

기업인수·합병공시 전후의 매수·매도가격차이 움직임에 대한 실증적 연구

邊 永 勳*

<요 약>

본 연구에서는 기업인수·합병공시 전후에 관찰되는 매수·매도가격차이중에서 정보비용부분의 움직임을 살펴봄으로써 정보비대칭하의 시장미시구조이론을 검증하였다. 공시일을 예측할 수 없는 기업인수·합병공시를 대상으로 함으로써 효율적시장가설의 검증을 병행하는데 본 연구의 의의가 있다. 검증의 결과는 시장미시구조이론과 효율적시장가설을 지지한다. 공시전 전체기간에 대한 분석에서는 스프레드의 증가가 없었으나 부분기간에 대한 분석에서 스페셜리스트가 스프레드를 증가시키는 것을 확인하였다. 스프레드의 증가는 공시 3일전과 4일전에 나타났으며 이는 정보거래자에 대한 손실을 피하기 위하여 스프레드를 증가시킨다는 이론의 예측과 일치하는 증거이다. 그러나 정보누출과 이의 감지에는 시간차이가 존재하였다. 우호적공개매수와 적대적공개매수의 비교분석에서도 기업인수의 실현여부와 관련된 정보비대칭 현상에 대해 이론의 예측과 일치하는 결과를 얻었다.

I. 序 論

정보의 불균형 분포는 효율적인 가격결정을 방해할 뿐만 아니라 정보 불균형이 존재함을 의심치 않는 시장 참여자에게 불이익을 초래한다. 시장 참여자의 하나인 뉴욕증권거래소의 “스페셜리스트(specialist)” 역시 예외가 아닐 수 없다. “스페셜리스트”는 市場造成員로서 자신이 제시한 매수·매도 가격으로 항상 거래에 응해야 할 의무가 있기 때문에 기업 내부정보의 소유자들(informed trader)과의 거래에서는 손해를 볼 수 밖에 없다. 왜냐하면 정보거래자들은 자신들이 불리할 경우 매매를 하지 않아도 되기 때문에 이들이 매매를 한

* 명지대학교 경영·무역학부 조교수

**이 논문은 명지대학교 학술연구비 지원에 의해 작성되었음.

다는 사실 그 자체로 “스페셜리스트”는 불리한 입장에 놓이게 되기 때문이다. 이처럼 항상 역선택(adverse selection)의 문제를 안고 있는 “스페셜리스트”는 정보 비대칭 현상이 증가한다고 의심되는 경우 자신을 보호하는 방법으로 매수·매도가격차이 (bid-ask spread)를 증가 시킨다는 것이 市場微視構造理論(market microstructure theory)에서 제시 되었다 (Copeland and Galai (1983), Glosten and Milgrom (1985)).

본 연구의 목적은 우월한 정보를 보유한 정보거래자와의 거래에서 손해를 볼 수 밖에 없는 스페셜리스트가 기업가치에 중대한 영향을 미치는 정보의 공시를 전후로 匿名의 정보 거래자의 움직임에 어떻게 대응하는 지를 매수·매도 가격차이의 움직임을 통해 살펴보고, 이를 통해 정보비대칭하의 市場微視構造理論의 타당성을 검증하려는데 있다.

기업가치에 중대한 영향을 미치는 정보의 공시로는 기업 인수·합병 공시를 사용한다. 기업의 인수·합병에 관한 공시는 인수·합병 대상기업(takeover target firms)의 주가에 正의 영향을 주는 것으로 많은 연구들에서 보고되고 있으며 따라서 內部者去來의 훌륭한 연구대상이 된다. 특히 공시 이전에 상당한 수준의 주가상승이 실현 된다는 것이 보고되고 있어 내부자거래의 가능성을 높여준다. Keown and Pinkerton(1981)은 이같은 공시전 주가 상승을 내부자거래에 의한 정보 누출의 증거라고 주장하였으며, Meulbroek(1992)은 내부자거래로 적발된 실제 사례들의 분석을 통해 기업인수·합병공시전의 주가 상승중 약 50%가 내부자 거래에 의한 것임을 밝혔다.

본 연구의 또 다른 의의는 공시일의 예측이 불가능한 기업인수·합병공시를 대상으로 함으로써 시장미시구조이론의 검증뿐만 아니라 효율적시장가설의 검증까지도 동시에 실시하는데 있다.¹⁾

정보우위에 있는 정보보유자의 거래는 확실한 초과이득을 보장하지만 동시에 비공개 정보가 노출될 확률 또한 증가 시킨다. Grossman (1976)과 Grossman and Stiglitz(1980)는 가격이 내부정보를 비롯한 모든 필요한 정보를 모두 반영 시킴으로써 가격이 반영된 정보를 역으로 노출시키게 되는 상태를 효율적 시장이라고 정의하였다. 만약 “스페셜리스트”가 기업 인수·합병공시에 관한 예측이 불가능한 상태에서 주가 및 거래 패턴 등 시장동향을 감시하여 정보 거래를 파악하고 이에 대응하는 것이 밝혀지면 이는 뉴욕증시의 기업 매수·합병 시장이 Grossman的 효율적 시장임을 의미하는 것이다.²⁾

1) Venkatesh and Chiang(1986)의 연구는 정보공시일의 예측이 비교적 쉬운 기업수익 및 배당공시를 대상으로 시장 미시구조이론을 검증하였다. 많은 기업들이 수익 및 배당의 발표를 매년 같은 날에 하는 경향이 있으며, 따라서 공시일이 가까워짐에 따라 공시내용에 대한 정보불균형이 발생하게 된다. 스페셜리스트가 이에 대비하는가를 밝히는 것은 시장미시구조이론을 검증하는 의미가 있으나 시장효율성의 검증에는 아무 의미가 없다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 매수 · 매도가격차이에 관한 이론들을 살펴 보고, 제3장에서는 표본의 선정 기준을 기술하고 검증모형과 가설을 제시하였으며, 제4장에서는 실증분석결과를 분석하였다.

II. 文獻研究

市場造成者인 딜러가 주식 재고를 보유하여 항시 거래에 응함으로써 즉각적인 유동성을 제공해주는 것에 대한 보상이 매수 · 매도가격차이를 Demsetz(1968)가 공식 모형을 통해 밝힌 이후로 매수 · 매도가격차이에 관한 이론은 두가지 방향으로 발전해 왔다.

그 한 방향은 딜러의 재고비용과 스프레드³⁾의 관계에 초점을 맞추었다. Stoll(1978a)은 즉각적인 유동성을 제공하는 딜러의 비용이 在庫保有費用, 注問處理費用, 그리고 情報費用의 세가지 요소로 구성되었다고 주장한다.

딜러가 즉각적인 유동성을 제공하기 위해서는 자신이 시장조성하는 특정 주식을 필요 이상으로 많이 보유하는 결과를 낳게되며 이는 딜러가 最的 포트폴리오 상태에서 벗어나 불필요한 위험을 감수해야 함을 의미한다. 딜러가 서비스를 계속 제공하기 위한 조건으로서 非最的 포트폴리오의 기대효용을 최적 포트폴리오의 기대효용과 동일하게 해주는 보상이 필요한데 이 보상이 재고보유비용이다.

주문처리비용은 거래의 주선과 기록 및 결제처리에 소요되는 비용으로서 고정비용의 성격을 갖는다.

Stoll(1978a), Ho and Stoll(1981)의 모형은 스프레드의 재고보유비용이 딜러의 상대적 위험회피도(relative risk aversion), 거래규모, 그리고 주가특성(수익률 변동성)에 달려있으나 재고량과는 무관함을 보였다. 이는 재고조정의 압박은 스프레드가 아닌 주가 조정을 통해 해결되기 때문이다.

Smidt(1971), Barnea(1974), Amihud and Mendelson(1980)은 거래량과 스프레드 사이에 負의 상관관계가 있음을 보였으며 Tinic(1972)은 일거래량과 주가변동성 및 스페셜리스트

2) 효율적시장가설의 검증은 스페셜리스트가 주가의 움직임이나 거래패턴의 변화를 통해 정보거래를 감지하는 경우에만 의미를 갖는다. 내부자는 처벌을 피하기 위해 정보거래의 존재를 밝히지 않을 것이라 기대되나 실제로는 스페셜리스트가 시장에서의 소문이나 기타 다른 경로를 통해 정보거래를 인지할 가능성이 존재하며 이런 경우에는 본 연구의 결론이 그만큼 약화된다. 본 연구의 표본기업중 Wall Street Journal의 "Heard on the Street" 칼럼에 언급된 기업의 수가 몇개 되지 않으며, 이는 소문이나 다른 경로를 통한 인지 가능성을 낮게 만들어 준다.

3) 본 연구에서는 bid-ask spread를 매수 · 매도가격차이, 스프레드, 혹은 매수 · 매도 스프레드로 칭하였으며, 그 의미도 전체 스프레드와 스프레드의 정보비용부분 (information cost component)을 모두 포함하였다.

가 취급하는 주식의 수가 스페셜리스트의 비용에 영향을 주는 요인임을 밝혀 냈다.

또 다른 연구방향은 스프레드가 순수하게 정보적인 현상이라는 직관에서 출발한다. Bagehot(1971)은 시장조성자가 상대하는 거래자들을 두 종류로 분류하였는데 하나는 내부 정보를 보유한 거래자들(information-motivated traders)이고 다른 하나는 유동성 확보를 위한 거래자들(liquidity-motivated traders)이다. 정보거래자들은 내부 정보를 반영한 주가가 달러의 매도 가격보다 높은 경우에만 주식을 매입하고 그렇지 않은 경우에는 거래를 하지 않을 것이다. 따라서 시장조성자는 정보거래자와의 거래에서 항상 손해를 볼 수 밖에 없는 역선택의 문제에 직면하게 된다. 그러나 유동성 거래자들이 유동성 확보를 위한 대가를 지불할 준비가 되어 있기 때문에 Akerlof(1970)에서와 같은 시장실패는 발생하지 않는다. 매수·매도 가격차이는 유동성 거래자로부터의 이익이 정보거래자에 대한 손실을 충분히 보상해 주는 수준에서 결정된다.

Bagehot의 관찰을 발전시킨 Copeland and Galai (1983)의 모형에서는 위험 중립적인 딜러의 목표를 유동성 거래자로부터의 기대 수입에서 정보 거래자에 대한 기대 손실을 뺀 기대 이익의 극대화에 두고 있다. 딜러의 기대 비용은 다음 거래자가 정보거래자일 확률에 달려 있으며, 따라서 이 확률이 높으면 매수·매도 가격차이가 증대될 것으로 예측된다. 또한 거래규모가 동일하면 거래량과 스프레드는 負의 관계를 갖으며 거래횟수가 일정하면 正의 관계를 갖을 것으로 예측된다.

스프레드와 거래 가격의 動的特性을 살펴본 Glosten and Milgrom (1985) 역시 내부자의 정보가 더 정확해지고 정보거래자의 수가 늘어날수록 매수·매도 가격차이는 커짐을 예측하고 있다.

스프레드의 크기가 정보비대칭의 정도에 따라 변화한다는 시장미시구조이론의 예측에 대한 실증 분석은 Venkatesh and Chiang (1986)에 의해 이루어졌다. 기업수익 및 배당공시를 대상으로한 검증에서 수익공시일(earnings announcement date)과 배당공시일(dividend announcement date)이 같은 경우 및 공시일이 서로 다른 경우 첫번째 공시일 전에는 공시 전 스프레드의 변화가 없었으나 첫번째와 두번째 공시일 사이에 스프레드가 증가함으로써 스페셜리스트가 예상밖의 정보공시 가능성을 기대하는 경우 스프레드를 증가시킨다는 증거를 찾아내었다.

III. 實證 分析

1. 표본의 선정

연구에 사용된 표본은 CRSP Daily Stock Master File에서 추출하였으며 1983년 1월부터 1986년 12월 사이에 인수·합병된 기업들을 대상으로 하였다. 사건일자는 Wall Street Journal Index에 처음 나타난 날짜를 공시일로 선정하였고 공시일자가 정확히 확인되지 않은 경우에는 표본에서 제외하였다. 뉴욕증권거래소에 상장되어 있지 않거나 Francis Emory Fitch 간행물에 포함되지 않은 기업들 또한 제외되었으며 조사기간중에 액면분할이나 대규모 주식배당을 한 기업들도 배제하였다.⁴⁾

이렇게 얻어진 표본의 수는 <표1>에서 보듯이 모두 146개로 이중 합병이 61건, 매수가 61건, LBO(leveraged buy-outs)가 24건으로 구성되어 있다.⁵⁾

각 주식의 매수·매도 가격의 증가 자료는 Francis Emory Fitch 간행물에서 구했으며 日去來量 및 日別 株價收益率 자료는 NYSE Daily Stock Prices 와 CRSP Daily Return File에서 구하였다.

2. 가 설

Copeland and Galai (1983)와 Glosten and Milgrom (1985)은 다음 거래자가 정보거래자일 확률이 높아지거나 정보거래자의 수가 늘어날수록 딜러가 스프레드를 확대시킬 것이라고

<표 1> 표본의 연도별, 인수·합병 형태별 분포

종 류	년 도				합 계
	1983	1984	1985	1986	
합병(Mergers)	13	18	19	11	61
공개매수(Tender Offers)	5	9	25	22	61
LBO's	4	11	9	-	24
계	22	38	53	33	146

4) 주식배당이나 액면분할은 주가 대 스프레드의 비율을 상승시키는 효과가 있는 반면 주식의 수와 거래량을 증가시킴으로서 비율상승의 효과를 일부 상쇄시키는 효과도 있다. 어떤 효과가 더 강하게 나타날지 미지수이므로 본 연구의 대상에서 제외하였다.

5) LBO자료는 1985년까지 포함되었다.

주장하였다. 기업 인수·합병에 관한 기존 연구들의 결과를 정리한 논문에서 Jensen and Ruback (1983)은 인수·합병대상기업의 주가가 공시전에 이미 크게 상승하며 공시전 주가의 상승은 공시전 1개월 간에 나타나는 것으로 보고하고 있다. 또한 Meulbroek (1992)은 공시전 주가상승의 약 50%가 내부자 거래에 의한 것임을 밝혀 냈다. 따라서 기업 인수·합병 공시 1개월전부터 공시일 사이에 스프레드는 상승할 것으로 기대된다. 그러나 공시일 및 공시후에는 내부자와 스페셜리스트사이에 정보비대칭 현상이 사라지게 되고 스프레드는 정상수준으로 돌아갈 것이다. 이를 바탕으로 <가설 1>을 다음과 같이 설정한다.

<가설 1> 매수·매도 가격차이의 정보비용부분은 정보거래에 의한 손실을 회피하기 위하여 기업 인수·합병 공시 이전에는 증가하나 정보비대칭 현상이 사라지는 공시일 및 공시후에는 정상수준⁶⁾으로 감소한다.

기업 인수·합병 공시는 사전에 예측이 가능한 사건이 아니기 때문에 <가설 1>이 성립되기 위해서는 스페셜리스트가 정보거래의 발생을 인식할 수 있어야 한다. 정보거래자와의 거래에서 손실을 볼 수 밖에 없는 스페셜리스트는 가격의 움직임이나 거래동향등을 자세히 관찰할 강한 동기를 갖고 있다. 따라서 가격변화라든가 거래규모, 거래빈도의 정상수준의 확률분포에 대한 사전 지식을 보유할 가능성이 있으며,⁷⁾ 이러한 변수들에 특이한 변화가 나타나면 정보거래로 인한 것인지 아닌지를 판단한 후 정보거래의 의심을 하게 되면 매수·매도 스프레드를 크게 하여 손실 가능성으로부터 자신을 보호하려 할 것이다.

스페셜리스트가 어떤 방법을 사용하여 정보거래에 대하여 추론할 수 있는가는 본 연구의 관심사항이 아니다. 추정기간중에 스프레드가 증대된다는 사실은 스페셜리스트가 정보거래를 추측할 수 있는 능력을 보유한다는 증거일 뿐만 아니라 동시에 시장이 효율적이라는 의미를 갖는다.

왜냐하면 내부자는 내부정보에 근거한 거래를 함으로써 이득을 얻게 되지만 동시에 내부정보를 노출시킬 확률을 높이게 된다. 따라서 내부자를 알지 못한채 내부정보를 밝혀낼 수 있다는 사실은 시장이 Grossman (1976)과 Grossman and Stiglitz (1980)적 의미의 효율적 시장임을 나타내는 것이다.

기업 인수·합병과 관련하여 한가지 흥미로운 특징은 공시후에도 인수·합병이 궁극적으로 성사될 것인지에 관한 불확실성이 존재한다는 점이다. 피합병기업의 경영자는 합병

6) 정상수준의 매수·매도가격차이는 스페셜리스트가 장기적으로 기대하는 정보불균형 정도를 나타내는 장기 평균 정보비용부분을 의미한다.

7) 스페셜리스트는 limit order book을 통해 자신이 시장조성하는 주식의 수요·공급 상황에 대하여 독점적인 접근이 가능하기 때문에 일반 투자자에 비해 우월한 위치에 있으며 이와 같은 가능성이 높다고 할 수 있다.

후 교체되어 기업경영과 관련된 모든 혜택을 잃게 되기 때문에 비록 인수·합병이 주주들에게 유리한 결과를 제공한다고 하더라도 합병에 반대할 충분한 동기를 갖는다. 합병에 찬성할 것인가, 반대할 것인가에 대해서는 피합병기업의 경영자만이 알 수 있기 때문에 인수·합병 공시와 함께 이전에 존재하던 정보 불균형이 해소되면서 새로운 정보 불균형이 발생한다. 公開買受에 대해 피합병기업의 경영자가 반대하지 않으면 “우호적” 공개매수라 하고 반대하는 경우를 “적대적” 공개매수라고 하면, “적대적” 공개매수인 경우에는 공시 후 인수·합병이 궁극적으로 성사될 것인지에 대한 새로운 정보 불균형이 발생한다.

<가설 2> 피합병기업의 매수·매도 가격차이의 정보비용부분은 “우호적” 공개매수인 경우 공시후 즉시 감소하지만 “적대적” 공개매수일 경우에는 감소하지 않는다.

마지막으로 공개매수와 기업합병간에 정보적 영향의 차이가 존재하는지를 검증하였다. Jensen and Ruback (1985)이 이전의 연구결과를 종합한 바에 의하면 공개매수에 의한 기업인수시 공개매수가 성공적인 경우에는 공시일을 포함하는 1개월간 인수대상기업의 초과이익률은 최저 16.9%에서 최고 34.1%였으며 평균 29.1%인 것으로 보고되었다. 기업합병시에는 대상기업의 초과이익률이 평균 15.9%인 것으로 보고되어 공개매수 방식에 의한 기업인수시 대상기업의 주가가 훨씬 큰 폭으로 상승하는 것을 알 수 있다.⁸⁾ 다시 말하면 정보거래에 따른 보상이 공개매수 방식일 경우 더 크기 때문에 정보거래의 가능성도 그만큼 더 높다고 할 수 있다.

<가설 3> 합병에 의한 기업인수시보다 공개매수에 의한 기업인수시에 스프레드의 정보비용부분이 더 크다.

3. 모형의 설계

(1) 연구기간 설정

공시 전후의 스프레드 변화를 측정하기 위하여는 정상수준의 매수·매도가격차이를 추정해야 한다. 본 연구에서는 일반적으로 사건연구방법론(event study methodology)에서 흔히 쓰이는 방법대로 추정기간(estimation period)과 검증기간(test period)으로 나누어 검증하였다.

8) 이전의 연구결과에 따르면 성공하지 못한 공개매수인 경우 대상기업의 주주들에게 돌아 가는 가중평균 초과이익률이 35.2%이며 성공하지 못한 기업합병의 경우 17.2%로서 기업 인수의 궁극적인 성공여부가 초과이익률에 미치는 영향은 차이가 없는 것으로 나타났다.

기존 연구들에 의하면 초과 수익율은 기업 인수·합병의 처음 공시 월에 모두 나타나며 그중 절반은 공시일을 포함한 2일간에 나타나고 나머지 반은 공시일 전에 실현되는 것으로 보고되었다. 따라서 본 연구에서는 공시일 전 약 1개월인 21거래일을 검증기간으로 선택하였다. 또한 공시일 후에는 초과 수익율이 급속히 0으로 수렴하는 모습을 보여 보다 짧은 기간인 7거래일을 채택하였다. 추정기간은 검증기간 1개월전까지의 80거래일로 하였다.

(2) 실증 모형

본 연구에 사용된 실증 모형은 Stoll(1978b)을 기초로 하였으며 Venkatesh and Chiang (1986)의 모형과 유사하다.

$$\text{Spread}_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln \text{VOL}_t + \beta_3 \ln \text{VAR}_t + \beta_4 D_t \cdot \ln \text{VOL}_t + \beta_5 D_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Spread}_t \equiv \ln \frac{\text{Ask}_t - \text{Bid}_t}{(\text{Ask}_t - \text{Bid}_t)/2} \times 100$$

Ask_t = t일의 매도종가

Bid_t = t일의 매수종가

$P_t = (\text{Ask}_t - \text{Bid}_t)/2$

VOL_t = t일의 일거래량

VAR_t = t일의 수익률 분산

$D_t = 1$, t가 검증기간내에 있을시

0, t가 추정기간내에 있을시

식(1)에서 P_t 는 주가를 표시하며 고정비용 요소의 효과를 반영한다. 가격이 높을수록 단위 고정비용은 줄어들게 되어 음의 부호가 예상된다. 去來終價 대신에 매수·매도종가의 평균을 사용함으로써 Scholes and Williams (1977)에서 지적된 거래종가와 매수·매도종가 사이의 정보 지연으로 인하여 발생할 수 있는 문제들을 피하고자 하였다. VOL_t 은 일거래량으로 스페셜리스트의 재고 보유기간을 나타내는 변수이다. 거래량이 많을수록 딜러의 보유기간이 짧아지는 것으로 예상되어 음의 부호가 기대된다.

VAR_t 은 위험의 지표로서 수익률의 분산이 사용된다. 수익률분산이 클수록 위험이 커지고 스프레드가 증가된다. 따라서 양의 부호가 기대된다. 스페셜리스트의 포트폴리오에서 자신이 시장 조성하는 주식의 비중이 커지므로 최적 상태에서 멀어지게 되고 따라서 비체

계적 위협을 포함하는 지표의 사용이 요구된다. 인수합병공시로 인하여 기업수익의 불확실성이 변화하는 경우에도 이 변수를 통해 나타난다. 수익률 분산은 직전 10거래일 수익률을 사용하여 매일 구하였다.

뉴욕증권거래소에서 스프레드의 최저치가 1/8달러이기 때문에 거래량이 매우 커질 때는 시장 스프레드가 실제 스프레드보다 같거나 크게 된다. $D_t \cdot VOL_t$ 은 이 현상을 보완하기 위하여 도입하였다. 정보거래의 영향으로 거래 규모나 빈도와 같은 거래 패턴이 변할 수 있다. 정보거래의 결과 거래규모가 커질 경우 거래량과 스프레드가 正의 관계를 갖게 된다. 이 효과 역시 $D_t \cdot VOL_t$ 변수에서 처리된다.

오차항 ϵ_t 는 회귀분석의 기본가정들을 만족시키는 것으로 가정한다.

이상의 변수들을 통해 고정비용 및 재고보유비용을 처리하면 정상수준의 정보비용은 절편 β_0 로 표시하며 정보거래에 따른 정보비용의 변화는 가변수의 회귀계수 β_1 에서 나타난다.

식(1)의 모형하에서 가설들을 검증할 수 있는 형태로 표시하면 <가설1>은 공시전에는 귀무가설이 $\beta_1=0$ 이고 대립가설은 $\beta_1>0$ 이 된다. 반면에 공시일 및 공시후에는 대립가설이 $\beta_1 \neq 0$ 이 된다. F와 H를 각각 “우호적” 공개매수와 “적대적” 공개매수에 의한 기업인수를 의미한다고 하면, <가설2>의 검증은 귀무가설이 $\beta_1(F)=\beta_1(H)$ 이 된다. 그리고 이 경우에 있어서 대립가설은 $\beta_1(F)<\beta_1(H)$ 이다. <가설3>의 검증은 귀무가설이 $\beta_1(TO)=\beta_1(M)$ 이고 대립가설은 $\beta_1(TO)>\beta_1(M)$ 이다. 단, M과 TO는 각각 합병과 공개매수 방식에 의한 기업인수를 의미한다.

IV. 實證分析 結果

정보비대칭 현상의 심화로 인한 정보비용의 증가 여부를 검증하기 위한 회귀분석의 결과는 <표 2>와 같다. 공시전 기간에 대한 가변수의 회귀계수 추정치는 통계적으로 유의적이지 않기 때문에 <가설1>의 귀무가설을 기각할 수 없다. 다시 말하면 스페셜리스트가 정보거래를 인식할 능력을 보유하고 있지 못하다는 증거이다.

그러나 이와 같은 결과는 스페셜리스트가 스프레드를 짧은 기간동안만 증가시키거나, 혹은 각 스페셜리스트가 스프레드를 증가시키는 시기가 각각 달라서 공시전 21거래일 기간동안 고르게 분산되어 있는 경우에도 동일한 결과가 나타날 수가 있다. 따라서 스페셜리스트의 능력에 대한 명확한 결론을 내리기 위해서는 部分期間분석이 필요하다.

〈표 2〉 정보비용 증가에 관한 회귀분석 결과 (전구간분석)

2a. 공시전 기간					
β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
-2.006 (-82.26)	-0.702 (-99.03)	-0.079 (-32.82)	0.050 (13.92)	-0.011 (-2.19)	0.044 (1.56)
2b. 공시일					
-2.017 (-75.53)	-0.698 (-87.19)	-0.079 (-32.67)	0.052 (12.92)	-0.052 (-2.38)	0.219 (1.19)
2c. 공시후 기간					
-1.963 (-76.92)	-0.716 (-94.80)	-0.077 (-31.96)	0.043 (11.36)	0.006 (0.81)	-0.399 (-6.94)***

1. 괄호안의 수치는 t 값임

2. ***:1% 유의수준

부분기간분석에서는 공시전 21거래일 기간을 3개의 7거래일 기간과 7개의 3거래일 기간, 그리고 6개의 1거래일 기간으로 나누어 검증하였다. 식(1)의 회귀모형을 이들 기간에 대하여 검증한 결과는 <표 3>과 같다.

7거래일 분석에서는 공시 21일전부터 15일전까지, 그리고 14일전부터 8일전까지의 두 부분기간에 대한 β_5 의 추정치는 쉐리안분석에서와 같이 통계적으로 유의적이지 못하다. 그러나 공시 7일전부터 1일전까지의 부분기간에 대한 추정치는 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 정보비대칭하에서의 시장미시구조이론이 타당함을 나타내는 증거인 동시에 스페셜리스트가 거래형태를 통해 정보거래를 인식할 수 있다는 증거가 된다. 따라서 공시 7일전부터 1일전까지의 기간에 대해서는 <가설 1>의 귀무가설을 기각하고 대립가설을 채택한다.

3거래일 분석의 결과를 보면 처음 5번의 3거래일 부분기간에서는 귀무가설을 기각시킬 수 없었으나 공시 6일전부터 4일전까지 또한 3일전부터 1일전까지의 마지막 2번의 부분기간에서 β_5 의 추정치가 유의적인 양의 값을 갖는 결과를 보여 7거래일 부분기간 검증과 일치된 결과를 보여 주었다.

1거래일 분석을 통해 어느날에 스페셜리스트가 정보거래에 대해 의심을 하게 되었는지를 알아 보았다. 7거래일과 3거래일 분석의 결과로부터 공시 6일전부터 1일전까지의 6일이 선택되어 1거래일 분석을 시행하였다. 그 결과 <표 3>에 나타난 바와 같이 공시 4일전

〈표 3〉 정보비용 증가에 관한 회귀분석 결과(공시전 부분기간 분석)

3a. 7거래일 부분기간						
기간	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
21일전 -	-2.201	-0.697	-0.079	0.052	0.001	-0.012
15일전	(-76.27)	(-88.00)	(-32.70)	(13.03)	(0.060)	(-0.18)
14일전 -	-2.004	-0.703	-0.079	0.050	-0.009	0.032
8일전	(-77.10)	(-91.02)	(-32.48)	(12.74)	(-1.13)	(0.69)
7일전 -	-2.014	-0.699	-0.079	0.053	-0.023	0.120
1일전	(-77.55)	(-90.62)	(-32.82)	(13.71)	(-3.03)	(2.59)**
3b. 3거래일 부분기간						
21일전 -	-2.021	-0.697	-0.079	0.052	0.001	-0.012
19일전	(-76.27)	(-88.00)	(-32.70)	(13.03)	(0.06)	(-0.18)
18일전 -	-2.018	-0.698	-0.079	0.052	0.000	-0.024
16일전	(-76.22)	(-88.18)	(-32.64)	(12.77)	(0.02)	(-0.36)
15일전 -	-2.012	-0.700	-0.079	0.050	-0.009	0.026
13일전	(-76.04)	(-88.55)	(-32.56)	(12.63)	(-0.81)	(0.38)
12일전 -	-2.012	-0.700	-0.079	0.051	0.005	-0.046
10일전	(-75.82)	(-88.23)	(-32.52)	(12.72)	(0.41)	(-0.66)
9일전 -	-2.016	-0.699	-0.079	0.052	-0.013	0.066
7일전	(-76.15)	(-88.27)	(-32.71)	(13.14)	(-1.16)	(0.99)
6일전 -	-2.016	-0.699	-0.079	0.053	-0.030	0.163
4일전	(-76.20)	(-88.32)	(-32.75)	(13.21)	(-2.58)	(2.35)**
3일전 -	-2.014	-0.699	-0.079	0.053	-0.027	0.144
1일전	(-75.86)	(-88.08)	(-32.64)	(13.16)	(-2.39)	(2.00)**
3c. 1거래일 부분기간						
6일전	-2.016	-0.699	-0.079	0.053	-0.021	0.109
	(-75.29)	(-87.01)	(-32.67)	(13.07)	(-1.04)	(0.94)
5일전	-2.019	-0.698	-0.079	0.052	-0.033	0.180
	(-75.41)	(-86.89)	(-32.67)	(12.92)	(-1.56)	(1.43)
4일전	-2.016	-0.699	-0.079	0.052	-0.037	0.202
	(-75.36)	(-87.05)	(-32.63)	(12.78)	(-1.92)	(1.73)*
3일전	-2.016	-0.699	-0.079	0.052	-0.061	0.307
	(-75.27)	(-87.03)	(-32.64)	(12.98)	(-2.88)	(2.40)**
2일전	-2.018	-0.698	-0.079	0.052	-0.008	0.041
	(-75.29)	(-86.84)	(-32.63)	(12.86)	(-0.40)	(0.33)
1일전	-2.016	-0.699	-0.079	0.052	-0.024	0.145
	(-75.15)	(-86.87)	(-32.57)	(12.82)	(-1.31)	(1.19)

1. 괄호안의 수치는 t 값임

2. *: 10% 유의수준. **: 5% 유의수준. ***: 1% 유의수준

과 3일전에 β 의 추정치가 유의적으로 나타났다. 즉, 스페셜리스트는 공시 3, 4일전에서도 정보거래에 대하여 의심하기 시작했음을 의미한다. Keown and Pinkerton(1981)에 따르면 내부자거래는 공시 11일전부터 5일전까지의 기간에 집중되는데, 이를 고려하면 스페셜리스트는 내부자거래가 활발한 시기에는 정보거래를 인식하지 못하다가 정보거래가 어느 정도 누적된 후에야 인식을 한다고 결론내릴 수 있다. 따라서 내부자에 대해 모르는 상태에서 내부정보를 파악할 수 있다는 점에서 보면 시장이 어느 정도 효율적이긴 하나 내부정보가 즉각적으로 반영될 수 있는 정도로 효율적이지는 못하다고 하겠다.

공시일을 전후로 한 거래량의 움직임을 살펴보면 <표 4>에서와 같이 스프레드가 상승한 공시 4일전과 3일전 양일간의 거래량은 정상수준보다 각각 71%와 85%가 증가된 수준이다. 이는 공시 8일전부터 5일전까지 거래량이 3 표준편차 이상 상승한 상태가 4일간 지속된 이후에 반응을 나타낸 것으로 특이한 거래동향에 대한 대응으로 판단된다. 공시 2일전과 1일전에는 거래량이 정상수준보다 각각 132%와 323%가 증가하는 비정상적인 거래 움직임을 연속해서 보였음에도 불구하고 스프레드가 증가하지 않은 것은 스페셜리스트가 다가오는 사건에 대해 의심하는 수준을 넘어 확신을 하게 됨에 따라 스프레드가 아닌 가격을 상승시켜 대응한 결과라는 설명이 가능하다.

공시일에 대한 검증결과는 <가설 1>의 예측과 일치한다. β 의 추정치가 유의적이지 않다는 것은 매수합병 공시일의 정보비대칭 정도가 정상수준과 다르지 않음을 의미한다.

반면에 공시일 이후기간에 대한 검증에서는 β 의 추정치가 통계적으로 유의적인(-)값을 갖는 것으로 나타나 정보 비대칭 정도가 정상수준 이하로 감소되었음을 보여준다. 이 같은 결과는 <가설 1>의 예측과 일치하지 않는 것으로 기업인수결과에 관한 정보비대칭이 완전히 해소되었다는 것만으로는 설명이 부족하다. 정보비용이 정상수준 이하로 감소했다는 것은 스페셜리스트의 입장에서 볼 때 피합병기업의 미래주가 움직임에 대한 불확실성이 제거되었다는 것을 의미할 수 있다. 다시 말하면 피합병기업이 합병되거나 LBO에 의해 비공개기업으로 되돌아가 거래소 상장이 폐지되면 미래에 이 주식에 대한 정보거래의 확률이 감소하므로 장기 평균 정보비용을 나타내는 정상수준 이하로 정보비용이 감소하는 것이다.

“우호적” 공개매수와 “적대적” 공개매수의 정보비대칭 차이에 대한 검증결과는 <표 5>에 정리되었다. 공시전에는 두 종류의 차이가 존재하지 않아 <가설 2>의 예상과 일치함을 보여주었다. 공시일에는 “우호적” 공개매수인 경우 β 의 추정치가 통계적으로 유의적이지는 않지만 음의 값을 갖는 반면 “적대적” 공개매수의 경우 유의적이지는 않으나 양의 값을 보였다. <표 6>에 있는 두 추정치의 차이에 관한 Chow 검증결과는 공시일의 추정

〈표 4〉 일거래량의 평균초과증감율⁹⁾

일 자	AR(V)	t-통계량
-21	0.2515	2.00**
-20	0.1861	1.48
-19	0.1386	1.10
-18	0.4067	3.23***
-17	0.1181	0.94
-16	0.2739	2.18**
-15	0.1204	0.96
-14	0.2458	1.95*
-13	0.2523	2.00**
-12	0.0274	0.22
-11	0.2406	1.91*
-10	0.1932	1.53
-9	0.2587	2.06**
-8	0.4001	3.18***
-7	0.5168	4.11***
-6	0.4929	3.92***
-5	0.5943	4.72***
-4	0.7096	5.64***
-3	0.8454	6.72***
-2	1.3230	10.51***
-1	3.2303	25.67***
0	15.5770	123.77***
1	11.7474	93.34***
2	7.7416	61.51***
3	5.7704	45.85***
4	4.5155	35.88***
5	4.5493	36.15***
6	3.7452	29.76***
7	4.1740	33.16***

1. *: 10% 유의수준, **: 5% 유의수준, ***: 1% 유의수준

차에 차이가 없음을 보였다. 그 이유는 피합병기업의 경영자가 합병에 반대할 것인지는 공시일 당일에는 알려지지 않기 때문인 것으로 생각된다.

9) 일거래량의 평균초과증감율(average abnormal percentage deviation of trading volume), AR(V)는 다음과 같이 정의된다.

$$AR(V) = \sum APV_i / 146, i = 1, 146.$$

일거래량의 초과증감율(abnormal percentage deviation of trading volume), APV는 다음과 같이 정의된다.

$$APV_i = \frac{V_{it} - \mu(V)_i}{\mu(V)_i}$$

단, V_{it} 와 $\mu(V)_i$ 는 각각 기업 i 의 t 일의 일거래량 및 일거래량평균을 표시한다.

〈표 5〉 “우호적” 및 “적대적” 공개매수의 분석 결과

4a. 공시전						
구분	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
우호적	-1.535 (-31.59)	-0.834 (-57.41)	-0.069 (-13.27)	0.025 (3.44)	0.002 (0.15)	-0.020 (-0.32)
적대적	-1.959 (-29.74)	-0.671 (-37.94)	-0.106 (-17.50)	0.055 (6.74)	-0.004 (-0.36)	-0.023 (-0.29)
4b. 공시일						
우호적	-1.500 (-27.95)	-0.851 (-51.44)	-0.067 (-12.64)	0.023 (2.80)	0.031 (0.54)	-0.543 (-1.05)
적대적	-1.944 (-27.31)	-0.677 (-34.32)	-0.104 (-17.10)	0.047 (5.18)	-0.072 (-1.25)	0.488 (0.89)
4c. 공시후						
우호적	-1.480 (-29.13)	-0.858 (-55.46)	-0.067 (-12.76)	0.021 (2.80)	0.074 (4.51)	-1.070 (-8.41)***
적대적	-1.922 (-28.07)	-0.684 (-36.66)	-0.103 (-17.06)	0.042 (4.92)	-0.022 (-0.95)	-0.040 (-0.21)

1. 괄호안의 수치는 t 값임
 2. *: 10% 유의수준, **: 5% 유의수준, ***: 1% 유의수준

〈표 6〉 Chow 검증 결과

기 간	t 통계량
공시전	0.021
공시일	-0.968
공시후	-3.242***

1. *** 1% 유의수준

공시후 기간에 대한 검증결과는 두 종류 사이에 커다란 차이가 존재함을 보여준다. “우호적”인 경우에는 β_5 의 추정치가 유의적인 음의 값을 보였으나 “적대적”인 경우에는 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 두 추정치의 차이에 관한 Chow 검증의 결과는 이 차이가 통계적으로 유의적임을 확인해 주었으며, 따라서 우리는 <가설 2>의 귀무가설을 기각한다. 이는 “우호적”인 공개매수로 판단될 경우에는 미래에 대한 불확실성이 모두 제거되기 때

〈표 7〉 기업인수방법간 차이의 검증결과

7a. 공개매수						
기간	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
전기간	-1.694 (-43.23)	-0.766 (-68.19)	-0.092 (-23.10)	0.040 (7.29)	-0.005 (-0.65)	0.004 (0.08)
21일전 -	-1.676	-0.771	-0.090	0.036	0.010	-0.094
15일전	(-40.44)	(-63.33)	(-22.73)	(6.10)	(0.78)	(-1.20)
14일전 -	-1.676	-0.771	-0.090	0.038	-0.005	0.023
8일전	(-40.38)	(-63.27)	(-22.72)	(6.43)	(-0.38)	(0.27)
7일전 -	-1.664	-0.776	-0.090	0.039	-0.017	0.072
1일전	(-39.99)	(-63.44)	(-22.63)	(6.53)	(-1.41)	(0.90)
7일전 -	-1.663	-0.776	-0.090	0.037	-0.014	0.043
4일전	(-39.51)	(-62.40)	(-22.57)	(6.11)	(-0.87)	(0.41)
3일전 -	-1.658	-0.778	-0.089	0.038	-0.022	0.121
1일전	(-39.02)	(-61.85)	(-22.47)	(6.17)	(-1.25)	(1.00)
7b. 기업합병						
전기간	-2.170 (-60.59)	-0.659 (-63.57)	-0.076 (-21.50)	0.054 (9.55)	-0.008 (-1.12)	0.040 (1.00)
21일전 -	-2.201	-0.648	-0.077	0.057	-0.007	0.030
15일전	(-58.04)	(-58.00)	(-21.63)	(9.35)	(-0.58)	(0.47)
14일전 -	-2.167	-0.660	-0.076	0.054	-0.006	0.014
8일전	(-56.67)	(-58.52)	(-21.35)	(8.77)	(-0.49)	(0.22)
7일전 -	-2.199	-0.649	-0.077	0.061	-0.016	0.092
1일전	(-57.68)	(-57.74)	(-21.80)	(9.96)	(-1.28)	(1.36)
7일전 -	-2.205	-0.647	-0.077	0.061	-0.014	0.104
4일전	(-57.11)	(-56.61)	(-21.81)	(9.78)	(-0.89)	(1.22)
3일전 -	-2.195	-0.650	-0.077	0.059	-0.013	0.049
1일전	(-56.37)	(-56.33)	(-21.64)	(9.48)	(-0.67)	(0.45)

1. 괄호안의 수치는 t 값임

문에 정상수준의 정보비용을 나타내는 장기 평균정보비용 이하로 정보비용이 감소하지만, “적대적”으로 판단되는 경우에는 공시전에 존재했던 정보비대칭 상태가 상당수준 감소하나 기업인수의 성사 가능성에 대한 정보비대칭이 새롭게 발생하기 때문에 스페셜리스트의 정보비용이 감소하지 않은 결과이다. 이는 또한 스페셜리스트가 정보 불균형에 노출된 정도에 따라 매수 · 매도 스프레드를 조정한다고 예측한 시장미시구조이론이 타당하

다는 또 다른 증거이다.

<표 7>에 정리된 기업인수방법별 차이에 관한 검정에서는 공개매수에 의한 기업인수시나 합병에 의한 기업인수시의 사전적 정보차이가 존재하지 않는 것으로 나타나 <가설 3>을 기각하였다.

V. 要約 및 結論

시장의 복잡한 제도적 장치들로 인하여 전통적인 경제이론의 가정들을 수정해야 할 필요성이 발생한다. 시장조성자의 존재가 주식의 가격결정에 미치는 영향을 인식하게 된 것도 같은 맥락이라고 하겠다. 본 연구는 뉴욕증권거래소의 시장조성자인 스페셜리스트가 기업고유의 사건을 전후로 한 내부자거래를 알아낼 수 있는 능력이 있는가의 검증을 통해 시장미시구조이론의 타당성을 검증하려고 하였다. 본 연구의 결과는 또한 효율적시장가설의 검증에도 의미를 갖는다. 기업고유의 사건으로는 기업인수·합병공시를 사용하였으며 매수·매도가격차이의 정보비용부분의 증가 정도로 스페셜리스트의 능력을 검증하였다.

공시전 전체기간에 대한 회귀분석에서 정보비용부분의 증가는 보이지 않았다. 부분기간 분석에서는 스페셜리스트가 공시전 1주일 기간에 스프레드를 증가시키는 것으로 나타났다. 1일기간분석의 결과 공시 4일전과 3일전에 정보비용이 상승하는 것을 알 수 있었다. 이와 같은 결과는 스페셜리스트가 정보거래자에 대한 손실을 피하기 위하여 스프레드를 증가시킨다는 가설과 일치하는 것이며 비공개정보에 의한 비정상적인 거래를 알 수 있다는 증거이다. 그러나 정보누출에 의한 거래와 스페셜리스트가 이를 발견하는 데는 시간지체가 있는 것으로 나타났다.

공시일의 결과는 정상수준과 다르지 않아 예측과 일치하는 결과를 보였으나, 공시후의 결과는 정상수준과 다르지 않을 것이라는 예상과는 달리 스프레드가 감소하였다. 이에 대해서는 피인수기업의 소멸로 인하여 정보거래의 가능성이 감소함에 따라 정상수준의 평균 정보비용자체가 줄어든 것을 이유로 들 수 있다.

“우호적” 공개매수와 “적대적” 공개매수의 비교를 통해 기업인수의 궁극적인 성사와 관련된 정보비대칭 현상에 대해 스페셜리스트가 반응을 보임을 확인하였으나 공개매수와 합병방식의 차이는 존재치 않는 것으로 나타났다.

종합하면 본 연구에서는 정보비대칭하의 시장미시구조이론이 유효하다는 결론과 시장이 Grossman적 효율적시장이라는 결론을 내릴 수 있다.

참 고 문 헌

- Akerlof, G. A., 1970, "The Market for 'Lemons', Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism," *Quarterly Journal of Economics* 84, 488-500.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, 1980, "Dealership Market: Market-Making with Inventory," *Journal of Financial Economics* 8, 31-53.
- Bagehot, W., 1971, "The Only Game in Town," *Financial Analysts Journal* 27, 12-14, 22.
- Barna, A., 1974, "Performance Evaluation of New York Stock Exchange Specialists," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 511-535.
- Benston, G.J. and R. L. Hagerman, 1974, "Determinants of Bid-Ask Spreads in the Over-the-Counter Market," *Journal of Financial Economics* 1, 353-364.
- Cohen, K. J., G. A. Hawawini, S. F. Maier, R. A. Schwarz, and D. K. Whitcomb, 1981, "Transaction Costs, Order Placement Strategy, and Existence of the Bid-Ask Spread," *Journal of Political Economy* 89, 287-305.
- Copeland, T. E. and D. Galai, 1983, "Information Effects on the Bid-Ask Spread," *Journal of Finance* 38, 1457-1469.
- Demsetz, J., 1968, "The Cost of Transacting," *Quarterly Journal of Economics* 82, 33-53.
- Glosten, L. R. and P. R. Milgrom, 1985, "Bid-Ask Spread and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics* 13, 71-100.
- Grossman, S. J., 1976, "On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Trades Have Diverse Information," *Journal of Finance* 31, 573-585.
- Grossman, S. J. and J. E. Stiglitz, 1980, "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," *American Economic Review* 70, 393-408.
- Ho, T. and H. R. Stoll, 1981, "Optimal Dealer Pricing Under Transactions and Return Uncertainty," *Journal of Financial Economics* 9, 47-73.
- Jaffe, J. F., 1974, "Special Information and Insider Trading," *Journal of Business* 47, 410-427.
- Jensen, M. C. and R. S. Ruback, 1983, "The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence," *Journal of Financial Economics* 11, 5-50.
- Keown, A. J. and J. M. Pinkerton, 1981, "Merger Announcements and Insider Trading Activity: An Empirical Investigation," *Journal of Finance* 36, 855-867.

- Meulbroek, L. K., 1992, "An Empirical Analysis of Illegal Insider Trading," *Journal of Finance* 47, 1661-1700.
- Neal, R., 1987, "Potential Competition and Actual Competition in Equity Options," *Journal of Finance* 42, 511-531.
- Scholes, M. S. and J. Williams, 1977, "Estimating Beta from Non-synchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.
- Smidt, S., 1971, "Which Road to an Efficient Stock Market: Free Competition or Regulated Monopoly?" *Financial Analysts Journal* 27 (September-October) 18-20, 64-69.
- Stoll, H. R., 1978a, "The Supply of Dealer Service in Securities Markets," *Journal of Finance* 33, 1133-1151.
- _____, 1978b, "The Pricing of Security Dealer Services: An Empirical Study of NASDAQ Stocks," *Journal of Finance* 33, 1153-1172.
- Tinic, S. M., 1972, "The Economics of Liquidity Services," *Quarterly Journal of Economics* 86, 79-83.
- Venkatesh, P. C. and R. Chiang, 1986, "Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements," *Journal of Finance* 41, 1089-1102.