

기업합병의 성과에 영향을 주는 요인에 대한 실증적 연구

김용갑*

<목 차>	
I. 서론	2. 연구가설의 비교분석
II. 기업합병의 의의 및 우리나라 기업합병의 특성	IV. 기업합병의 성과에 영향을 미치는 요인에 대한 실증분석
1. 기업합병의 의의	1. 연구가설
2. 거래형태에 따른 M&A의 분류	2. 자료와 방법론
3. 기업재구성 과 기업지배 측면에서의 M&A	3. 실증분석
4. 우리나라 기업합병의 특성	V. 결론
III. 합병환경의 차이분석 및 선행연구 검토	참고문헌
1. 합병환경의 비교	Abstract

I. 서론

합병은 남북전쟁 이후 급속한 산업혁명을 거친 미국에서 산업자본이 형성되는 과정에서 발생하였는데 그후 정치·경제의 상황변화에 따라 크게 4차례의 붐을 기록하였다. 1980년에서부터 맞이한 제4차 붐은 1985년 이후에 더욱 그 활동이 활발해졌다.

우리나라에서도 기업합병활동은 1980년대에 들어서면서부터 활발해지기 시작하였고 최근 들어(대략 1986년도 이후) 국내외 경제환경의 변화로 국내기업들의 합병에 대한 관심이 점차 높아지고 있다.

이러한 합병의 시대적 변천과 함께 재무관리의 학문적 성장에 따라 합병에 대한 학문적 성과도 눈부시게 발전하여 왔다.

* (주)물류경영연구원 원장

1970년대 이후 합병에 관한 논문이 미국을 중심으로 꾸준히 발표되어왔고 1980년대 이후부터는 논문이 양적으로 많아졌을 뿐만 아니라 질적으로도 높아진 감이 없지 않다.

미국과 우리나라는 기업이 처해있는 환경이 차이가 있고 따라서 합병의 동기와 방법 그리고 성과 등에서 차이가 있을 것이라는 점은 쉽게 상정할 수 있다. 최근의 미국의 합병에 관한 연구에 의하면 합병은 정보효과, 세금효과, 공동보협효과를 갖고 있고 합병공시시점의 주가수익률은 지불방법, 상대적 규모, 레버리지 효과, Tobin's q , 합병희망기업의 수, 합병시점, 합병대상기업 경영자의 반응에 따라서 그 비정상수익률에 있어서 차이를 나타내는 것으로 밝혀졌다.

본 연구에서는 합병을 이론적으로 고찰하고 우리나라의 합병현황과 과제를 살펴본 후 우리나라에서의 합병이 주가에 어떻게 반영되고 합병의 성과에 영향을 미치는 요인이 어떠한 것인가를 실증적으로 파악하는 것을 그 목적으로 한다.

실증분석을 위하여는 우리나라에서 1980년부터 1992년 10월까지 일어난 합병제안기업이 상장회사인 모든 사례를 조사하고 주가수익률의 분석을 위하여 합병제안기업의 공시일 전 150일부터 공시일 후 30일까지의 개별주가와 그것에 대응되는 종합주가지수를 조사하였다.

이러한 자료를 바탕으로 공시일 전후의 전체 합병기업의 비정상수익률(AR)을 산정하여 합병의 공시가 초과수익을 가져오는지를 검증하고 합병의 성과에 영향을 미치는 요인에 대하여 연구가설을 설정하고 이것을 검증하기 위하여 평균표준 누적비정상수익률(ASCAR)을 종속변수로 하고 연구가설로 설정된 요인들을 독립변수로 한 다중회귀분석을 하였다.

II. 기업합병의 의의 및 우리나라 기업합병의 특성

1. 기업합병의 의의

기업합병(Merger)이란 오늘날 일반적으로 일컬어지는 M&A(Merger & Acquisition, 기업의 합병 및 매수) 중의 한 부문으로서 대상기업들이 하나로 합쳐서 법률상의 독립성을 잃고 단일기업이 되는 것을 의미한다.

합병은 매수와 합쳐서 M&A로 포괄적으로 설명되는 예가 흔한데 기업매수(Acquisition)는 한 기업이 다른 기업의 주식을 취득하여 경영권을 획득하는 것

을 의미한다.

2. 거래형태에 따른 M&A의 분류¹⁾

2.1 합병

합병이란 앞서서도 설명한 바와 같이 2개 이상의 회사가 합쳐서 하나의 회사로 되는 것을 목적으로 하는 법률적 행위로서 회사 간의 계약에 기초해서 당사자의 일부 또는 전부가 해산되며 그 재산은 청산절차를 거치지 않고 포괄적으로 존속회사 또는 신설회사로 이전함과 동시에 그 주주는 존속회사나 신설회사의 주주로 되는 효과가 발생한다.

2.2 영업양수

영업양수는 피매수회사의 자산의 전부 또는 일부와 부채를 선택적으로 조합한 재산을 매매거래의 형태로 매수하는 것으로 개별재산이 계약에 의해 이전되므로 피매수회사의 재산이 포괄적으로 승계되는 합병과는 다르다.

영업양수는 합병과 달리 원하는 사업부문만을 양수할 수 있기 때문에 급변하는 경영환경에 대처하여 사업의 재편성을 하기 위한 경영전략으로서 의미가 있다.

2.3 주식취득

주식취득은 매수회사가 피매수회사의 기발행주식의 전부 또는 일부를 그 주주로 부터 취득하거나 새로 발행되는 주식을 취득하는 것이다.

주식취득은 법적으로 독립된 피매수회사의 채권, 채무가 매수회사에 미치지 않고 인사·노무 면에서의 마찰을 피할 수 있다는 점, 상대회사의 의사에 불구하고 시장에서 취득할 수 있다는 점, 주총결의와 같은 복잡한 절차가 불필요하다는 점 등에서 합병보다 손쉽다.

주식취득에는 기발행주식의 취득으로서 대주주로 부터의 양수, 시장에서의 매집, 주식공개매수가 있고, 신규발행주식을 취득하는 방법으로서 제3자 배정증자와 전환사채, 신주인수권부사채 등의 잠재적 주식취득이 있다.

1) 증권감독원, 기업의 합병·매수제도, 1989. 12, pp.4~8.

3. 기업재구성과 기업지배 측면에서의 M&A²⁾

1980년대에 들어서면서 금융기법의 발달과 함께 서구 선진국에서의 기업매수 및 그와 관련된 활동의 범위가 확대되었다. 따라서 합병과 매수의 전통적 주제의 범위도 확대되어 M&A는 기업인수와 기업재조직, 기업지배 및 소유권 변경의 문제를 포함하고 있다.

기업재구성과 기업지배 활동은 기업확장, 기업매각, 기업지배, 소유권구조 변경으로 구분하여 볼 수 있다. 전통적인 M&A는 기업확장활동의 한 부분으로 파악될 수 있지만 이들 모든 기업재구성과 기업지배와 관련된 활동은 전통적인 M&A의 확대로 파악될 수 있으므로 결국 포괄적인 의미에서의 M&A 즉 현대적인 의미에서의 M&A라고 보는 시각도 타당성이 있다고 판단된다. 결국 좁은 의미에서의 M&A는 기업재구성과 기업지배 활동의 일부분을 나타내지만 넓은 의미에서의 M&A는 기업재구성과 기업지배 활동의 전체를 포괄한다고 볼 수 있다.

4. 우리나라 기업합병의 특성

그동안 우리나라의 M&A활동이 저조한 이유는 크게 다음의 5가지로 지적되고 있다.

첫째, 우리나라에서는 많은 기업들이 재벌그룹에 속해 이미 계열관계를 맺고 있기 때문에 기업합병의 효과를 이미 얻고 있다.

둘째, 그동안 우리나라는 투자기회가 상대적으로 풍부하고 개발도상국의 성격상 성장속도가 빨라 합병을 통한 경쟁력제고의 필요성을 별로 못느꼈다.

셋째, 우리나라의 기업합병은 정부 또는 금융기관에 의한 부실기업정리와 산업구조조정의 일환으로만 사용되어 온 느낌이 짙다.

넷째, 정책금융이 존재함으로써 경쟁이 약화된 기업이라도 다른 기업에 매수되기 보다는 정책금융에 의존해 자발적인 회생을 꾀하려는 경향이 많다.

다섯째, 우리나라 기업의 대부분이 주식분산이 안된 사기업 형태를 유지하고 있거나, 상장기업이라 하더라도 대주주가 경영권 유지에 필요한 지분을 충분히

2) Copeland, T. and J. Weston, Financial Theory and Corporate Policy, ADDISON-WESLEY, 1988.

확보하고 있다는 점 등을 들 수 있다.

특히 다섯 번째 요인의 경우 그동안 정부는 기업공개를 유도한다는 차원에서 경영권을 보호해 주기 위해 증권거래법 20조와 같이 주식대량취득을 제한하거나 21조와 같이 주식공개매수제도를 부정적 시각에서 규정해 오고 있다.

최근 들어(대략 1986년도 이후) 국내외 경제환경의 변화로 국내기업들의 M&A에 대한 관심이 점차 높아지고 있다.

국내기업들이 M&A를 비롯한 새로운 경영전략에 관심을 갖게 될 수밖에 없는 환경요인으로는 우선 첫째로 무역수지 흑자에 따른 정부의 금융정책변화를 들 수 있다. 특히 1988년도의 IMF 8조국 가입에 따른 외환정책의 완화는 국내 기업들로 하여금 재무정책의 국제화를 자연스럽게 유도하게 되었다.

둘째로 선진기술의 모방과 도입이 점차 힘들어지면서 필요한 기술을 보유하고 있는 기업에의 자본참여 또는 M&A를 모색하게 되었다.

셋째로 과거의 M&A는 사실상 부실기업의 인수라는 정도의 인식을 벗어나지 못하였으나 최근 들어 사업다각화 또는 경쟁력 강화라는 차원에서 M&A를 새롭게 인식하기 시작하였다.

넷째로 국내임금 상승 등의 요인으로 국제경쟁력이 약해진 국내기업들이 해외진출방안의 하나로 M&A를 적극 고려하게 되었다.

1990년도 이후 우리나라가 겪고 있는 경기침체, 수출부진 등으로 경영여건이 악화되자 계열사 합병을 통해 경영합리화를 꾀하는 기업이 늘고 있다. 재벌기업들의 계열사 합병이 활발한 것은 간접부문 통합을 통한 비용절감, 부실계열사의 재무구조개선, 계열사 간의 불필요한 과당경쟁지양, 합병을 통한 시너지효과 등을 꾀하기 위해서이다.

Ⅲ. 합병환경의 차이분석 및 선행연구 검토

1. 합병환경의 비교

1.1 합병 방법의 차이

우리나라의 합병은 거의 대부분 합병기업이 신주를 발행하여 합병대상기업의 주주에게 합병의 대가로 합병대상기업의 주식 1주에 대하여 일정한 비율을 지불하는 흡수합병으로 합병이 이루어지지만 미국의 경우는 이러한 흡수합병이

외에 공개적으로 합병기업의 매수의사를 나타내는 공개매수(tender offer)방법도 많이 사용된다.

1.2 지불방법의 차이

우리나라는 거의 대부분 주식으로 합병에 대한 대가를 지불하지만 미국의 경우 현금, 주식, 현금과 주식의 혼합이 지불방법으로 다양하게 사용된다.

1.3 합병매수시장의 비경쟁성

우리나라의 합병시장은 자유경쟁의 시장원리에 의하여 이루어지기 보다는 정부주도로 대기업 중심의 타율적, 비경쟁적으로 추진된다. 따라서 인수경쟁이 없으므로 대기업인 인수기업이 인수과정에서 주도권을 갖는 구매자시장(buyer's market)이 된다. 반면 미국의 경우 합병시장의 경쟁이 치열하고 따라서 판매자시장(seller's market)이 된다.

1.4 계열기업 간의 합병매수

우리나라에서는 많은 기업들이 재벌그룹에 속해 이미 계열관계를 맺고 있기 때문에 이미 기업합병의 효과를 부분적으로 얻고 있으며 실제 기업합병도 사전에 계열기업의 관계에 있는 기업 간에 많이 이루어지는 특성을 지니는 반면 미국의 경우는 당사자 기업들이 사전에 전혀 거래가 없거나 무관한 상태에서 대부분 이루어진다.

1.5 소유와 경영의 비분리성

우리나라 기업의 대부분이 주식분산이 안된 사기업 형태를 유지하고 있거나, 상장기업이라 하더라도 대주주가 경영권 유지에 필요한 지분을 충분히 확보하고 있다. 반면 미국의 경우 대부분 소유와 경영이 완전 분리되어 있고 소수의 대주주가 기업의 의사결정을 좌우할 수 없다.

1.6 합병·매수의 타율성

우리나라에서는 기업스스로의 능동적이고 자율적인 합병매수보다는 상대적으로 정부의 인수권유에 의해서 타율적으로 이루어지는 경우가 많았다. 반면 미국의 경우는 기업 스스로 여러 가지 형태의 시너지 효과, 효율성 증가를 추구하는

동기에서 비교적 자율적으로 추진되어 왔다.

1.7 재무구조 개선의 합병동기

우리나라에서의 합병은 그간의 금융정책, 부실기업대책 등에 영향받아 재무구조 개선의 동기에서 추진되는 경우가 많다는 특성을 갖는다.

2. 연구가설의 비교분석

기업합병의 성과측정에 관한 6개의 주된 논문에 대하여 연구가설을 비교분석하여 보고 이를 토대로 우리나라의 기업합병환경에 맞는 연구가설을 도출하는데 참조토록 한다.

2.1 Travlos의 연구가설

Travlos는 기업합병의 지불방법이 합병제안기업의 보통주 가격에 미치는 영향을 분석하였다. Travlos의 연구가설은 다음과 같다.

- ① 정보가 공평하지 못한(비대칭적인) 세계에서 지불방법은 시장에 가치있는 정보를 전달할 수 있다.
- ② 현금지불제안과 주식교환제안은 서로 다른 세금효과를 가지고 있다.
- ③ 현금흐름이 완전 양의 상관을 보이지 않는 두 기업의 결합은 결합된 실체의 지급불능위험을 감소시킬 수 있으므로 공동보험효과(co-insurance effect)때문에 그것의 부채조달용량(debt capacity)을 증가시킨다.

이러한 이론을 바탕으로 할 때 인수를 위한 채원조달방법으로서의 지불방법은 합병제안기업의 공시시점의 보통주 주가수익률에 영향을 미치는 것으로 파악된다. 특히 보통주 조달방법은 보통주 주가수익률에 음의 효과를 미치고 반면에 현금조달방법은 양의 효과를 갖는 것으로 예상된다.

2.2 Asquith, Bruner, Mullins의 연구가설

이들의 연구가설은 다음과 같다.

- ① 가치창조 - 인수제안기업의 주주는 합병으로부터 이득을 얻는다.
- ② 자본화효과 - 여러 건의 합병을 시도하는 기업의 경우 주주에게 미치는

영향은 초기합병에서 발견되며 불확실성이 해소됨에 따라 다음 합병에서는 감소된다.

③ 규모효과 - 관찰된 비정상수익률은 제안기업과 대상기업의 상대적 크기와 연관된다.

④ 시간효과 - 합병에 대한 시장은 시간에 따라 변할 수 있고 따라서 인수제안기업의 수익률을 변경시킨다.

2.3 Trifts의 연구가설

레버리지를 증가시키는 거래는 양의 비정상수익률을 가져오고 레버리지를 감소시키는 거래는 음의 비정상수익률을 가져온다는 사실을 중시하고 지불방법을 통제하면서 레버리지 효과를 검증하였다. 여기에는 시장이 최초공시에서 거래의 레버리지 효과를 알거나 예상할 수 있다는 가정을 필요로 한다.

2.4 Servaes의 연구가설

합병대상기업이 낮은 q비율을 갖고 합병제안기업이 높은 q비율을 가질 때 비정상수익률은 커진다. Tobin의 q와 합병이득 간의 관계가 공개매수에만 국한된 것이 아니다.

2.5 장영광의 연구가설

- ① 기업합병은 주주의 부를 극대화시키는 행위이다(가치극대화 가설).
- ② 주식취득은 가공적 확장방법에 의해서 주주에게 손실을 입히고 단지 기업 규모만을 극대화시키고자 하는 행위이다(가치극대화 가설).
- ③ 한국자본시장은 효율적이다(효율적 시장 가설)

2.6 김희석의 연구가설

- ① 합병제의기업 주주는 공시에 따른 (+)초과수익률을 얻는다.
- ② 합병대상기업 주주는 공시에 따른 (+)초과수익률을 얻는다.
- ③ 합병제의기업에 대한 합병대상기업의 규모가 상대적으로 클수록 합병제의기업의 초과수익률은 크다.
- ④ 합병제의기업에 대한 합병대상기업의 규모가 상대적으로 클수록 합병대상기업의 초과수익률은 작다.

- ⑤ 합병대상기업의 과거 경영성과가 나쁠수록 합병제외기업의 초과수익률은 작다.
- ⑥ 합병대상기업의 과거 경영성과가 나쁠수록 합병대상기업의 초과수익률은 크다.
- ⑦ 다각적 합병보다 비다각적(수평, 수직) 합병일 때 합병당사기업의 초과수익률이 더 크다.
- ⑧ 합병당사기업의 초과수익률은 강제시장에서 더 크게 나타난다.
- ⑨ 합병제외기업의 초과수익률은 동일계열군내의 합병의 경우에 더 작다.
- ⑩ 합병대상기업의 초과수익률은 동일계열군내의 합병의 경우에 더 크다.

IV. 기업합병의 성과에 영향을 미치는 요인에 대한 실증분석

1. 연구가설

본 연구에서 실증적으로 분석하고자 하는 것은 기업합병의 공시가 합병제외기업의 추가수익률에 비정상수익률을 가져다주는가 하는 것과 합병 공시전일과 공시일 2일간의 누적비정상수익률에 영향을 미치는 요인이 어떠한 것인가를 밝혀내는 것이다.

선정된 영향요인 변수를 토대로 본 연구에서는 다음과 같은 연구가설을 설정하고 이것을 검증토록 한다.

- 가설 1. 가치창조 - 인수제외기업의 주주는 합병으로부터 이득을 얻는다.
- 가설 2. 규모효과 - 합병제외기업의 비정상수익률은 제외기업과 합병대상기업의 상대적 크기와 연관이 있다.
- 가설 3. 인수유형 - 다각화 합병의 경우와 수직이나 수평합병의 경우에 합병제외기업의 비정상수익률은 차이가 있다.
- 가설 4. 계열여부 - 합병제외기업과 대상기업이 계열관계에 있으면 합병제외기업의 비정상수익률은 이것의 영향을 받는다.
- 가설 5. 상장여부 - 합병대상기업의 상장여부는 합병제외기업의 비정상수익률에

영향을 준다.

가설 6. 시간효과 - 합병에 대한 시장은 시간에 따라 변하고 따라서 합병발생년도에 따라 제안기업의 수익률은 영향을 받는다.

가설 7. 합병비율 - 합병대상기업의 1주에 대하여 지불되는 합병제안기업의 주식의수인 합병비율은 제안기업의 수익률에 영향을 준다.

가설 8. 부채비율 - 합병대상기업 또는 합병제안기업의 부채비율은 합병제안기업의 수익률에 영향을 준다.

2. 자료와 방법론

2.1 자료

본 연구의 자료는 1980년도부터 1992년 8월말까지 우리나라에서 이루어진 모든 합병사례 중에서 주가분석을 위하여 합병제안기업이 상장회사인 기업을 전부 대상으로 한다.

합병기업에 대하여 합병고시일을 기준으로 -135일부터 +15일까지의 151일간의 주가(증자가 감안된 수정주가)를 얻고 이것과 동일한 날짜에 해당되는 수정종합주가를 아울러 얻었다. 총 113개의 자료 중에서 실제로 분석에 포함된 자료는 97개이다.

2.2 방법론

합병기업의 공시일 전 -135일부터 공시일 후 15일까지의 151일의 주가와 이것에 대응되는 종합주가지수를 얻는다. 이것으로 다음 식에 의해 합병기업의 주가수익률과 종합주가지수의 주가수익률을 구한다.

$$R_{it} = \frac{P_{i,t+1} - P_{i,t}}{P_{i,t}} \quad (1)$$

$$R_{mt} = \frac{P_{m,t+1} - P_{m,t}}{P_{m,t}} \quad (2)$$

시장효율성의 실증적 검증에 이용되는 모형에는 3가지가 있다.³⁾ 이러한 모형은 증권 i의 수익률을 추정하기 위한 식의 모수를 추정하기 위한 것이다.

먼저 시장모형(the market model)은 가장 단순한 모형으로서 증권 i 의 수익률이 시장포트폴리오의 수익률과 선형관계를 갖는다고 가정한다. 시장모형은 다음 식과 같다.

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + \epsilon_{it}$$

시장모형을 입증할 수 있는 이론은 없다. 시장모형에서는 기울기와 절편이 이용가능한 자료에 적합한 기간에서 일정하다고 가정한다.

두 번째 모형은 자본자산 가격결정 모형(CAPM)이다. 자본자산가격결정모형에서는 절편항이 시간의 경과에 따라 변화하는 무위험수익률이나 최소분산제조-베타 포트폴리오의 기대수익률과 동일할 것을 요구한다. 자본자산가격결정모형은 다음과 같다.

$$R_{it} = R_{ft} + [R_{mt} - R_{ft}] \cdot \beta_{it} + \epsilon_{it}$$

마지막 모형은 경험적 증권시장선(the empirical market line)으로 다음과 같다.

$$R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_{it} + \epsilon_{it}$$

비록 CAPM과 관련이 있기는 하지만 경험적 증권시장선에서는 절편항이 무위험수익률과 동일할 것을 요구하지 않는다. 절편항 γ_{0t} 와 기울기 γ_{1t} 는 각 기간에서 횡단면적 수익률 자료로 부터 얻어진 최선의 선형추정치이다. 그 밖에도 경험적 증권시장선에서는 어떠한 모수도 시간의 경과와 관계없이 일정하다고 가정하지 않는 장점을 가지고 있다.

위의 3가지 모형은 모두 잔차항 ϵ_{it} 를 위험조정 후 비정상성과로 해석한다. CAPM과 경험적 증권시장선은 Roll의 비판에 지배를 받는 반면 시장모형은 Roll의 비판에 지배받지 않는다.

따라서 본 연구에서는 시장모형을 분석모형으로 선정하였다.

3) Copeland, T. and J. Weston, Financial Theory and Corporate Policy, ADDISON-WESLEY, 1988 참조.

아래 식 (3)과 같은 시장모형에 의해 최소자승법으로 $t=-135$ 일에서 $t=-16$ 일까지의 120일간의 주가수익률을 적용하여 a_i 와 b_i 를 추정한다.

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

위 식에서

R_{it} = 합병기업 i 의 t 일에서의 일별주가수익률

R_{mt} = 시장포트폴리오(종합주가지수)의 일별수익률

a_i, b_i = 시장모형의 모수, 이것은 공시 전 135일부터 시작하여 120일간의 주가수익률 자료를 사용하여 추정된다.

ϵ_{it} = 잔차

시장모형의 모수는 공시 전 135일부터 시작하여 120일간의 주가수익률 자료를 사용하여 추정되었는데 이것은 Travlos의 연구, Trifts의 연구와 같은 방법이다. Servaes의 연구에서는 200일간의 자료를 사용하여 추정하였고 김희석도 200일간의 자료를 사용하여 추정하였다. 장영광은 공시 전 48개월 전에서 12개월 전까지 모두 36개월의 기간에 걸쳐 월평균주가를 사용하여 모수를 추정하였다.

실증분석에서 비정상수익률을 산정하기 위하여 사용되는 모형으로는 다음을 들 수 있다.

- ① mean-adjusted returns model : $AR_{i,t} = R_{i,t} - \bar{R}_j$
- ② market-adjusted returns model : $AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t}$
- ③ market and risk-adjusted model(market model) :

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{a}_i + \hat{b}_i R_{m,t})$$

위의 모형 중에서 Brown과 Warner(1980, 1985)는 시장모형이 가장 검정력이 우수하다고 제시하였다.⁴⁾

본 연구에서는 가장 검정력이 우수한 시장모형을 비정상수익률을 산출하는 모형으로서 사용하였다.

식 (3)에서 추정한 a_i 와 b_i 를 이용하여 N 개 기업의 표본에 있어서 t 일의 일별

4) Brown, S.J., and J.B. Warner, "Measuring Security Price Performance," *Journal of Financial Economics*, 1980, pp.205~258.

_____, "Using Daily Stock Returns:The Case of Event Studies," *Journal of Financial Economics*, 1985, pp.3~31.

평균 비정상수익률(daily average abnormal return : AR)은 다음 식에 의해 계산된다.

$$AR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [R_{it} - \hat{a}_i - \hat{b}_i R_{mt}] \tag{4}$$

t = -15, \dots, 0, \dots, +15

위 식에서
 N = 합병기업의 표본수
 R_{it} = 합병기업 i의 t일에서의 주가 수익률
 R_{mt} = t일의 종합주가지수의 주가수익률
 \hat{a}_i, \hat{b}_i = (3)식에서 추정된 시장모형의 모수

평균누적비정상수익률(average cumulative abnormal returns : CAR_{T₁,T₂})은 AR_t를 다양한 기간에 걸쳐 더함으로써 산출된다.

$$CAR = \sum_{t=T_1}^{T_2} AR_t$$

AR_t와 CAR_{T₁,T₂}의 기대값은 비정상 성과가 없다면 0이다.

AR_t와 CAR_{T₁,T₂}의 시험통계량(test statistics)은 평균표준 비정상수익률(average standardized abnormal return : ASAR_t)과 평균표준누적 비정상수익률(average standardized cumulative abnormal return : ASCAR_{T₁,T₂})이다.

$$ASAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{R_{it} - \hat{a}_i - \hat{b}_i R_{mt}}{S_{it}} \tag{5}$$

$$ASCAR_{T_1, T_2} = \sum_{t=T_1}^{T_2} ASAR_t \tag{6}$$

위 식에서 S_{it}는 합병기업 i의 예측분산의 평방근이고 다음 식으로 산출된다.

$$S_{it} = \left[S_i^2 \left[1 + \frac{1}{L} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{k=1}^L (R_{mk} - \bar{R}_m)^2} \right] \right]^{1/2} \quad (7)$$

위 식에서

S_i^2 = 시장모형 회귀식에서 주식 i 의 잔차(i)의 분산(residual variance)

L = 추정기간 동안의 관찰횟수(120)

R_{mk} = 추정기간의 k 번째 일에 대한 시장포트폴리오의 수익률

R_{mt} = t 일의 시장포트폴리오의 수익률

\bar{R}_m = 추정기간 동안의 시장포트폴리오의 평균수익률

개별 비정상수익률이 정규분포를 따르고 $AR_{i,t}$ 와 $AR_{j,t}$ ($i \neq j$)가 상호 독립적이라고 가정하면 통계량 Z_t 와 Z_{T_1, T_2} 는 단위 정규분포를 따르고(Dodd와 Warner의 연구) 평균표준 비정상수익률과 평균누적 표준비정상수익률이 0이라는 가설을 검증하기 위하여 사용된다.

$$Z_t = \sqrt{N} \times ASAR_t \quad (8)$$

위 식에서

N = 합병기업의 표본수

Z_t = 단위정규분포(unit normal distribution)을 따른다.

$$Z_{T_1, T_2} = \frac{\sqrt{N}}{\sqrt{T_2 - T_1 + 1}} \sum_{t=T_1}^{T_2} ASAR_t \quad (9)$$

위 식에서

Z_{T_1, T_2} = 단위정규분포(unit normal distribution)을 따른다.

두 개의 집단에 대한 평균표준 비정상수익률 사이의 차이의 유의성을 검증하기 위한 변량은 다음과 같다.

$$Z = \frac{ASAR_1 - ASAR_2}{\sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}} \quad (10)$$

위 식에서

$ASAR_1, ASAR_2$ = 각 각 집단 1과 2의 평균표준 비정상수익률

N_1, N_2 = 각 각 두 집단의 주식수

Z = 단위정규분포를 따른다.

3. 실증분석

3.1 현황분석

자료를 계열여부와 상장 여부에 의하여 분류하면 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 계열 및 상장여부에 의한 분류

구분	계열	비계열	계
비상장	66	11	77
상장	12	5	17
계	78	16	94

3.2 비정상수익률

자료 중에서 분석이 가능한 것은 97개의 합병기업이고 이 중 10개는 동시합병에 의한 중복자료이므로 실질적으로 비정상수익률의 산정에 사용된 합병기업의 수는 87개이다.

<표 2>는 공시일($t=0$)기준 -10일에서 +10일까지의 87개의 합병제안 기업에 대한 일별 비정상수익률을 산출한 것이다. 이 표의 첫 번째 열은 공시일($t=0$)을 기준으로 한 날짜를 나타낸다. 두 번째 열은 포트폴리오의 일별 비정상수익률(AR)을 나타내고 세 번째 열은 각 AR을 표준화한 Z통계량을 나타낸다. 네 번째 열은 누적 포트폴리오 비정상수익률(CAR)을 나타낸다.

이 표를 보면 공시일전 7일($t=-7$)에 양의 AR이 나타나고 -5일과 -4일, -2일에서 공시일($t=0$)까지 양의 AR이 나타나 합병의 공시는 공시시점에서 합병제안 기업의 주주에게 양의 초과수익률을 가져다주는 것으로 나타났다. 대체로 합병 공시시점 일주일 전부터 양의 초과수익률이 나타나 합병의 정보가 공시시점 약 1주일 전에 일반투자자에게 알려지는 가능성이 존재한다. 그러나 Z_t 값에서 유의적인 자료는 없으므로 이들 초과수익률은 통계적으로 유의적이지는 않다.

<표 2> 우리나라 합병제안기업의 일별평균 비정상수익률

거래일	AR(%)	Z _i	CAR(%)
-10	-0.26	-0.09	-0.26
-9	-0.24	-0.10	-0.50
-8	-0.39	-0.13	-0.89
-7	0.68	0.12	-0.22
-6	-0.11	-0.06	-0.32
-5	0.03	0.01	-0.29
-4	0.33	0.09	0.04
-3	-0.12	0.02	-0.08
-2	0.26	0.10	0.18
-1	0.32	0.07	0.50
0	0.61	0.19	1.12
1	-0.06	0.15	1.05
2	-0.57	-0.36	0.48
3	-0.07	-0.03	0.42
4	-0.04	0.05	0.38
5	0.41	0.30	0.79
6	-0.25	-0.11	0.54
7	0.04	0.02	0.58
8	0.10	0.11	0.68
9	-0.29	-0.12	0.39
10	0.21	0.09	0.60

이러한 분석결과는 미국의 일부 연구에서도 나타난 바 있으며⁵⁾ Travlos⁶⁾가 지불방법을 주식과 현금으로 구분했을 때 지불방법이 주식인 경우 음의 비정상 수익률을 얻었고 통계적으로 유의적이었다. 한편 지불방법이 현금인 경우에는 양의 비정상수익률을 얻었고 통계적으로는 유의적이지 않았다.

우리나라의 자료가 지불방법이 거의 전부가 주식인 경우를 감안하면 본 연구의 결과와 미국의 자료에 대한 Travlos의 결과는 서로 상충적이다.

5) Asquith의 연구, Eckbo의 연구, Dennis와 McConnell의 연구, Amihund, Dodd, Weinstein의 연구에서 비유리적인 양의 비정상수익률이 얻어졌다.

6) III의 2. 참조

이에 대한 해석은 다음과 같이 내릴 수 있다. 외국에서의 M&A는 당사자 기업들이 사전에 전혀 거래가 없거나 무관한 상태에서 대부분 이루어지나, 우리나라에서의 M&A는 사전에 계열기업의 관계에 있는 기업 간에 많이 이루어지는 특성을 지닌다. 우리나라의 1980년에서 1992년도 10월까지의 상장기업에 의한 기업합병 사례 중 83.0%인 78건이 계열기업 간의 합병이었다.⁷⁾

이같은 특성이 형성된 원인은 우리 경제의 재벌그룹 중심의 경제력집중현상 및 소유와 경영이 분리되지 못한 한국기업의 지배구조에 있다고 할 수 있다. 이같은 상황하에서는 자회사가 경영부실에 직면했을 때 기업합병을 통하여 이를 구제 지원하거나, 그룹차원의 조직재정비, 재무구조개선 등이 용이해진다. 비계열회사와의 공개적 합병·매수 방법보다는 계열회사내의 폐쇄적인 방법이 그 절차가 간결하고 불확실성이 적다는 장점이 있게 된다.

그러나 M&A가 계열회사 간에 폐쇄적으로 이루어지게 되면 일방적으로 편의위주로 이루어짐으로써 합병대상기업을 비계열회사에 까지 확대할 경우보다도 자원이용의 효율성을 더욱 높일 수 있는 가능성을 포기하게 되는 결과를 초래한다. 또한 소유집중이 높은 가운데서 추진되는 M&A는 효율성 동기 등 합리적 기준보다는 소유경영자의 사적 동기 등 비합리적 기준에 의해서 추진될 수 있는 여지가 많게 되는 결과로 자원의 효율적 배분기구로서의 기능을 다하지 못하는 한계점이 있게 된다.

서구에서의 M&A는 기업 스스로 여러 가지 형태의 시너지효과, 효율성증가를 추구하는 동기에서 비교적 자율적으로 추진되어 왔다. 그러나 우리나라에서는 기업 스스로의 능동적이고 자율적인 합병 매수 보다는 상대적으로 정부의 인수권유에 의해서 타율적으로 이루어지는 경우가 많았다. 기업합병과 관련된 자산거래시장, 자본시장, 금융시장 부문에서도 정부는 정부주도형의 경제체제를 운용하면서 다각적으로 그리고 뿌리 깊게 개입하여 온 것이다.

우리나라에서의 M&A는 자유경쟁의 시장원리에 의해서 이루어지기보다는 정부주도로 대기업 중심의 타율적으로 그리고 주로 계열회사 간에 이루어지는 등 비경쟁적으로 추진되는 면이 높다는 특성을 지닌다.

3.3 회귀분석

합병제안이 합병제안기업의 주주에 미치는 영향에 대한 추가적인 통찰을 얻

7) <표 2> 참조.

기 위하여 다음과 같은 회귀분석을 하였다.

$$ASCAR_{(-1,0)i} = a_0 + a_1RATIO + a_2IN + a_3LIST + a_4YEAR + a_5EX + a_6X1 + a_7X2 + a_8TYPE + e_i \quad (11)$$

위 식에서

ASCAR_{(-1,0)i} = 합병제안기업 i의 2일(t=-1과 t=0) 간의 평균표준 누적비정상수익률

RATIO = 합병대상기업의 합병제안기업에 대한 상대적 크기(피합병사자산총계/합병사자산총계)

IN = 합병대상기업의 합병제안기업에 대한 계열여부를 알려주는 더미변수(계열:1 ; 비계열:0)

LIST = 합병대상기업의 상장여부(상장 : 1 ; 비상장 : 0)

YEAR = 시간에 대한 더미변수(1986년 1월 1일 이전 : 0 ; 1986년 1월 1일 이후 : 1)

EX = 합병대상기업 주식 1주에 대한 합병제안기업 주식의 수인 합병비율을 나타내는 더미변수(1:1이상 이면 0 ; 1:1미만이면 1)

X1 = 합병대상기업의 부채비율(합병대상기업의 부채/합병대상기업의 자기자본총계)

X2 = 합병제안기업의 부채비율(합병제안기업의 부채/합병제안기업의 자기자본총계)

TYPE = 합병형태를 나타내는 더미변수(관련<수직,수평>합병:0, 비관련합병<다각화>합병 : 1)

독립변수들 간의 다중공선성(multicollinearity)을 살펴보기 위하여 상관분석을 한 결과는 다음 <표 3>과 같다. 이 결과에서 보는 바와 같이 독립변수들 간의 상관성은 변수 IN과 RATIO의 상관계수가 -0.2734, 변수 IN과 LIST가 -0.2953, 변수 YEAR와 EX가 -0.2647로 나타나 비교적 타 변수들보다 상관성이 있는 것으로 나타났으나 상관관계가 미약하여 다중공선성은 일어나지 않는 것으로 판단된다.

<표 3> 독립변수들 간의 상관분석

Corr	RATIO	IN	LIST	YEAR	EX	X1	X2	TYPE
RATIO	1.0000	-.2734*	.1948	.1693	-.1102	.0943	-.2055	.0798
IN		1.0000	-.2953*	-.0838	.1784	.0416	-.0157	.1381
LIST			1.0000	.1017	-.0577	.0171	-.0137	.0016
YEAR				1.0000	-.2647*	.1145	.1056	.1236
EX					1.0000	.1269	-.0379	-.1686
X1						1.0000	-.0661	-.1253
X2							1.0000	.0425
TYPE								1.0000

주) N of cases: 78 1-tailed Signif: * - .01 ** - .001

식 (11)에서 모든 독립변수를 종속변수인 ASCAR_{(-1,0)i}에 회귀시키기 전에 각각의 독립변수를 개별적으로 종속변수에 회귀시킨 결과는 다음 <표 4>이다.

<표 4> 개별변수를 독립변수로 한 회귀식의 추정결과

독립 변수	회귀식의 추정결과					
R A T I O	$ASCAR_{(-1,0)i} = 0.03835 - 8.84678E-03 \text{ RATIO}$ R Square(%) 0.065 F = .05046 Signif F = .8229					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	-8.84678E-03 .03835	.03938 .02860	-.02559	-.225 1.341	.8229 .1840
I N	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.04299 + 0.07232 \text{ I}$ R Square(%) 1.887 F = 1.76967 Signif F = .1867					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	.07232 -.04299	.05436 .04952	.13738	1.330 -.868	.1867 .3876
L I S T	$ASCAR_{(-1,0)i} = 7.149351E-03 + 0.05456 \text{ LIST}$ R Square(%) 1.127 F = 1.04820 Signif F = .3086					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	.05456 7.149351E-03	.05329 .02266	.10614	1.024 .315	.3086 .7531
Y E A R	$ASCAR_{(-1,0)i} = 0.04629 - 0.03987 \text{ YEAR}$ R Square(%) 0.983 F = .94359 Signif F = .3338					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	-.03987 .04629	.04104 .03174	-.09917	-.971 1.459	.3338 .1480
E X	$ASCAR_{(-1,0)i} = 0.03613 - 0.03845 \text{ EX}$ R Square(%) 0.875 F = .82051 Signif F = .3674					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	-.03845 .03613	.04245 .02577	-.09352	-.906 1.402	.3674 .1642
X1	$ASCAR_{(-1,0)i} = 0.03061 + 6.960013E-04 \text{ X1}$ R Square(%) 0.203 F = .15482 Signif F = .6951					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	6.960013E-04 .03061	1.76885E-03 .02605	.04509	.393 1.175	.6951 .2436

		$ASCAR_{(-1,0)i} = 0.01151 + 2.576225E-03 X2$ R Square(%) 1.776 F = 1.51884 Signif F = .2212				
		B	SE B	Beta	T	Sig T
X2	(Constant)	2.576225E-03 .01151	2.09039E-03 .02410	.13327	1.232 .478	.2212 .6342
		$ASCAR_{(-1,0)i} = 0.01279 + 0.02343 TYPE$ R Square(%) 0.342 F = .32631 Signif F = .5692				
		B	SE B	Beta	T	Sig T
T Y P E	(Constant)	.02343 .01279	.04101 .02634	.05851	.571 .486	.5692 .6283

위의 분석결과 어떠한 독립변수도 5%의 유의수준에서 유의성을 갖는 변수는 없었다. 이것은 회귀분석에서 가설로 설정된 어떠한 변수도 유의적으로(유의수준 5% 이내에서) 합병공시시점의 비정상수익률을 설명해 주지 못한다는 것을 의미한다.

본 연구에서는 유의수준 10%이내에서도 유의적인 변수가 나타나지 않았고 계열여부의 더미변수만이 유의수준 20% 내에서 유의적인 것으로 나타났다. 이것은 본 연구에서 설정된 가설들(혹은 변수들)이 합병공시시점의 합병제안기업의 비정상수익률을 설명하는데 있어 그 설명력이 약하다는 것을 의미한다.

이와 같이 본 연구에 있어서 설정된 변수들이 설명력이 약한 이유는 다음과 같이 추론해 볼 수 있다. 우리나라의 경우 합병에 관한 정보가 공시시점 이전에 사전에 누출되었을 가능성이 있다. 이것은 우리나라의 상장기업 합병의 80% 이상이 계열기업간의 합병이므로 합병에 관한 정보는 공시시점보다 훨씬 이전에 누출될 가능성이 크다. 특히 우리나라 기업은 소유와 경영이 분리되어 있지 않으므로 이러한 정보는 곧바로 공시시점 훨씬 이전에 주가에 반영되어 비정상수익률로 나타날 것이다. 따라서 본 연구에서 공시시점에 나타나는 반응은 내부정보와 차단된 일반 주주들이 나타내는 반응이라고 생각된다. 즉 전체 반응 중에서 상당부분이 공시시점 이전에 주가에 비정상수익률로 반영되고 나머지 부분만 공시시점에 반영되기 때문에 그 반응은 미약하게 나타나게 되고 결국 통계적인 유의성도 낮게 된 것이라고 추론할 수 있다. 이러한 추론은 앞에서 분석한 공시시점의 비정상수익률 분석에도 마찬가지로 적용된다고 볼 수 있다. 이러한 측면

에서 우리나라는 미국의 경우보다 대주주 소유경영자의 내부자 정보악용의 불공정행위가 일어날 소지가 크고 따라서 소액주주의 이익이 침해될 소지가 크다.⁸⁾

만일 우리나라에서 통계적으로 유의적인 자료를 얻기 위하여는 개별 합병제안회사마다 정보가 누출된 시점을 조사하여 비정상수익률을 측정한 후 이것과 합병공시시점의 비정상수익률을 합하면 가능할 것으로 생각된다.

회귀분석에서 종속변수로 사용된 누적비정상수익률의 측정방법을 연구사례별로 보면 Travlos(1987)는 제안기업의 공시 전 -1일과 0일 2일간의 ASCAR을 측정하여 사용하였다. Asquith, Bruner, Mullins(1983)는 제안기업의 공시 전 21일간의 CER을 측정하였다. Trifts는 제안기업의 공시 전 -1일과 0일 2일간의 ASCAR을 측정하여 사용하였다. Servaes(1991)는 합병공시일로부터 합병완료일까지의 누적 비정상수익률 CAR⁹⁾을 측정하여 사용하였다.

장영광은 공시시점 -11개월 전부터 공시시점까지의 12개월간의 CER을 측정하여 사용하였다. 김희석은 공시 전 -30일전부터 0일까지의 30일간의 CER을 측정하여 사용하였다.

공시시점 전 30일간의 김희석의 연구에서 비교적 유의적인 결과가 나왔고 공시시점 전 12개월간의 장영광의 연구에서는 김희석의 경우보다 유의적이지 못한 결과가 나왔으며 공시시점 전 2일간의 본 연구에서도 유의적이지 못한 결과가 나오는 것을 액면 그대로 해석하면 우리나라의 합병의 경우 공시시점 전 12개월 이내 특히 30일전 시점 무렵에 정보가 유출되어 주가에 반영된다고 추론할 수 있다.

이러한 의미에서 최근의 미국의 연구에서처럼 공시시점 전 2일간의 누적 비정상수익률을 종속변수로 이용한 본 연구는 나름대로의 의미를 가지고 있다고 판단된다.

식 (11)에서 모든 독립변수를 사용하여 다중회귀분석을 한 결과는 다음 <표 5>와 같다.

8) 장영광, 한국 M&A의 특성과 과제, 상장협, 1991년 추계호 참조.

9) CER과 같은 의미임.

<표 5> 모든 독립변수를 사용한 다중회귀분석결과

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
TYPE	8.962502E-03	.05090	.02140	.176	.8607
LIST	.06471	.06098	.12970	1.061	.2923
X2	2.728708E-03	2.26684E-03	.14448	1.204	.2328
X1	1.151517E-03	1.85052E-03	.07460	.622	.5358
EX	-.05390	.05390	-.12450	-1.000	.3208
RATIO	.01188	.04413	.03430	.269	.7885
YEAR	-.05596	.05149	-.13513	-1.087	.2809
IN	.13222	.08318	.20509	1.590	.1165
(Constant)	-.07646	.09081		-.842	.4027
R Square(%)	7.833				
F =	.73303	Signif F = .6620			

자료를 $ASCAR_{(-1,0)}$ 이 양(+)인 기업과 음(-)인 기업으로 구분한 후 전체 자료에 대하여 수행한 것과 같은 방법으로 회귀분석을 하였다.

$ASCAR_{(-1,0)}$ 이 양(+)인 기업에 대한 회귀분석을 한 결과 10% 이내의 유의수준에서 유의성을 갖는 변수는 나타나지 않았다.¹⁰⁾

한편 $ASCAR_{(-1,0)}$ 이 음(-)인 기업에 대한 회귀분석을 한 결과 <표IV-6>에서 보는 바와 같이 변수 LIST의 Signif F값이 0.0126으로 나타나 5%유의수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 그 다음으로 TYPE변수가 Signif F값이 0.1693으로 나타나 두 번째로 유의성이 높은 것으로 나타났다. 그 다음은 IN변수로서 Signif F값이 0.2800으로 나타났다. RATIO변수는 Signif F값이 0.3519로 나타났다. YEAR변수, EX변수, X1변수, X2변수는 Signif F값이 0.5보다 커서 거의 설명력이 없는 변수인 것으로 나타났다.

상대적으로 설명력이 있는 변수의 부호를 보면 LIST변수는 계수가 -0.15745로서 합병대상기업이 상장기업인 경우 합병제한기업의 주주에게 음(-)의 비정상 수익률을 가져다주는 것으로 나타나 전체 자료를 대상으로 한 분석결과와는 반대의 결과가 나타났다.

10) 변수 LIST는 Signif F가 0.1410으로 가장 유의성이 높았고 그 다음은 변수 TYPE로서 Signif F는 0.1743으로 나타났다.

<표 6> 개별변수를 독립변수로 한 회귀식의 추정결과
($ASCAR_{(-1,0)i}$ 이 음(-)인 경우)

독립 변수	회귀식의 추정결과					
R A T I O	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.11430 - 0.04097 \text{ RATIO}$ R Square(%) 3.101 F = .89608 Signif F = .3519					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	-.04097 -.11430	.04328 .03104	-.17610	-.947 -3.682	.3519 .0010
I N	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.16219 + 0.05337 \text{ IN}$ R Square(%) 2.840 F = 1.19843 Signif F = .2800					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	.05337 -.16219	.04875 .04271	.16852	1.095 -3.798	.2800 .0005
L I S T	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.10293 - 0.15745 \text{ LIST}$ R Square(%) 14.234 F = 6.80464 Signif F = .0126					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	-.15745 -.10293	.06036 .02058	-.37728	-2.609 -5.001	.0126 .0000
Y E A R	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.13564 + 0.02065 \text{ YEAR}$ R Square(%) 0.502 F = .20699 Signif F = .6515					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	.02065 -.13564	.04538 .03790	.07087	.455 -3.579	.6515 .0009
E X	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.12544 - 7.054920E-03 \text{ EX}$ R Square(%) 0.067 F = .02700 Signif F = .8703					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	7.054920E-03 -.12544	.04294 .02888	.02597	.164 -4.334	.8703 .0001
X1	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.12014 - 1.75226E-03 \text{ X1}$ R Square(%) 1.599 F = .45489 Signif F = .5056					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
	(Constant)	-1.75226E-03 -.12014	2.59802E-03 .03008	-.12644	-.674 -3.994	.5056 .0004

X2	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.13492 + 1.771836E-03 X2$ R Square(%) 0.798 F = .27356 Signif F = .6043					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
(Constant)	1.771836E-03 -0.13492	3.38764E-03 .02815	.13327	1.232 -4.793	.6043 .0000	
TYPE	$ASCAR_{(-1,0)i} = -0.14914 + 0.05713 TYPE$ R Square(%) 4.557 F = 1.95754 Signif F = .1693					
		B	SE B	Beta	T	Sig T
(Constant)	.05713 -0.14914	.04083 .02854	.21347	1.399 -5.226	.1693 .0000	

ASCAR_(-1,0)이 음(-)인 기업만을 대상으로 한 자료에서 독립변수들 간의 다중공선성(multicollinearity)을 살펴보기 위하여 상관분석을 한 결과는 <표 7>과 같다. LIST변수와 IN변수는 상관계수가 -0.6139로서 가장 높은 상관관계를 나타내고 있으며, IN변수와 RATIO변수도 상관계수가 -0.5456으로서 높은 상관관계를 나타내고 있다. EX변수와 YEAR변수는 상관계수가 -0.5833으로서 역시 높은 상관관계를 나타내고 있다. 따라서 이들 상관계수가 높은 변수들이 포함된 다중회귀분석에서는 다중공선성이 발생할 것이다.

<표 7> 독립변수들 간의 상관분석(ASCAR_(-1,0)이 음(-)인 경우)

Corr	RATIO	IN	LIST	YEAR	EX	X1	X2	TYPE
RATIO	1.0000	-.5456**	.3993	.3423	.0165	.0048	.0877	-.0178
IN		1.0000	-.6139**	-.3203	.3203	-.0473	.1364	.1961
LIST			1.0000	.3651	-.1826	.2303	-.1290	.0894
YEAR				1.0000	-.5833**	.2824	.3609	.2722
EX					1.0000	-.1416	-.0604	-.1361
X1						1.0000	.2473	.0645
X2							1.0000	.2149
TYPE								1.0000

주) N of cases: 30 1-tailed Signif: * - .01 ** - .001

식 (11)에서 변수들을 순차적으로 포함시켜 다중회귀분석을 한 결과는 <표 8>과 같다. 먼저 RATIO변수만 포함되었을 때 Signif F가 0.3519이지만(회귀식

(1) 여기에 IN변수가 추가로 포함되면 Signif F가 0.0259로 되어 5%유의수준에서 유의한 결과가 된다(회귀식 (2)). 이것은 앞에서 살펴본 바와 같이 RATIO변수와 IN변수의 상관관계가 높기 때문에 나타나는 현상이다.

두 변수의 각각의 유의성을 보면 IN변수의 Sig T값은 0.0118로서 5%유의수준에서 유의한 것으로 나타났으며 RATIO변수의 Sig T값은 0.5563으로서 유의성이 없는 것으로 나타났다. 따라서 IN변수와 RATIO변수는 개별적으로 보다는 이 두 변수가 함께 회귀식에 포함될 때 설명력은 크게 향상되고 이 두 변수 중 IN변수가 유의성이 높은 것으로 나타나 주요 설명변수인 것을 알 수 있다.

여기에 다시 LIST변수를 추가한 것이 회귀식 (3)이다. 회귀식 (3)의 유의성은 Signif F가 0.0461로서 5%유의수준에서 유의적인 것으로 나타났고 구성변수들 중에는 IN변수의 Sig T가 0.0774로서 가장 유의적인 변수인 것으로 나타났다. 그러나 회귀식 (3)은 회귀식(2)에 비하여 유의수준이 약간 낮아져 설명력이 상대적으로 적은 것으로 나타났다.

회귀식 (3)에 YEAR변수를 추가로 포함시킨 것이 회귀식 (4)이다. 회귀식 (4)의 유의도는 Signif F값이 0.0638이고 구성변수 중 IN변수의 Sig T는 0.0719로서 가장 유의적이다.

회귀식 (5)는 회귀식 (4)에 EX변수를 추가로 포함시킨 것이다. 이때의 Signif F값은 0.0767이고 변수 개개의 유의성을 나타내는 Sig T값은 IN변수가 0.0404로서 5%유의수준 내에서 유의적인 것으로 나타났다.

회귀식 (6)은 회귀식 (5)에 X1변수가 추가된 것으로서 Signif F값은 0.1185이고 변수들 중 5%유의수준에서 유의적인 변수는 IN변수로서 Sig T값은 0.0395이다.

회귀식 (7)은 회귀식 (6)에 X2변수가 추가된 것으로서 Signif F값은 0.1788이고 변수들 중 5%유의수준에서 유의적인 변수는 IN변수로서 Sig T값은 0.0401이다.

회귀식 (8)은 회귀식 (7)에 TYPE변수가 추가로 포함된 것으로서 회귀식 (8)의 유의성을 나타내는 Signif F값은 0.2470으로 나타났고 개별변수의 유의성을 나타내는 Sig T값은 IN변수가 가장 유의적이어서 0.0821을 나타내고 있다.

8개의 회귀식 중에서 회귀식 (2)가 가장 유의적이었고 변수들을 보면 IN변수가 대체로 5%의 유의수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 결론적으로 $ASCAR_{(-1,0)}$ 이 음(-)인 경우의 자료만을 대상으로 할 때 IN변수는 상관관계가 높은 RATIO변수나 LIST변수와 결합할 때 종속변수인 $ASCAR_{(-1,0)}$ 을 설명해주는 유의적인 변수가 되며 이때의 회귀식도 유의적이 된다. 즉 합병대상기업이

계열기업이면 합병제한기업의 비정상수익률은 유의적으로 증가한다. 이러한 결과는 전체자료를 대상으로 한 경우와 일치한다.

<표 8> 독립변수를 순차적으로 포함시킨 경우의 다중회귀분석결과
($ASCAR_{(-1,0)i}$ 이 음(-)인 경우)

$$ASCAR_{(-1,0)i} = a_0 + a_1RATIO_i + a_2IN_i + a_3LIST_i + a_4YEAR_i + a_5EX_i + a_6X1_i + a_7X2_i + a_8TYPE_i + e_i$$

구분	a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅
회귀 1	-0.11430 (-3.682)	-0.04097 (-3.682)	-	-	-	-
회귀 2	-0.33923 (-3.860)**	0.02780 (0.596)	0.23154 (2.701)*	-	-	-
회귀 3	-0.28733 (-2.735)*	0.03196 (0.679)	0.18457 (1.839)	-0.07597 (-0.908)	-	-
회귀 4	-0.31824 (-2.912)**	0.02242 (0.468)	0.18864 (1.880)	-0.09436 (-1.103)	0.05635 (1.021)	-
회귀 5	-0.31092 (-2.851)**	-0.07894 (-0.914)	0.23637 (2.167)*	-0.07894 (-0.914)	7.360E-03 (0.104)	-0.07640 (-1.094)
회귀 6	-0.31530 (-2.848)**	0.04347 (0.808)	0.24198 (2.183)*	-0.06771 (-0.758)	0.01738 (0.236)	-0.07490 (-1.058)
회귀 7	-0.32250 (-2.838)**	0.04549 (0.829)	0.24723 (2.182)*	-0.07880 (-0.840)	0.03261 (0.400)	-0.06972 (-0.957)
회귀 8	-0.31262 (-2.671)*	0.04425 (0.792)	0.22448 (1.826)	-0.09182 (-0.932)	0.02598 (0.310)	-0.06586 (-0.885)

$$ASCAR_{(-1,0)i} = a_0 + a_1RATIO_i + a_2IN_i + a_3LIST_i + a_4YEAR_i + a_5EX_i + a_6X1_i + a_7X2_i + a_8TYPE_i + e_i$$

구분	a ₆	a ₇	a ₈	R ² (%)	F	F의 유의도
회귀 1	-	-	-	3.101	0.89608	0.3519
회귀 2	-	-	-	23.715	4.16973	0.0259
회귀 3	-	-	-	26.059	3.05436	0.0461
회귀 4	-	-	-	29.018	2.55507	0.0638
회귀 5	-	-	-	32.392	2.29974	0.0767
회귀 6	-1.57E-03 (-0.619)	-	-	33.500	1.93104	0.1185
회귀 7	-1.30E-03 (-0.494)	-1.87E-03 (-0.475)	-	34.174	1.63161	0.1788
회귀 8	-1.16E-03 (-0.433)	-2.12E-03 (-0.525)	0.03072 (0.531)	35.045	1.41627	0.2470

주) *는 유의수준이 0.05, **는 유의수준이 0.01

V. 결 론

미국에서의 최근의 연구에 의하면 합병공시시점의 주가수익률은 지불방법, 상대적 규모, 레버리지 효과, Tobin's q, 합병희망기업의 수, 합병시점, 합병에 대한 합병대상기업 경영자의 반응(우호적 혹은 적대적)에 따라서 그 비정상수익률에 있어서 큰 차이를 나타내는 것으로 알려져 왔다.

본 연구에서는 합병제안기업의 주주는 합병으로부터 이득을 얻는다는 가설과 합병공시시점의 주가수익률은 규모효과, 계열여부, 상장여부, 시간효과, 합병비율, 합병형태, 합병제안기업과 합병대상기업의 부채비율에 따라서 그 비정상수익률에 있어서 차이를 나타낸다는 가설을 설정하였다.

1980년도부터 1992년도 8월말까지 우리나라에서 이루어진 모든 합병사태 중에서 합병제안기업이 상장회사인 기업을 분석의 대상으로 하였다.

분석대상기업에 대하여 일별 평균비정상수익률(AR)을 산출하여 분석한 결과 합병의 공시는 공시시점에서 합병제안기업의 주주에게 양의 초과수익률을 가져다주는 것으로 나타났다. 대체로 합병공시시점 일주일 전부터 양의 초과수익률이 나타나 합병의 정보가 공시시점 약 1주일 전에 일반투자자에게 알려질 가능성이 존재한다. 그러나 Z_t값에서 유의적인 자료는 없으므로 이들 초과수익률은 통계적으로 유의적이지는 않다. 우리나라의 합병에서 공시시점에 양의 비정상수익률이 나타나는 이유는 우리나라의 기업합병이 미국의 경우와 달리 소유와 경영의 비분리, 타율적인 합병, 기업합병의 비경쟁성에 의한 합병시장의 구매자시장 등의 이유로 합병제안기업에게 합병이득의 대부분이 귀속되기 때문이다.

합병제안이 합병제안기업의 주주에 미치는 영향에 관한 추가적인 통찰을 얻기 위하여 다중회귀분석을 하였다. 합병제안기업의 공시시점 2일($t=-1$ 과 $t=0$)간의 평균표준 누적비정상수익률인 $ASCAR_{(-1, 0)_i}$ 를 종속변수로 하고 규모효과, 계열여부, 상장여부, 시간효과, 합병비율, 합병의 형태, 부채비율을 나타내는 변수들을 독립변수로 하여 다중회귀분석을 한 결과 계열여부, 합병제안기업의 부채비율, 시간효과, 상장여부, 합병비율 등이 통계적인 유의성은 낮지만 종속변수인 $ASCAR_{(-1, 0)_i}$ 과 상대적으로 연관성이 높은 것으로 나타났고 이들 변수가 합병공시시점의 합병제안회사의 주가수익률에 영향을 미치는 변수로 분석되었다.

계열기업간의 합병은 공시시점에서 합병제안기업에 양의 비정상수익률을 가져다주는 것으로 나타났고, 합병제안기업의 부채비율은 높을수록 양의 비정상수

익률을 가져다주는 것으로 나타났다. 합병대상기업이 상장기업인 경우에는 합병제안기업의 주주에게 양의 비정상수익률을 가져다주는 것으로 나타났다. 1988년 1월 1일 이후에 합병이 일어난 경우는 합병제안기업의 주주의 비정상수익률은 감소하는 것으로 나타났다. 합병비율이 1:1 미만이면 합병제안기업의 주주의 비정상수익률은 감소하는 것으로 나타났다.

그리고 합병의 상대적 규모, 합병형태, 합병대상기업의 부채비율은 합병공시시점의 합병제안기업의 비정상수익률에 대한 설명력이 낮은 것으로 나타났다.

본 연구에서 수행한 분석에서 통계적으로 유의성이 낮게 된 이유는 다음과 같이 추론해 볼 수 있다. 우리나라의 상장기업에 의한 합병의 80% 이상이 계열기업간의 합병이고 우리나라 기업은 소유와 경영이 분리되어 있지 않아 합병에 관한 정보가 관한 정보가 합병공시시점보다 훨씬 이전에 누출될 가능성이 크다. 따라서 공시시점에 나타나는 비정상수익률은 내부정보와 차단된 일반 주주들이 나타내는 반응에 의한 것이라는 점이다.

한편 종속변수를 $ASCAR_{(-1, 0)}$ 이 음(-)인 기업만을 대상으로 하였을 때 합병대상기업의 상장여부 변수는 개별적으로 5% 유의수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 변수들을 회귀식에 순차적으로 포함시켰을 때 계열여부변수는 상대적 크기 변수와 상장여부변수와 결합하여 5% 유의수준에서 유의적인 변수가 되며 이때의 회귀식도 5% 유의수준에서 유의적이 되었다. 즉 합병대상기업이 계열기업이면 합병제안기업의 비정상수익률은 유의적으로 증가한다. 이러한 결과는 전체자료를 대상으로 한 경우와 일치한다. 여기에서 계열여부변수는 상장여부변수 및 상대적 크기 변수와 상관관계가 높아 다중공선성(multidollinearity)이 발생함으로 개별적으로 보다는 이들 변수와 결합하였을 때 설명력이 높아지는 것으로 파악된다.

본 연구의 한계로서는 추가자료의 이용상 합병제안기업이 상장기업인 경우만을 본 연구의 대상으로 하였는데 본 연구의 분석결과를 우리나라의 전체 기업 합병에 대하여 일반화시키는데 따르는 어려움은 배제할 수 없다.

우리나라의 합병에 있어서 기업내부 정보를 사전에 입수할 수 있는 기업소유 경영자들의 반응에 의한 공시시점 이전의 비정상수익률을 정확하게 포착하기 어렵기 때문에 설명변수인 누적 비정상수익률을 어느 정도 기간 동안에 걸쳐 산출하는 것이 가장 통계적으로 유의적인 결과가 나올 것인가 하는 점에 대하여는 본 연구의 자료의 제약상 수행하지 못하였다.

ASCAR_(-1, 0)이 양(+인) 기업과 음(-인) 기업으로 구분하여 각각에 대하여 다중회귀분석을 하였을 때 양(+인) 경우는 유의적인 결과가 나타나지 않은 반면 음(-인) 경우에는 유의적인 결과가 나타났는데 이러한 현상이 나타난 원인에 대하여 설명하기 위하여는 향후 보다 많은 분석이 필요하다고 본다.

참고문헌

1. 공정거래통계자료(1991), 공정거래위원회
2. 권기범(1992), “회사의 합병 및 영업양수·양도”, 한국상장회사협의회
3. 김건우(1991), “경영분석입문”, 한국경제신문사
4. 김희석(1990), “기업합병 및 인수가 주주부에 미치는 영향”, 서울대 대학원 경영학과, 박사학위논문
5. 동서경제연구소(1990), 증권투자-이론과 실제-
6. 박정식(1989), “현대투자론”, 다산출판사
7. 윤계섭(1984), “한국증권시장분석론”, 법문사
8. 이규억·이성순(1985), “기업결합과 경제력집중”, 한국개발연구원
9. 이규억·이재형(1990), “기업집단과 경제력집중”, 한국개발연구원
10. 이석규(1989), “한국 기업합병의 동기와 성과에 관한 실증적 연구”, 연세대 대학원 경영학과, 박사학위논문
11. 이석규·송종준(1991), “한국 기업합병의 성과분석과 법제개선”, 대한상공회의소 한국경제연구센터
12. 이우택(1985), “우리나라 합병회계의 기준설정을 위한 실증적 연구”, 한양대 대학원 경영학과 회계학전공, 박사학위논문
13. 이정규·허귀진(1987), “경영분석론”, 법문사
14. 장영광(1985), “기업합병과 주식취득이 주주의 부에 미치는 영향에 관한 실증적연구”, 고려대 대학원 경영학과, 박사학위논문
15. 정용근(1986), “우리나라의 합병회계에 관한 실증적 연구 - 합병회계모형 설정을 중심으로 -”, 고려대 대학원 경영학과, 박사학위논문
16. 증권감독 조사부(1989), “기업의 합병·매수제도”
17. 한국상장회사협의회(1990), “기업합병제도의 현황과 개선방안”
18. 한신경제연구소(1991), 증권강좌-이론과 실제-
19. 村松 司敍(1973), 企業結合論, 同文館
20. 竹中 正明(1991), 會社合併の手引, 日本經濟新聞社
21. 石角 完爾(1990), “國際企業買收ハンドブック”, 東洋經濟新聞社
22. 三井物産(株)業務部 M&A·ベンチャー室 編著(1990), “戰略的M&Aの基本構造”, 相立出版
23. Asquith, P., “Merger Bids, Uncertainty and Stockholder Returns,” *Journal*

- of Financial Economics*, April 1983, 51-83.
24. Bradley, M.; A. Desai; and E.H.Kim, "The Rationale behind Interfirm Tender Offers: Information or Synergy?" *Journal of Financial Economics*, April 1983, 183-206.
 25. Brennan, M., "The Pricing of Contingent Claims in Discrete Time Models," *Journal of Finance*, March 1979, 53-68.
 26. Brown, S.J., and J.B. Warner, "Measuring Security Price Performance," *Journal of Financial Economics*, 1980, 205-258.
 27. Brudney, V., and M.A. Chirelstein, "A Restatement of Corporate Freezeouts," *Yale Law Journal*, 1978, 1354-1376.
 28. Bruner, R.F., "The Use of Excess Cash and Debt Capacity as a Motive for Merger," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1988, 199-217.
 29. Copeland, T.E., and J.F. Weston, "Financial Theory and Corporate Policy," Third Edition, Addison-Wesley Publishing Co., 1988
 30. Cox, J.; S.Ross; and M. Rubinstein, "Option Pricing: A Simplified Approach," *Journal of Financial Economics*, September 1979, 229-263.
 31. Dann, L.Y., and H. DeAngelo, "Standstill Agreements, Privately Negotiated Stock Repurchases and the Market for Corporate Control," *Journal of Financial economics*, April 1983, 275-300.
 32. Dodd, P., "Merger Proposals, Management Discretion, and Stockholder Wealth," *Journal of Financial Economics*, June 1980, 105-137.
 33. Lewellen, W.G., "A Pure Financial Rationale for the Conglomerate Merger," *Journal of Finance*, May 1971, 521-545.
 34. Lindenberg, E. and S. Ross, "Tobin's q ratio and industrial organization," *Journal of Business*, 1981, 1-32.
 35. Malatesta, P.H., "The Wealth Effect of Merger Activity and the Objective Functions of Merging Firms," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March 1986, 27-83.
 36. Mason, R.H., and M.B. Goudzwaard, "Performance of Conglomerate Firms: A Portfolio Approach," *Journal of Finance*, March 1976, 39-48.

Abstract

The Gains To Bidding Firms' Stock Returns From Merger

Kim, Yong-kap*

In Korea, corporate merger activities were activated since 1980, and nowadays(particularly since 1986) the changes in domestic and international economic circumstances have made corporate managers have strong interests in merger.

Korea and America have different business environments and it is easily conceivable that there exists many differences in motives, methods, and effects of mergers between the two countries. According to recent studies on takeover bids in America, takeover bids have information effects, tax implications, and co-insurance effects, and the form of payment(cash versus securities), the relative size of target and bidder, the leverage effect, Tobin's q , number of bidders(single versus multiple bidder), the time period (before 1968, 1968-1980, 1981 and later), and the target firm reaction (hostile versus friendly) are important determinants of the magnitude of takeover gains and their distribution between targets and bidders at the announcement of takeover bids.

This study examines the theory of takeover bids, the status quo and problems of merger in Korea, and then investigates how the announcement of merger are reflected in common stock returns of bidding firms, finally explores empirically the factors influencing abnormal returns of bidding firms' stock price.

The hypotheses of this study are as follows ; Shareholders of bidding firms benefit from mergers. And common stock returns of bidding firms at the announcement of takeover bids, shows significant differences according

* President, Logistics Management Institute

to the condition of the ratio of target size relative to bidding firm, whether the target being a member of the conglomerate to which bidding firm belongs, whether the target being a listed company, the time period(before 1986, 1986, and later), the number of bidding firm's stock in exchange for a stock of the target, whether the merger being a horizontal and vertical merger or a conglomerate merger, and the ratios of debt to equity capital of target and bidding firm.

The data analyzed in this study were drawn from public announcements of proposals to acquire a target firm by means of merger. The sample contains all bidding firms which were listed in the stock market and also engaged in successful mergers in the period 1980 through 1992 for which there are daily stock returns. A merger bid was considered successful if it resulted in a completed merger and the target firm disappeared as a separate entity. The final sample contains 113 acquiring firms.

The research hypotheses examined in this study are tested by applying an event-type methodology similar to that described in Dodd and Warner. The ordinary-least-squares coefficients of the market-model regression were estimated over the period $t=-135$ to $t=-16$ relative to the date of the proposal's initial announcement, $t=0$. Daily abnormal common stock returns were calculated for each firm i over the interval $t=-15$ to $t=+15$. A daily average abnormal return(AR) for each day t was computed. Average cumulative abnormal returns(CAR_{T_1, T_2}) were also derived by summing the AR_t 's over various intervals. The expected values of AR_t and CAR_{T_1, T_2} are zero in the absence of abnormal performance. The test statistics of AR_t and CAR_{T_1, T_2} are based on the average standardized abnormal return($ASAR_t$) and the average standardized cumulative abnormal return ($ASCAR_{T_1, T_2}$), respectively. Assuming that the individual abnormal returns are normal and independent across t and across securities, the statistics Z_t and Z_{T_1, T_2} which follow a unit-normal distribution(Dodd and Warner), are used to test the hypotheses that the average standardized abnormal returns and the average

cumulative standardized abnormal returns equal zero.

Key Words : merger, takeover bids, stockholders' reaction, stock returns, abnormal returns, average abnormal returns, average cumulative abnormal returns, average standardized cumulative abnormal returns