

주식의 공개매수와 후속이익공시의 역할

이 태 희*

논문접수일 : 96. 4

게재확정일 : 96. 9

초 록

본 연구에서는 공개매수에 따른 투자자들의 불확실성이 완전히 해소되지 않았을 때 분기이익의 공시가 선행한 공개매수거래의 경제적 영향에 관한 정보를 전달하는가를 살펴본다. 이 문제를 실증적으로 검증하기 위하여 후속이익 공시 기간의 초과이익률을 조사하였다. 본 연구의 결과, 매수기업은 평균적으로 매수공시 후 8분기의 이익공시 기간 동안 양의 초과이익률을 얻고 있음이 밝혀졌다. 이러한 결과는 다양한 연구방법의 사용에도 민감하게 변하지 않았다. 이와 같은 결과는 투자자들이 매수공시에 과소반응하고 있으며 후속이익공시가 이러한 투자자들의 과소반응을 수정하는데 중요한 역할을 하고 있음을 보여준다.

* 국민대학교 경상대학 회계정보학과

본 논문은 저자의 일리노이대학 박사학위논문의 일부를 발췌하여 정리한 것이다. 저자는 박사학위논문의 심사위원인 일리노이대학의 Dick Dietrich교수, Josef Lakonishok교수, Tom Omer교수, Theodore Sougiannis교수에게 감사드린다. 또한 공개매수에 관한 추가자료를 기꺼이 제공해 준 인디애나대학의 George Kanatas교수에게도 감사드린다.

I. 서 론

재무제표정보의 기본 목적 중의 하나는 기업가치의 평가이다. 재무제표정보가 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구들은 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 첫번째는 Ball과 Brown(1968) 류의 연구들로서 이들은 이익공시에 따른 주가반응을 검토함으로써 주가-이익 관계를 직접적으로 분석하였다.¹⁾ 이러한 일련의 연구들이 시사하는 바는 주주들이 보고이익을 중요한 정보의 원천으로 사용한다는 것이다. 두번째는 이익과 비이익 재무정보가 어떤 관계를 형성하여 주가에 영향을 미치는가를 분석한 연구들로서 이들은 비이익 재무정보와 이익을 연계하여 주가-이익 관계를 분석하였다.

본 연구는 후자에 해당하는 연구로서 공개매수(tender offer)에 관한 공시(이하 매수공시)를 비이익 재무정보로 간주하여 기업이 매수공시를 한 후 이익을 공시할 때, 주가가 어떻게 반응하는가를 조사하였다. 이와 같은 연구방법은 매수공시라는 하나의 비이익 재무정보에 대한 투자자들의 불확실성이 후속이익공시라는 회계정보에 의해 감소될 수 있다는 점을 부각시킴으로써 기업가치 평가과정에서의 회계정보의 역할을 강조한다.

공개매수의 경우 기업은 주주들이 소유한 주식을 현금과 교환할 것을 제시한다. 이를 위해 공개매수 가격은 매수 당시의 시가보다 높게 책정되며 기업의 내부자들이 주식을 매도하는 것은 허용되지 않는다. 공개매수 관련연구들(Dann[1980] Masulis와 Vermaelen[1981, 1984] 등)은 기업이 공개매수를 하는 가장 큰 이유는 기업가치가 과소평가되고 있다는 것을 투자자들에게 신호하기 위해서라고 주장하였다.²⁾ 즉, 기업은 높은 매수프리미엄을 제시하고 내부자의 주식매도를 금지함으로써 기업가치가 현재 과소평가되고 있음을 투자자들에게 효과적으로 신호할 수 있다. 왜냐하면 거짓으로 공개매수를 하여 기업가치가 과소평가되었음을 신호한다면 주식매도가 허용되지 않았던 내부자는 매수 후에 높은 매수프리미엄의 지급으로 인하여 가

1) 주목할만한 후속연구로 Beaver, Clarke와 Wright(1979), Beaver, Lambert와 Morse(1980), Kormendi와 Lipe(1987), Easton과 Zimjewski(1989), Collins와 Kothari(1989)의 연구가 있다.

2) 공개매수를 설명하는 가설로는 이외에도 적대적 기업매수에 대한 방어 가설, 대리인이론에 근거한 초과현금흐름 가설, 현금배당에 대한 대체적 방법 가설, 채권자 부의 이전 가설 등이 있다.

치가 하락한 기업의 지분만 더 많이 갖게 되기 때문이다. 따라서 공개매수를 통해 기업이 과소 평가되어 있음을 신뢰성있게 전달한다면 투자자들은 기업의 미래전망에 대한 그들의 기대를 수정하게 되고, 결과적으로 기업은 공시시점에서 상당히 큰 양의 주가반응을 경험하게 된다.³⁾

매수공시가 기업의 미래전망에 관한 유리한 정보를 전달하고 주가가 이익과 같은 기업의 미래전망에 대한 불편추정치라면, 매수공시는 후속이익공시에 따른 주가반응에 영향을 미쳐서는 안 된다. 왜냐하면 준강형 효율적시장을 가정하면 미래이익에 관해 매수공시에 의해 전달된 어떤 정보도 매수공시 시점의 주가에 전부 반영되어야 하기 때문이다.

반면에, 공개매수의 궁극적 효과에 대한 투자자들의 평가에 편의(偏倚)가 존재한다면 이러한 편의는 추가정보가 나올 때 수정될 것이며 이러한 추가정보는 추가적인 주가반응을 야기시킬 것이다. 실제로, Loomis(1986)는 1974-1983기간 동안에 공개매수를 한 주식들에 투자함으로써 미국 주식시장에서 S&P 500 수익률을 연 평균 8.5% 초과하는 수익률을 올렸음을 발표하여 투자자들의 매수공시정보에 관한 평가에 편의가 있음을 보여주었다. Lakonishok and Vermaelen(1990)도 이와 같은 결과가 통계적으로 유의함을 확인하였다. 또한 최근 들어 우리나라 주식시장에서도 공개매수가 허용되면서 투자자들의 과소반응을 이용한 공시 이후의 투자전략에 대한 논의가 늘고 있다. 그 하나의 예는 다음과 같다.

「최근들어 상장기업에 대한 공개매수 신청이 부쩍 늘고 있다. 투자자는 어떻게 대처하는 것이 현명할까.... 인천투금은 매수 14일전 공개매수가보다 3천9백원 낮은 3만9천1백원에서 최고치를 기록하고 이후 주가가 내렸다... 그런데 공개매수 종료 직전 인천투금의 주가는 2만5천7백원까지 떨어져 종료 사흘전 주식을 사서 공개매수에 응했어도 큰 폭의 이익을 남길 수 있었다.」(매일경제신문 1996년 3월 12일)

투자기관들은 투자자들에게 투자를 권유하는 데에 이익관련 측정치(예를 들면, 주당순이익, 주가-이익비율, 장부가액과 시장가액 비율, 투자수익률 등)를 이용한다.⁴⁾ 이와 같이 투자자들

3) 정보가설로 불리는 이러한 해석은 Ross(1977), Bhattacharya(1979), Leland와 Pyle(1977)에 의해 발전된 신호 모형과 일치한다.

4) 공개매수가 일어난 후 투자기관들이 이익관련 측정치를 사용하는 예로서 American General Insurance에 대한 Value Line Report(1973년 9월 28일)를 들 수 있다. "The market continues to undervalue these shares. American General recorded earnings of \$0.58 a share in the second quarter compared with \$0.50 in the same period last year. we continue to estimate full year earnings of \$2.30 a share, a figure currently being capitalized at a surprisingly low six times."

이 투자결정에 이익관련 수치를 이용한다면, 이익공시에 따라 관련 수치가 갱신될 때 투자자들은 매수공개된 한 기업의 미래전망에 대한 그들의 기대를 수정할 것이다.

따라서, 본 연구는 공개매수에 따른 투자자들의 과소반응이 분기이익의 공시에 의해 수정되는지를 살펴봄으로써 비이익 재무정보인 공개매수정보의 불확실성을 해소시키는 후속이익정보의 역할을 부각시킨다.

이 문제를 실증적으로 검증하기 위하여 후속되는 8분기의 이익공시에 따른 초과수익률을 조사하였다. 기업의 경영자가 매수공시를 통하여 미래전망에 관한 유리한 정보를 전달하려 하나 이 정보가 공시시점의 주가에 완전히 반영되지 않는다면 후속이익을 공시할 때 비로소 관련정보가 명백해지므로 투자자들은 그들의 기대를 수정할 것이다. 따라서 후속이익공시에 따른 주가반응은 평균적으로 양의 값을 갖게 된다.

또한 매수공시에 대한 투자자의 과소반응 정도는 기업별로 차이가 있을 것이다. 본 연구에서는 기업규모, 매수공시일의 비정상수익률, 그리고 매수청약수준을 투자자의 과소반응의 정도를 반영하는 대용치(proxy)로 보고, 이런 변수들이 후속이익공시에 따른 비정상수익률과 상관관계가 있는지를 검토하였다.⁵⁾

본 연구의 결과, 매수공개기업은 평균적으로 매수공시 후 8분기의 이익공시 기간 동안 양의 초과수익률을 나타내고 있음이 밝혀졌다. 이러한 결과는 대응표본설계(matched sample design), 규모조정 초과수익률(size-adjusted abnormal return design), 무작위추출조사(randomization design)와 같은 다양한 연구방법의 사용에도 민감하게 변하지 않았다. 또한 소기업과 과소청약(undersubscribed) 기업은 후속이익 공시기간 동안 큰 양의 초과수익률을 나타내는 반면 매수공시일의 초과수익률을 경험한 기업들은 후속이익 공시기간 동안 유의적인 초과수익률을 보이지 않았다.

이와 같은 결과들은 투자자들이 매수공시에 과소반응하고 있으며, 후속이익공시가 이러한 투자자의 과소반응을 수정하는데 중요한 역할을 하고 있다는 일관된 증거로 파악할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2절에서는 공개매수의 과정을 간단히 기술한 후

5) 투자자의 과소반응에 대한 횡단면적 분석은 다음과 같은 점에서 흥미롭다. 후속이익정보가 투자자들이 매수공시에 대해 가지고 있던 불확실성을 재평가하는 데 기여를 한다면 분기이익과 같은 회계정보의 역할은 매수공시시점의 과소반응이 심한 기업일수록 높을 수 있다. 따라서 후속이익공시에 따른 비정상수익률의 크기는 기업규모, 매수공시일의 비정상수익률, 매수청약수준에 따라 다양하게 나타날 것으로 기대된다.

공개매수에 관한 가설을 제시하였다. 제3절에서는 연구표본을 살펴보고 연구설계 및 연구결과를 설명하였다. 제4절에서는 연구결과를 요약하고 앞으로의 연구과제들을 제시하였다.

II. 가설의 설정

2.1 공개매수의 내용

공개매수시 기업은 특정기일(보통 공개매수후 3주에서 한달간) 이전에 제시된 가격(매수가격이라 하며 통상적으로 시가보다 높다)에 매수를 희망하는 주식수를 공표한다.⁶⁾ 공개매수에 따른 청약이 적으면(기업이 희망하는 주식수보다 신청 주식수가 적다면) 기업은 신청한 모든 주식을 매수할 것이다. 공개매수가 연장되어, 후에 신청주식수가 많아지는 경우에도 그러하다. 청약이 많으면 기업은 신청한 모든 주식을 매수하든지 각 주주들이 신청한 주식 수에 비례하여 희망주식수만큼 구입하게 된다.⁷⁾ 또한, 청약주주는 주식의 매도에 따른 중개수수료를 지불하지 않으며, 매수기업이 주식과 관련된 양도세를 납부한다.

2.2 가설의 설정

공개매수 현상과 실증적으로 가장 일치하는 가설은 정보가설이다. 정보가설에 따르면 투자자는 공개매수를 기업의 유리한 신호로 인지하여 그들의 미래전망에 관한 기대를 상향조정하고 이러한 기대의 증가가 양의 주가반응을 초래한다는 것이다. 공개매수에 관한 많은 실증연

6) 일반적으로 기업은 제시된 수량 이상의 구입, 기간의 연장, 비례로 주식을 구입하는 권리를 유보한다. 기업은 공개매수 주식수의 최대 또는 최소한계를 설정할 수 있다. 최소치 제약은 기업이 희망하는 주식수보다 신청주식수가 작으면 공개매수를 철회할 수 있음을 의미한다. 대다수의 공개매수는 최대치 제약을 설정하는데 최대치한계 이하이면 신청주식을 전량 매수한다(Vermaelen[1984]).

7) 청약이 적으면 경영자는 매수가격을 올리는 선택권을 가진다. 청약이 많으면 경영자는 애초에 희망하는 주식에 발행주식의 2%까지 추가로 구입할 수 있다.

구들이 이러한 가설을 지지하는 증거로 공개매수 공시시점의 주가상승과 공개매수 후의 지속적인 이익의 증가를 들고 있다(Dann[1981], Masulis[1980], Vermaelen[1981,1984], Dann, Masulis와 Mayers[1991], Comment와 Jarrell[1991]).

또한 재무정보공시에 대한 투자자의 과소평가 현상을 제시하고 있는 연구들이 최근 회계와 재무분야에서 광범위하게 나타나고 있다(Bernard and Thomas[1989], Ou and Penman [1989], Hand[1989], Harris and Ohlson[1988]). 특히, Lakonishok과 Vermaelen[1990]은 투자자들이 공개매수를 통해 전달된 정보에 과소반응하므로 투자자의 과소반응을 이용한다면 거래이익을 얻을 수 있다는 증거를 제시하였다. 이 연구는 공개매수를 공시한 기업의 주식을 만기일 이전에 매입하여 기업에 매도한다면 1주일도 안되는 기간에 평균 9% 이상의 초과수익률을 얻는다고 보고하였다. 그러므로, 공개매수가 기업의 미래전망에 대한 유리한 정보를 제공하고 이 정보가 공시시점의 주가에 충분히 반영되지 않는다면 투자자는 기업의 미래전망에 관한 추가정보를 획득할 때 그들의 기대를 수정할 것이다. 만약 이익공시가 미래전망에 관한 시기적절한 정보를 제공한다면(Foster[1977]) 공개매수 이후 분기이익의 공시시점에서 지속적인 양의 주가반응이 있을 것이다. 이런 논의는 다음의 가설로 이어진다 :

가설 1 : 평균적으로, 공개매수를 공시한 기업은 공시 후의 분기이익공시시점에서 양의 초과수익률을 얻을 것이다.

후속이익 공시시점에 양의 초과수익률이 관찰된다면, 초과수익률의 횡단면 분석은 매수공시 시점의 투자자들의 과소반응과 후속이익공시를 통한 과소반응의 해소간의 관계에 대한 정보를 제공할 수 있다. 즉, 매수공시 때 과소반응의 정도가 큰 기업일수록 후속이익 공시기간에 더 큰 양의 주가반응을 경험할 것이다. 왜냐하면 후속이익공시에 의해 투자자들이 가졌던 기업의 미래 전망에 대한 불확실성이 해소되기 때문이다. 이렇듯 횡단면 분석을 통하여 이익공시가 투자자의 잔여 불확실성 해소라는 역할을 가장 많이 하는 기업군을 파악할 수 있다. 따라서 매수공시시점에 투자자의 과소반응을 측정하는 사체(surrogates)로서 다음의 세 가지를 선택하였다.

매수공시시점의 투자자의 과소반응에 대한 첫번째 사체로 사용된 것은 기업규모이다. 소기

업은 대기업보다 과소평가의 신호로서 공개매수를 사용할 가능성이 더 높다. 왜냐하면 이런 기업은 투자자 집단이 다양하지 않고 투자분석가들의 관심도 상대적으로 떨어지므로 가격 설정이 잘못될 가능성이 높기 때문이다. 그러므로 매수공시에 따른 과소반응이 나타난다면 대기업보다는 소기업에서 더 두드러질 것이다. 결과적으로 후속공시기간의 양의 주가반응은 소기업에서 보다 일반적으로 나타날 것이다.⁸⁾

가설 2 : 후속 분기이익공시기간의 매수기업에 대한 초과수익률은 기업규모와 역의 관계를 갖는다.

경영자는 기업의 주가가 내재가치보다 많이 저평가되어 있다고 판단할 때 높은 매수프리미엄과 많은 양의 주식을 매수함으로써 기업의 내재가치를 신호하려 할 것이며 이는 결과적으로 공개매수 공시시 높은 주가반응을 초래할 것이다. 반면에, 기업의 주식이 저평가되어 있는 정도가 그리 심각하지 않거나 다른 이유에서 공개매수를 하는 기업은 매수공시시 작은 주가반응만을 야기할 것이다.⁹⁾ 그러므로, 투자자들이 기업의 내재가치를 신호하기 위한 공개매수공시에 과소반응한다면 과소평가의 정도가 크다는 사실을 신호하려는 매수공시에서 더욱 두드러질 것이며 이는 매수공시시 큰 주가반응을 경험하는 기업들이 후속이익을 공시할 때 과소반응으로 야기된 편익이 수정됨을 의미한다.¹⁰⁾

8) Vermaelen[1981], Lakonishok과 Vermaelen[1990]은 공개매수를 이용한 신호제공의 동기는 소기업에서 더 잘 나타난다고 보고하고 있다.

9) 공시일의 초과수익률은 기업의 미래전망에 관한 충분한 정보를 제공하지 못할 수 있다. 예를 들면, 특정기업의 주식 공급곡선이 가파르게 우상향한다면 공시일의 비정상수익률은 주로 매수프리미엄만을 반영하고 미래이익의 예측에 관한 정보를 제공하지 않는다(Dann, Masulis, Mayers[1991]). 따라서 Rosenfeld[1981]는 INFO라 불리는 변수를 사용하여 매수공시에 포함된 정보의 합리적 가치를 표현하였다.

10) 반면에, 과소평가는 공시일에 주가반응이 작은 공개매수에서 두드러진다고 반박할 수 있다. 왜냐하면, 과소반응은 공시일의 주가반응을 감소시키기 때문이다. 그러나, 이러한 논리는 모든 공개매수가 정보내용면에서 동일하다는 가정에 근거하고 있다. 이 논문은 공개매수의 공시가 서로 다른 수준의 신호(프리미엄이나 희망주식수 등)를 전달하고 과소평가의 정도가 크다는 신호를 보내는 기업에 과소평가가 지속되는 경향이 있다는 입장을 취하고 있다. 그럼에도 불구하고 저자의 이런 주장은 공개매수공시에 대한 기대수익률 모형이 없는 상황에서 한정적일 수밖에 없음을 인정한다. 그러므로, 이와 같은 대립가설의 문제는 실증적인 문제로 남는다.

가설 3 : 후속공시기간의 매수기업의 초과이익률은 공개매수 공시일의 주가반응과 양의 관계가 있다.

투자자의 과소평가에 대한 또 다른 대응치는 공개매수의 청약수준이다. 특히, 과대청약의 경우보다는 과소청약의 경우 과소평가가 두드러질 것이다. 과소청약은 기관투자자의 주식보유가 적은 매수기업에서 일어날 가능성이 높다. 세금측면을 고려하면, 기관투자자는 여러 포트폴리오를 운영하므로 주식의 공개매도에 따른 자본이득이 다른 포트폴리오의 운영에서 오는 손실과 상쇄되는 경우가 많으므로 세금을 납부하지 않는다. 이와 더불어 공개매수에서는 매수기업이 주식을 처분하는 데 따른 중개수수료를 부담하게 되므로 기관투자자가 개인투자자보다 주식을 매도할 유인이 많다. Brown과 Ryngaert[1992]는 청약률과 기관투자자의 보유비율간에 양의 상관관계가 존재함을 발견하였다.

또한 회계적 관점에서 본다면 기관투자자들은 개인투자자보다 공개매수가 후속이익에 미치는 경제적 의미를 잘 이해하고 있을 가능성이 높다(Hand[1989]). 그러므로, 공개매수에 대한 과소반응이 존재한다면, 이는 공개매수의 경제적 의미를 보다 잘 이해하는 기관투자자보다 개인투자자가 많은 매수기업에서 일어날 가능성이 높다. 이상의 논리는 다음의 가설을 이끌어 낸다.

가설 4 : 후속이익 공시기간 동안의 매수기업의 초과이익률과 공개매수 청약률간에는 역의 관계가 있다.

Ⅲ. 연구방법 및 가설의 검증

3.1 표본선정

본 연구의 자료는 선행연구인 Lakonishok과 Vermaelen[1990], Kamma, Kanatas와 Raymar[1992]에서 추출한 것이다. 첫번째 연구는 1962년부터 1985년 까지의 221개 공개매수를 표본으로 하였으며, 두번째 연구는 1985년부터 1989년 까지 이루어진 63개 공개매수를 표본으로 하였다. 따라서 본 표본은 공개매수가 미국의 증권시장에서 사용되기 시작한 1962년부터 1989년까지 공개매수를 실시한 모든 기업을 대상으로 한 것으로 볼 수 있다.¹¹⁾ 284개의 이용가능한 공개매수 자료 중에서 46개는 CRSP 일별 주가수익률 자료(NYSE와 AMEX 주식)가 이용가능하지 않거나 Wall Street Journal Index에 분기이익의 공시가 이루어지지 않았기 때문에 제외되었다. <표 1>은 1962년부터 1989년 까지의 최종적인 공개매수표본이 238개임을 보여준다.

<표 1> 공개매수표본 선정 절차

| | |
|--|------|
| Lakonishok과 Vermaelen 연구[1990]의 표본 | 221 |
| Kamma, Kanata, Raymar 연구[1992]의 표본 | 63 |
| CRSP의 일별수익률 자료(NYSE/AMEX 주식)가 이용가능하지 않거나 WSJ index에 분기이익 공시가 없는 기업 | (46) |
| 최-종 공개매수 표본 | 238 |

<표 2-A>에서 <표 2-E>는 공개매수 기업의 분포를 항목별로 나타내고 있다. <표 2-A>는 공개매수 기업을 연도별로 분류하였다. 이 표에서 알 수 있는 것처럼 1960년대에는 몇개의 기업

11) 공개매수는 공개시장을 통한 자사주 매입(open market share repurchases)보다 높은 매수프리미엄을 지불하고 많은 양의 주식을 매입하기 때문에 그 빈도의 정도가 낮다.

만이 공개매수를 통해 주식을 매입했다. 공개매수 기업의 수는 1973년 이전까지는 매년 다섯 개 기업을 넘지 않다가 1973년부터 그 수가 증가하여 표본기간의 말까지 높은 수준을 유지함을 알 수 있다. 그러나 전체적으로는 표본내의 공개매수공시가 1962년부터 1989년까지 28년 동안 고르게 분포되어 있으므로 공개매수 공시의 밀집(clustering)이 통계량에 미치는 영향은 미미한 것으로 분석된다.

〈표 2-B〉는 공개매수 공시의 월별 분포를, 〈표 2-C〉는 분기별 분포를 나타낸다. 여기서도 공개매수 공시가 특정한 달이나 분기에 밀집되어 있지 않음을 알 수 있다.¹²⁾ 이러한 결과는 대부분의 매수공시 기업이 12월 법인이라는 점을 고려할 때 기업이 공개매수 공시를 하기 위해 특정 시점을 선호하지 않는다는 것을 나타낸다.

공개매수 기업의 규모별 분포는 〈표 2-D〉에 제시하였다. 이를 위해 표본 연도별로 NYSE와 AMEX 표본주식 전체를 전년도말의 시가를 기준으로 규모별로 10등분한 다음 공개매수 기업의 공시전 연말 시가를 계산하여 이를 NYSE와 AMEX 표본주식 규모에 따라 분류하였다.¹³⁾ 〈표 2-D〉를 보면 소기업만이 공개매수를 하지 않는 것임을 알 수 있다. 예컨대, 표본기업들 가운데 15.1%만이 가장 규모가 작은 두개의 규모군에 속하고, 12.2%의 기업이 가장 큰 규모군에 속해 있다. 또한 표본규모의 중앙치에 해당하는 기업이 5번째 규모군에 속해 있으므로 표본기업들이 규모면에서 균등하게 분포되어 있음을 알 수 있다.

〈표 2-E〉에서는 공개매수와 관련된 3가지 기술통계량을 제시하였다. 공개매수 기업은 평균적으로, 상장주식의 17.67%의 매수를 희망하였고, 공시일 5일전의 시가보다 22.83%의 매수프리미엄을 지급하여 17.16%를 매수한 것으로 나타났다. 이 결과는 공개매수에 관한 선행연구의 결과와 유사하다. 예컨대 Dann, Masulis와 Mayer[1991]의 표본의 경우 24%의 매수프리미엄과 16%의 매수비율을 보고하고 있다.

12) 공개매수 공시주변의 이익공시일은 Wall Street Journal Index에서 추출하였다. 공개매수 공시일도 이 자료를 이용하여 검증되었다. 인접한 두 분기 사이에 공개매수의 공시가 이루어진 경우, 뒤의 분기를 공시분기로 정의한다. 분기이익의 공시는 통상 매 분기말에서 1개월 경과하여 이루어지므로 이런 절차는 공개매수 공시분기를 합리적으로 확인하게 한다. 그러나, 이 절차는 4분기의 이익공시가 분기경과후 3개월 후에나 이뤄지므로 4분기(1분기) 공시의 빈도를 과대(과소)평가하게 된다. 이는 패널 C에 나타났듯이 1분기의 공개매수 공시의 수가 상대적으로 적은데서 알 수 있다.

13) CRSP의 일별수익률 자료는 1962년 7월부터 시작되므로 1962년에 매수주식이 있는 기업은 1961년의 시가가 아닌 1962년의 시가를 이용하였다.

〈표 2-A〉 공개매수의 연도별 분포

| | | | | | | | | | | |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|
| 연도 | 1962 | 1963 | 1964 | 1965 | 1966 | 1967 | 1968 | 1969 | 1970 | 1971 |
| 회수 | 4 | 3 | 2 | 3 | 5 | 1 | 0 | 3 | 2 | 1 |
| 비율 | 1.7 | 1.3 | 0.8 | 1.3 | 2.1 | 0.4 | 0.0 | 1.3 | 0.8 | 0.4 |
| 연도 | 1972 | 1973 | 1974 | 1975 | 1976 | 1977 | 1978 | 1979 | 1980 | 1981 |
| 회수 | 4 | 28 | 15 | 7 | 15 | 12 | 7 | 17 | 9 | 17 |
| 비율 | 1.7 | 11.8 | 6.3 | 2.9 | 6.3 | 5.0 | 2.9 | 7.1 | 3.8 | 7.1 |
| 연도 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 합계 | |
| 회수 | 15 | 7 | 17 | 18 | 6 | 11 | 8 | 1 | 238 | |
| 비율 | 6.3 | 2.9 | 7.1 | 7.6 | 2.5 | 4.6 | 3.4 | 0.4 | 100.0 | |

〈표 2-B〉 공개매수의 월별 분포

| | | | | | | | | | | | | | |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|-----|------|-----|------|-----|-------|
| 월 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 합계 |
| 회수 | 13 | 15 | 20 | 22 | 15 | 26 | 23 | 16 | 26 | 20 | 24 | 18 | 238 |
| 비율 | 5.5 | 6.3 | 8.4 | 9.2 | 6.3 | 10.9 | 9.7 | 6.7 | 10.9 | 8.4 | 10.1 | 7.6 | 100.0 |

〈표 2-C〉 공개매수의 분기별 분포

| | | | | | |
|----|------|------|------|------|-------|
| 분기 | 1 | 2 | 3 | 4 | 합계 |
| 회수 | 46 | 56 | 67 | 69 | 238 |
| 비율 | 19.3 | 23.5 | 28.2 | 29.0 | 100.0 |

〈표 2-D〉 공개매수의 규모별 분포 (십분위: 1=최소, 2=최대)

| 기간 | 1962년 - 1989년 | | | | | | | | | | |
|-----|---------------|------|------|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|-------|
| 십분위 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 합계 |
| 회수 | 11 | 25 | 39 | 23 | 23 | 20 | 19 | 21 | 28 | 29 | 238 |
| 비율 | 4.6 | 10.5 | 16.4 | 9.7 | 9.7 | 8.4 | 8.0 | 8.8 | 11.8 | 12.2 | 100.0 |

〈표 2-E〉 기타 기술통계량

| 1962-1989 | 평균 | 중앙값 | Q1 | Q3 |
|-----------|-------|-------|-------|-------|
| 청약주식비율 | 17.67 | 15.00 | 9.49 | 23.54 |
| 매수주식비율 | 17.16 | 14.27 | 8.66 | 23.35 |
| 매수프리미엄비율 | 22.83 | 18.92 | 11.49 | 29.00 |

3.2 연구방법 및 가설의 검증

공개매수 기업이 매수공시 이후의 분기이익 공시 기간 동안 양의 초과수익률을 보일 것이라는 <가설 1>을 검증하기 위해 매수공시 이후 8분기에 걸친 이익공시 기간의 평균초과수익률을 계산하였다. 한 기업의 초과수익률은 이익공시일 후 3일간의 누적수익률을 의미한다. 매수공시 기업의 분기별 이익공시일을 구하기 위해 Compustat의 분기별 산업 및 연구화일을 사용하였으며, 이익공시일을 구할 수 없는 경우 Wall Street Journal Index를 참조하였다. 분기이익 공시일의 평균초과수익률이 양의 값을 갖는가를 파악하기 위한 검증통계량으로 평균초과수익률을 추정표준편차로 나눈 것을 사용하였으며 이 때 추정표준편차는 공개매수기업의 이익공시일 이전 200일간의 평균초과수익률을 사용하여 계산하였다.(Brown과 Warner [1985]).

검증통계량을 정의하면 다음과 같다.

$$\frac{\sum_{t=-1}^{+1} e_{qt}}{\sqrt{\sum_{t=-1}^{+1} s^2(e_{qt})}}$$

여기서, $e_{iqt} = R_{iqt} - R_{qt}$

R_{iqt} 는 q분기 t일 i 기업의 수익률,

R_{qt} 는 q분기 t일의 CRSP 동일가중수익률,

$$e_{qt} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} e_{iqt}$$

N_t 는 t일의 포트폴리오에 포함된 매수기업의 수,

$$S^2(e_{qt}) = \frac{1}{T-1} \sum_{t=-201}^{-2} (e_{qt} - \bar{e}_{qt})^2$$

T는 추정일수이다.

이에 대한 결과를 <표 3>에 제시하였다. <표 3>에서 알 수 있는 것처럼 공개매수 이전의 분기이익 공시 기간 중에 표본기업들은 유의적인 양의 초과수익률을 경험하지 못한다. 매수공시

이전 4개 분기의 이익공시 기간을 살펴보면 표본기업들은 분기이익 공시별로 평균 0.15%의 초과수익률만을 경험하였으며 4개 분기 이익공시중 어떤 것도 통계적으로 유의하지 못함을 알 수 있다.

반면 매수공시 시점에서는 누적초과수익률의 평균이 12.07%(t값은 38.87)로 주주의 부가매우 크게 증가함을 알 수 있다. 이러한 결과는 선행연구의 결과와 일치하는 것으로 공개매수가 기업의 미래 전망에 대한 유리한 정보를 제공한다는 정보가설과 일치한다.

그러나, 이 결과는 공개매수에 관한 여러 경쟁가설과도 일치한다. 예컨대, 공개매수가 기업의 채권자로부터 주주로 부를 이전시키는 기제(mechanism)로 보아 공개매수일의 양의 주가반응을 설명할 수도 있다. 선행연구들(Vermaelen[1981], Dann, Masulis와 Mayers[1991])은 매수공시 시점의 양의 주가반응이 정보가설에 의해 설명된다는 추가적인 증거로서 매수공시 이후 매수기업들의 회계이익이 유의적으로 증가함을 제시하였다. 왜냐하면 공개매수가 기업의 미래 전망에 대한 유리한 전망을 제공한다면 그러한 전망은 미래 회계이익의 증가로 실현될 것이기 때문이다.

마찬가지로, 공개매수 공시 이후 분기이익 공시 기간 동안의 양의 초과수익률은 공개매수가 경영자의 신호로 쓰인다는 것과 이에 대해 투자자가 과소반응한다는 복합가설 이외에는 어떤 경쟁가설과도 일치하지 않는다. 또한 공개매수라는 경영자의 신호에 대한 투자자의 과소반응이 회계이익의 공시라는 사건으로 상당 부분 해결된다는 것을 알 수 있다.

공개매수 이후 8분기의 이익공시 기간 동안 매수기업은 유의적인 양의 초과수익률을 보여 주었다.¹⁴⁾ 매수기업은 8분기 가운데 5개 분기이익 공시시점에서 통계적으로 유의한 평균초과수익률을 나타냈으며 매 분기이익 공시당 평균 0.66%의 초과수익률을 실현하였다. 따라서 이 결과는 투자자들이 기업의 미래전망에 대한 유리한 정보를 과소평가하고 후속이익이 공시되는 시점에서 그들의 기대를 수정한다는 논거와 일관된다고 할 수 있다.

〈표 3〉에서는 또한 두 세부표본기간을 비교하였는데 세부표본기간별로 매수기업의 주가가 다른 양상을 나타냄을 알 수 있다. 전체표본기간에서 관찰된 형태는 첫번째 세부표본기간에서 나타나나 두번째 세부표본기간에는 이러한 형태가 명확하지 않다. 매수공시시점만을 비교해

14) 초과수익률의 5%미만과 95%이상의 극단치를 제거한 결과도 유사한 형태를 보이고 있다.

본다면 첫번째 기간 동안 매수기업은 14.85%의 높은 초과수익률을 경험하나 두번째 세부표본 기간 동안에는 8.74%만의 초과수익률을 보인다. 정보가설을 지지하는 선행연구들의 표본기간이 본 연구의 첫번째 세부표본기간과 일치한다고 할 때, 두번째 세부표본기간의 평균초과수익률을 정보가설로 설명하기에는 초과수익률의 정도가 평범해 보인다. 같은 맥락에서, 8개 후속 분기이익 공시일의 주가반응 가운데 첫째 세부표본기간에는 5분기가 유의적인데 비해 두번째 세부표본기간에는 2분기만이 유의적이다. 결과적으로 두 개의 세부표본기간의 결과는 공개매수의 “신호” 동기가 최근 연도보다는 이전 연도에서 두드러진다는 점과 최근에 올수록 적대적 기업인수에 대한 방어기재로서 사용되는 등 기업들이 다양한 목적으로 공개매수를 사용하고 있음을 알 수 있다.

〈표 3〉 매수공시 주변의 이익공시기간의 평균초과수익률

CAR는 238개의 표본기업들의 이익공시시점을 전후한 3일간의 평균초과수익률을 나타내며 이 때 사용된 benchmark수익률은 CRSP 동일가중수익률이다. 분기가 쓰여있는 열은 매수공시 이전의 4분기와 이후의 8분기를 의미하며 0분기는 매수공시 시점을 나타낸다. 사용된 t 통계량의 유의성 검증은 양측검증에 의해 이루어졌다.

| 분기 | CAR | | CAR | | CAR | |
|----|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|
| | 1962-1989 | t-통계량 | 1962-1979 | t-통계량 | 1980-1989 | t-통계량 |
| -4 | 0.199 | 0.61 | 0.544 | 1.14 | -0.210 | -0.48 |
| -3 | 0.392 | 1.14 | 0.312 | 0.65 | 0.483 | 1.09 |
| -2 | -0.256 | -0.83 | -0.360 | -0.75 | -0.001 | -0.35 |
| -1 | 0.267 | 0.80 | 0.592 | 1.15 | -0.001 | -0.20 |
| 0 | 12.069 | 38.87*** | 14.846 | 33.74*** | 8.741 | 21.14*** |
| +1 | 0.094 | 0.23 | -0.030 | -0.05 | 0.257 | 0.56 |
| +2 | 0.765 | 2.12** | 0.890 | 1.75** | 0.603 | 1.28 |
| +3 | 0.767 | 2.09** | 1.243 | 2.26** | 0.160 | 0.39 |
| +4 | 0.937 | 2.98*** | 1.227 | 2.61*** | 0.561 | 1.45 |
| +5 | 0.175 | 0.56 | 0.469 | 1.00 | -0.197 | 0.52 |
| +6 | 0.555 | 1.63 | 0.380 | 0.73 | 0.777 | 1.93* |
| +7 | 0.657 | 2.08** | 1.302 | 2.79*** | -0.150 | -0.37 |
| +8 | 1.313 | 3.81*** | 1.143 | 2.14*** | 1.531 | 3.89*** |

주) *** 표시는 1%의 유의수준에서, ** 표시는 5% 유의수준에서, * 표시는 10% 유의수준에서 초과수익률이 0이라는 귀무가설의 기각을 의미함.

매수공시에 이은 8분기 동안의 이익공시가 지속적인 양의 주가상승을 초래한다는 <표 3>의 결과가 안정적인가를 파악하기 위해서 연구설계와 관련하여 다음과 같은 점을 고려하였다. 첫째, 양의 초과수익률이 특정 산업, 특정 규모 또는 특정 연도에 편중되어 일어나는 현상인가? 둘째, 양의 초과수익률이 매수기업의 위험의 변화에 대한 프리미엄인가? 셋째, 양의 초과수익률이 사용된 특정한 비교기준(benchmark)에 민감한 것은 아닌가? 넷째, 양의 초과수익률에 대한 통계적 검증이 수익률 분포의 가정에 대한 오류에서 연유된 것은 아닌가?

첫번째 문제는 매수공시 이후의 분기이익 공시 기간에 나타나는 양의 초과수익률이 산업효과나 이익공시효과로 인한 것인가에 대한 논의이다. 즉, 공개매수를 한 기업이 아니더라도 특정 시점에 특정 산업내에 속해 있으므로 해서 양의 초과수익률을 얻을 수 있다면 이는 후속되는 이익공시가 선행했던 공개매수의 불확실성을 해소시킨다고 추론하기가 어려워지기 때문이다.

이 문제를 다루기 위한 대응표본을 선택하였다. 각 매수기업에 대해 CRSP의 동일한 2자리 SIC 산업코드를 가지는 모든 기업을 식별하였으며 이들 중에서 매수기업과 자본규모면에서 가장 유사한 6개 기업을 선택하였다. 기업을 규모별로 대응시키기 위해서는 매수공시 이전 연도말의 시장가치를 계산하여 매수기업과 대응기업을 비교하였다. 상기한 6개의 잠재적 대응기업 중 회계기간이 가장 근사한 기업을 최종대응기업으로 선택하였다. 이같은 대응표본설계는 기업규모, 산업의 특성, 영업주기로 인한 주가상승의 영향을 통제한다. 예컨대, 후속이익 공시 기간 중에 나타나는 양의 초과수익률이 단순히 “소규모 기업효과”¹⁵⁾라면 동일한 현상이 유사한 시장가치를 가진 대응표본에서도 나타나야 한다.

<표 4-A>는 두 그룹에 속한 기업들이 시장가치면에서 유사함을 보여준다. 시가의 평균과 중앙값이 전통적인 유의수준에서 통계적으로 차이가 없다.¹⁶⁾ <표 4-B>는 두 그룹의 회계기간을 비교하였다. 매수기업과 대응기업의 회계기간의 차이는 표본의 95%가 2개월 이내임을 알 수 있다. 또한 두 그룹의 기업들은 동일한 2자리 SIC 산업분류를 지니고 있다.

<표 4-C>에 대응기업의 공개매수를 전후한 이익공시효과를 분석하였다. 매수공시 후의 첫째 분기와 마지막 분기를 제외하고는 매수공시 전후의 분기에 지속적인 주가상승이 나타나지

15) Banz[1981]는 소규모 기업이 대규모 기업보다 성과가 높다고 보고하고 있다. Ball과 Kothari[1991]는 이익공시 시점에도 비슷한 양상이 관찰된다는 증거를 제시하였다.

16) 매수기업의 시가 평균과 중간값은 선행연구(예를 들면, Dann, Masulis와 Mayers[1991])에서 보고된 수치보다 상당히 크다. 이것은 본 연구가 최근의 매수기업표본을 추가한 원인으로 보인다.

않았다. 대응기업은 첫번째 분기와 여덟번째 분기의 이익공시 기간에 각각 -0.56%와 1.01%의 수익률을 보이고 있으나 그 부호가 서로 다름을 알 수 있다. 이러한 결과는 매수기업의 후속 이익공시 기간의 초과수익률 행태가 기업규모나 산업특성, 또는 영업주기에 의해 영향을 받지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 4-A〉 매수기업과 대응기업의 시장가치의 비교

시장가치는 공개매수가 일어나기 전연도 말의 종가에 유통주식수를 곱하여 구했다. 이 과정에서 대응표본을 구할 수 없었던 3기업이 매수표본에서 제외되었다. 매수표본과 대응표본간의 평균차이를 검증하기 위해 Student t-검정을 사용하였으며 두 그룹간 중간치의 차이를 비교하기 위해 Wilcoxon signed rank test를 사용하였다.

| | 매수표본 (\$1,000) | 대응표본 (\$1,000) | p-값 |
|-----|----------------|----------------|------|
| 평균 | 447,232 | 436,527 | 0.57 |
| 중앙치 | 60,243 | 61,256 | 0.33 |

〈표 4-B〉 매수기업과 대응기업의 회계기간의 비교

| 회계기간의 차이 (개월수) | 대응된 기업의 수 | 비율(%) |
|----------------|-----------|-------|
| 0 | 159 | 68 |
| 1 | 34 | 14 |
| 2 | 30 | 13 |
| 3-5 | 12 | 5 |
| 합계 | 235 | 100 |

〈표 4-C〉 대응기업의 매수공시를 전후한 이익공시기간의 평균초과수익률

대응표본은 시장가치, 회계기간, 업종에 의해 선택되었으며 분기가 쓰여있는 열은 매수공시 이전의 4분기와 이후의 8분기를 의미하며 0분기는 매수공시 시점을 나타낸다. 사용된 t-통계량의 유의성 검증은 양측검증에 의해 이루어졌다.

| 분기 | CAR | t-통계량 |
|----|--------|---------|
| -4 | -0.292 | -1.00 |
| -3 | -0.063 | -0.23 |
| -2 | 0.039 | 0.14 |
| -1 | 0.336 | 1.14 |
| 0 | -0.109 | -0.38 |
| +1 | -0.563 | -1.90* |
| +2 | 0.156 | 0.54 |
| +3 | -0.001 | 0.00 |
| +4 | -0.320 | -1.05 |
| +5 | 0.191 | 0.59 |
| +6 | 0.199 | 0.64 |
| +7 | 0.433 | 1.39 |
| +8 | 1.008 | 2.93*** |

두번째 문제는 후속이익공시 기간의 양의 초과수익률이 공개매수기업의 체계적 위험의 변화를 고려하지 않아 발생한 위험의 증가에 따른 프리미엄인가에 대한 논의이다. 즉, 매수기업들의 체계적 위험이 매수 후 자본구조의 변화에 따라 증가했다면 이는 투자자들의 기대수익률을 증가시킬 것이며 이것을 수익률 계산방법에 반영하지 않았다면 초과수익률은 과대계상될 것이다.

이 문제를 다루기 위해 표본내의 각 기업의 베타를 매수공시 전후로 계산하였다. 각 기업에 대해 매수공시 이전의 베타는 -229일에서 -30일의 일별수익률을 이용하여 계산하였고, +30일에서 +229일의 일별수익률을 이용하여 매수공시 이후의 베타를 계산하였다. 따라서 <표 5>에서는 매수공시 전후의 베타의 변화를 보고하였다. 매수공시 후에 베타의 평균(중간값)은 도리어 1.03(1.00)에서 0.90(0.84)로 감소함을 알 수 있다. 이러한 베타의 평균(중간값)의 감소는 0.0001수준에서 유의하다. 따라서 후속이익 공시기간의 양의 초과수익률이 매수기업들의 체계적 위험의 증가에 따른 기대수익률의 증가때문이라는 가설을 기각할 수 있다.

이와 같은 결과는 우리의 직관과 상치되는 것으로 받아들여질 수 있다. 왜냐하면 공개매수는 기업의 자본을 감소시켜 부채비율을 증가시키고 기업의 위험을 높이기 때문이다. 그러나 이는 자본의 장부가치로 인한 부채비율의 감소를 의미하며 자본의 시장가치는 오히려 증가하여 시장가치기준 부채비율은 감소할 수 있다. 실제로 본 연구의 표본기업들을 살펴보면 유통주식수의 17.16%를 공개매수하기 위하여 22.83%의 매수프리미엄을 지급함으로써 부채비율이 감소하고 있음을 유추할 수 있다<표 2-E>. 이러한 결과는 Lakonishok and Vermaelen (1990)과 Hertzal and Jain(199) 등의 결과와 유사하다.

공개매수 이후에 베타가 감소하는 또 하나의 이유는 Healy and Palepu(1990)의 결과에서 유추할 수 있다. 저자들은 기업의 증자 발표시 주가가 떨어지는 것을 증자에 관한 공시가 기업의 미래의 위험이 증가하리라는 것을 알려주는 정보이기 때문이라고 주장했다. 즉, 기업의 경영자가 미래의 기업위험이 증가하리라는 것을 예측하면 증자를 통하여 부채비율을 낮추려 할 것이고, 투자자들은 이러한 미래위험에 대한 경영자의 사적정보를 증자공시를 통해 인지함으로써 요구수익률이 증가하여 부의 주가반응이 나타나게 된다는 것이다. 공개매수가 증자의 반대현상이라고 한다면 상기한 결과는 저자들의 추론과 일관된 것이라고 볼 수 있다.¹⁷⁾

17) 공개매수가 기관투자자와 개인투자자의 위험에 미치는 영향을 검증하기 위해 표본을 과소청약기업과 과대청약기업으로 나누어 그 차이를 보았으나 유의적인 차이를 발견할 수 없었다.

〈표 5〉 매수공시 전후의 베타 비교

매수 이전의 베타는 매수공시일을 기준하여 -229일에서 -30일의 일별수익률을 이용하여 계산하였고, 매수 이후의 베타는 +30일에서 +229일의 일별수익률을 이용하여 계산하였다.

| | 매수 이전의 베타 | 매수 이후의 베타 | p 값 |
|-----|-----------|-----------|--------|
| 평균 | 1.0324 | 0.8994 | 0.0001 |
| 중앙값 | 1.0025 | 0.8443 | 0.0001 |

세번째 문제는 비교기준(benchmark)의 적절성에 대한 논의이다. 즉, 후속이익 공시기간 동안의 양의 초과수익률이 사용된 특정 비교기준에 따라 달라질 수 있다는 점이다. 본 연구에서 사용한 동일가중지수수익률(equally-weighted CRSP index)은 초과수익률을 계산하는데 적절한 비교기준이지만,¹⁸⁾ 그 결과가 규모효과에 따른 영향을 받을 가능성은 여전히 존재한다.

이를 검토하기 위해 8개 후속이익 공시기간의 규모조정 초과수익률을 계산하였다. 〈표 6〉은 8개 후속이익 공시기간의 규모조정 초과수익률을 나타낸다. 예측한대로, 각 이익공시기간의 초과수익률은 기본적으로 〈표 3〉의 결과와 동일하다. 예컨대, 분기이익 공시기간별 평균 규모

〈표 6〉 매수기업의 규모조정 초과수익률

규모조정 초과수익률은 공개매수 이후의 기업의 시장가치를 구한 후 이에 상응하는 NYSE/AMEX 모든 기업의 십분위 대응규모기업들을 선택하여 이들의 평균수익률을 공개매수기업의 수익률에서 차감하는 형식을 통해 계산하였다.

| 분기 | CAR | t-통계량 |
|----|-------|---------|
| +1 | 0.125 | 0.35 |
| +2 | 0.967 | 2.66*** |
| +3 | 0.667 | 1.82* |
| +4 | 1.100 | 2.84*** |
| +5 | 0.315 | 0.70 |
| +6 | 0.591 | 1.47 |
| +7 | 0.690 | 1.43 |
| +8 | 1.161 | 2.54*** |
| 평균 | 0.703 | |

18) 표 2의 패널 D에서 보듯이, 매수표본기업은 NYSE/AMEX 모집단을 대표한다. 표본의 중간기업은 5번째 규모군에 속하고 표본 기업은 각 규모군별로 고르게 분포되었다.

조정 초과수익률은 0.70%이고 <표 3>의 경우는 0.66%이다. 또한, 초과수익률은 양의 값을 가지고 8개 후속이익 공시기간 가운데 4개가 통계적으로 유의하였다. 이 결과는 대응표본설계의 결과와 더불어 규모효과만으로는 후속이익 공시기간의 양의 초과수익률을 설명할 수 없음을 의미한다.

마지막 문제는 양의 초과수익률에 대한 통계적 검증이 수익률 분포의 가정에 대한 오류에서 연유된 것은 아닌가에 대한 논의이다. 기존 연구들은 일별수익률과 일별초과수익률의 분포가 중앙이 높고 꼬리가 긴 분포형태(leptokurtic)를 띄고 있음을 제시하였다. (Fama[1976], Brown과 Warner[1985]). 그러므로 중심극한정리에 근거하거나 정규분포를 가정한 통계적 추론은 초과수익률이 없다는 귀무가설을 과도하게 기각할 가능성이 있다.¹⁹⁾ 이런 가능성을 검토하기 위해 컴퓨터를 이용한 무작위추출법(randomization test)을 사용하였다. 각 매수기업에 대해 1분기 이익공시일로부터 -60일에서 -3일 사이의 비이익공시일에 대해 3일간의 초과수익률을 계산하였다. 그런 다음 모든 매수기업의 비이익공시일 포트폴리오의 초과수익률이 이익공시일 포트폴리오의 초과수익률과 비교되었다. 이 과정을 10,000번 반복하면서 비이익공시일 포트폴리오의 초과수익률이 이익공시일 포트폴리오의 초과수익률을 초과하는 회수를 계산하였다.

<표 7>은 무작위추출법의 결과를 나타내고 있다. 이를 살펴보면 이익공시일과 비이익공시일의 초과수익률의 차이가 양이고 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 예를 들면, 매수공시 후의 4번째 분기동안 이익공시일의 평균초과수익률은 0.94%로 10,000번의 반복을 통해 얻은 비이익공시일 포트폴리오의 평균초과수익률 0.03%와 대조된다. 또한 이익공시일 포트폴리오의 평균초과수익률이 무작위로 추출한 비이익공시일 포트폴리오의 수익률보다 적은 경우는 10,000번의 시행중 3회에 불과함을 알 수 있다. 이런 형태가 8분기중 6분기에서 존재하며 이익공시일의 평균초과수익률은 무작위로 추출한 비이익공시일의 초과수익률의 5.8배나 됨을 보여준다.

19) Brown과 Warner[1985]는 주식수익률의 이런 특성을 무시하는 전통적인 절차도 사건이 집중되지 않는다면 여전히 잘 식별되고 있음을 보였다. 공개매수의 공시가 시점별로 분산되어 분포될 수 있지만, 분포가정의 오류로 인한 영향의 가능성을 검토하였다.

〈표 7〉 무작위추출법에 의한 이익공시기간과 비이익공시기간의 초과수익률 비교

하나의 공개매수 표본기업에 대해 공개매수후 첫번째 이익공시기간을 중심으로 -60일에서 -3일까지의 수익률을 3일 주기로 나누어 20개의 비이익공시일의 수익률을 계산한 후 이를 실제 이익공시일의 수익률과 10,000번 비교하였다. 같은 방법이 나머지 분기에도 계속되었다. 표에서 $(nge+1) / (NSE+1)$ 은 비이익공시일의 무작위 추출된 평균 CAR가 이익공시일의 실제 평균 CAR보다 큰 빈도수를 나타내며 Z-통계량은 중심극한정리에 근거하여 정규분포를 가정하여 계산한 통계량이다.

| 분기 | 실제 CAR | 무작위추출 CAR | 차이 | $(nge+1) / (NSE+1)$ | Z-통계량 |
|----|--------|-----------|--------|---------------------|---------|
| +1 | 0.094 | -0.037 | 0.131 | 0.3223 | 0.46 |
| +2 | 0.765 | 0.140 | 0.625 | 0.0057 | 2.67*** |
| +3 | 0.767 | 0.070 | 0.967 | 0.0204 | 2.07** |
| +4 | 0.937 | 0.034 | 0.903 | 0.0003 | 3.63*** |
| +5 | 0.175 | 0.320 | -0.415 | 0.5689 | -0.18 |
| +6 | 0.555 | 0.115 | 0.440 | 0.0488 | 1.67** |
| +7 | 0.657 | 0.132 | 0.525 | 0.0528 | 1.63** |
| +8 | 1.313 | 0.131 | 1.182 | 0.0007 | 3.18*** |
| 평균 | 0.658 | 0.113 | 0.545 | | |

가설 2, 3과 4를 검증하기 위해서는 다변량분석을 수행하였다. 후속이익 공시기간 동안의 양의 초과수익률에 대한 횡단면 분석을 하기 위하여 다음과 같은 선형회귀식을 사용하였다.

$$\overline{CAR}_i = \beta_0 + \beta_1 SIZE_i + \beta_2 CAR^* + \beta_3 UNDER_i + \beta_4 \Delta RISK_i + \varepsilon_i$$

여기서 \overline{CAR}_i 는 i 기업의 8분기 후속이익 공시기간의 평균 초과수익률,

$SIZE_i$ 는 i 기업의매수공시 이전 연도말의 시장가치의 자연로그값,

CAR^* 는 i 기업의 매수공시일의 초과수익률,

$UNDER_i$ 는 i 기업이 과소청약된 경우 1, 과대청약된 경우 0인 가변수,

$\Delta RISK_i$ 는 i 기업의 공개매수일을 전후한 베타값의 변화.

\overline{CAR}_i 는 i 기업의 8분기 후속이익 공시기간의 평균 초과수익률로서 일부 기업의 경우 모든 분기의 초과수익률이 이용가능하지 않기 때문에 초과수익률의 합계 대신 사용하였다. $SIZE_i$,

는 시장가치의 자연로그값이다. 공개매수 이전연도의 시장가치를 사용한 것은 공개매수로 인한 급격한 시가총액의 변화로 인한 영향을 제거하기 위함이다. CAR_i^* 는 매수공시일 시점의 3일간의 초과수익률을 의미한다. $UNDER_i$ 는 i 기업의 공개매수가 과소청약된 경우 1, 과대청약된 경우 0의 값을 갖는 가변수이다. $\Delta RISK_i$ 는 공개매수를 전후한 i 기업의 베타의 변화이며 매수이전의 베타는 -229일에서 -30일사이의 일별수익률을 이용하여 시장모형추정치로 계산하였으며 매수이후의 주식베타는 +30일에서 +229일사이의 일별수익률을 이용하여 동일한 방법으로 계산하였다.

후속이익 공시기간의 주가반응의 횡단면 분석의 결과를 <표 8>에 요약하였다. 가설 2, 3, 4를 검증하는 3개의 설명변수를 각각 사용하여 단순회귀분석을 수행한 결과 예측한대로 모든 설명변수가 후속공시기간의 주가반응과 유의적인 관계를 가짐을 알 수 있다. 가장 유의적인 관계를 갖는 변수는 $SIZE_i$ 로서 $\hat{\beta}_1$ 의 값은 -0.0031이고 t 값은 -4.16이며 CAR_i^* 와 $UNDER_i$ 의 계수도 전통적인 수준의 유의적인 관계를 보여주고 있다.²⁰⁾ 그러나 3개의 설명변수를 모두 사용하여 중회귀분석을 한 결과, $\hat{\beta}_1$ 과 $\hat{\beta}_3$ 은 통계적으로 계속 유의한 반면 $\hat{\beta}_2$ 는 유의하지 않다. 이것은 $SIZE_i$ 와 $UNDER_i$ 의 영향을 통제하고 나면 CAR_i^* 는 더 이상의 설명력을 갖지 않음을 의미한다. 또한, $SIZE_i$ 와 $UNDER_i$ 가 평균적으로 후속공시기간의 주가반응의 약 8%를 설명함을 알 수 있다. 또한 후속이익 공시기간의 양의 초과수익률이 매수기업의 위험의 증가로 인한 것인지를 확인하기 위해 $\Delta RISK$ 를 중회귀모형에 포함하여 분석을 수행하였다. 후속이익 공시기간의 양의 주가반응이 기업위험의 증가로 인한 것이라면 $\Delta RISK$ 의 계수가 유의적인 값을 가져야 하나 $\hat{\beta}_4$ 는 -0.0003으로 유의적이지 못하며 설명변수들의 계수에도 영향을 미치지 못함을 알 수 있다.²¹⁾

이상의 결과를 종합해 보면, $SIZE_i$ 와 $UNDER_i$ 는 후속공시기간의 주가반응과 유의적인 관계가 있으나 CAR_i^* 는 관계가 없음을 나타낸다. 따라서 횡단면 분석의 결과는 기업규모(가설 2)와 매수청약(가설 4)이 개별적으로 매수공시기간의 투자자 과소반응을 측정함을 의미한다.

20) 매수기업표본을 각각의 설명변수로 구분하여 포트폴리오별로 분기별 초과수익률을 비교한 결과도 마찬가지였다.

21) 이 외에도 중회귀분석 결과의 안정성을 검증하기 위해 많은 시도를 하였다. White[1980]의 heteroscedasticity-consistent matrix기법을 사용하여 이분산의 가능성을 검증하였으며, 규모조정 초과수익률을 종속변수로 대체하여 중회귀분석을 수행하였으며, $SIZE_i$ 변수를 시장가치의 십분위수로 사용하는 등 다양한 분석을 하였으나 결과는 변하지 않았다.

〈표 8〉 설명변수에 의한 평균초과수익률의 선형회귀분석

| 계수 | β_0 | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 | R ² | F값 (p-값) |
|----|---------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|----------------|-------------------|
| | 0.0425 (4.89***) | -0.0031 (-4.16***) | | | | 0.0700 | 17.04 (0.0001) |
| | 0.0041 (1.78*) | | 0.0235 (1.72*) | | | 0.0089 | 2.95 (0.0895) |
| | 0.0040 (2.05**) | | | 0.0077 (2.39***) | | 0.0213 | 5.72 (0.0213) |
| | 0.0387 (3.39***) | -0.0030 (-3.37***) | -0.0020 (-0.13) | 0.0057 (1.78*) | | 0.0754 | 6.90 (0.0002) |
| | 0.0381 (3.22***) | -0.0030 (-3.25***) | -0.0012 (-0.08) | 0.0057 (1.76*) | -0.0003 (-0.11) | 0.0700 | 5.01 (0.0007) |

IV. 결 론

본 연구는 후속이익정보가 투자자들의 매수공시에 대한 잔여 불확실성을 해소하는가를 살펴 보았다. 구체적으로는 투자자들이 매수공시후의 분기이익공시에 대해 호의적인 반응을 보이는가를 살펴보기 위해 후속분기이익 공시 기간 동안의 양의 주가반응 여부를 분석하였다.

이러한 시도는 매우 흥미로운 것이라 할 수 있다. 왜냐하면 후속이익 공시 기간 동안의 양의 주가반응은 선행 매수공시에 대한 투자자의 과소반응을 의미할 뿐만 아니라 이러한 과소반응을 해소시키는 회계정보의 역할을 부각시키기 때문이다.

본 연구는 기업이 평균적으로 매수공시후 8개 분기이익 공시 기간에 양의 초과수익률을 얻었으며 이러한 초과수익률의 행태는 소기업과 과소청약기업에서 두드러진다는 점을 제시하였다.

이러한 결과는 자본시장에서 회계정보의 역할을 검토하는 데 중요한 시사점을 갖는다. 선행

연구들은 이익과 같은 회계정보가 기타 재무정보와 어떤 관계를 가지면서 주가에 반영되는가를 논의하기 위해 회계정보가 갖는 잡음(noise)을 해소하기 위해 기타 재무정보가 사용된다는 점을 강조하였다. 반면에, 본 연구는 회계정보가 선행하는 재무정보에 대한 투자자의 과소반응을 해소시키는 역할을 부각시켰다고 볼 수 있다.

본 연구의 한계점으로는 다음의 두 가지를 들 수 있다. 첫째, 본 연구는 투자자의 과소반응 및 이를 해소시키는 회계정보의 역할을 주가수익률이라는 간접적인 매개를 통해 측정하였다. 보다 직접적인 방법은 재무분석가들과 같은 주식시장의 참가자들이 공개매수라는 신호를 어떻게 파악하는가를 분석하는 것이다. 특히, 재무분석가들은 이익예측을 하는데 이러한 예측이 공개매수에 의해 어떻게 변화하는가를 파악하는 것이 흥미로운 일이다.²²⁾

둘째, 본 연구는 기업이 공개매수를 하는 여러 이유들 가운데 선행연구들에 의해 가장 지지를 받는 정보가설을 이용하여 연구를 수행하였다. 그러나 기업은 여러 가지 이유에서 주식을 공개매수하므로 표본이 깨끗하다고 할 수 없다. 이러한 점은 한편으로 본 연구에서 제기한 가설의 신뢰성을 높혀주나²³⁾ 보다 흥미로운 것은 여러 가지 가설별로 표본을 세분하여 추가분석을 하는 것이다. 흥미로운 것은 미국의 경우와는 달리 우리나라의 경우, 상장기업이 자기주식을 취득하고자 할 때에는 자기주식의 취득관련사항을 증권관리위원회와 증권거래소에 신고하여야 하는데 취득관련사항 중에 취득 목적을 명시하도록 규정하고 있다. 따라서 우리나라의 경우 자사주 재매입에 관한 여러 가설을 동시에 검증할 수 있는 기회가 있다.

22) 공개매수 발표후 재무분석가들의 이익예측의 행태를 살펴본 연구로 Lee(1994)를 들 수 있다.

23) 표본기업들중에 이질적인 기업들이 포함되어 있음에도 불구하고 정보가설에 근거한 가설들과 일관된 결과를 얻었기 때문이다.

참 고 문 헌

1. Ball, R. and P. Brown, 1968, "An empirical evaluation of accounting income numbers," *Journal of Accounting Research* 6, 159-78.
2. Ball, R. and S.P. Kothari, 1991, "Security returns around earnings announcements," *Accounting Review* 66, 718-38.
3. Banz, R., 1981, "The relationship between return and market value of common stocks, : *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
4. Beaver W., R. Clarke, and W. Wright, 1979, "The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecast errors," *Journal of Accounting Research* 17, 316-40.
5. Beaver, W., R. Lambert, and D. Morse, 1980, "The information content of security prices," *Journal of Accounting and Economics* 2, 3-28.
6. Bernard, V. and J. Thomas, 1989, "Post earnings announcement drift: delayed price reaction or risk premium?" *Journal of Accounting Research* 27, 1-36.
7. Bhattacharya, S., 1979, "Imperfect information, dividend policy and the 'bird in the hand' fallacy," *Bell Journal of Economics* 10, 259-270.
8. Brown, D. and M. Ryngaert, 1992, "The determinants of tendering rates in interfirm and self-tender offers, : *Journal of Business* 65, 529-56.
9. Brown, S. and J. Warner, 1985, "Using daily stock returns: The case of event studies, : *Journal of Financial Economics* 14, 3-31.
10. Collins, D. and S.P. Kothari, 1989, "An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, 143-81.
11. Comment, R. and G. Jarrell, 1991, "The relative signalling abnormal performance: Do stocks overreact?" *Journal of Financial Economics* 31, 235-68.

12. Dann, L., 1981, "Common stock repurchases, : Journal of Financial Economics 9, 113-38.
13. Dann, L., R. Masulis, and D. Mayers, 1991, "Repurchase tender offers and earnings information, : Journal of Accounting and Economics 14, 217-51.
14. Easton, P. and M. Zmijewski, 1989, "Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements," Journal of Accounting and Economics, 117-41.
15. Fama, E., Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Security Prices, Basic Books, New York, 1976.
16. Foster G., 1977, "Quarterly earnings data: time-series properties and predictive ability results," Accounting Review 52, 1-21.
17. Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin, "Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns," Accounting Review, 574-603.
18. Hand, J. 1990, "A test of the extended functional fixation hypothesis," Accounting Review, 740-63.
19. Harris, T. and J. Ohlson, 1987, "Accounting disclosures and the market's valuation of oil and gas properties," Accounting Review, 651-70.
20. Healy, P. and K. Palepu, 1990, "Earnings and risk changes surrounding primary stock offers," Journal of Accounting Research 28, 25-48.
21. Hertz, M. and P. Jain, 1991, "Earnings and risk changes around stock repurchase tender offers," Journal of Accounting and Economics 14, 253-74.
22. Kormendi, R. and R. Lipe, 1987, "Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns, : Journal of Business, 323-46.
23. Lakonishok, J. and T. Vermaelen, 1990, "Anomalous price behavior around repurchase tender offers," Journal of Finance, 455-77.
24. Lee, T., 1994, "The role of earnings announcements on preceding repurchase tender offers," Ph. D. Dissertation, University of Illinois - Urbana Champaign.

25. Leland, H. and D. Pyle, 1977, "Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation," *Journal of Finance* 32, 371-86.
26. Loomis, C., April 29, 1986, "Beating the market by buying back stock," *Fortune Magazine*.
27. Masulis, R., 1980, "Stock repurchase by tender offers: an analysis of the causes of common stock price changes," *Journal of Finance* 8, 305-21.
28. Ou, J. and S. Penman, 1989, "Financial statement analysis and the prediction of stock returns," *Journal of Accounting and Economics*, 295-330.
29. Rosenfeld, A., 1981, "Repurchase offers: Information adjusted premiums and shareholder response," Working paper, University of Rochester.
30. Ross, S., 1977, "The determination of financial structure: The incentive signalling approach," *Bell Journal of Economics*, 23-40.
31. Vermaelen, T., 1981, "Common stock repurchase and market signalling," *Journal of Financial Economics* 9, 139-83.
32. Vermaelen, T., 1984, "Repurchase tender offers, signalling, and managerial incentives," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 163-81.
33. White, H., 1980, "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroscedasticity," *Econometrica* 4, 817-38.

The Role of Earnings Announcements on Preceding Repurchase Tender Offers

Taehee Lee*

ABSTRACT

This study examines how subsequent earnings information is used by investors in resolving residual uncertainty about preceding repurchase tender offer announcements. To tackle the issue, stock price reactions to subsequent quarterly earnings announcements following a repurchase tender offer announcement is investigated. The empirical results show that firms experience positive abnormal returns during the eight quarterly earnings announcements. The results appear to be robust even after testing for potential concerns. Such results provide consistent evidence that investors underreact to repurchase tender offer announcements and that earnings play an important role in correcting this investor underreaction.

* Department of Accounting Information System College of Economics and Business Administration
Kookmin University