적으로 이러한 투자패턴을 보인다면 정보비대칭이 심할 경우 스프레드는 증가할 것이다.

2.3 MRR모델에 의한 스프레드 구성요소의 추정

스프레드를 구성요소별로 분해하는 방법은 거래의 매수/매도방향에 기초한 방법과 체결가의 계열공분산에 기초한 방법으로 나누어진다. 앞 절에서도 살폈듯이, 정보비대칭과 관련하여 KSE의 유동성공급자가 직면하는 문제는 NYSE의 그것과 크게 다르지 않다. 차이가 나는 부분은 재고비용으로, NYSE의 시장조성자는 재고비용이 호가결정에 중요한 요소가 되는 반면, KSE와 같이 일반투자자의 입장에서는 재고비용이 큰 문제가 되지 않을 것이다. 따라서 명시적으로 재고비용을 고려하는 계열공분산에 기초한 모델은 본 논문의 분석에 적합하지 않다.⁴⁾ 거래방향에 기초한 스프레드 분해방법으로는 Glosten & Harris(1988), Madhavan, Richardson, & Roomans(1997, 이하 'MRR'), Huang & Stoll(1997) 등이 있는데 재고비용을 따로 구분하지 않

4) 계열공분산에 기초한 모델로는 Stoll(1989), George, Kaul, & Nimalendran(1991) 등을 들 수 있다.

고 스프레드를 영속적 요소(permanent component)과 일시적요소(transitory component)로 분해하다. 여기서 영속적요소란 주가에 영속적인 영향을 주는 정보투자에 기인한 요소이다. 이는 또 역선택 비용(adverse selection cost)이라고도 불리는데 유동성 공급자들이 정보투자자와 거래시 입게 되는 잠재적 손실에 대한 보상으로 해석할 수 있다. 일시적요소는 정보와 관계없이 주가에 일시적인 변동을 가져오는 요소들로 주문처리비용(order handling cost)이라 불리기도 한다. MRR모델은 Glosten & Harris의 모델을 확장한 것으로 주문들이 유의한 자기상관을 가지는 성질과 거래가 매도호가와 매수호가의 사이에서 체결될 가능성을 추정에 포함시킨다. 본 연구에서는 MRR의 모델을 이용한다.

MRR모델을 이용하여 표본기업들의 스프레드구성요소를 추정하는 과정을 간략히 살펴보자. t 시점에서의 거래체결가를 P_t 라 하고 그 거래의 매도/매수 여부를 Q_t 라고 하자. 해당거래가 매수거래이면 Q_t 는 +1의 값을 가지고 매도거래면 -1의 값을 가진다.⁵⁾ MRR에 의하면, $t-1$ 시점에서 t 시점 사이의 증가변화(ΔP_t)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta P_t = \theta(Q_t - \rho Q_{t-1}) + \phi(Q_t - Q_{t-1}) + u_t. \quad (1)$$

위의 식에서 ϕ 는 주문처리비용을 나타내고 θ 는 t 시점의 거래를 통하여 드러나는 비대칭정보(asymmetric information) 또는 역선택비용을 포착한다. u_t 는 공개정보에 의한 주가대치의 변화와 최소호가단위에 의해 발생하는 체결가의 근사오차(rounding error)를 포함하는 오차항이다. ρ 는 자기상관이며, $\rho=0$ 일 경우, 위 모델은 Glosten & Harris(1988) 모델과 같아진다.

위 식에 포함된 세 모수들 θ , ϕ , ρ 는 GMM(Generalized Method of Moments)을 통해 추정하는데, GMM은 가격변화의 분포에 대한 가정을 필요로 하지 않고 자기상관과 이분산성의 영향을 쉽게 조절하게 해주는 이점이 있다.⁶⁾

5) MRR은 거래의 매수 또는 매도 확인이 안 되는 경우 Q_t 에 0의 값을 부여한다. 그러나 KSE의 경우, 모든 거래에 있어 매수/매도확인이 가능하다. 따라서 $Q_t=0$ 인 경우는 고려할 필요가 없다.

6) 특히, 다음의 네 모멘트제약을 0으로 놓아 모수를 추정한다.

$$E[f(P_t - P_{t-1}, Q_t, Q_{t-1}, \theta, \phi, \rho)] = 0,$$

$$\text{where } f(P_{t-1}, Q_t, Q_{t-1}, \theta, \phi, \rho) = \begin{pmatrix} Q_t Q_{t-1} - \rho Q_{t-1}^2 \\ \mu_t - \mu_0 \\ (\mu_t - \mu_0) Q_t \\ (\mu_t - \mu_0) Q_{t-1} \end{pmatrix}.$$

위 식에서 $\mu_t = \Delta P_t - \theta(Q_t - \rho Q_{t-1}) - \phi(Q_t - Q_{t-1})$ 이며 μ_0 는 상수표류항(constant drift)이다. 추정에 쓰인 도구변수(instrumental variable)는 Q_{t-1} 과 상수항이다. MRR은 거래가 매수호가와 매도

3. 실증분석

3.1 자료

분석에 사용된 기업별 투자자지분에 관한 정보는 한국상장회사협의회 '상장협 TS-2000'자료로부터 구했다. 상장협자료는 모든 상장기업을 대상으로 주식의 소유자별 지분을 투자자집단별로 자세하게 담고 있는데, 법인 및 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자 등의 투자자구분 외에 대주주지분, 소액투자자 지분 등을 연도별로 자세히 얻을 수 있는 장점을 지녔다. 특히 대주주의 경우, 그 관계회사 추적이 가능하므로 최대주주와 관계인, 관계법인지분을 따로 뽑아 낼 수 있다. 본 연구에서는 '내부자지분'을 최대주주 1인지분과 관계개인 및 관계법인지분을 합친 것으로 정의하였다. 한편, 지분 1% 미만의 주주를 의미하는 소액투자자 중 개인투자자의 지분만을 따로 계산하여 '소액개인투자자'로 정의하였다. 그 외에 기관투자자는 금융기관, 증권회사, 보험회사의 소유지분을 합한 것으로 정의하였다. 거래 및 호가자료의 분석에는 서울대학교 증권금융연구소(IFB, Institute of Finance and Banking)에 의해 제공되는 IFB/KSE 거래자료 및 증권거래소에서 제공되는 거래 및 호가자료가 사용되었다.

본 연구에서 사용된 분석기간은 1997년 1월~3월, 1999년 1월~3월, 2001년 1월~3월의 5년에 걸친 총9개월 기간이다. 분석기간을 연초의 3개월로 잡은 이유는 다음과 같다. 스프레드 추정결과와 소유지분정보의 의미 있는 비교를 위해서는 거래/호가자료의 기록시점과 소유지분의 보고시점을 최대한 가까이 맞출 필요가 있다. 그런데 거래 및 호가자료는 연중기록을 모두 얻을 수 있으나 TS-2000의 지분자료는 1년에 한 번만 제공된다. 특히, 지분자료에 수록된 전체기업 중 93%가 12월말 또는 3월말을 자료보고시점으로 한다. 따라서 12월말과 3월말을 양 끝점으로 거래/호가자료의 분석기간을 정함으로써 거래자료와 지분자료의 추출시기가 최대한 일치하도록 하였다.⁷⁾ 전체기간 중 1997년 초의 3개월은 외환위기 이전의 모습을 보여줄 것으로 기대되며, 1999년 초 3개월은 외환위기의 급격한 충격에서 회복하여 시장의 구조적 변화가 자리를 잡아가던 시기를, 2001년 초의 3개월은 이러한 변화가 정착되고 외국인투자자의 시장참여가 본격화된 시기를 보여주는 것으로 간주한다. 1999년과 2001년 기간은 1998년 5월 25일을 기하여 국내자본시장이 100% 개방된 이후의 시기가 되기도 한다.

3.2 표본

호가의 중앙에서 이루어지는 경우에 대한 제약을 첨가하였는데, 본 연구에서는 이 부분을 포함시키지 않는다.

7) 지분정보의 보고시점이 3월 이후이거나 12월 이전인 경우는 자료의 구성요건을 만족시키는 총 472개의 기업 중 35개로 모두 분석에서 제외시켰다.

본 연구에서는 1997년 1월부터 2001년 3월까지 계속해서 거래소 상장이 유지된 보통주를 분석대상으로 한다. 그리고 상장협의 TS-2000자료 상에 소유지분정보가 존재하고, 그 보고 시점이 3월 또는 12월인 기업만을 분석에 포함시켰다. 각 주식에 대한 스프레드 구성요소의 추정치는 1997년, 1999년, 2001년 각 연도마다 별도로 이루어졌다. 전체거래 중 동시호가방법으로 거래되는 시가와 종가는 추정에 포함시키지 않았다. 추정의 신뢰도를 높이기 위해, 거래당시 호가스프레드가 거래가격의 20%미만인 경우만을 유효거래로 보아 추정에 사용하였으며, 각 추정 연도별 3개월 기간 중 유효거래건수가 하루 5건 이상인 거래일이 반드시 20일이상이어야 한다는 조건을 달았다. 한편, 스프레드 구성요소의 추정이 연도별로 별도로 이루어졌으므로 각 주식에 대하여 스프레드 구성요소별로 3개의 연도별 추정치가 나오게 된다. 이들 추정치중 하나라도 0 또는 음수가 나오면 그 주식은 분석에서 제외시켰다. 이렇게 해서 얻어진 최종표본은 437개의 주식으로 구성되어 있다.

<표1>은 연도별로 표본기업의 투자자유형별 소유지분 및 기업규모의 횡단면분포를 보여준다. 평균값으로 따질 때, 전체 투자자군 중 소액개인투자자의 지분이 33.5%~41.1% 정도로 그 비중이 제일 크며, 내부자로 명명된 대주주 1인 및 특수관계인의 지분합계가 그 다음으로 26.6%~34.7%로 상당히 큰 비중을 차지함을 알 수 있다. 기관투자자의 지분은 1997년부터 2001년까지 18%에서 9%로 서서히 감소하는 패턴을 보인다. 한 가지 눈에 띄는 바는 연도별 외국인투자자 지분증가가 생각만큼 크지 않다는 점이다. 외국인투자자의 지분은 5년 동안 6.3%에서 7.3%로 미약하게 단조적 증가를 보였으며, 중위수로 따지면 도리어 3%에서 1%로 감소했다. 이는 우리가 통념적으로 알고 있는 외환위기 이후 외국인투자자의 거래참여 증가패턴과 일치하지 않는다. 이에 대하여 한 가지 생각해 볼 수 있는 점은 외국인투자자의 지분증가가 KSE에 상장된 모든 기업에 대하여 골고루 나타나는 것이 아니라 시장가치가 큰 일부기업에 편중되었을 가능성이 있다는 점이다. 이를 확인하기 위하여 투자자집단별 소유지분을 기업규모별로 다시 분리하여 그 시계열 및 횡단면 분포를 <표2>에 제시해 보았다. <표2>에 의하면, 외국인투자자의 경우, 대기업을 크게 선호함을 알 수 있다. 예를 들어, 2001년의 경우, 기업규모 하위 50% 내 기업에 대한 외국인투자자의 지분은 2.5%에 불과하나 상위 10% 내 기업의 경우 그 값은 평균 28%이다. 외국인투자자의 이러한 투자편중현상은 시간이 흐르면서 심해진 것으로 나타났다. 대기업을의 경우 1997년부터 2001년까지 약 두 배의 단조증가를 보이는 반면, 소규모 기업의 경우는 오히려 감소한 것으로 나타난다. 외국인 투자자의 대기업 투자집중 패턴은 한국 시장에 대한 Choe, Kho, & Stulz(1999), 지청 & 옥진호(2004), 일본시장에 대한 Kang & Stulz(1997), 36개국의 주식시장에 대한 Chiyachantana, Jan, Jiang, & Wood(2004)의 연구결과와 일치한다. 한편, 다른 투자자집단의 기업규모별 지분패턴을 살펴보면, 내부자와 소액개인투자자 경우 모두 대기업보다는 소기업의 경우 지분이 상대적으로 높았다. 한편, 기관투자자는 대기업을 선호하는 것으로 나타났다.

<표3>은 주가 및 유동성 변수들의 횡단면분포를 보여준다. 전체 표본기업에 대한 호가스프레드의 평균값은 주가의 약 1% 가량이다. 3년간의 시계열 패턴에서 가장 눈에 확연하게 띄는 바는 시간이 지남에 따라 평균주가가 크게 하락하는 추세를 보이며, 동시에 전반적인 유동성이 크게 향상되었다는 점이다. 원화로 표시된 호가스프레드는 1997년의 평균 ₩344에서 1999년의 ₩203, 2001년의 ₩75로 확인한 단조적 감소를 보인다. 물론 원화로 표시된 스프레드는 주가와 같은 방향으로 움직이기 때문에 스프레드의 감소가 같은 기간동안의 전반적인 주가 하락에 크게 영향을 받았을 수 있다. 그렇지만 일반적으로 주가하락시 상승하는 패턴을 보이는 주가대비 스프레드율 역시 1997년의 1.34%에서 1999년의 1.12%, 2001년의 0.75%로 크게 하락함을 보면, 분명히 이 기간 중 거래비용으로 측정된 유동성지표는 상당히 향상되었다. 그 외에 유동성의 지표로 흔히 쓰이는 일중 거래건수, 일중거래량 역시 증가하는 추세를 보여 분석기간 동안 시장의 유동성이 전반적으로 크게 향상되었음을 알 수 있다.

3.3 스프레드구성요소의 추정결과

<표4>는 MRR 추정과정을 통해 얻어진 원화로 표시된 역선택비용(θ) 및 주문처리비용(ϕ)의 추정치, 주가대비 백분율로 나타낸 역선택비용 및 주문처리비용, 역선택요소에 주문처리비용을 더한 $\frac{1}{2}$ 함축스프레드($\frac{1}{2}$ implied spread), 그리고 역선택요소가 함축스프레드에서 차지하는 비중($\frac{\theta}{\theta + \phi}$)의 분포를 보여준다. 함축스프레드는 체결가의 변화와 거래방향에 의해 이론적으로 도출된 스프레드로 유동성공급에 대한 대가로서 투자자가 지불하는 실질거래비용의 추정치라고 할 수 있다. 한편, $\frac{\theta}{\theta + \phi}$ 는 스프레드의 크기를 통제된 상황에서 정보비대칭에 의한 역선택비용이 거래비용에서 차지하는 비중을 나타낸다.

연도별로 차이는 있으나 주가대비 $\frac{1}{2}$ 함축스프레드율의 평균값이 0.217%~ 0.318%이므로 양방향 거래를 고려한 함축스프레드율은 대략 주가의 0.43%~0.64%이다. 이는 ₩10,000어치의 주식을 매수하여 되파는 경우 투자자가 부담하게 되는 가격충격효과를 포함한 실질거래비용이 ₩43~₩64로 추정됨을 의미한다. <표5>의 함축스프레드율과 <표4>의 호가스프레드율을 비교하면, 거래를 통해 투자자가 실제 부담하게 되는 비용의 추정치인 함축스프레드는 호가에 의해서 구성된 유동성 지표인 호가스프레드보다 크게 작음을 알 수 있다. 한편, 함축스프레드율의 시계열 패턴을 보면 그 크기가 1997년과 비교해 1999년에 커졌으며 다시 2001년에는 크게 작아지는 것을 알 수 있는데, 이는 <표3>에서 살핀 호가스프레드의 시간에 따른 단조적 감소와는 대조된다. 함축스프레드의 1999년 추정치가 상대적으로 높은 것은 일일수익률 변동성의 변화와

관계가 있지 않나 한다. 1999년의 일일수익률의 변동성은 4.74%로 1997년의 그것보다 크게 높다. 함축스프레드는 가격충격을 포함하여 거래에 나타난 유동성의 측정치이므로 호가정보에 의해서만 계산되는 호가스프레드보다 수익률변동성에 민감하게 반응할 수 있다.

역선택비용의 연도별 추정치는 원화로 따졌을 때 ₩15.08(1997년), ₩11.75(1999년), ₩3.68(2001년)이다. 이를 주가의 백분율로 따지면 각각 0.058%(1997년), 0.069%(1999년), 0.041%(2001년)이다. 한편, 역선택요소가 함축스프레드에서 차지하는 비중을 계산하면 각각 21.1%(1997년), 20.2%(1999년), 17.9%(2001년)로 연도별로 별다른 편차를 보이지 않는다. 본 연구와 간접비교가 가능한 장하성, 박경서, 이가연(2004)의 경우, 추정방법과 분석기간이 다름에도 불구하고 스프레드 중 역선택비용이 차지하는 비율의 평균치가 27%로 본 연구의 1999년 1월~3월 자료를 이용한 추정치인 20.2%와 큰 차이가 나지 않는다.⁸⁾

3.4 OLS를 이용한 역선택비용에 대한 횡단면 회귀분석

본 절에서는 투자자별 소유지분과 역선택요소와의 관계를 회귀분석을 통하여 살핀다. 회귀식에 쓰인 종속변수는 주가의 백분율로 계산한 역선택요소이다. 역선택요소는 투자자 소유지분 외에 기업의 특성 및 유동성에 민감하게 반응할 수 있으므로 다른 요인들을 통제 한 후에 소유지분과 역선택요소 사이의 관계를 고찰할 필요가 있다. 본 연구에서는 통제변수로 주가, 일일 수익률의 변동성, 거래량, 기업규모, 재벌소속여부를 포함시켰다. 이들 통제변수의 선택배경은 다음과 같다.

종속변수인 역선택비용(θ)은 주가의 백분율로 계산되었기 때문에 주가의 직접적인 영향을 받는다.⁹⁾ 특히 스프레드는 주가보다 비탄력적으로 움직이는 것으로 알려져 있기 때문에 여타조건이 같다면 주가가 높을수록 θ 는 작아지게 된다. 그러므로 기계적인 관계만을 따진다면 주가와 θ 사이에는 음의 관계가 예상된다. 변동성이 크다는 것은 적정주가에 대한 불확실성이 크다는 것을 의미한다. 따라서 사적 정보의 가치가 커 더 많은 정보투자자의 거래참여로 이어질 수 있다. 이를 토대로 변동성과 역선택요소 사이에 양의 관계를 예측할 수 있다.

거래량과 정보비대칭 사이의 관계에 대해서는 뚜렷한 예상을 하기가 어렵다. 일반적으로 거래량이 큰 주식은 그만큼 유동성이 풍부하고 무정보투자자들의 거래참여가 활발하다고 볼 수 있다. 그러므로 거래량과 정보비대칭 사이에 음의 관계를 예상할 수 있다. 그러나 정반대의 예상도 가능하다. Admati & Pfleiderer(1988)는 정보투자자는 무정보투자자의 거래가 활발할 때 은닉거래를 하는 경향이 있기 때문에 거래가 활발할 때 정보투자가 증가한다고 보았다. 따라서 거래량과 정보비대칭 사이에 양의 관계를 생각할 수 있다. 한편, 기업규모와 정보비대칭 사이에

8) 장하성, 박경서, 이가연(2004)은 Huang & Stoll(1997)의 방법을 이용하여 스프레드를 분해하였으며, 분석기간은 1997년 12월의 한달이다.

9) 간접적이기는 하나 주가는 최소호가단위의 영향도 어느 정도 통제해 준다고 본다.

는 다음과 같은 관계를 예상할 수 있다. 일반적으로 규모가 큰 기업일수록 유동성이 높고, 일반투자자들이 접할 수 있는 공개정보가 풍부하다. 따라서 무정보투자들이 그만큼 수월하게 정보에 접할 수 있다. 예를 들어 대기업의 경우 매스컴의 잦은 취재대상이 되는 관계로 정보의 공급이 그만큼 원활하다. 이러한 점을 고려할 때 기업규모와 정보비대칭은 서로 역의 관계를 가지는 것으로 예상할 수 있다. 마지막으로 재벌소속여부는 재벌의 특수한 기업지배구조가 내부자의 소유지분 외에 추가적으로 정보비대칭에 영향을 줄 가능성을 고려하여 더미변수의 형태로 포함시켰다.

위의 통제변수 중 재벌더미를 제외한 나머지 변수의 경우, 그 분포가 심하게 우측으로 기울었기 때문에 자연로그로 변환한 값을 사용하였다. <표5>는 스프레드 구성요소의 추정치, 통제변수로 쓰인 기업특성 및 유동성 변수, 투자자집단별 소유지분 변수사이의 Pearson 상관계수를 보여준다. 변수들 사이의 상관계수는 소수의 몇몇 경우를 제외하고는 모두 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 역선택비용(% θ)과 소유지분변수 사이의 상관계수를 살펴보면, 역선택비용은 내부자지분과는 정의 관계를 가지는 반면, 기관투자자, 소액개인투자자, 외국인투자자지분과는 역의 관계를 가진다. 상관계수의 값만 가지고 판단을 한다면, 내부자의 주식소유비율이 높을수록 정보비대칭은 커지며, 반대로 기관투자자, 소액개인투자자, 외국인투자자의 소유지분이 클수록 정보투자비율은 줄어든다고 볼 수 있다. 물론, 역선택비용이 거래량, 기업규모, 수익률변동성 등과 밀접하게 관련이 있고, 또 이들 통제변수들이 소유지분변수들과 높은 관련성을 보이고 있기 때문에 단순히 상관계수의 값만을 보고 변수 사이의 관계를 논하기에는 무리가 있다. 그 외에 <표5>에서 눈에 띄는 것은 외국인투자자와 기업규모 사이의 관계로 상관계수가 0.5가 넘는다. 이는 외국인투자자가 규모가 큰 기업에 집중된다는 <표3>의 결과를 뒷받침 해준다.

회귀분석에는 OLS를 사용하였다. 분석기간은 전체기간이며 각 변수에 대해 기업마다 연도별로 3개의 관측치가 있으므로 변수별로 분석에 사용된 관측치의 총 개수는 $437 \times 3 = 1311$ 개가 된다. 분석에 쓰인 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \% \theta_i = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{Price})_i + \alpha_2 \ln(\text{Std.Dev})_i + \alpha_3 \ln(\text{Volume})_i \\ & + \alpha_4 \text{Insider}_i + \alpha_5 \text{Institution}_i + \alpha_6 \text{Small}_i + \alpha_7 \text{Foreign}_i \\ & + \alpha_8 \text{Chaebol}_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

위식에서 % θ_i 는 주가의 백분율로 나타낸 기업 i 의 역선택비용 추정치이다. $\ln(\text{Price})_i$, $\ln(\text{Std.Dev})_i$, $\ln(\text{Volume})_i$ 은 각각 주식 i 의 주가, 일일수익률의 표준편차, 주식수로 따진 거래량에 자연로그를 취한 값이다. Insider_i , Institution_i , Small_i , Foreign_i 는 각각 백분율로 표시된 내부자, 기관투자자, 소액개인투자자, 외국인투자자의 지분을 나타낸다. 마지막으로

$Chaebul_i$ 은 재벌소속 유무를 나타내는 더미변수로 기업이 국내 30대 재벌에 속해 있으면 1의 값을 갖는다. 한편, $Ln(Volume)_i$ 대신 기업규모를 나타내는 $Ln(Size)_i$ 를 포함시켜 회귀분석을 별도로 실시하였다. 두 변수를 함께 회귀식에 포함시키지 않은 이유는 두 변수를 모두 회귀식에 포함시켰을 때 두 변수간의 다중공선성으로 인해 $Ln(Size)$ 는 유의성을 잃는 반면, 두 변수를 개별적으로 포함시켰을 때와 비교하여 모형의 설명력에 대한 개선이 전혀 없기 때문이다.¹⁰⁾

OLS 회귀분석의 결과는 <표6>에 정리되어 있다. $Ln(Volume)$ 이 포함된 모형의 경우 R^2 의 값이 70.8%로 주어진 모형이 역선택비용의 횡단면분포를 상당 부분 설명하고 있음을 알 수 있다. 반면 기업규모인 $Ln(Size)$ 가 포함된 모형의 경우 R^2 의 값이 48%로 모형의 설명력이 다소 떨어지는 경향이 있다. 통제변수들의 계수는 모두 통계적으로 유의한 값을 가지며 대부분 1% 수준에서 유의한 것으로 보아 이들 변수에 대한 통제가 중요함을 알 수 있다. 우선, 통제변수와 역선택비용 사이의 관계를 살펴보면, 예상했던 대로 거래량과 기업규모는 역선택비용과 강한 음의 관계를 가진다. 수익률 표준편차 역시 예상했던 대로 역선택 요소와 정의 관계를 보인다. 하지만, $Ln(Price)$ 의 경우는 모델에 $Ln(Volume)$ 이 포함되었을 경우, 그 계수가 예상대로 음의 값을 가졌으나, $Ln(Size)$ 가 포함되면 양의 값을 가진다. 마지막으로, $Chaebul$ 은 거래량이 모형에 포함되지 않았을 경우 그 계수가 유의한 양의 값을 가지지만 거래량을 포함시키면 유의성이 없어지는 것으로 나타났다.

이제 본 연구의 초점이 되는 각 투자자집단별 소유지분과 역선택비용과의 관계를 살펴보자. 우선 내부자의 지분을 나타내는 변수 $insider$ 의 계수는 양의 값을 가지며 기업규모 또는 거래량의 통제유무에 관계없이 통계적으로 5% 수준에서 유의하다. 이러한 결과는 내부자의 소유지분과 역선택비용은 서로 정의 관계를 나타낼 것이라는 <가설1>의 예측결과를 강하게 뒷받침해 준다. 한편, 기관투자자($institution$)와 역선택비용과의 관계를 살펴보면, $Ln(Size)$ 를 포함한 모형의 경우, 두 변수는 서로 유의한 정의 관계를 지니는 것으로 나타나 <가설2>의 예측과 일치함을 알 수 있다. 그러나 $Ln(Volume)$ 을 포함한 모형의 경우 두 변수 사이의 관계는 통계적으로 유의하지 않다. 소액개인투자자의 지분($Small$)은 두 모형에서 모두 역선택비용과 음의 관계를 가진다. 이는 계수의 방향만을 따질 때, <가설3> ‘소액주주들의 지분이 큰 기업일수록 정보비대칭은 작다’를 지지하나, 통계적으로 $Ln(Size)$ 를 사용한 모형의 경우만 유효하다. 마지막으로 외국인투자자 지분($foreign$)의 경우, 모형의 정의에 상관없이 모두 양의 계수를 보이며 모두 1% 수준에서의 통계적으로 유의하다. 이는 예상외의 결과로 <가설4>의 예측과

10) 실제로 두 변수 모두 역선택비용과 상관계수가 매우 높으면서 동시에 서로 높은 양의 상관관계를 가지고 있다 (표5).

는 달리 풍부한 투자경험과 선진투자기술로 무장한 외국인투자자가 정보투자자로서의 역할을 수행함을 시사한다. 이상의 결과를 종합하면, 기업규모, 거래량의 통제변수포함 유무에 상관없이, <가설1>이 예측한대로 내부자 지분이 클 수록 유동성공급자가 느끼는 정보비대칭은 커진다고 할 수 있다. 그러나 외국인투자자 지분과 정보비대칭 사이의 관계는 <가설4>의 예측과는 반대이다. 한편, <가설2>와 <가설3>의 내용인 기관투자자와 정보비대칭 그리고 소액개인투자자와 정보비대칭 사이의 관계에 대해서는 부분적으로 지지하는 증거만 제공이 되었기 때문에 단정적으로 결론을 내리기가 어렵다.

3.5 역선택비용과 거래량에 대한 2SLS분석

<표6>에 보고된 OLS모형의 분석결과를 보면, $Ln(Size)$ 를 포함한 모형의 경우, 독립변수계수의 통계적 유의성은 상대적으로 높으나 모형의 전체적인 설명력(R^2)은 떨어진다. 반면, $Ln(Volume)$ 을 포함한 모형의 경우, 모형의 전체적인 설명력은 높으나 개별독립변수의 설명력이 상대적으로 떨어지는 편이다. 이러한 결과가 나타나는 이유는 $Ln(Volume)$ 의 존재 때문이 아닌가 한다. <표5>에 제시된 상관계수들을 살펴보면, θ 와 $Ln(Volume)$ 사이의 상관계수가 절대치로 따질 때 가장 커(-0.654) 거래량이 역선택요소의 결정에 있어 가장 중요한 변수임을 알 수 있다. 거래량은 또한 내부자 지분, 소액개인투자자 지분, 외국인투자자 지분과 모두 유의한 관계를 가진다. 변수 사이의 이러한 관계를 고려해 볼 때, OLS 회귀식을 이용한 단순한 접근보다 역선택비용과 거래량의 결정을 동시에 고려하는 연립방정식을 통하여 변수 사이의 관계를 살피는 것이 더 바람직하다고 본다. 본 절에서는 역선택비용과 거래량을 종속변수로 한 2단계 최소자승법(2SLS)의 분석결과에 대하여 살핀다.

역선택비용과 거래량에 대한 2SLS모형 중 역선택요소에 대한 식은 앞의 OLS의 변수를 그대로 포함하며, 거래량을 종속변수로 하는 식은 주가의 백분율로 계산한 역선택비용, 일일수익률 표준편차, 기관투자자 지분, 소액개인투자자 지분, 외국인투자자 지분을 설명변수로 한다.

$$\begin{aligned} \% \theta_i = & \alpha_0 + \alpha_1 Ln(Price)_i + \alpha_2 Ln(Std.Dev)_i + \alpha_3 Ln(Volume)_i \\ & + \alpha_4 Insider_i + \alpha_5 Institution_i + \alpha_6 Small_i + \alpha_7 Foreign_i \\ & + \alpha_8 Chaebul_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} Ln(Volume)_i = & \beta_0 + \beta_1 \% \theta + \beta_2 ln(Stde.Dev.)_i + \beta_3 lnstitution_i \\ & + \beta_4 Small_i + \beta_5 foreign_i + \epsilon_i \end{aligned}$$

위의 두 번째 식에서 내부자 지분과 제벌터미변수는 포함시키더라도 계수가 통계적으로 유의하

지 않고 R^2 도 별반 증가하지 않아 모형에서 제외하였다. 회귀분석의 결과는 <표7>에 제시되어 있다. 2SLS의 결과에서 눈에 띄는 점은 종전의 OLS분석에서 비유의적이었던 기관투자자 지분과 소액개인투자자 지분의 계수가 1% 수준에서 유의하게 나온다는 것이다. 계수의 부호도 <가설2> 및 <가설3>과 일치하는 방향으로 나온다. 종합하면, 소유지분과 정보비대칭의 관계에 대한 2SLS의 분석결과는 내부자의 지분, 기관투자자의 지분, 그리고 외국인투자자의 지분이 클수록 정보비대칭은 심하며, 소액개인투자자의 지분이 클수록 정보비대칭은 작다는 증거를 제시한다.

한편, 거래량모형을 보면, 역선택비용은 거래량에 대하여 강한 음의 관계를 보이는 것을 알 수 있다. 이는 해당주식에 대하여 정보비대칭이 심할수록 유동성투자자들이 역선택위험에 대한 부담을 느껴 거래행위가 줄기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 수익률의 변동성은 거래량과 유의한 양의 관계를 가지는데 이는 새로운 정보의 도착이 변동성과 거래량에 동시에 영향을 준다는 Clark(1973), Harris(1986), Karpoff(1987) 등의 설명과 일치한다. 또한 이러한 결과는 투자자들이 주가에 대하여 가지는 견해의 불일치가 거래로 이어진다는 Harris & Raviv(1993)의 설명과도 일치한다. 소액개인투자자 지분의 경우, 거래량과 강한 양의 관계를 보여, 소액개인투자자들이 시장에 유동성을 공급하며, 동시에 소액투자자들이 거래가 활발한 주식을 좇을 가능성을 시사한다. 한편, 기관투자자 및 외국인투자자가 활발한 거래활동과 관계가 깊을 것이라는 예상과 달리 이 두 투자자집단의 지분변수의 계수는 유의한 음의 값을 가진다. 이러한 결과는 역선택비용을 통제한 상황에서 나온 결과라 해석에 주의를 요한다. 실제로 역선택비용을 제외한 후 거래량을 종속변수로 놓고 수익률변동성과 투자자별 지분변수들을 독립변수로 OLS 회귀분석을 한 결과, 기관투자자 지분과 외국인투자자 지분 모두 거래량과 강한 양의 관계를 가짐을 알 수 있었다.

3.6 연도별 분석

앞서 살핀 역선택요소와 거래량의 2SLS의 분석은 OLS분석보다 분명히 개선된 결과를 제공한다. 그러나 1997년 초부터 2001년 초까지 5년 기간을 한군데 묶어 분석을 하고 있어 각 독립변수와 종속변수간의 관계가 시간에 따라 구조적으로 변화할 수 있다는 가능성을 무시하는 단점이 있다. 이러한 문제의 심각성은 외환위기 이후 시장이 급격한 구조적 변화를 겪은 시기가 위의 기간에 포함되어 있음을 고려할 때 더욱 커진다. 따라서 이 절에서는 앞의 절에서 행한 2SLS 분석을 연도별로 다시 수행한다. 연도별 연립회귀분석의 결과는 <표8>에 정리되어 있다. 우선 $Ln(\text{Price})$, $Ln(\text{Std.Dev.})$ 등 통제변수들의 계수를 살펴보면, 모두 앞부분에서 제시된 경우와 부호의 방향 및 유의성이 동일하다. 한편, 투자자집단별 소유지분변수에 대한 결과는 몇 가지 흥미로운 사실을 제공한다. 우선 내부자 지분의 경우, 그 회귀계수는 연도와 관계

없이 모두 양의 부호를 가지고 있으며 통계적으로 유의하다. 이는 외환위기를 기점으로 내부자 지분과 정보비대칭의 관계가 약화될 것이라는 <가설5>의 예측에 어긋난다. 이러한 결과는 외환 위기 이후 시장의 투명성 증대 등 각종 구조적 변화에도 불구하고 내부자들은 여전히 정보의 우위를 지닌다는 증거이다. 소액개인투자자 지분 역시 내부자지분과 마찬가지로 연도변화에 관계 없이 일관된 결과를 보여주는데, 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 계수를 갖는다. 이는 소액개인투자자가 무정보투자자라는 <표6>과 <표7>의 결과를 다시 한번 확인시켜 주는 결과이다.

내부자와 소액개인투자자 지분이 연도와 상관없이 정보비대칭과 일관된 관계를 보이는데 반하여, 기관투자자 지분과 외국인투자자 지분의 경우는 연도별로 그 패턴이 변화한다. 기관투자자 지분의 경우, 그 계수가 1997년의 결과에서만 통계적으로 유의한 양의 값을 보여주며 1999년과 2001년에는 유의한 값을 가지지 않는다. 특히 1999년의 결과는, 역시 1999년의 자료를 기초로 기관투자자가 정보투자자가 아닌 유동성공급자의 역할을 한다는 발견을 한 장하성, 박경서, 이가연(2004)과 께를 같이한다. 한편, <가설6>은 외환위기 이후 외국인투자자의 정보투자비율이 높아질 것이라는 예측을 한다. <표8>에 나타난 외국인투자자의 지분과 역선택비용과의 관계에 대한 결과는 이러한 예측을 뒷받침 해준다. 외국인투자자 지분의 계수는 1997년에는 유의하지 않으나 1999년과 2001년에는 유의한 양의 값을 가진다. 이는 외환위기 후 외국인의 본격적인 투자증대와 함께 외국인투자자들의 정보우위가 증대되었음을 시사한다.

외환위기를 기점으로 기관투자자의 정보우위는 사라지고, 반대로 외국인투자자의 정보우위가 증가되었다는 사실은 고평수 & 이준행(2003)의 연구결과와 비교된다. 고평수 & 이준행은 투자자유형별 거래간의 선도-추종관계를 살폈는데, 그 관계가 외환위기를 전후하여 구조적인 변화를 보이는데 초점을 맞추었다. 그들의 분석에 의하면 외환위기를 기점으로 정보거래와 관련한 투자자의 거래행태에 구조적인 변화가 있었으며, 특히 외국인의 거래정보가 외환위기 이후에 주식시장에서 중요한 정보로 인식되기 시작한 것으로 나타난다. 이러한 발견은 외환위기 이후 외국인투자자가 정보투자자로 인식되기 시작했다는 본 연구의 발견점과 일맥상통한다. 뿐만 아니라 그들은 외환위기 이전에는 기관과 외국인의 거래패턴 사이에 아무런 관계가 존재하지 않았으나 외환위기 이후 기관이 외국인을 추종하는 패턴이 나타남을 보고한다. 이 역시 기관의 정보우위가 사라졌다는 본 연구의 결과와 비교된다고 할 수 있다.

<표9>는 투자자별 소유지분변수에 1999년과 2001년의 연도별 터미를 곱하여 역선택비용과의 관계를 살핀 회귀분석의 결과를 보고하고 있다. <표9>에 보고된 결과는 전체적으로 <표8>에서 발견된 내용을 확인해준다. 특히 눈에 띄는 것은 기관투자자지분으로 그 계수가 1997년의 0.05이던 것이 외환위기 이후 0.05만큼 감소하여 0에 가까워진다. 외국인투자자의 경우 기관투자자 만큼 강한 패턴을 보이지는 않으나 계수가 1997년의 0.2에서 2년 후 0.2만큼 더 증가하고 또 2001년에는 0.04만큼 증가하는데, 2001년의 변화분은 통계적으로 10%선에서 유의하

다. <표8>과 <표9>의 결과를 종합하면, 외환위기를 기점으로 기관투자자는 정보투자자에서 유동성공급자로 외국인투자자는 그 반대로의 역할전이가 있었다는 결론을 내릴 수 있다.

3.7 Huang & Stoll 모형(1997)을 이용한 건강성 분석

본 절에서는 MRR모형으로부터 얻어진 분석결과에 대한 타당성확인을 위해 Huang & Stoll(1997, 이하 'HS모형')의 스프레드 분해모형을 이용하여 건강성 분석을 한다. HS모형 역시 거래방향을 이용하는데 MRR모형을 특수한 경우로 포함하는 포괄적인 스프레드 분해모형이다. HS모형은 다음에 제시된 회귀모형으로 정리된다.

$$\Delta P_t = \frac{S}{2}(Q_t - Q_{t-1}) + \lambda \frac{S}{2} Q_{t-1} + e_t \quad (4)$$

위 식에서 ΔP_t 는 t-1 시점부터 t 시점까지의 추가변화이며 S는 모형에 의해 추정되는 유효스프레드(traded spread)로 MRR모형의 함축스프레드에 해당한다. Q_t 와 Q_{t-1} 은 MRR모형에서와 같다. λ 는 유효스프레드중 역선택비용과 재고유지비용의 합이 차지하는 비중을 나타낸다. 이는 유효스프레드에서 주문처리비용이 차지하는 비용이 $1 - \lambda$ 가 됨을 의미한다. KSE와 같이 일반투자자들이 지정가주문을 내어 시장에 유동성을 공급하는 경우, 스프레드에서 재고유지비용이 차지하는 비중은 무시할 만큼 작다. 따라서 λ 는 역선택비용으로 해석해도 무방하다. 마지막으로 e_t 는 계열비상관인 오차항으로서 공개정보에 의한 추가변화 및 최소호가단위에 의한 근사오차를 포함한다. MRR모형의 경우와 마찬가지로, 회귀식의 추정에는 GMM방법을 사용하였다.

<표10>은 HS모형에 의한 연도별 추정치들의 횡단면분포를 보여준다. 우선, 주가의 백분율로 표시된 유효스프레드의 경우, <표4>에 제시된 MRR모형에 의해 구하여진 함축스프레드와 같다.¹¹⁾ 스프레드 중 역선택요인이 차지하는 비중인 λ 는 각각 21.1%(1997년), 30.8%(1999년), 27.4%(2001년)으로 MRR모형으로 구해진 역선택요소의 비중인 21.1%(1997년), 20.2%(1999년), 17.9%(2001년)보다 다소 높다. 주가의 백분율로 표시된 역선택비용(θ) 역시

11) HS모형의 유효스프레드가 MRR모형의 함축스프레드와 같은 값을 가지는 것은 다음과 같은 이유에 기인한 당연한 결과이다. HS 모형과 MRR 모형을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\Delta P_t = \frac{S}{2} Q_t - (1 - \lambda) \frac{S}{2} Q_{t-1} \quad (\text{HS 모형})$$

$$\Delta P_t = (\theta + \phi) Q_t - \phi Q_{t-1} \quad (\text{MRR 모형})$$

위의 두식을 비교하면 $\frac{S}{2} = \theta + \phi$ 임을 알 수 있다. 즉, HS 모형하에서의 $\frac{1}{2}$ 유효스프레드($\frac{S}{2}$)는 MRR 모형하에서의 $\frac{1}{2}$ 함축스프레드($\theta + \phi$)와 같다.

0.06%~0.10%로 <표4>에 나온 MRR 모형의 0.4%~0.7%보다 다소 높다. HS 모형에 의해 얻어진 주가의 백분율로 표시된 역선택비용(θ)과 거래량을 종속변수로 하는 2SLS 회귀분석의 결과가 <표11>에 정리되어 있다. <표11>의 결과를 살펴보면 각 주요변수 계수의 크기, 통계적 유의도 등이 MRR 모형을 기초로 한 <표8>의 결과와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 즉, 역선택비용은 내부자의 지분이 클수록, 개인투자자의 지분이 작을수록 높다. 외국인투자자 지분의 <표8>에서와 같이 외환위기 이전에는 역선택비용과 별다른 관계를 보이지 않으나 외환위기 이후 유의한 정의 관계를 가진다. 기관투자자의 경우는 이와 반대로 그 계수가 1997년의 경우만 유의한 양의 값을 가지고 나머지 두 해에는 유의하지 않다.

3.8 분석결과의 해석 및 기존논문에 보고된 결과와의 비교

미국시장에서의 내부지지분과 역선택비용과의 관계를 살핀 최근의 논문들은 모두 내부지지분이 높아질수록 역선택비용이 늘어남을 보이고 있다(Sarin, Shastri, & Shastri(1999), Dennis & Weston(2001)). 미국이 우리나라보다 기업지배구조가 선진화되어있고 기업정보공개가 더 투명하게 이루어짐을 고려하면, 내부자에 의한 국내기업의 정보독점은 더욱 심할 것이라 추측을 할 수 있다. 따라서 본 연구에서 밝혀진 내부지지분과 정보비대칭 사이에 나타난 강한 양의 관계는 어찌 보면 당연한 결과라고 하겠다. 이를 약간 다른 각도에서 해석하는 것도 가능하다. 다른 투자자집단과는 달리 내부지지분이 높다고 해서 내부자가 거래에 적극적으로 참여한다고는 볼 수 없다. 내부자는 기업지배목적상 주식을 보유할 가능성이 크며, 때문에 장기간 지분을 유지한 채 거래에 참여하지 않을 확률이 높다. 따라서 내부지지분이 높을수록 역선택비용이 높다는 것은 내부지지분이 클수록 기업지배구조가 왜곡되어 있을 수 있고 정보공개가 원활하지 않아 무정보투자자들이 느끼는 불확실성이 그만큼 더 큰 것으로도 해석할 수도 있다.

본 연구에서 소액개인투자자로 정의된 투자자군은 소유지분이 1%미만이었던 개인투자자들로 이루어져 있다. 소규모로 투자하는 개인의 경우, 정보획득이나 정보처리능력에 있어 내부자나 국내 기관투자자 그리고 기관투자자가 주류를 이루는 외국인투자자보다 열등한 위치에 있을 것이라는 것을 쉽게 짐작할 수 있다. 소액개인투자자의 지분과 정보투자가 역의 관계에 있다는 발견은 미국기업의 개인투자자지분과 역선택요소와의 관계를 살핀 Dennis & Weston(2001)의 발견과 일치한다. 그 외에 지분이 아닌 투자자별 거래내용을 살폈기 때문에 직접적인 비교는 어렵지만 개인의 정보능력이 떨어진다는 Grinblatt & Keloharju(2000)의 핀란드 주식시장을 토대로 한 결과, 역시 유사한 내용의 고희수 & 이준행(2003), 길재욱, 박영석, & 신진영(2005) 등의 결과와 맥을 같이한다. 다만 국내 개인투자자가 외국인투자자보다 정보의 우위를 가진다는 Choe, Kho, & Stultz(2004), 장하성, 박경서, & 이가연(2004)의 발견과는 차이를 보인다. 물론, 이들 연구는 소유지분이 아닌 실제 거래내역을 살핀다는 점에서 큰 차이가

나고, 분석시점, 분석기간 및 분석방향이 달라 직접적인 비교는 어렵다. 그렇지만 한 가지 생각해 볼 수 있는 점은 앞의 두 연구가 사용하는 개인투자자의 경우 내부자, 대규모로 거래하는 개인투자자를 포함할 수 있기 때문에 본 연구에서 소액개인투자자로 분류한 투자자집단과는 차이가 난다.

4. 결론

본 논문에서는 투자자를 내부자, 기관투자자, 소액개인투자자, 외국인 투자자로 나누어 각 투자자 집단별 소유지분과 정보비대칭의 관계를 살펴보았다. 실증분석은 1997년~2001년 기간 중 KSE에 상장·거래된 437개 기업의 보통주를 대상으로 이루어졌다. 정보비대칭을 측정하는 변수로는 MRR의 스프레드 분해모형에 의해 추정된 역선택비용을 사용하였다. 본 연구의 주요발견점은 다음과 같다. MRR모형을 통해 구한 스프레드 중 역선택비용(θ)은 주가의 0.04%~0.07% 선이며, 함축스프레드중 역선택비용이 차지하는 비중은 함축스프레드의 절반값인 18%~21%로 나타났다. 이렇게 추정된 역선택비용을 투자자유형별 소유지분과 연계시켜 횡단면분석을 한 결과, 대주주지분과 관계법인지분을 합친 것으로 정의된 내부자지분이 크면 클수록 역선택비용은 상대적으로 커지는 것으로 나타났다. 이는 예상대로 내부자 지분이 클수록 무정보투자자가 느끼는 정보비대칭이 심해지며 이러한 부담이 비용으로 거래에 반영된 것이라 볼 수 있다. 한편, 소액개인투자자의 지분은 역선택비용과 역의 관계를 갖는 것으로 파악되었다. 이 결과는 기업 규모, 거래량 등 기타요인들이 통제된 상황에서 일반 소액개인투자자가 시장에 참여하는 비율이 높으면 높을 수록 무정보거래 또는 유동성거래(liquidity trading)의 확률이 높아지기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

또한 본 연구는 전체 연구기간을 외환위기 전/후의 둘로 나누어 이 기간 동안 시장환경의 급격한 변화가 기업의 소유구조와 역선택비용 사이의 관계에 어떠한 영향을 주었는가를 연도별 회귀분석을 통해 살펴보았다. 분석의 결과를 통해 나타난 점은 기관투자자 지분과 정보비대칭, 외국인 투자자 지분과 정보비대칭은 모두 외환위기를 전후로 패턴의 구조적인 변화를 보였다는 것이다. 기관투자자 지분의 경우, 외환위기 이전에는 정보비대칭과 유의한 정의 관계를 보이던 외환위기 이후에는 그 유의성이 사라졌다. 외국인투자자 지분의 경우는 그와 반대로 외환위기 이전에 정보비대칭과 별다른 관계를 보이지 않던 것이 외환위기 이후 유의한 양의 관계를 지니는 것으로 나타났다. 특히 후자의 경우, 1998년 국내자본 시장의 개방과 적극적인 시장자유화 시책 이후, 외국인투자자의 투자가 양적으로 증가했을 뿐만 아니라 주가형성에도 적지 않은 영향을 미치고 있음을 시사한다.

본 연구의 한계로는 다음과 같은 점을 생각할 수 있다. 본 연구에서는 실증분석의 핵심이 되는 회귀분석에서 각 투자자집단별 지분이 외생변수로 취급되었다. 실제로 지분변수들은 내생성을 지닐 수 있다. 예를 들어, 소액개인투자자의 시장참여가 늘어날 경우 유동성투자가 증

가하여 정보비대칭이 줄어들 수 있지만, 다른 한 편으로는 소액개인투자자들이 정보비대칭이 작은 주식을 선호하여 이들 주식에 소액개인투자자의 투자가 집중될 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여는 본 연구에서 내생변수로 사용된 거래량 외에 내부자 지분, 기관투자자 지분, 소액개인투자자 지분, 외국인투자자 지분을 내생변수로 하는 연립방정식 하에서 역선택요소와의 관계를 살필 필요가 있다. 이를 위해서는 본 연구에 사용된 변수 중 외생성을 가지는 주가, 수익률변동성 외에 다른 외생변수를 찾아내어 부정(underidentification)의 문제를 해결해 주어야 한다. 그러나 불행하게도 본 연구에서는 역선택요소에 유의한 영향을 줄 수 있는 외생변수를 더 이상 찾지 못했으며, 이 문제의 해결은 향후의 과제로 남겨둔다. 그 외의 제약으로 시간적 한계를 들 수 있다. 본 연구에서는 자료의 제한으로 2001년만 분석하였다. 그러나 최근 수년간 외국인의 투자행위가 더욱 본격화된 점을 감안하면, 최근자료를 더 확보하여 확장연구를 할 필요성이 있다.

참고문헌

- 고광수 & 김근수, "투자 주체별 포트폴리오 특성과 성과 분석 : 개인, 기관, 외국인," 증권학회지 33(2004), 35-62.
- 고광수 & 이준행, "외국인 거래정보와 주식시장: 개방 10년의 경험," 증권학회지 16 (2003), 159-191.
- 길재욱, 박영석, & 신진영, "외국인 매매 정보가 시장에 미치는 영향," 한국경제분석 패널 발표논문 (2005).
- 장하성, 박경서, & 이가연, "투자자 유형별 거래와 스프레드," 증권학회지 33 (2004), 1-47.
- 지청 & 옥진호, "외국인 투자자의 선호종목과 거래행태 분석," 증권학회 발표논문 (2004).
- Admati A. & P. Pfleiderer, "A theory of intraday patterns: volume and price variability," *Review of Financial Studies* 1 (1988), 3-40.
- Ahn, H., J. Cai, Y. Hamao, & Y. Ho, "Adverse selection, brokerage coverage, and trading activity on the Tokyo Stock Exchange," *Journal of Banking and Finance* 29 (2005), 1483-1508.
- Alangar, S., Bathala, C., & Rao R., "The effect of institutional interest on the information content of dividend-change announcements," *Journal of Financial Research* 22 (1999), pp. 429-448.
- Amihud Y. & H. Mandelson, "Asset pricing and the bid-ask spread," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), 223-249.
- Bartove, E., Radhakrishnan, S., & Krinsky, I., "Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements," *The Accounting Review* 75 (2000), pp. 43-63.
- Chiang, R. & Venkatesh, P., "Insider holdings and perception of information asymmetry: a note," *Journal of Finance* 43 (1988), pp. 1041-1048.
- Chiyachantana, C., P. Jain, C. Jiang, & R. Wood, "International evidence on institutional trading behavior and price impact," *Journal of Finance* 59 (2004), 869-898.
- Choe, H., B. Kho, & R. Stulz, "Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997," *Journal of Financial Economics* 54 (1999), 227-264.
- Choe, H., B. Kho, & R. Stulz, "Do domestic investors have an edge? The trading experience of foreign investors in Korea," *Review of Financial Studies*, 2004,

forthcoming.

- Dennis, P. & J. Weston, "Who's informed? An analysis of stock ownership and informed trading," Working Paper (2001).
- Dvorak, T., "Do domestic investors have an information advantage? Evidence from Indonesia," *Journal of Finance* 60 (2005), 817-839.
- Froot, K., P. O'Connell, & M. Seasholes, "The portfolio flows of international investors," *Journal of Financial Economics* 59 (2001), 151-193.
- George, T., G. Kaul, & M. Nimalendran, "Estimation of the bid-ask spread and its components: A new approach," *Review of Financial Studies* 4 (1991), 623-656.
- Glosten, L., "Is the electronic open limit-order book inevitable?," *Journal of Finance* 49 (1994) 1127-1161.
- Glosten, L. & Harris, L, "Estimating the components of the bid-ask spread," *Journal of Financial Economics* 21 (1988), pp. 123-142.
- Glosten, L. & P. Milgrom, "Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders," *Journal of Financial Economics* 14 (1985), pp. 71-100.
- Grullon, G. & A. Wang, "Closed-end fund discounts with informed ownership differential," *Journal of Financial Intermediation* 10 (2001), 171-205.
- Hamilton, J., "Market place organization and marketability: Nasdaq, the stock exchange and the National Market System," *Journal of Finance* 33 (1978), 487-503.
- Harris, L., "Cross-security tests of the mixture of distribution hypothesis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21 (1986), 39-46.
- Harris, L. and A. Raviv, "Differences of opinion make a horse race," *Review of Financial Studies* 6 (1993), 473-506.
- Hau, H., "Location matters: An examination of trading profits," *Journal of Finance* 56 (2001), 1951-1983.
- Huang, R. & H. Stoll, "The components of the bid-ask spread: a general approach," *Review of Financial Studies* 10 (1997), 995-1034.
- Jaffe, J., "Special information and insider trading," *Journal of Business* 47 (1974), pp. 410-428.
- Jennings, W., K. Schnatterly, & P. Seguin, "Institutional ownership, information, and liquidity," *Innovations in Investments and Corporate Finance* 7 (2002), 41-71.
- Kang, J. & R. Stulz, "Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio

- equity ownership in Japan," *Journal of Financial Economics* 46 (1997), 2-28.
- Kapoff, J., "The relationship between price changes and trading volume: a survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22 (1987), 109-126.
- Kini, O. & Mian S., "Bid-ask spread and ownership structure," *Journal of Financial Research* 18 (1995), pp. 401-414.
- Kothare, M. & P. Laux, 1995, "Trading costs and the trading systems for NASDAQ stocks," *Financial Analysts Journal* 51, 42-53.
- Madhavan, A., M. Richardson, & M. Roomans, "Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks," *Review of Financial Studies* 10 (1997), 1035-1064.
- Sarin, A., Shastri, K., & Shastri, K., "Ownership structure and stock market liquidity," Working Paper (1999).
- Seyhun, N., "Insider profits, costs of trading, and market efficiency," *Journal of Financial Economics* 16 (1986), pp. 189-212.
- Seyhun, N., "The effectiveness of insider-trading sanctions," *Journal of Law and Economics* 35 (1992), pp. 149-182.
- Stoll, H., "Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and the empirical tests," *Journal of Finance* 44 (1989), 115-134.
- Szewczyk, S., G. Tsetsekos, & R. Varma, "Institutional ownership and the liquidity of common stock offerings," *The Financial Review* 27 (1992), 211-225.
- Tinic, S., "The economics of liquidity services," *The Quarterly Journal of Economics* 86 (1972), 79-93.

<표1> 표본기업의 투자자 그룹별 소유지분분포 및 기업규모

관측기간	통계치	투자자별 소유지분				기업규모	
		내부자 (%)	기관투자자 (%)	소액개인투자자 (%)	외국인투자자 (%)	자기자본 시장가치 (₩10억)	발행주식수 (100만주)
1997.01~1997.03 (N=437)	평균	26.63	17.98	33.50	6.27	208.07	11.72
	표준편차	13.80	12.13	13.38	7.90	869.09	35.75
	75%	34.37	26.40	41.53	9.55	150.60	9.80
	중위수	25.51	16.01	32.01	3.00	76.98	3.10
	25%	17.05	8.14	24.58	0.28	33.64	1.67
1999.01~1999.03 (N=437)	평균	32.61	10.29	41.07	6.76	253.73	16.13
	표준편차	14.34	9.24	16.07	11.70	1,182.63	41.53
	75%	41.98	14.29	52.63	7.76	146.19	13.28
	중위수	30.87	8.35	41.50	1.32	50.97	4.01
	25%	22.96	3.44	29.40	0.03	24.24	2.00
2001.01~2001.03 (N=437)	평균	34.68	9.26	39.42	7.27	378.76	30.54
	표준편차	16.67	14.42	18.79	13.86	2,188.04	65.74
	75%	46.36	11.52	50.92	7.54	113.03	28.33
	중위수	33.02	4.18	38.71	0.96	39.80	8.53
	25%	21.91	0.60	26.13	0.05	20.48	3.09

<표2> 기업규모별 소유지분분포

A. 평균												
기간	내부자			기관투자자			소액개인투자자			외국인투자자		
	SML ^a	MED ^b	LRG ^c	SML	MED	LRG	SML	MED	LRG	SML	MED	LRG
1997.01~03	29.92	24.38	19.16	12.40	22.44	28.03	37.55	30.06	27.03	3.08	8.23	14.38
1999.01~03	33.59	32.34	28.73	6.47	13.21	17.67	44.73	37.99	35.05	2.64	8.82	19.25
2001.01~03	35.01	35.17	30.96	6.76	11.22	13.90	43.18	37.52	28.19	2.51	8.01	28.39
B. 중위수												
1997.01~03	28.72	23.49	16.77	10.53	21.93	30.12	36.56	29.44	25.94	0.73	4.78	15.29
1999.01~03	32.81	30.20	22.54	5.44	11.93	16.30	44.39	37.46	38.58	0.06	4.39	19.14
2001.01~03	34.89	33.11	25.11	2.05	7.02	11.77	41.64	36.01	22.09	0.09	2.89	26.83

^aSML: 자기자본시장가치 하위 50% 그룹

^bMED: 자기자본시장가치 상위 20% ~ 50% 그룹

^cLRG: 자기자본시장가치 상위 10% 그룹

<표3> 표본주식 유동성변수의 횡단면 분포

	평균	표준편차	75%	중위수	25%
A. 1997.01~1997.03					
주가 (₩)	25,993	23,735	29,015	18,772	10,686
일일수익률 표준편차(%)	3.49	0.75	4.02	3.50	2.99
호가스프레드 (₩)	344.19	450.23	371.78	223.54	136.64
호가스프레드 (%)	1.34	0.51	1.59	1.23	0.98
일중거래건수	142	113	172	114	70
일중거래량 (100만주)	37.00	47.31	40.92	24.92	14.51
일중거래량 (₩100만)	735.01	845.67	896.41	500.76	281.08
B. 1999.01~1999.03					
주가 (₩)	17,576	37,186	18,122	11,462	7,175
일일수익률 표준편차(%)	4.74	1.28	5.50	4.68	3.80
호가스프레드 (₩)	203.06	366.44	209.27	113.02	62.97
호가스프레드 (%)	1.12	0.63	1.40	0.98	0.69
일중거래건수	571	809	600	294	148
일중거래량 (100만주)	262.24	504.98	248.02	94.13	34.09
일중거래량 (₩100만)	2,860.78	5,495.61	2,334.64	1,027.08	503.19
C. 2001.01~2001.03					
주가 (₩)	10,138	19,305	10,163	5,320	2,775
일일수익률 표준편차(%)	3.74	1.20	4.56	3.64	2.83
호가스프레드 (₩)	74.90	172.01	75.10	35.15	15.68
호가스프레드 (%)	0.75	0.51	0.93	0.66	0.44
일중거래건수	1,140	1,723	1,252	590	280
일중거래량 (100만주)	624.87	1,812.23	540.23	179.52	61.33
일중거래량 (₩100만)	3,695.60	10,927.64	2,518.69	878.41	411.39

<표4> MRR모형에 의한 스프레드구성요소 추정치

	평균	표준편차	75%	중위수	25%
A: 1997.01~1997.03					
$\theta(\text{₩})$	15.08	19.11	17.65	10.21	5.54
$\phi(\text{₩})$	53.19	63.33	56.82	38.63	27.58
$\frac{1}{2}$ 합축스프레드(₩)	68.27	81.34	75.76	49.49	33.35
$\theta(\%)$	0.058	0.026	0.073	0.055	0.040
$\phi(\%)$	0.211	0.053	0.238	0.204	0.175
$\frac{1}{2}$ 합축스프레드(%)	0.269	0.068	0.303	0.263	0.225
$\theta/(\theta + \phi)$	0.211	0.066	0.258	0.218	0.174
B: 1999.01~1999.03					
$\theta(\text{₩})$	11.75	17.84	14.74	7.57	3.40
$\phi(\text{₩})$	41.64	61.24	43.97	28.74	17.41
$\frac{1}{2}$ 합축스프레드(₩)	53.39	78.00	59.51	36.04	21.26
$\theta(\%)$	0.069	0.040	0.092	0.062	0.039
$\phi(\%)$	0.250	0.084	0.285	0.233	0.198
$\frac{1}{2}$ 합축스프레드(%)	0.318	0.120	0.370	0.297	0.240
$\theta/(\theta + \phi)$	0.202	0.066	0.247	0.204	0.159
C: 2001.01~2001.03					
$\theta(\text{₩})$	3.68	6.83	3.97	1.97	0.92
$\phi(\text{₩})$	17.18	31.03	20.65	8.23	4.03
$\frac{1}{2}$ 합축스프레드(₩)	20.86	37.04	23.35	10.35	5.07
$\theta(\%)$	0.041	0.026	0.056	0.037	0.022
$\phi(\%)$	0.177	0.086	0.207	0.162	0.124
$\frac{1}{2}$ 합축스프레드(%)	0.217	0.109	0.260	0.199	0.151
$\theta/(\theta + \phi)$	0.179	0.055	0.219	0.196	0.147

<표5> 변수간의 Pearson 상관계수*

	$\phi(\%)$	$Ln(Price)$	$Ln(Volume)$	$Ln(Std.Dev.)$	$Ln(Size)$	내부자	기관투자자	소액개인 투자자	외국인 투자자
$\theta(\%)$	0.780	0.078	-0.654	0.177	-0.569	0.228	-0.128	-0.129	-0.189
$\phi(\%)$			-0.456	0.241	-0.434	0.178	-0.151	-0.071	-0.143
$Ln(Price)$			-0.571	-0.255	0.320		0.146	-0.302	0.234
$Ln(Volume)$				0.321	0.319	-0.163		0.343	0.059
$Ln(Std.Dev.)$					-0.345		-0.250	0.358	-0.241
$Ln(Size)$						-0.138	0.384	-0.300	0.518
내부자							-0.236	-0.408	
기관투자자								-0.323	0.149
소액개인투자자									-0.332

* 5%수준에서 유의한 경우만 표시함.

<표 6> 역선택요소의 OLS 분석결과*

	(1)	(2)
독립변수	$\% \theta$	$\% \theta$
절편	0.498 ***	0.573 ***
$\% \theta$		
$Ln(\text{Price})$	0.009 ***	-0.014 ***
$Ln(\text{Std.Dev})$	0.011 ***	0.044 ***
$Ln(\text{Size})$	-0.019 ***	
$Ln(\text{Volume})$		-0.022 ***
<i>Insider</i>	0.012 **	0.009 **
<i>Institution</i>	0.018 ***	-0.006
<i>SmallIndividual</i>	-0.049 ***	-0.005
<i>Foreign</i>	0.022 ***	0.019 ***
<i>Chaebol</i>	0.004 **	-0.001
R^2	0.483	0.708

* , ** , *** 은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

<표 7> 역선택요소와 거래량의 2SLS 분석결과*

독립변수	$\% \theta$	$Ln(Volume)$
절편	0.699 ***	20.480 ***
$\% \theta$		-61.533 ***
$Ln(Price)$	-0.018 ***	
$Ln(Std.Dev)$	0.058 ***	1.994 ***
$Ln(Volume)$	-0.025 ***	
<i>Insider</i>	0.011 **	
<i>Institution</i>	0.018 ***	-1.679 ***
<i>SmallIndividual</i>	-0.049 ***	2.653 ***
<i>Foreign</i>	0.023 ***	-1.318 ***
<i>Chaebul</i>	0.003 **	
R^2	0.564	0.467

*, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

<표 8> 역선택요소와 거래량의 2SLS 분석결과: 연도별 분석

독립변수	1997.01~1997.03		1999.01~1999.03		2001.01~2001.03	
	$\% \theta$	$Ln(Volume)$	$\% \theta$	$Ln(Volume)$	$\% \theta$	$Ln(Volume)$
절편	0.678 ***	11.238 ***	0.760 ***	17.932 ***	0.511 ***	19.93 ***
$\% \theta$		-34.465 ***		-38.602 ***		-73.03 ***
$Ln(Price)$	-0.018 ***		-0.024 ***		-0.014 ***	
$Ln(Std.Dev)$	0.033 ***	-0.034	0.039 ***	1.529 ***	0.035 ***	1.764 ***
$Ln(Volume)$	-0.032 ***		-0.029 ***		-0.019 ***	
<i>Insider</i>	0.020 ***		0.026 ***		0.016 **	
<i>Institution</i>	0.021 ***	0.507 *	0.003	0.052	-0.005	0.692
<i>SmallIndividual</i>	-0.038 ***	2.233 ***	-0.051 ***	2.387 ***	-0.046 ***	2.902 ***
<i>Foreign</i>	0.011	-1.099 **	0.024 **	-1.075 **	0.022 ***	-1.851 ***
<i>Chaebul</i>	0.004 **		0.000		0.003	
R^2	0.587	0.439	0.708	0.655	0.673	0.554

*, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

**<표9> 기간별 더미변수를 이용한 역선택요소와 거래량의
2SLS 분석결과***

독립변수	$\% \theta$	$Ln (Volume)$
절편	1.017 ***	20.479 ***
$\% \theta$		-38.337 ***
$Ln (Price)$	-0.035 ***	
$Ln (Std. Dev)$	0.061 ***	2.053 ***
$Ln (Volume)$	-0.036 ***	
<i>Insider</i>	0.023 **	
<i>Insider1999</i>	0.063 ***	
<i>Insider2001</i>	-0.003 *	
<i>Institution</i>	0.050 ***	-1.219 **
<i>Institution1999</i>	-0.050 ***	1.109
<i>Institution2001</i>	-0.054 ***	2.238 ***
<i>SmallIndividual</i>	-0.060 ***	0.874 ***
<i>SmallIndividual1999</i>	0.017 **	1.053 ***
<i>SmallIndividual2001</i>	-0.029 ***	2.755 ***
<i>Foreign</i>	0.020	-1.974 **
<i>Foreign1999</i>	0.020	0.745
<i>Foreign2001</i>	0.039 *	0.929
<i>Chaebul</i>	0.009 **	
<i>Chaebul1999</i>	-0.013 ***	
<i>Chaebul2001</i>	0.002	
R^2	0.618	0.573

* , ** , *** 은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

<표10> Huang & Stoll 모형(1997)에 의한 스프레드구성요소 추정치

	평균	표준편차	75%	중위수	25%
A: 1997.01~1997.03					
$\frac{1}{2}$ 유효스프레드(%)	0.268	0.068	0.301	0.262	0.225
λ (%)	21.14	9.65	39.06	33.26	26.75
θ (%)	0.088	0.038	0.109	0.084	0.061
ϕ (%)	0.181	0.049	0.204	0.173	0.148
B: 1999.01~1999.03					
$\frac{1}{2}$ 유효스프레드(%)	0.318	0.120	0.370	0.297	0.240
λ (%)	30.78	9.58	37.04	31.46	24.72
θ (%)	0.104	0.060	0.138	0.095	0.061
ϕ (%)	0.214	0.068	0.239	0.199	0.174
C: 2001.01~2001.03					
$\frac{1}{2}$ 유효스프레드(%)	0.217	0.109	0.259	0.198	0.150
λ (%)	27.39	8.17	33.28	29.86	22.67
θ (%)	0.063	0.039	0.085	0.056	0.034
ϕ (%)	0.155	0.076	0.179	0.143	0.110

<표11> Huang & Stoll 모형에 의해 추정된 역선택요소 및 거래량의 2SLS 분석결과

독립변수	1997.01~1997.03		1999.01~1999.03		2001.01~2001.03	
	$\% \theta$	$Ln(Volume)$	$\% \theta$	$Ln(Volume)$	$\% \theta$	$Ln(Volume)$
절편	1.005 ***	11.341 ***	1.123 ***	18.239 ***	0.762 ***	20.245 ***
$\% \theta$		-23.469 ***		-26.287 ***		-49.257 ***
$Ln(Price)$	-0.028 ***		-0.035 ***		-0.020 ***	
$Ln(Std.Dev)$	0.051 ***	-0.033	0.061 ***	1.590 ***	0.054 ***	1.837 ***
$Ln(Volume)$	-0.047 ***		-0.043 ***		-0.027 ***	
<i>Insider</i>	0.030 ***		0.041 ***		0.024 ***	
<i>Institution</i>	0.044 ***	0.497 *	0.002	0.007	-0.008	0.666 *
<i>SmallIndividual</i>	-0.055 ***	2.183 ***	-0.075 ***	2.361 ***	-0.068 ***	2.920 ***
<i>Foreign</i>	0.019	-1.201 ***	0.038 **	-1.102 **	0.032 ***	-1.826 ***
<i>Chaebul</i>	0.006 **		-0.001		0.004 *	
R^2	0.607	0.436	0.707	0.649	0.679	0.565

*, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 의미함.