

한국 기업지배권 시장에서 합병이 새로운 부를 창출하는가?

정형찬* · 박경희**

〈요 약〉

본 연구는 우리나라 기업지배권 시장에서 합병이 과연 새로운 부를 창출하는가를 상장기업들 간의 합병사례를 이용하여 실증적으로 분석한다. 이를 위해, 우리나라 증권시장에서 1980년에서부터 1997년까지의 기간동안 성공적으로 이루어진 상장기업 간 합병사례 중에서 34개 합병기업 및 합병대상기업을 표본기업으로 선정하여, 공시일과 최종 합병일을 전후로 한 합병절차의 전과정에 걸쳐 발생하는 합병의 가치효과를 추정한다.

실증분석 결과, 합병기업 및 합병대상기업의 주주들은 선행연구의 결과와는 달리 합병절차의 전과정을 통해 새로운 부의 창출에 기여하지 못하는 것으로 나타났다. 합병대상기업의 경우에는 오히려 합병 공시일에서 최종 합병일까지의 중간기간 동안에 유의적인 음의 초과수익률을 얻는 것으로 나타났다. 특히, 합병대상기업의 규모가 합병기업에 비해 상대적으로 작을수록, 합병대상기업의 경영부실화가 심할수록, 공시일-합병일 중간기간에서 발견되는 합병대상기업의 주주 부의 감소가 더욱 확대된다는 것을 발견하였다. 이러한 연구 결과는, 우리나라 기업지배권 시장에서 합병기업이 株主의 부를 극대화시키는 동기에서 합병을 추진하고 있지 않다는 것을 시사해 주고 있다.

I. 서 론

본 연구는 우리나라 기업지배권 시장에서 합병이 과연 새로운 부를 창출하는가를 상장기업들 간의 합병사례를 이용하여 실증적으로 분석하고자 한다. 이를 위해, 본 연구에서는 기존의 연구에서와는 달리 연구의 범위를 합병 공시일에서의 가치효과에만 한정시키지 않고, 공시일 이후에서부터 최종 합병일까지의 중간기간(interim period) 중에

* 부경대학교 경영학부 교수

** 부경대학교 대학원 경영학과

*** 본 논문은 1999년 한국재무관리학회 춘계연구발표회에서 발표하였다. 본 논문에 대해 유익한 조언을 해주신 토론자 김주현 박사(현대경제연구원)와 유익한 논평과 오류를 지적해 주신 익명의 심사위원 및 학회 연구발표회의 토론에 참여해주신 회원 여러분들께 감사 드립니다.

발생하는 주가 변화와 합병일 이후의 장기적인 경영성과 등을 모두 포함하는 종합적인 합병의 가치효과를 측정한다. 그리고, 상장기업들 간의 합병이 갖는 가치효과가 어떠한 요인에 의해 결정되는가에 대한 연구도 함께 수행하도록 한다.

합병이 새로운 기업가치의 창출을 위한 경영전략으로 오랫동안 활발하게 이용되어 온 나라는 미국이다. 미국에서는 19세기말에 이미 철도산업을 중심으로 합병이 이루어져 왔으며, 최근에는 CitiCorp-Travlers, Daimler Benz-Chrysler, MCIWorldcom-Sprint, AHP-American Cyanamid, Disney-ABC, 합병 등으로 금융, 자동차, 정보통신, 제약업, 오락 등에서 미국의 산업 구조뿐만 아니라 세계 경제 구조를 뒤바꿀 초대형 합병이 국경을 초월하여 지속적으로 이루어지고 있다. 따라서, 합병과 관련된 학문적인 연구도 대부분 미국의 기업지배권 시장(market for corporate control)을 중심으로 이루어져 왔으며, 기존의 연구들은 합병이 과연 새로운 부를 창출하는가의 여부와 합병으로 창출된 경제적 부의 크기가 어떤 요인에 의해 결정되는가를 통계적으로 검정하는 것을 주요 연구과제로 삼아 왔다.

Jensen and Ruback(1983)과 Jarrell, Brickley and Netter(1988)에 의하면, 미국 증권 시장에서 합병이 성공적으로 이루어질 경우 합병기업은 영업 및 재무효율성을 증가시켜 새로운 경제적 부를 창출하는 것으로 나타났다. 창출된 합병이득의 배분에 있어서, 합병대상기업(target firms)의 주주들은 20~30%의 높은 초과수익률을 얻고 있는 반면에, 합병기업(acquiring firms)의 주주들은 0~4%의 초과수익률을 얻는 데 그치고 있다. 따라서, 대부분의 합병이득은 합병대상기업의 주주들에게 돌아가고, 합병기업의 주주들은 약간의 초과수익률을 얻거나 혹은 초과수익이 거의 없는 단지 정상수익률만을 얻는 것으로 밝혀지고 있다.

한편, 우리나라의 기업지배권 시장은 미국과 유럽 등의 선진국 시장에 비해 거래실적이 매우 저조할 뿐만 아니라, 대규모 기업집단인 재벌기업을 중심으로 한 비경쟁적·타율적인 시장 특성을 지니고 있다. 우리나라 기업인수 및 합병시장이 비경쟁적인 이유는, 합병의 대부분이 대규모 기업집단인 재벌그룹의 계열기업들 간에 이루어지므로 다른 기업이 인수경쟁에 참여할 여지가 거의 없기 때문이다. 따라서, 우리나라 인수 합병시장은 경쟁이 거의 없는 구매자시장(buyer's market)의 성격을 띠고 있으며, 합병대상기업에 지불하는 프리미엄도 거의 없거나 매우 낮은 수준이다. 또한, 동일계열 기업군에 속하지 않는 기업들 간에 이루어지는 합병 중에는 정부의 산업합리화 대책의 일환으로 정부기관이나 주거래은행의 권유에 의해 금융·조세특혜를 반대급부로 부실기업을 합병하는 사례도 많았다.

이와 같이, 우리나라 기업지배권 시장에서 이루어지는 기업합병은 기술 및 시장 환경의 변화에 적극적으로 대응하여 주주 부를 극대화하려는 동기에서 수행되었다고 보기는 어렵다. 오히려 이보다는 정부의 산업합리화 정책이나 부실기업 정리대책의 일환으로 이루어진 것과 재벌그룹의 조직 재정비 차원에서 계열기업들 간에 이루어진 합병이 대부분을 차지하고 있다. 특히, 기업집단 내의 계열기업 간의 합병은 투자자들의 평가와 가격 메카니즘에 의해 자원 배분이 수행되는 외부자본시장(external capital market)에서 이루어지는 것이 아니라, 기업집단 내부의 명령 체계에 의해 자원 배분이 수행되는 내부자본시장(internal capital market)에서 이루어지는 기업결합으로 정의될 수 있다. 또한, 1998년 2월 고용조정제를 인정하는 근로기준법이 개정되기 이전에는 합병 이후에 잉여 노동력이 발생하더라도 이들을 정리 해고시킬 수 있는 법적 근거가 없어 합병에 의한 인건비 절감효과를 얻을 수 없었다.

우리나라 기업지배권 시장의 이러한 특성을 감안해 볼 때, 우리나라 기업지배권 시장에서의 기업합병이 과연 새로운 경제적 부를 창출할 수 있을 것인가에 대한 강한 의문이 제기되지 않을 수 없다.

우리나라에서 기업합병의 가치효과에 관한 연구는 1980년대 중반부터 학위논문의 형태로 발표되기 시작하였으나, 합병거래 건수가 많지 않고 합병관련 기업(특히 합병대상기업)의 주식수익률과 재무관련자료의 수집이 쉽지 않아 활발한 실증적 연구가 이루어지지 못했다. 현재까지 발표된 우리나라 기업합병의 가치효과에 대한 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 성공적 합병의 경우 합병대상기업의 주주들이 유의적인 양(+의 초과수익률)을 얻는다는 것을 보여주고 있다. 장영광(1985)은 1979. 1~1983. 12 기간 동안에 이루어진 71개 합병(합병대상기업 중 상장기업의 수는 6개)을 분석대상으로 월별 주식수익률을 이용하여 합병대상기업의 주주 부의 변화를 관찰하였다. 공시일 11개월 전에서 공시일까지의 기간동안 합병대상기업은 36.0%의 높은 초과수익률을 달성하는 것으로 나타났다. 김희석(1990)은 1975. 11~1988. 10 기간 동안 합병결의가 공시된 합병기업 64개, 합병대상기업 17개를 표본기업으로 공시일을 전후로 한 주주 부의 변화 유무를 일별 주식수익률을 이용하여 검정하였다. 검정 결과, 시장모형의 경우 합병대상기업의 주주는 공시일 -30일에서 공시일까지의 기간 동안 5.15~9.04%의 유의적인 양의 초과수익률을 얻는 것으로 보고하고 있다. 이석규(1989)의 연구에서도 1980. 1~1988. 7 기간 동안 56개 합병사례(합병대상기업 중 상장기업의 수는 15개)를 대상으로 주주 부의 변화를 측정하였다. 공시일 -8주에서 공시일 기간 동안 합병대상기업의 주주들은 4.31~7.66%의

유의적인 양의 초과수익률을 얻는 것으로 나타났다.

둘째, 합병기업의 주주들도 합병대상기업의 주주들과 마찬가지로 양(+)의 유의적인 초과수익률을 얻는 것으로 보고되고 있다. 장영광(1985)은 공시월 -11월에서 공시월까지의 기간 동안 합병기업 주주들의 초과수익률을 측정된 결과, 17.2%의 유의적인 양의 초과수익률을 얻는 것으로 보고하고 있다. 김희석(1990)은 공시일 -30일에서 공시일까지의 기간 동안 합병기업의 주주들은 2.75~4.95%의 유의적인 양의 초과수익률을 얻는 것으로 추정하고 있다. 이석규(1989)도 합병기업 주주들이 -8주에서 공시일까지의 기간 동안 1.1~2.5%의 비정상수익률을 얻는 것으로 보고하고 있다. 미국의 인수합병시장에서 합병기업의 주주들이 약간의 초과수익률을 얻거나 혹은 거의 초과수익률을 얻지 못하고 정상수익률을 얻는 데 그치고 있는 것과 비교하면, 우리나라 합병기업은 미국의 합병기업에 비해 상대적으로 높은 초과수익률을 얻고 있는 것으로 볼 수 있다. 합병기업의 주주들이 미국시장에 비해 상대적으로 높은 초과수익률을 얻고 있는 이러한 현상은 우리나라 인수합병시장이 구매자시장의 특성을 지니고 있기 때문이다.

셋째, 합병일 이후 합병기업 주가의 장기성과는 존재하지 않거나 혹은 유의적인 마이너스 초과수익률을 실현하는 것으로 나타났다. 오현탁(1994)은 1984년에서 1988년까지의 기간 동안 발생한 상장기업들 간의 합병사례 중 6개를 선정하여, 여기에 관련된 합병당사기업들의 합병 전후 5년간의 자료를 분석하였다. 분석 결과, 우리나라 상장기업들 간의 합병으로 인한 수익률 행태에 변화를 발견하지 못했으며, 투자자가 평가하는 합병의 중장기적인 효과가 존재하지 않는다는 결론을 내리고 있다. 정형찬·박경희(1999)는 1980년부터 1994년까지의 기간 동안 이루어진 120개 합병기업을 표본으로 선정하고, 합병이 실질적으로 효력을 발생하는 합병일을 기준으로 그 이후 3년간의 합병기업의 장기성과를 추정하였다. 전체표본의 경우 합병일 이후 3년 동안 합병기업 주식의 누적평균초과수익률과 매입-보유초과수익률이 모두 마이너스로 나타나고 있으나, 통계적으로 유의성이 없어 합병일 이후 합병기업의 장기성과가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못했다. 그러나, 동일 기업집단 내의 계열기업을 합병한 합병기업 부표본(n=105)과 비상장기업을 합병한 합병기업 부표본(n=92)에서는 합병기업의 장기성과가 모두 유의적인 마이너스 초과수익률로 나타났다.

김규영·조현상(1996)은 통제기업접근법(control firm approach)에 의해 1981년에서 1991년 사이에 상장기업 중 합병기업 39개와 합병대상기업 11개 표본을 이용하여 합병의 가치효과를 검정하였다. 분석 결과, 합병기업 및 합병대상기업의 주주 부의 변화에 관한 기존의 연구결과와는 상반된 실증분석 결과를 제시하고 있다. 즉, 김규영·조현상

(1996)의 연구에서는 합병기업과 합병대상기업의 초과수익률이 통제기업보다 오히려 낮게 나타나 주주 부의 측면에서 평가할 때 합병이득이 발생하였다고 단정할 수 없을 것이라는 결론을 내리고 있다.

지금까지 우리나라 기업합병의 가치효과에 관한 실증연구의 결과들을 요약해서 살펴 보았다. 앞에서 언급한 바와 같이 우리나라 인수합병거래가 미국 등의 선진국에 비해 매우 저조한 실정으로 인해, 합병의 가치효과에 대한 연구 또한 활발하게 이루어지지 는 못했다. 그럼에도 불구하고 최근에는 기존의 선행연구에서 발견되었던 분석 결과와는 상이한 연구 결과들도 발표되고 있어 이 분야에 관한 지속적인 연구의 필요성이 제기되고 있다. 또한, 1990년대에 들어와서는 기업합병이 꾸준히 이루어져 합병관련 기업 들의 표본 수가 계속해서 늘어나고 있으며, 이에 따라 상장기업 간 합병 사례도 증가하 여 합병의 가치효과에 대한 보다 상세한 연구도 가능하게 되었다. 특히, 합병이 합병대 상기업의 주주 부에 미치는 영향에 대한 연구에서 종전에는 상장기업인 합병대상기업 의 수가 많지 않아 대개 20개 이내의 표본으로 실증분석이 수행될 수밖에 없었기 때문 에, 소표본(small sample)이 갖는 방법론 상의 문제점을 피할 수 없었다. 그러나, 최근에는 1980년대 이후 합병대상기업이 상장기업인 합병사례가 늘어나, 상장기업인 합병대상기업의 표본 수를 30개 이상으로 확보하는 것이 어렵지 않게 되었다. 따라서, 소표본으로 인해 예상되는 방법론 상의 문제점을 어느 정도 해결할 수 있게 되었다.

그래서, 본 연구에서는 1980년 1월 1일에서부터 1997년 12월 31일까지의 기간 동안 상장기업들 간의 합병이 성공적으로 이루어진 합병사례를 대상으로 합병이 주주들의 부에 미치는 영향과 그 결정요인을 분석한다. 이를 위해, 우리나라 증권시장에서 이 기간동안 성공적으로 이루어진 상장기업 간 합병사례 중에서 34개 합병기업 및 합병대상 기업을 표본기업으로 선정하여, 공시일과 최종 합병일을 전후로 한 합병절차의 전과정 에서 발생하는 종합적인 합병의 가치효과를 측정한다. 즉, 본 연구에서는 합병으로 인 한 주주 부의 변화 유무를 측정하는 데 있어서 선행연구에서와 같이 공시일의 가치효 과에만 한정시키지 않고, 공시일에서 최종 합병일까지의 중간기간(interim period) 중 에서 발생하는 가치효과와 합병 완료일 이후의 장기적인 추가성과까지를 모두 포함하는 종합적인 가치효과를 측정한다. 이를 통해 우리나라 기업지배권 시장에서 합병이 과연 새로운 부를 창출하는가에 대한 실증적인 해답을 제시하고자 한다.

본 연구의 실증분석 결과, 합병기업 및 합병대상기업의 주주들은 선행연구의 결과와 는 달리 합병절차의 전과정을 통해 새로운 부의 창출에 기여하지 못하는 것으로 나타 났다. 합병대상기업의 경우에는 오히려 합병 공시일에서 최종 합병일까지의 중간기간

동안에 유의적인 음의 누적평균초과수익률을 얻는 것으로 나타나, 합병대상기업의 주주들은 합병과정에서 부의 감소를 경험하는 것으로 해석된다. 이러한 연구 결과는, 합병으로 인해 합병기업과 합병대상기업의 주주들이 모두 유의적인 양의 누적초과수익률을 얻게 된다는 기존의 장영광(1985), 이석규(1989), 김희석(1990), 송영균·주상룡(1997) 등의 연구결과와는 상반되는 것이다. 반면에, 이것은 김규영·조현상(1996)의 연구결과와는 일치한다.

우리나라 기업지배권 시장에서 이루어지는 상장기업들 간의 합병이 새로운 부를 창출하지 못하고 있다는 본 연구의 결과는, 합병기업이 합병을 통해 경영성과를 향상시키고 시너지 효과를 달성함으로써 궁극적으로 株主의 富를 극대화시키는 동기에서 합병을 추진하고 있지 않다는 것을 시사해 주고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 실증분석을 위한 자료 및 표본기업의 선정과 연구방법 등을 설명한다. 제 III장에서는 합병의 가치효과에 관한 실증분석 결과를 합병의 과정별로 나누어 제시한다. 제 IV장에서는 실증분석 결과를 우리나라 기업지배권 시장의 특성과 관련지어 논의하며, 마지막 제 V장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 제시한다.

II. 표본 및 연구방법

1. 자료 및 표본기업의 선정

본 연구에서 실증분석을 위해 수집한 자료는 1980년 1월 1일부터 1997년 12월 31일 까지의 기간 동안 상장기업들 간에 이루어진 성공적인 합병사례이다. 합병기업이나 합병대상기업 중 어느 한쪽이라도 합병 공시일 현재 비상장기업일 경우에는 표본 선정 시에 제외하였다. 그리고, 성공적인 합병은 합병 공시가 있는 후에 공정거래위원회가 합병을 승인하고 합병당사기업들의 주주총회에서 합병결의가 이루어진 경우를 의미한다. 상장기업들 간에 이루어진 성공적인 합병사례에 관한 자료는 증권시장지에서 수집하였다.

본 연구의 표본으로 사용한 합병사례에서 다음 두 가지 종류의 사건일을 정의하고, 여기에 대한 정보도 수집하였다: ① 공시일, ② 합병일. 공시일(announcement date)은 합병당사기업들이 증권시장지에 합병과 관련된 정보를 직접 공시한 날로 정의한다. 그리고, 합병일(completion date)은 합병관련기업들이 증권거래소에 합병계약을 직접 공

시할 때 합병기준일로 명시한 날짜로 정의하며, 합병이 완료되고 합병의 법적 효력이 실질적으로 나타나기 시작하는 시점을 말한다.

1980년 1월 1일부터 1997년 12월 31일까지의 기간 동안에 이루어진 국내 상장기업들 간의 합병사례는 총 36건이 수집되었다. 그러나, 이 중에서 본 연구의 수행에 반드시 요구되는 합병관련기업들의 주식수익률 및 재무제표 등을 입수할 수 없는 경우에는 최종 표본에서 제외시켰다. 본 연구의 최종 표본으로 선정되기 위한 조건을 간단히 요약하면 다음과 같다.

- (1) 합병기업(acquiring firm)과 합병대상기업(target firm)이 공시일 현재 모두 상장 기업이어야 한다.
- (2) 공시일과 합병일에 대한 정보가 증권시장지나 경제신문 등 공개된 자료원으로부터 구할 수 있어야 한다.
- (3) 합병 공시일 이전 150일부터 합병일까지의 기간 동안 합병기업과 합병대상기업의 일별 주식수익률 자료를 구할 수 있어야 한다.

1980년부터 1997년까지의 기간 중에 상장기업들 간의 합병사례는 총 36건으로 집계되었으나, 위에서 제시한 선정조건을 만족시키지 않는 2개의 합병사례를 제외한 나머지 34개의 합병기업과 합병대상기업을 최종 표본으로 선정하였다.

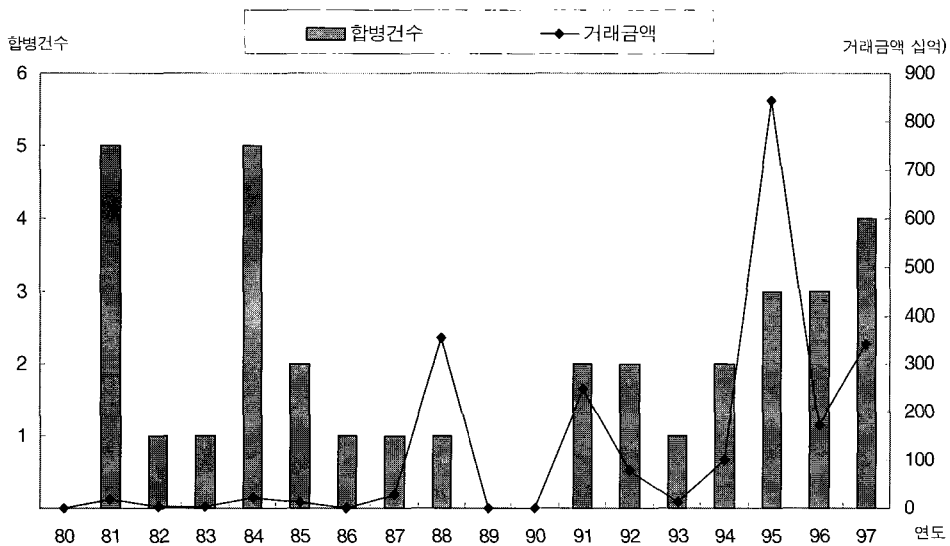
합병기업의 일별 주식수익률과 월별 주식수익률(장기성과 추정 시에 사용) 자료는 한국증권연구원의 KSRI-Stock 데이터베이스에서 구하였다. 합병 후 합병기업에 흡수 합병되어 버린 합병대상기업의 일별 주식수익률 자료는 KSRI-Stock 데이터베이스에 수록되어 있지 않기 때문에, 한국경제신문에 게재된 합병대상기업의 일별 주식 증가를 이용하여 직접 일별 주식수익률을 산출하였다. 표본기업들의 발행주식수, 연말 종가 등의 증권시장 자료와 재무제표 관련자료들은 한국증권거래소의 데이터베이스 CD와 「증권통계연보」, 한국신용평가(주)의 KIS-FAS, 매일경제신문사의 「회사연감」 등에서 구하였다.

[그림 1]은 1980년에서 1997년까지의 기간 동안에 이루어진 총 34건의 상장기업들 간의 합병사례를 대상으로 연도별 합병건수와 거래금액의 추이를 나타낸 것이다. 여기서, 거래금액은 공시일 직전 연도 말의 합병대상기업의 자기자본의 시장가치로 측정하였다.

[그림 1]에서 나타난 바와 같이, 1980년대와 1990년대 우리나라 기업지배권 시장에서 상장기업들 간의 합병은 합병건수나 거래금액 양면에서 매우 저조한 실적을 나타내고 있다.

우선, 합병건수에서 보면 1980, 1989 및 1990년에는 상장기업들 간의 합병이 전혀 발생하지 않았으며, 합병이 이루어진 연도에 있어서도 매년 1건에서 5건 이내에 머물고 있는 실정이다. 또한, 합병 건당 거래금액에 있어서도 1986년도의 건당 평균 10억원에서 1988년의 3,520억원 수준에 그치고 있다. 그러나, 1990년대에 들어와서는 1980년대에 비해 상장기업들 간의 합병건수 및 거래금액에 있어서 약간의 신장세를 보여주고 있다.

<표 1>은 우리나라 상장기업들 간의 합병에 있어서 합병기업과 합병대상기업과의 계열 여부에 따른 표본기업의 분포를 합병건수와 거래금액을 기준으로 나타낸 것이다.



[그림 1] 연도별 상장기업들 간의 합병건수 및 거래금액 추이

<표 1> 합병기업과 합병대상기업의 계열 여부에 따른 분포

구 분	계열합병	비계열합병	전체표본
합병건수 (구성비)	30 (건) (88.2%)	4 (건) (11.8%)	34 (건) (100%)
거래금액 (구성비)	21,263 (억원) (95.2%)	1,083 (억원) (4.8%)	22,346 (억원) (100%)
합병건당 거래금액	709 (억원)	271 (억원)	657 (억원)

<표 1>에서 제시된 바와 같이, 합병건수의 측면에서 전체 표본인 34건의 상장기업들 간의 합병사례 중에서 전체의 88.2%에 해당하는 30건이 계열기업들 간의 합병이며,

나머지 11.8%, 4건만이 비계열기업들 간의 합병으로 나타났다. 이것은 우리나라 기업 지배권 시장에서 합병의 경우 동일 기업집단 내의 계열기업들 간의 합병이 매우 높은 비중을 차지하고 있음을 잘 보여주고 있다.

이러한 우리나라 합병시장의 특성은 거래금액의 측면에서도 더욱 명확히 관찰할 수 있다. 위의 <표 1>에서와 같이, 1980년에서 1997년까지의 기간 동안에 이루어진 상장기업들 간 합병의 총 거래금액은 22,346억 원으로 나타났다. 이 중 계열기업들 간의 합병은 총 거래금액의 95.2%에 해당하는 21,263억 원으로 나타났으며, 이에 반해 비계열기업들 간의 합병은 1,083억 원으로 총 거래금액의 4.8%에 지나지 않는 것으로 나타났다. 합병 건당 평균 거래금액에 있어서도 계열기업들 간의 합병에서는 평균 거래금액이 709억 원으로 나타났으나, 비계열기업들 간의 합병에서는 평균 거래금액이 271억 원으로 계열기업들 간의 합병의 1/3정도에 불과한 소규모 거래인 것으로 밝혀졌다.

2. 가설의 설정 및 연구방법

1) 가설의 설정

본 연구는 우리나라 기업지배권 시장에서 합병이 과연 새로운 부를 창출하는가를 상장기업들 간의 합병사례를 이용하여 실증적으로 검증하고자 한다. 이를 위해, 본 연구에서는 합병절차의 전과정에서 발생하는 주주 부의 변화 유무를 측정한다. 다시 말해서, 합병의 전과정에서 발생하는 가치효과를 공시기간에서의 가치효과, 공시일 이후부터 최종 합병일까지 중간기간에서의 가치효과, 합병일에서의 가치효과 및 합병일 이후의 장기성과 등으로 단계적으로 구분하여 측정한다.

이에 따라, 본 연구에서 검증하게 될 귀무가설은 합병의 시간적 절차에 따라 단계적으로 다음과 같이 설정한다.

(1) 공시기간에서의 가치효과

<가설 1> 합병대상기업의 주주는 공시기간에서 초과수익률을 얻지 못한다.

<가설 1a> 합병기업의 주주는 공시기간에서 초과수익률을 얻지 못한다.

(2) 공시일에서부터 합병일까지 중간기간에서의 가치효과

<가설 2> 합병대상기업의 주주는 중간기간 동안 초과수익률을 얻지 못한다.

<가설 2a> 합병기업의 주주는 중간기간 동안 초과수익률을 얻지 못한다.

(3) 합병일에서의 가치효과

<가설 3> 합병기업의 주주는 합병일에 초과수익률을 얻지 못한다.

(4) 합병일 이후의 장기성과

<가설 4> 합병기업은 합병일 이후 장기적으로 초과수익률을 얻지 못한다.

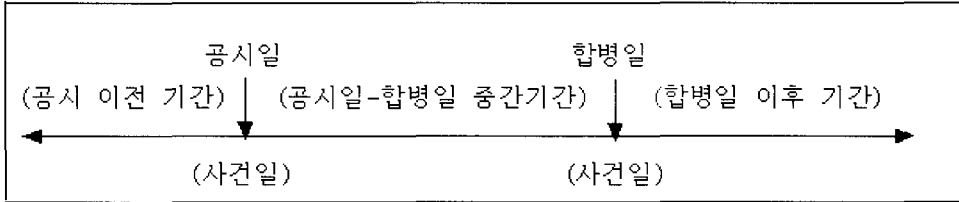
2) 연구방법

본 연구에서는 합병으로 인해 합병당사기업의 주주 부의 변화 유무를 알아내기 위해 합병의 전과정을 다음과 같이 4개의 하위기간으로 구분하고, 해당 하위기간별로 합병기업과 합병대상기업의 초과수익률을 추정한다: ① 공시일 -30일에서부터 공시일까지의 공시기간, ② 공시일 다음날에서부터 최종 합병일 -2일까지의 중간기간, ③ 합병일 -1일에서부터 합병일 +1일까지의 합병완료기간, ④ 합병일 이후 36개월 동안의 기간.

이처럼, 합병의 전과정을 몇 개의 하위기간으로 구분한 것은, 합병의 전과정을 하나의 기간단위로 하였을 때, 예상되는 검정 결과의 왜곡을 방지하기 위함이다. 만약, 각 하위기간별로 초과수익률의 방향 (혹은 부호)이 모두 동일할 경우에는, 합병의 전과정을 몇 개의 하위기간으로 구분하지 않고 하나의 기간단위로 초과수익률을 추정하게 되더라도 각 하위기간별 추정결과를 더욱 강화하는 효과를 가져올 수 있으며 통계적 유의성도 더욱 높게 나타나게 될 것이다.

그러나, 만약 각 하위기간별 주가 반응의 방향이 서로 다를 경우에는 하위기간별 주가 반응들이 서로 상쇄되어 버릴 가능성이 매우 높아지게 된다. 이러한 경우에는 각 하위기간별 주가 반응이 유의적임에도 불구하고, 이들을 합산하게 되면 서로 상쇄되어 비유의적인 것으로 판단할 위험이 따르게 된다. 뿐만 아니라, 합병의 전과정에서 어느 특정기간에만 유의적인 주가 반응이 발생하는 경우에도, 기간별로 구분하여 초과수익률을 측정하지 않으면 장기에 걸친 임의의 주가변동(random price movements)에 의해 특정기간에 발생한 유의적인 주가 반응이 희석되어 비유의적으로 나타날 수도 있다 (Asquith(1983), p.57).

초과수익률을 하위기간별로 분리하여 측정하기 위해, 본 연구에서는 두 종류의 사건일을 설정하고 다음 [그림 2]에서 도시한 바와 같이 이 두 사건일인 공시일과 최종 합병일을 중심으로 구분한 4개의 하위기간별로 각각 독립적으로 표본기업들의 초과수익률을 추정하도록 한다.



[그림 2] 두 종류의 사건일과 초과수익률 측정기간의 구분

(1) 공시기간에서의 초과수익률 추정

본 연구에서는 합병의 영향으로 주가변화가 발생하는 공시일 이전기간 및 공시일에 이르는 하위기간을 공시기간으로 정의하고, 이 공시기간에서의 초과수익률을 추정하기 위해 사건연구방법을 사용한다. 시장모형(market model)의 계수 추정기간(estimation period)은 공시일 전 150일부터 31일까지의 기간으로, 사건기간(event period)은 공시일 전 30일에서부터 공시일까지의 기간으로 설정한다. 그런데, 사건기간 중의 거래일에 증권시장에서 거래가 체결되지 않아 그 거래일의 주식수익률이 없는 기업들이 1980년대 소규모 표본기업 중에서 상당수 발견되었다. 이러한 표본기업의 경우에는 시장모형의 계수를 추정하는 과정에서 거래불일치 문제(nonsynchronous problem)가 발생하리라 예상된다. 본 연구에서는 거래불일치 문제를 해결하기 위해 시장모형의 계수를 Scholes and Williams(1977)가 제시한 절차에 의해 추정하도록 한다.¹⁾

표본기업의 초과수익률을 추정하는 방법은 다음과 같다.

$$\hat{\epsilon}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i' + \hat{\beta}_i' R_{mt}) \tag{1}$$

여기서, $\hat{\epsilon}_{it}$ = 표본기업 주식 i 의 t 일의 초과수익률

R_{it} = 표본기업 주식 i 의 t 일의 수익률

R_{mt} = t 일의 시장수익률

$\hat{\alpha}_i', \hat{\beta}_i'$ = S-W의 절차에 의한 시장모형의 계수 추정치

위 식 (1)에서 벤치마크 포트폴리오의 수익률 (R_{mt})로서는 동일가중주가지수 (EWI)의 수익률을 사용한다.²⁾

1) Scholes and Williams가 거래불일치 문제를 해결하기 위해 제시한 시장모형의 계수 추정 방법은 Scholes and Williams(1977, pp.315-317)와 Brown and Warner(1985, p.27)를 참고하면 쉽게 이해할 수 있다.

2) 본 연구에서는 동일가중주가지수(EWI)의 수익률의 대용치로서 KSRI-Stock 데이터베이스의 일별 종목수익률평균(EQWRT)을 이용한다.

n개의 합병기업 혹은 합병대상기업으로 구성된 표본의 일별 평균초과수익률(daily average residuals)은 다음과 같이 계산된다.

$$\bar{AR}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt}] \quad (2)$$

그리고, 사건기간인 t_1 에서부터 t_2 까지의 누적평균초과수익률(cumulative average residuals)은 아래 식에서처럼 해당기간 중의 일별 평균초과수익률(AR)을 합산한 것이다.

$$CAR_{t_1, t_2} = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t \quad (3)$$

일별 평균초과수익률 (AR)과 누적평균초과수익률 (CAR)의 통계적 유의성을 검정하기 위해, AR 과 CAR 를 각각의 표준편차로 나눈 비율을 통계량으로 사용한다. 이들의 표준편차는 추정기간(estimation period)에서의 각각의 시계열 자료로부터 계산된다. AR 과 CAR 의 검정통계량은 각각 다음 식 (4)와 (5)에 정의된 바와 같다(Brown and Warner(1985), pp.28-29 참조).

$$t_{AR} = \frac{AR_t}{S(AR_t)} \quad (4)$$

$$t_{CAR} = \frac{CAR_{t_1, t_2}}{S(CAR_{t_1, t_2})} \quad (5)$$

여기서,
$$S(AR_t) = \sqrt{\left(\sum_{t=-130}^{-31} (AR_t - \overline{AR_t})^2 / 119 \right)} \quad (6)$$

$$\overline{AR_t} = \frac{1}{120} \sum_{t=-150}^{-31} AR_t \quad (7)$$

$$S(CAR_{t_1, t_2}) = \sqrt{\left(\sum_{t=t_1}^{t_2} S^2(AR_t) \right)} \quad (8)$$

(2) 공시일에서 합병일 사이 중간기간에서의 초과수익률 추정

공시일에서 최종 합병일 사이의 가치효과도 사건연구방법을 이용하여 추정한다. 이 중간기간(interim period)은 정확히 합병 공시일 다음날($t=+1$)에서부터 최종 합병일 2일 전까지로 설정한다. 합병 공시일에서 최종 합병일 사이의 중간기간 동안 표본기업의 초과수익률을 추정하는 데 있어서 가장 큰 어려움은 표본기업마다 이 기간의 길이가

서로 다르다는 점이다. 이러한 차이 때문에 공시일(t=0)을 기준으로 한 상대적 시점에서 표본기업들의 평균초과수익률 (AR)을 추정하는 것이 불가능하다. 이러한 한계점을 극복하기 위해, 중간기간 동안 각 표본기업별로 다음 식 (9)에서 정의된 누적초과수익률(a separate cumulative excess return)을 계산한다.

$$\widehat{\varepsilon}_{it} = R_{it} - (\widehat{\alpha}_i + \widehat{\beta}_i' R_{mt}) \quad (1)$$

$$CER_i = \sum_{t_1}^{t_2} \varepsilon_{it} \quad (9)$$

여기서, CER_i = 중간기간 동안 개별 표본기업 i 의 누적초과수익률

t_1 = 공시일+1

t_2 = 합병일-2

위의 식 (9)에 의해, 개별 표본기업의 중간기간 동안의 누적초과수익률 CER_i 를 계산한 다음, 이것을 평균한 표본평균 누적초과수익률을 다음 식 (10)에 의해 산출한다.

$$\overline{CER}_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n CER_i \quad (10)$$

여기서, \overline{CER}_i = 표본평균 누적초과수익률

n = 표본기업의 수

다음 식 (11)에 의해 정의된 검정통계량 t_{CER} 에 의해 중간기간 동안 표본기업 주식의 초과수익률이 존재하는가에 대한 귀무가설을 검정한다.

$$t_{CER} = \frac{\overline{CER}_i}{S(\overline{CER})} \quad (11)$$

여기서,

$$S(\overline{CER}) = \frac{S(CER)}{\sqrt{n}} \quad (12)$$

$$S(CER) = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (CER_i - \overline{CER}_i)^2} \quad (13)$$

= 표본기업의 누적초과수익률의 표준편차

(3) 합병완료기간에서의 초과수익률 추정

두 개 이상의 기업들 간의 합병이 실질적으로 법적 효력을 발생하는 합병일을 전후하여 합병기업의 초과수익률을 계산하는 데에도 사건연구방법을 사용한다. 여기서 사건일은 공시일이 아닌 합병일이 되며, 사건기간은 최종 합병일 하루 전날부터 합병일

다음날까지의 기간으로 설정한다. 합병일에서의 초과수익률 추정 및 검정방법은 앞에서 설명한 공시기간에서의 초과수익률 추정 및 검정방법과 동일하다.

(4) 합병일 이후의 장기성과

본 연구에서 합병기업의 장기성과는 합병일(completion date)을 기점으로 하여 그 이후 3년 간의 합병기업 주식의 초과수익률에 의해 측정한다. 사건연구방법론에서 장기적인 주식초과수익률을 추정하는 방식에는 단위기간 초과수익률(일별 혹은 월별초과수익률)의 누적 여부와 벤치마크 포트폴리오의 유형에 따라 여러 가지가 있으나, 본 연구에서는 Barber and Lyon(1997)의 통제기업 접근법에 의한 매입-보유초과수익률(BHAR)의 추정방법을 사용한다. 통제기업 접근법(control firm approach)에 의한 매입-보유초과수익률은 다음 식 (14)에 의해 추정한다.

$$BHAR_{i\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} [1 + R_{it}] - \prod_{t=1}^{\tau} [1 + R_{ct}] \quad (14)$$

여기서, $BHAR_{i\tau}$ = 표본기업 i 의 사건기간에서의 매입-보유초과수익률

R_{it} = 표본기업 i 의 t 월의 주식수익률

R_{ct} = 통제기업 c 의 t 월의 주식수익률

τ = 사건기간 ($\tau = 36$ 개월)

개별 표본기업에 대응되는 통제기업은 개별 표본기업의 업종, 기업규모 및 장부가/시장가 비율 등의 3가지 요인을 기준으로 다음의 과정을 거쳐 선정된다.

- ① 먼저 표본기업과 동일한 산업 군에 속하는 상장기업들을 선정한다.
- ② 동일한 산업 군에 속하는 상장기업 중에서 보통주의 시장가치가 합병일 전년도 12월말 종가를 기준으로 표본기업의 70%~130%에 해당하는 상장기업들을 선정한다.
- ③ 산업요인과 기업규모에 의해 여과된 상장기업 중에서 표본기업의 장부가/시장가 비율과 가장 유사한 값을 갖는 상장기업을 최종 통제기업으로 선정한다.

그리고, 합병기업 주식의 장기성과를 검정하기 위해서는 다음 식 (15)에 의해 정의된 검정통계량을 사용한다.

$$t_{BHAR} = \frac{\overline{BHAR}_{i\tau}}{\left(\frac{S(BHAR)}{\sqrt{n}} \right)} \quad (15)$$

여기서, $\overline{BHAR}_{i\tau}$ = 표본평균 매입-보유초과수익률

$S(BHAR)$ = 표본기업 매입-보유초과수익률의 표준편차

n = 표본기업의 수

Ⅲ. 실증분석 결과

여기서는 우리나라 기업지배권 시장에서 합병이 과연 새로운 부를 창출하는가를 검증하기 위해 합병의 전과정을 4개의 하위기간으로 구분하고, 각 하위기간별로 합병기업과 합병대상기업의 초과수익률에 대한 실증분석 결과를 제시한다.

1. 공시기간에서의 가치효과

1) 합병대상기업의 초과수익률

먼저, 사건연구방법을 사용하여 합병대상기업의 주주는 공시기간에서 초과수익률을 얻지 못한다는 <가설 1>을 검정한다. 합병대상기업 주식의 초과수익률을 산정하기 위해, 사건기간(event period)은 공시일을 기준으로 공시일 전 -30일에서부터 공시일($t=0$)까지의 기간으로 설정한다.

<표 2>는 합병대상기업의 표본($n=34$)을 대상으로 공시일을 기준으로 $t=-30$ 에서 $t=+10$ 까지의 기간 동안 평균초과수익률(AR)과 그것의 검정통계량 t 값, 누적평균초과수익률(CAR)을 나타낸 것이다.

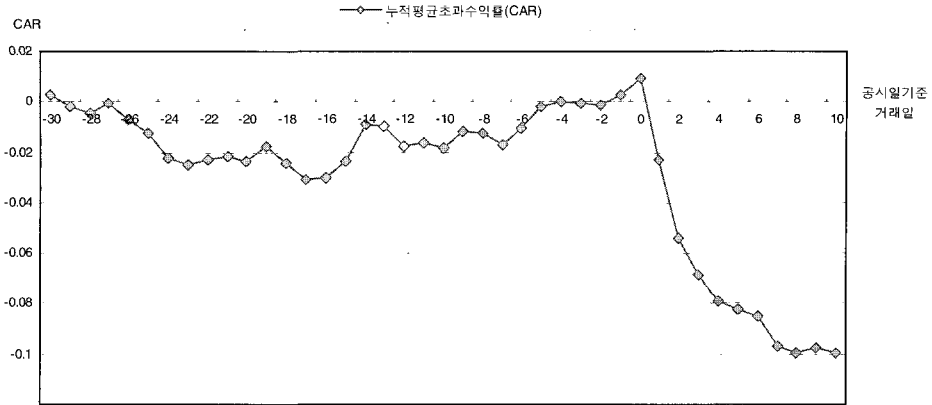
<표 2>에서 제시된 바와 같이, 공시 직전일($t=-1$)과 공시일($t=0$)에서 합병대상기업의 평균초과수익률(AR)은 각각 0.0039($t=0.4869$), 0.0062($t=0.7689$)로 모두 양(+)의 초과수익률을 보였으나 통계적 유의성은 없었다. 또한 공시일 이전 기간인 $t=-30$ 에서부터 $t=-2$ 까지의 기간동안에서도 합병대상기업의 주가 반응은 $t=-14$ 일을 제외하고는 대체로 중립적으로 나타났다. 즉, 약 29일간의 공시일 이전 기간 중에서 $t=-14$ 에서 유의적인 양의 초과수익률을 나타내고 있는 것을 제외하고는 나머지 기간 모두에서 비유의적인 주가 반응을 보이고 있다.

[그림 3]은 <표 2>에서 제시된 공시일 전 30일에서부터 공시일 후 10일 동안의 합병대상기업의 누적평균초과수익률(CAR)을 그림으로 나타낸 것이다. 공시일 전 30일 전부터 공시일까지는 합병대상기업의 주식수익률이 정상수익률에 크게 벗어나지 않아 유의적인 초과수익률을 얻지 못하고 있음을 잘 보여주고 있다. 오히려 공시일 이후에는 급격한 주가하락으로 합병대상기업 주주들의 부가 감소하고 있음을 보여주고 있다. 공시일 이후에 발생하는 주가 하락에 대해서는 공시일 이후 합병일 사이 중간기간에서의 가치효과에서 상세히 설명하도록 한다.

<표 2> 공시일 전후 합병대상기업 주식의 평균초과수익률(AR)

공시일기준 일 자	AR	AR의 t값	CAR
-30	0.002523	0.308786	0.002523
-29	-0.004608	-0.563967	-0.002085
-28	-0.002318	-0.283725	-0.004403
-27	0.003689	0.451539	-0.000714
-26	-0.006387	-0.781661	-0.007101
-25	-0.005314	-0.650415	-0.012415
-24	-0.009803	-1.199827	-0.022218
-23	-0.002871	-0.351331	-0.025089
-22	0.002367	0.289659	-0.022722
-21	0.001372	0.167899	-0.021350
-20	-0.002174	-0.266109	-0.023525
-19	0.005824	0.712835	-0.017700
-18	-0.006837	-0.836747	-0.024537
-17	-0.006568	-0.803869	-0.031105
-16	0.000867	0.106104	-0.030238
-15	0.006926	0.847687	-0.023312
-14	0.014152	1.732036*	-0.009160
-13	-0.000669	-0.081821	-0.009829
-12	-0.007629	-0.933708	-0.017458
-11	0.001257	0.153805	-0.016201
-10	-0.001790	-0.219106	-0.017991
-9	0.006557	0.802489	-0.011435
-8	-0.000845	-0.103437	-0.012280
-7	-0.004575	-0.559871	-0.016854
-6	0.006334	0.775159	-0.010521
-5	0.008728	1.068176	-0.001793
-4	0.001850	0.226394	0.000057
-3	-0.000396	-0.048463	-0.000339
-2	-0.000698	-0.085431	-0.001037
-1	0.003979	0.486928	0.002942
0	0.006283	0.768965	0.009225
1	-0.032418	-3.967578***	-0.023193
2	-0.030472	-3.729443***	-0.053666
3	-0.014775	-1.808229*	-0.068440
4	-0.010438	-1.277509	-0.078879
5	-0.003399	-0.416042	-0.082278
6	-0.002470	-0.302296	-0.084748
7	-0.012024	-1.471535	-0.096771
8	-0.002915	-0.356813	-0.099687
9	0.001814	0.222025	-0.097873
10	-0.001516	-0.185587	-0.099389

주) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.



[그림 3] 공시일 전후의 합병대상기업 주식의 누적평균초과수익률

<표 3>은 공시기간에서 상이한 기간별로 추정한 합병대상기업의 누적평균초과수익률(CAR), 누적평균초과수익률의 표준편차 및 검정통계량 t값을 나타낸 것이다.

<표 3> 공시기간에서의 합병대상기업 주식의 누적평균초과수익률

CAR의 누적기간		CAR	S(CAR)	CAR의 t값
t ₁	t ₂			
-30	0	0.0092	0.0447	0.2061
-30	-2	-0.0010	0.0432	-0.0239
-1	0	0.0102	0.0081	1.2558

주) ***,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

합병대상기업의 누적평균초과수익률(CAR)은 평균초과수익률의 누적기간에 관계없이 모두 비유의적으로 나타났다. 즉, 공시일 기간(t=-1에서부터 t=0)에서의 CAR는 0.0102(t=1.2558), 공시일 이전기간(t=-30에서부터 t=-2)에서의 CAR는 -0.0010(t=-0.0239)로 모두 일반적으로 이용되고 있는 유의수준 하에서 비유의적인 것으로 나타났다. 또한, 공시일 30일 전부터 공시일에 이르는 전기간에 있어서의 CAR도 0.0092(t=0.2061)로 유의적이지 못한 것으로 나타났다.

합병 공시일을 전후로 한 합병대상기업의 주가 반응을 나타낸 <표 2>와 <표 3>의 실증분석 결과는 선행연구인 장영광(1985), 이석규(1989), 김희석(1990) 등에서 제시하고 있는 것과는 일치하지 않고 있다. 즉, 우리나라 기업지배권 시장에서 합병대상기업의 주주 부의 변화 유무에 관한 선행연구에서는 합병 공시일을 전후로 한 사건기간에

서 합병대상기업의 주주들은 유의적인 양의 누적평균초과수익률을 얻고 있는 것으로 보고되고 있다. 그러나, 본 연구에서는 합병 공시일을 전후로 한 기간동안($t=-30$ 에서 $t=0$) 누적평균초과수익률이 양(+)으로 나타났으나 유의적이지 못해, 합병대상기업의 주주는 공시기간에서 초과수익률을 얻지 못한다는 귀무가설을 기각하지 못했다.

한편, 본 연구의 이러한 실증분석 결과는 김규영·조현상(1996)의 연구결과와는 일치한다. 김규영·조현상(1996)은 합병대상기업과 통제기업의 누적평균초과수익률을 대비하여 분석한 결과, -50주에서부터 공시시점까지 합병대상기업의 누적평균초과수익률(-0.0161)이 통제기업의 누적평균초과수익률(0.0553)보다 낮게 나타나고 있어 합병대상기업의 주주 부가 증가하였다고 단정할 수 없을 것이라는 결론을 제시하고 있다.

2) 합병기업의 초과수익률

여기서는 공시일을 기준으로 공시일 전 -30일에서부터 공시일까지의 기간 동안 합병기업의 주식 초과수익률을 추정하여, 합병기업의 주주는 공시기간에서 초과수익률을 얻지 못한다는 <가설 1a>를 검정한다.

<표 4>는 합병기업의 표본($n=34$)을 대상으로 공시일 기준 $t=-30$ 에서 $t=+10$ 일까지의 기간 동안 평균초과수익률(AR)과 그것의 검정통계량 t 값, 누적평균초과수익률(CAR)을 나타낸 것이다.

<표 4>에서와 같이, 공시 직전일($t=-1$)과 공시일($t=0$)에서 합병기업의 평균초과수익률은 각각 -0.0062($t=-1.3284$), -0.0059($t=-1.2734$)로 모두 마이너스의 초과수익률을 나타내고 있으나, 비유의적인 것으로 나타났다. 반면에, 공시일 이전기간($t=-30$ 에서 $t=-2$)에서의 합병기업의 평균초과수익률은 양의 초과수익률과 음의 초과수익률을 보인 거래일이 비슷한 비율로 혼합되어 나타나고 있다. 그 중에서 $t=-26$ 에서는 유의적인 음의 초과수익률을, $t=-24$ 에서는 유의적인 양의 초과수익률을 나타내고 있다.

[그림 4]는 <표 4>에서 제시된 공시일 전 30일에서부터 공시일 이후 10일까지의 기간 동안 합병기업의 주가 반응을 그림으로 나타낸 것이다. 합병기업의 누적평균초과수익률이 공시일 전 30일에서부터 공시일 전 5일($t=-5$)까지는 대체로 증가하다가 그 이후부터는 급격히 감소하는 경향을 나타내고 있다.

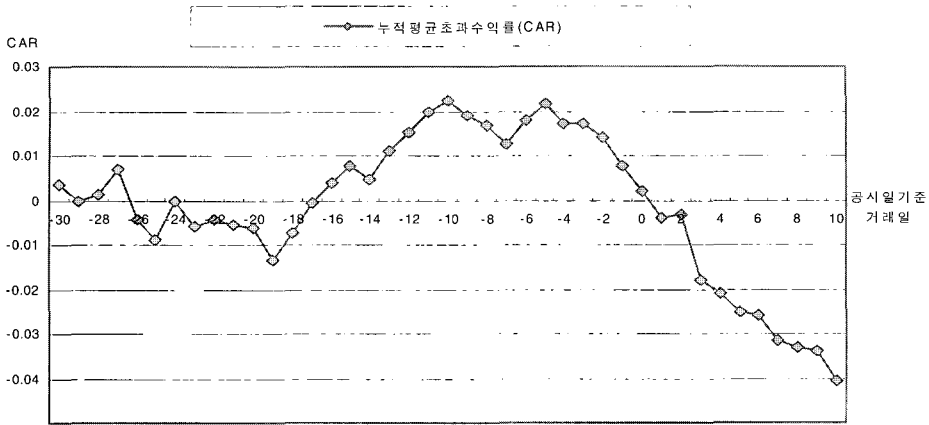
<표 5>는 공시기간에서 상이한 기간별로 추정한 합병기업의 누적평균초과수익률(CAR), 누적평균표준초과수익률의 표준편차 및 검정통계량 t 값을 나타낸 것이다.

<표 5>에서 공시일 이전기간 동안($t=-30$ 일에서 $t=-2$ 까지)에 추정된 합병기업의 누적평균초과수익률(CAR)은 0.0141($t=0.5713$)로 양의 값을 가지거나 비유의적인 것으로

<표 4> 공시일 전후 합병기업 주식의 평균초과수익률(AR)

공시일기준 일 자	AR	AR의 t값	CAR
-30	0.003613	0.773287	0.003613
-29	-0.003838	-0.821448	-0.000225
-28	0.001445	0.309337	0.001220
-27	0.005731	1.226734	0.006952
-26	-0.011375	-2.434679**	-0.004423
-25	-0.004319	-0.924502	-0.008743
-24	0.008724	1.867346*	-0.000018
23	-0.005645	-1.208231	-0.005663
-22	0.001187	0.254126	-0.004476
-21	-0.001114	-0.238423	-0.005590
-20	-0.000698	-0.149364	-0.006288
-19	-0.007178	-1.536285	-0.013465
-18	0.006169	1.320475	-0.007296
-17	0.006861	1.468483	-0.000435
-16	0.004548	0.973529	0.004113
-15	0.003716	0.795346	0.007829
-14	-0.002964	-0.634375	0.004865
-13	0.006250	1.337824	0.011116
-12	0.004202	0.899367	0.015318
-11	0.004404	0.942701	0.019722
-10	0.002557	0.547330	0.022279
-9	-0.003307	-0.707904	0.018972
-8	-0.002196	-0.469952	0.016776
-7	-0.004091	-0.875622	0.012685
-6	0.005249	1.123424	0.017934
-5	0.003844	0.822683	0.021777
-4	-0.004452	-0.952798	0.017326
-3	-0.000343	-0.073340	0.016983
-2	-0.002857	-0.611554	0.014126
-1	-0.006207	-1.328435	0.007920
0	-0.005950	-1.273427	0.001970
1	-0.005887	-1.260109	-0.003917
2	0.000646	0.138230	-0.003272
3	-0.014607	-3.126525***	-0.017879
4	-0.003154	-0.675133	-0.021033
5	-0.004085	-0.874310	-0.025118
6	-0.000774	-0.165623	-0.025892
7	-0.005560	-1.190012	-0.031452
8	-0.001525	-0.326509	-0.032977
9	-0.000933	-0.199739	-0.033910
10	-0.006502	-1.391640	-0.040412

주) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.



[그림 4] 공시일 전후의 합병기업 주식의 누적평균초과수익률

<표 5> 공시기간에서의 합병기업 주식의 누적평균초과수익률

CAR의 누적기간		CAR	S(CAR)	CAR의 t값
t ₁	t ₂			
-30	0	0.0019	0.0255	0.0769
-30	-2	0.0141	0.0247	0.5713
-1	0	-0.0121	0.0046	-2.6018**

주) **,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

나타난 반면에, 공시일 기간(t=-1에서 t=0)에서의 누적평균초과수익률은 -0.0121(t=-2.6018)이며 유의적인 것으로 나타났다. 공시일 이전과 공시일 기간을 모두 포함한 기간(t=-30에서 t=0)에서는 누적평균초과수익률이 0.0019(t=0.0769)로 양의 값으로 나타났으나 유의적이지 못했다.

합병기업에 대한 이러한 분석결과는, 합병기업의 주주는 공시기간에서 초과수익률을 얻지 못한다는 귀무가설을 기각할 수 없다는 것을 의미한다. 또한 이것은, 합병기업이 공시일을 전후하여 양의 유의적인 초과수익률을 얻는다는 우리나라의 선행연구(장영광(1985), 이석규(1989), 김희석(1990), 송영균·주상용(1997))와는 상반된 결과이다.

본 연구의 분석 결과가 우리나라의 선행연구와 다르게 나타나고 있는 것은 기본적으로 사용하고 있는 연구 표본의 차이에서 기인한다. 본 연구에서 사용하고 있는 표본은 합병관련기업들이 모두 상장기업인 합병에 국한시킨데 반해, 앞에서 언급한 선행연구에서는 합병대상기업이 비상장기업인 합병도 표본에 포함시키고 있다. 따라서, 합병기업의 공시효과에 있어서 선행연구와 본 연구의 분석결과가 상이하게 나타나고 있는 것

은 합병대상기업의 상장 여부가 합병기업의 공시효과에 영향을 미칠 수 있음을 간접적으로 시사해 주고 있다.³⁾ 그러나, 이러한 현상이 富의 재분배 효과 때문에 발생하는 것인지 혹은 합병 교섭력의 차이 때문에 발생하는지를 밝히는 것 또한 실증 분석의 대상이나, 현실적으로 비상장 합병대상기업의 일별 주식수익률 자료를 구하는 것이 거의 불가능하므로 여기에 대한 구체적인 실증 분석은 수행하지 못했다.

한편, 본 연구의 실증분석 결과는 합병기업의 주주들이 유의적인 마이너스의 초과수익률을 얻거나 혹은 거의 정상적인 수익률만을 얻는다는 미국 증권시장에서의 연구결과(Jensen and Ruback(1983), Jarrell and Poulsen(1987), Jarrell, Brickley and Netter(1988))와는 일치한다. 또한, 합병기업의 CAR가 통제기업보다 낮아 주주 부의 측면에서 합병효과가 발생하였다고 단정할 수 없다는 김규영·조현상(1996)의 연구결과와도 일치한다.

2. 공시일 이후 합병일 사이 중간기간의 가치효과

공시일과 합병일 사이의 중간기간(interim period)에 있어서 주가 변화는, 합병기업과 합병대상기업 간에 협상이 진행 중인 상장기업들 간의 합병에 주식시장이 어떻게 반응하는가를 나타내는 것이다. 이것은 또한 합병이 최종적으로 합의에 이르는 동안 발생하는 새로운 정보에 주식시장이 얼마나 효율적으로 반응하는가를 가늠할 수 있는 척도를 제공해 주기도 한다. 합병거래의 협상 결과(the outcome of a merger bid)가 공시 시점에서 이미 완벽하게 외부 투자자들에게 공시될 수 있다면, 효율적인 증권시장에서 합병기업과 합병대상기업의 주가가 이 정보를 공시일에 정확히 반영할 수 있을 것이다.

그러나, 공시 시점에서 앞으로 최종 합병일까지 진행될 합병거래의 협상 결과가 불확실하다면, 공시일에 나타나는 초과수익률은 합병거래의 최종 협상 결과로 인해 발생할 합병 시너지의 기대치만을 반영하게 된다. 따라서, 공시일 이후 최종 합병일 사이의 중간기간에서의 비정상적인 주가 변화는 협상 진행과정에서 생성되는 새로운 정보로 인해 발생하게 될 것이다. 이론적인 측면에서 볼 때, 이러한 주가 변화의 크기와 방향

3) 서점석(1997)은 1980년 1월 1일에서부터 1997년 6월 30일까지의 기간 중에 이루어진 144개 합병사례를 이용하여 합병대상기업이 상장기업인 경우(n=34)와 비상장기업인 경우(n=110)를 구분한 다음, 각 소표본에서 합병기업의 공시효과를 검정하였다. 실증분석 결과에 의하면, 합병대상기업이 비상장기업인 경우에 공시기간 중 합병기업은 약 7.94%의 유의적인 양의 누적평균초과수익률을 얻고 있는 데 반해, 합병대상기업이 상장기업인 경우에는 합병기업은 -4.04%의 비유의적인 누적평균초과수익률을 얻는 것으로 나타났다. 그리고, 합병대상기업이 상장기업인 경우와 비상장기업인 경우에 있어서 공시기간 중 합병기업의 CAR의 차이를 검정한 결과 유의적인 차이가 있는 것으로 보고하고 있다(pp.89-90).

은 공시 시점에서 협상 결과에 대한 불확실성이 얼마나 크며, 합병거래에 대한 공시가 주식시장에서 얼마나 정확하게 평가되었는가를 반영하게 된다. 뿐만 아니라, 이 기간에서의 주가 변화는 합병거래에 대한 협상이 진행되는 중에 협상 당사자인 합병기업과 합병대상기업의 교섭력(bargaining power)에 의해서도 영향을 받게 될 것이다.

본 연구에서는 공시일에서 합병일 사이 중간기간에서의 가치효과를 공시일 다음 날부터 합병일 2일 전까지의 합병대상기업과 합병기업의 평균누적초과수익률 (\overline{CER}_i)을 이용하여 추정한다. 본 연구의 표본인 34개 상장기업들 간의 합병사례에서 공시일-합병일 중간기간은 거래일 단위로 최소 57일에서부터 최대 171일까지의 범위에서 분포하고 있었으며, 중간기간의 평균은 약 109일로 나타났다.

1) 합병대상기업의 초과수익률

공시일-합병일 중간기간에서 합병대상기업의 주가 반응을 분석한 결과, 앞의 식 (10)에서 정의한 표본평균 누적초과수익률(\overline{CER}_i)이 <표 6>에서와 같이 -0.1904($t=-2.7395$)로 1% 유의수준에서 유의한 마이너스 값으로 나타났다.

<표 6> 공시일-합병일 중간기간의 합병대상기업의 평균누적초과수익률

\overline{CER}_i 의 누적기간		\overline{CER}_i	S(\overline{CER}_i)	\overline{CER}_i 의 t 값
t_1	t_2			
공시일+1	합병일-2	-0.1904	0.0695	-2.7395***

주) ***,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

공시일-합병일 중간기간에서 합병대상기업의 평균누적초과수익률이 유의적인 마이너스를 나타낸다는 것은, 이 기간 중에 합병대상기업의 주가에 부정적인 영향을 미치는 새로운 정보가 주식시장에 전달되고 있다는 것을 의미한다. 앞에서 공시일을 전후로 한 합병대상기업의 누적평균초과수익률을 그래프로 나타낸 [그림 3]은 공시일 직후 10일 동안 합병대상기업의 CAR가 급격히 하락하고 있음을 시각적으로 잘 보여주고 있다.

공시일 이후 합병대상기업의 초과수익률이 크게 하락하고 있는 현상은 우리나라의 선행 연구에서도 쉽게 찾아볼 수 있다. 장영광(1985)은 공시일 이후부터 4개월간 10.2%의 비정상적인 주가하락 현상을 발견하였으며, 이것은 구매자 중심의 비경쟁적인 우리나라 합병시장에서 최종적인 합병조건과 대금지급 방법이 결정되는 과정에서 합병대상기업 주주에게 불리한 방향으로 구체화되기 때문이라고 설명하고 있다(pp.85-88). 이에

반해, 김희석(1990)은 공시 직후 10일간의 지속적인 주가하락에 대해 기술적 분석의 관점에서 설명하고 있다. 즉, 지속적인 경영부실을 보여 주가가 상당기간 침체상태에 있던 합병대상기업이 합병정보의 누출에 따라 경영개선에 대한 기대감에서 주가가 단기간에 어느 정도 상승할 때 정보로서의 가치가 사라지는 공시 시점에서 자본이득을 얻기 위한 매각세가 강하게 형성된 것이라고 추론하고 있다(pp.174-175).

본 연구에서는 공시일 전에 합병대상기업의 주가가 급상승하지도 않은 채 공시일 이후 합병일까지 마이너스 초과수익률을 보였기 때문에, 김희석(1990)과 같은 기술적 분석의 틀로는 설명하기 어려우며, 이보다는 우리나라 합병시장의 특성을 고려한 기본적인 분석의 관점에서 설명한 장영광(1985)의 해석이 더욱 합리적이라고 생각된다.

우리나라 합병시장이 구매자 중심의 비경쟁적 시장이라는 점을 고려해 볼 때, 공시 후 최종 합병일에 이르기까지의 합병당사기업들 간의 협상과정에서 합병기업이 합병대상기업에 비해 상대적으로 우월한 교섭력(bargaining power)을 갖게 된다. 특히, 계열기업 간 합병에서는 우리나라 기업집단의 지배구조의 특성상 합병대상기업이 협상과정에서 독립성을 가지고 스스로의 판단 하에 주주 부의 극대화를 추구하기란 거의 불가능하다. 이렇게 볼 때, 공시일-합병일 중간기간에 있어서 합병대상기업의 비정상적인 주가하락은 장영광(1985)의 주장처럼 최종적인 합병조건과 대금지급 방법이 결정되는 과정에서 협상력이 열위한 합병대상기업의 주주에게 불리한 방향으로 구체화됨으로써 발생하는 현상으로 설명될 수 있다.

본 연구에서는 공시일-합병일 중간기간에서 합병대상기업의 주주에게 비정상적인 주가하락을 가져다주는 요인이 무엇인가를 구체적으로 알아보기 위해, 중간기간 중의 합병대상기업의 누적초과수익률을 종속변수로 설정한 횡단면 회귀분석(cross-sectional regression analysis)을 수행하였다. 기본적인 회귀모형식은 다음 식 (16)과 같이 설정한다.

$$CER_i = \beta_0 + \beta_1 RLS_i + \beta_2 AFL_i + \beta_3 CON_i + \beta_4 MKT_i + \beta_5 PRF_i + \beta_6 PRM_i + \varepsilon_i \quad (16)$$

여기서, CER_i = 합병대상기업 i 의 공시일-합병일 중간기간에서의 누적초과수익률.

RLS_i = 합병대상기업 i 와 합병기업 간의 상대적 규모로, 합병대상기업규모/합병기업규모의 비율로 나타냄.

AFL_i = 계열합병 여부를 나타내는 더미변수로, 계열기업간 합병의 경우는 1, 비계열기업간 합병은 0을 각각 부여함.

CON_i = 다각화의 유형을 나타내는 더미변수로, 비관련다각화의 경우는 1, 관련다각화의 경우는 0을 각각 부여함.

MKT_i = 시장상황을 나타내는 더미변수로, 증권시장이 호황(bull market)일 경우는 1, 불황(bear market)일 경우는 0을 각각 부여함⁴⁾.

PRF_i = 합병대상기업 i 의 합병전의 경영성과.

PRM_i = 합병대상기업 i 의 주식에 대한 프리미엄.

공시일 이후 합병일까지의 중간기간의 합병대상기업의 누적초과수익률을 설명해 줄 수 있는 독립변수로는 합병기업과 합병대상기업 간의 상대적 규모를 나타내는 RLS , 계열합병 여부를 나타내는 더미변수 AFL , 비관련다각화 여부를 나타내는 더미변수 CON , 시장상황의 더미변수 MKT , 합병대상기업의 합병전 경영성과 변수인 PRF 와 합병대상기업의 주식에 대한 합병 프리미엄 PRM 등을 사용하였다.

이 중에서 합병기업과 합병대상기업 간의 상대적 규모를 나타내는 RLS 는 기업의 규모를 측정하는 방법에 따라 크게 2가지 척도를 함께 사용하였다. 첫번째의 규모 척도로서 기업의 총자산액을 사용하여 상대적 규모를 (합병대상기업의 총자산액/합병기업의 총자산액) 비율로 측정하였으며, 두번째의 규모 척도로는 기업의 총발행주식의 시장가치를 사용하여 상대적 규모를 측정하였다. 이 때 합병대상기업들의 시장가치는 공시 직전 연도의 12월말 평균 주가에 총 발행주식수를 곱한 값으로 추정한다. 본 연구에서 합병대상기업들의 시장가치의 비율로 표시한 상대적 규모 RLS 는 단순한 규모효과(size effect)를 검정하기 위한 변수가 아니라, 합병대상기업과 합병기업의 상대적 교섭력을 나타내는 대용변수(proxy variable)로 사용하였다. 즉, 합병대상기업의 상대적 규모가 크면 클수록 공시일-합병일 중간기간에서 이루어지는 최종 합병조건에 대한 협상과정에서 합병대상기업의 교섭력이 향상되는 것으로 가정하였다.

그리고, 합병대상기업의 합병 전 경영성과를 나타내는 PRF 의 경우도 2가지의 서로 다른 척도에 의해 측정하였다. 먼저, 합병대상기업의 합병 전 3년간의 평균 자기자본순이익률 ROE 를 이용하여 합병대상기업의 합병 전 경영성과를 측정하였으며, 또 다른 척도로는 합병대상기업의 부실 여부를 나타내는 더미변수인 BAD 를 이용하여 합병대상기업의 합병 전 경영성과를 측정하였다. 본 연구에서는, 합병 전에 합병대상기업이 자본잠식 상태에 있었거나, 감자를 실시한 경우, 혹은 합병이 정부의 산업합리화 정책에 의해 타율적으로 이루어진 경우의 합병대상기업을 부실기업으로 분류하였다. 합병대상기업이 이 기준에 의해 부실기업으로 분류될 경우 BAD 는 1, 그렇지 않을 경우는 0을 각각 부여한다.

<표 7>은 공시일-합병일 중간기간에서 합병대상기업의 누적초과수익률을 결정하는

4) 본 연구에서는 1980년 1월부터 1997년 12월까지의 표본기간을 다우이론(Dow Theory)에서 정의하고 있는 주추세(primary trend)를 기준으로 강세시장(bull market)과 약세시장(bear market)을 구분한다.

요인에 대한 회귀분석 결과를 제시한 것이다. <표 7>에서 나타난 바와 같이 합병대상 기업과 합병기업 간의 상대적 규모를 나타내는 독립변수인 *RLS*를 측정하는 방법과 합병기업의 합병 전 경영성과를 나타내는 *PRF*를 측정하는 방법에 따라 4가지 서로 다른 유형의 회귀모형식에 대한 분석을 시도하였다.

<모형 1>은 상대적 규모변수로서 (합병대상기업의 총자산/합병기업의 총자산)에 의해 추정된 *RTA*를, 그리고 합병기업의 경영성과를 나타내는 변수로서는 합병대상기업의 합병 전 3년간의 평균 자기자본순이익률인 *ROE*를 각각 사용하였다. <모형 2>는 상대적 규모를 나타내는 변수로서는 <모형 1>과 마찬가지로 *RTA*를 사용하였으나, 합병기업의 경영성과변수로는 합병 전 합병대상기업의 경영부실 여부를 나타내는 더미 변수인 *BAD*를 사용하였다. <모형 3>은 상대적 규모 변수로서는 (합병대상기업의 시장가치/합병기업의 시장가치) 비율인 *RMV*를, 합병대상기업의 경영성과 변수로는 *ROE*를 채택하고 있다. 마지막으로 <모형 4>는 상대적 규모변수로 *RMV*를, 합병대상기업의 경영성과 변수로는 *BAD*를 사용하였다.

<표 7>에 제시된 회귀분석 결과에 의하면, 4가지 유형의 모형식의 R^2 값이 30~50% 내외로 결코 낮지 않은 수준이며, F 값도 일반적으로 인정된 유의수준 하에서 모두 유의한 것으로 나타났다. 따라서, 4가지 유형의 모형식 모두가 모형의 적합도에서 문제가 없다는 것을 알 수 있다. 특히, 4가지 유형의 모형식 중에서 상대적 규모변수로서 시장가치의 비율로 나타낸 *RMV*를, 합병 전 합병대상기업의 경영성과 변수로서 합병대상기업의 부실 여부를 나타낸 *BAD*를 사용한 <모형 4>의 R^2 와 F 값이 가장 높게 나타났다.

한편, 회귀모형식에서 개별회귀계수를 살펴보면, <모형 1>에서는 총자산액으로 표시된 상대적 규모변수인 *RTA*만이 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, <모형 2>에서는 *RTA*뿐만 아니라, 합병 전 합병대상기업의 부실 여부를 표시하는 *BAD*도 유의한 것으로 밝혀졌다. <모형 3>에서도 시장가치로서 상대적 규모를 나타낸 *RMV*만이 유의하게 나타났으며, <모형 4>에서는 *RMV*뿐만 아니라 *BAD* 또한 유의한 것으로 나타났다. 상대적 규모변수인 *RTA*와 *RMV*, 경영부실을 나타내는 *BAD* 등을 제외한 모든 변수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. *BAD*와 함께 합병 전 합병대상기업의 경영성과를 자기자본순이익률로 표시한 *ROE*도 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이러한 회귀분석 결과는 공시일-합병일 중간기간에서 발생하는 합병대상기업의 누적초과수익률이 합병대상기업의 규모가 합병기업에 비해 상대적으로 클수록 증가하며,

<표 7> 공시일-합병일 중간기간의 합병대상기업 누적초과수익률의 결정요인

아래 표는 공시일-합병일 중간기간에서 합병대상기업의 누적초과수익률의 결정요인을 분석하기 위해 다음 4가지 유형의 회귀모형식의 분석 결과를 나타낸 것이다.

모형 1: $CER_i = \beta_0 + \beta_1 RTA_i + \beta_2 AFL_i + \beta_3 CON_i + \beta_4 MKT_i + \beta_5 ROE_i + \beta_6 PRM_i + \epsilon_i$

모형 2: $CER_i = \beta_0 + \beta_1 RTA_i + \beta_2 AFL_i + \beta_3 CON_i + \beta_4 MKT_i + \beta_5 BAD_i + \beta_6 PRM_i + \epsilon_i$

모형 3: $CER_i = \beta_0 + \beta_1 RMV_i + \beta_2 AFL_i + \beta_3 CON_i + \beta_4 MKT_i + \beta_5 ROE_i + \beta_6 PRM_i + \epsilon_i$

모형 4: $CER_i = \beta_0 + \beta_1 RMV_i + \beta_2 AFL_i + \beta_3 CON_i + \beta_4 MKT_i + \beta_5 BAD_i + \beta_6 PRM_i + \epsilon_i$

여기서, CER은 개별 합병대상기업의 누적초과수익률을, RTA는 총자산액으로 측정된 상대적 규모변수를, RMV는 주식의 시장가치로 측정된 상대적 규모변수를, AFL은 계열합병 더미변수(계열합병 1, 비계열합병 0)를, CON은 다각화 더미변수(비관련 다각화 1, 관련 다각화 0)를, MKT는 시장상황에 관한 더미변수(호황 1, 불황 0)를, ROE는 합병대상기업의 합병전 3년간의 평균 자기자본순이익률을, BAD는 합병대상기업의 합병전 경영부실 여부에 관한 더미변수(부실기업 1, 정상기업 0)를, PRM은 합병대상기업의 주식에 대한 프리미엄을 각각 나타낸다.

모형 변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Intercept	-0.2416 (-0.858)	-0.2315 (-1.006)	-0.3909 (-1.387)	-0.3575 (-1.616)
RTA	0.2078 (2.498)**	0.1664 (2.144)**		
RMV			0.4194 (3.112)***	0.3618 (3.043)***
AFL	-0.0610 (-0.302)	-0.0083 (-0.049)	0.0335 (0.168)	0.0634 (0.391)
CON	0.1518 (0.837)	0.1204 (0.777)	0.1596 (0.950)	0.1236 (0.893)
MKT	-0.1242 (-0.707)	-0.0343 (-0.216)	-0.1057 (-0.640)	-0.0169 (-0.115)
ROE	0.0002 (0.892)		0.0001 (0.643)	
BAD		-0.3986 (-2.372)**		-0.3890 (-2.541)**
PRM	-0.2571 (-0.935)	-0.2234 (-0.910)	-0.2883 (-1.137)	-0.2648 (-1.209)
R ²	0.3278	0.4338	0.3946	0.5109
F	2.032*	3.192**	2.715**	4.352***
N	34	34	34	34

주) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

()안의 수치는 회귀계수의 t값을 의미함.

반대로 합병 전 합병대상기업의 경영성파가 부실할수록 감소한다는 것을 의미한다. 즉, 합병대상기업의 규모가 합병기업에 비해 상대적으로 작을수록, 그리고, 합병 전 합병대상기업의 경영부실화가 심할수록, 공시일-합병일 중간기간에서 발견되는 합병대상기업

의 주주 부의 감소가 더욱 확대된다는 것을 알 수 있다. 이것은, 공시일 이후 협상과정 중에 합병대상기업의 부실한 경영성과에 대한 새로운 정보가 주식시장에 노출됨으로써 중간기간 중에 합병대상기업의 주가가 비정상적으로 하락하는 것으로 해석될 수 있다. 이러한 현상은 기업회계의 투명성이 후진적인 기업경영의 문제점으로 부각되고 있는 우리나라 증시에서 발생할 가능성이 매우 높은 현상으로 볼 수 있다. 특히, 합병대상기업이 소규모 기업일수록 주가 하락 폭이 큰 것은 증시에서 소규모 합병대상기업에 대한 정보가 규모가 큰 기업에 비해 상대적으로 정보 노출의 정도가 낮으므로, 새로운 정보에 대한 주가 반응은 반대로 기업 규모가 작을수록 더욱 크게 나타나기 때문이다.

한편, 또 다른 관점에서는, 기업규모가 작거나, 합병 전에 경영성과가 부실한 합병대상기업의 경우는, 최종적인 합병조건이 결정되는 과정인 공시일-합병일 기간 중에 합병기업에 비해 상대적으로 교섭력이 떨어져 불리한 합병조건이라도 수락할 수밖에 없기 때문에 합병대상기업의 주주들은 이 기간 중에 비정상적인 주가하락을 경험하는 것으로 해석될 수도 있다.

2) 합병기업의 초과수익률

<표 8>은 공시일-합병일 중간기간에서 발생한 합병기업의 평균누적초과수익률 (\overline{CER}_i), 평균누적초과수익률의 표준편차 및 t 값을 나타낸 것이다.

<표 8> 공시일-합병일 중간기간의 합병기업의 평균누적초과수익률

\overline{CER}_i 의 누적기간		\overline{CER}_i	S(\overline{CER}_i)	\overline{CER}_i 의 t 값
t_1	t_2			
공시일+1	합병일-2	-0.0947	0.0716	-1.3220

주) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

<표 8>에서 공시일-합병일 중간기간 동안 합병기업의 평균누적초과수익률은 -0.0947 ($t=-1.3220$)로 마이너스의 값을 갖는 것으로 나타났으나, 합병대상기업의 경우와는 달리 통계적으로 유의적이지 못했다. 따라서, 합병기업의 주주들은 공시일-합병일 중간기간에서 초과수익률을 얻지 못한다는 <가설 2a>를 기각할 수 없다.

이러한 분석결과는, 합병에 대한 직접 공시 이후 합병일 전까지의 기간동안 합병기업의 주주들은 비정상적인 부의 감소나 증가를 경험하지 않는다는 것을 의미한다. 즉, 이러한 결과는 공시일-합병일 중간기간 동안 합병대상기업의 주주들이 비정상적인 부

의 감소를 겪게 되는 데 반해, 합병기업의 주주들은 정상적인 주식수익률을 얻게 된다는 것을 의미한다. 이것은 또한 우리나라 합병시장이 합병기업에게 유리한 구매자 중심의 비경쟁적 시장이라는 것을 실증적으로 보여주는 분석 결과라고 생각된다.

3. 합병일에서의 가치효과

우리나라 증권시장에서 상장기업 간 합병의 법적 절차에 의하면, 합병당사기업들은 합병계약에 대한 이사회 승인을 얻고 합병신고와 함께 직접공시를 하게 된다. 이사회 결의와 직접 공시 이후에도 합병의 최종 마무리를 위해 공정거래위원회의 기업결합승인과 주주총회의 합병승인을 거쳐야 한다.

이 두 관문을 거치게 되면, 합병의 성사 여부에 대한 불확실성은 사라지게 된다. 합병일(completion date)은 이러한 합병 절차가 법적으로 완료되는 시점을 의미한다. 지금까지는 공시일을 사건일로 설정하고 초과수익률을 추정하였으나, 여기서는 합병일을 사건일로 정하고 합병일을 전후로 한 주가 변화를 통해 주주 부의 변화 유무를 분석한다. 그런데, 합병대상기업의 주식은 통상 합병일 3일 전부터 거래정지되므로, 여기서는 합병기업만을 대상으로 합병일에서의 주가 변화를 살펴보고자 한다.

<표 9>는 합병기업의 표본을 대상으로 사건일인 합병일을 기준으로 상이한 CAR 윈도우별로 추정한 누적평균초과수익률(CAR), 누적평균표준초과수익률의 표준편차($S(CAR)$)와 검정통계량 t값을 나타낸 것이다.

<표 9> 합병일에서 합병기업의 누적평균초과수익률(CAR)

CAR의 누적기간		CAR	S(CAR)	CAR의 t값
t ₁	t ₂			
-1	+1	0.0025	0.0069	0.3675
-1	0	-0.0033	0.0048	-0.6901
0	+1	0.0001	0.0048	0.0232

주) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

사건일인 합병일(t=0)을 기준으로 t=-1일에서 합병일 직후인 t=+1일까지의 기간동안 추정한 합병기업의 누적평균초과수익률은 0.0025(t=0.3675)로 양의 값을 가지나 비유의적으로 나타났다. 또한, 합병일 직전일인 t=-1에서 합병일(t=0)까지의 누적평균초과수익률은 -0.0033(t=-0.6901)으로 마이너스의 값을 가지나 유의적이지는 못했다.

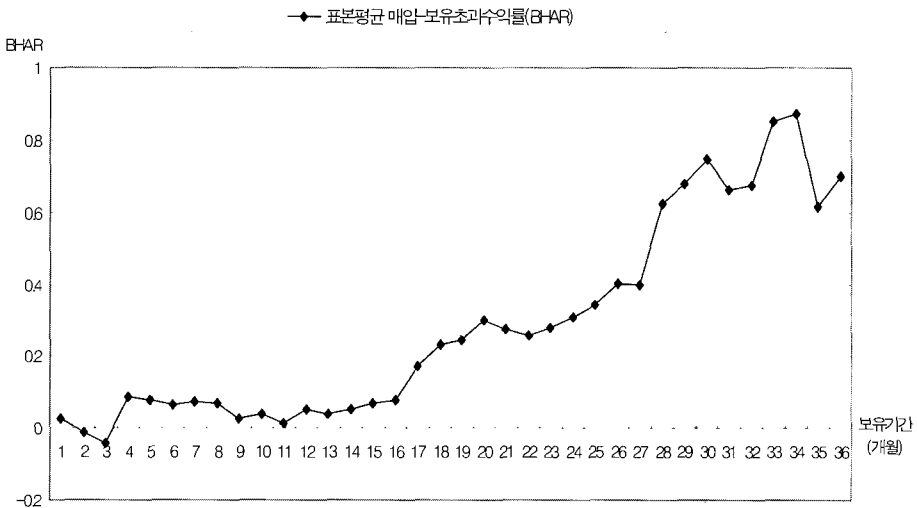
이러한 분석 결과에 의하면, 합병기업의 주주들은 합병일에서 초과수익률을 얻지 못

한다는 <가설 3>을 기각할 수 없다. 따라서, 합병일에서는 합병기업에 대한 비정상적인 주가 반응이 발생하지 않는다는 것을 알 수 있다.

4. 합병일 이후의 장기성과

본 연구에서는 합병기업의 합병일 이후 3년간의 장기적인 시장성과를 측정하여, 합병기업은 합병일 이후 장기적으로 초과수익률을 얻지 못한다는 <가설 4>를 검증한다. 이를 위해, 상장기업 간 합병의 전체 표본(n=34) 가운데 최소한 3년간의 월간 주식수익률 자료를 입수할 수 있는 24개의 합병기업을 부표본으로 선정한다.⁵⁾ 합병일 이후 합병기업의 장기적인 시장성과를 측정하는 데에는 Barber and Lyon(1997)의 통제기업접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR) 추정방법을 사용한다.

[그림 5]는 합병일 이후 36개월간 보유 기간에 따라 합병기업의 평균 매입-보유초과수익률을 그래프로 나타낸 것이다. 그리고, <표 10>은 3년간의 월간 주식수익률 자료를 입수할 수 있는 24개 합병기업으로 구성된 부표본을 대상으로 추정한 보유기간별 표본평균 매입-보유초과수익률과 그것의 표준편차 및 t값을 나타낸 것이다.



[그림 5] 합병일 이후 합병기업의 표본평균 매입-보유초과수익률

5) 주가의 장기성과를 측정할 시에 사용되는 측정기간(time interval)은 3년 혹은 5년이 일반적이다. 본 연구에서는 이 중에서 3년을 시장성과의 측정기간으로 선택한다. 이에 따라, 전체 표본 34개 가운데 합병 후 3년간의 주식수익률 자료를 갖지 못하는 1995년 이후의 10개 합병기업을 제외한 나머지 24개의 합병기업만을 대상으로 합병일 이후의 장기성과를 측정한다.

<표 10> 합병일 이후 합병기업의 보유기간별 매입-보유초과수익률

합병기업 포트폴리오의 보유기간(월)		$BHAR(t_1, t_2)$	$\frac{S_{BHAR}}{\sqrt{n}}$	t_{BHAR}
t_1	t_2			
1	12	0.0499	0.1295	0.3855
1	24	0.3076	0.3878	0.7932
1	36	0.6994	0.7767	0.9005
1	6	0.0665	0.1242	0.5352
7	12	0.0116	0.0320	0.3638
13	24	0.0237	0.1631	0.1454
25	36	0.0321	0.2010	0.1599

주) ***,**는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

[그림 5]와 <표 10>에 나타난 바와 같이, 합병일 이후 12개월, 24개월, 36개월 간의 합병기업의 표본평균 매입-보유초과수익률(BHAR)은 각각 0.0499($t=0.3855$), 0.3076($t=0.7932$), 0.6994($t=0.9005$)로 모두 양의 초과수익률을 보이고 있으며, 보유기간이 길수록 증가하는 경향을 보이고 있다. 그러나, 합병기업의 표본평균 매입-보유초과수익률이 통계적으로 유의하지 않기 때문에, 합병기업이 합병일 이후 장기적으로 초과수익률을 얻지 못한다는 <가설 4>를 기각하지 못했다.

이러한 실증분석 결과에 의하면, 상장기업 간 합병에 있어서 합병기업의 합병일 후 장기적인 시장성고가 유사한 기업 특성을 갖는 통제기업에 비해 비정상적으로 높거나 낮지 않은 것으로 나타나고 있기 때문에, 주주 부의 측면에서 평가할 때 장기적인 합병 효과가 발생하였다고 보기는 어렵다.

따라서, 이 결과는 상장기업 간 합병의 중장기적인 시장성고에 대한 선행연구인 오현탁(1994)과 정형찬·박경희(1999)의 연구결과와 일치한다. 그러나, 합병기업의 주가가 합병일 이후 장기적으로 마이너스 초과수익률을 실현한다는 미국의 Asquith(1983), Agrawal, Jaffe and Mandelker(1992) 등의 연구결과와는 상이하다.

지금까지 우리나라 상장기업 간 합병의 전체적인 진행과정에서 발생하는 합병당사기업들의 주주 부의 변화 유무를 실증적으로 밝히기 위해 합병의 전과정을 두 개의 사건 일인 공시일과 합병일을 중심으로 4개의 하위기간으로 구분하여 해당기간별로 합병관련기업들의 주식초과수익률을 추정하고 이에 대한 통계적 유의성을 검정하였다.

<표 11>은 합병절차의 하위기간별로 추정한 합병기업과 합병대상기업들의 초과수익률과 이에 대한 통계적 유의성 검정 결과를 제시한 것이다.

<표 11> 합병관련기업들의 하위기간별 누적평균초과수익률 추정결과

기간 표본	공시기간	중간기간	완료기간	합병 후 3년간
합병대상기업 (n=34)	0.0092 (0.2061)	-0.1904*** (-2.7395)		
합병기업 (n=34)	0.0019 (0.0769)	-0.0947 (-1.3220)	0.0025 (0.3675)	0.6994 (0.9005)

주) 괄호 속의 수치는 각 누적평균초과수익률의 t값을 의미함.

*,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한(양측검정) 수치임.

<표 11>에서 제시된 본 연구의 분석 결과를 요약한다면, 우리나라 기업지배권 시장에서 상장기업들 간의 우호적인 합병이 기업간 결합에 의한 자원배분의 효율성 제고와 시너지 효과의 발생을 통해 새로운 부를 창출한다는 가설을 지지하는 실증적인 증거를 발견할 수 없었다. 이것은 결과적으로 우리나라 기업지배권 시장에서 상장기업들 간의 합병시에 합병대상기업들이 기업의 경영권을 가장 효율적인 경영진에게 이전시키고 결합기업의 수익성을 향상시킴으로써 궁극적으로는 주주 부의 극대화에 기여하는 경영전략으로서 합병을 수행하고 있지 않다는 것을 실증적으로 보여주고 있다.

IV. 토 론

<제 III장 실증분석 결과>에서 합병이 합병관련기업들의 주주 부의 증대에 기여하지 못하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 우리나라 기업지배권 시장에서 상장기업들 간의 합병은 미국이나 유럽의 증권시장에서와는 달리 새로운 부를 창출하지 못하고 있다는 것을 의미한다.

그러면, 대부분의 선진국 시장에서는 상장기업들 간의 합병이 합병관련기업들의 주주 부의 증대에 기여하는데 반해, 우리나라의 기업지배권 시장에서는 그렇지 못한 이유는 무엇일까? 여기서는, 우리나라 증권시장에서 합병과 관련된 증권시장의 반응이 미국과 같은 선진국에서의 그것과 상이한 이유를 우리나라 상장기업의 기업지배구조와 합병시장의 특성과 관련지어 논의해 보고자 한다.

1. 우리나라 합병의 대부분을 차지하고 있는 기업집단 내의 계열기업들 간의 합병은 기업집단의 내부자본시장(internal capital market)에서 이루어지는 합병으로 외부시장(external capital market)에서 이루어지는 합병에 비해 가치창출효과가 상대적으로 낮을 것이다.

우리나라 기업집단의 계열기업들 간에 이루어지는 합병은 기업집단의 본사(head-quarters)가 마련한 사업구조 개편전략의 일환으로 수행된다. 따라서, 우리나라 합병의 대부분을 차지하는 계열기업간 합병은 외부자본시장에서 투자자들의 평가를 반영하는 가격기구에 의해 이루어지는 것이 아니라, 조직의 수직적 관계인 위계질서에 따른 명령(hierarchy)에 의해 수행되는 기업집단 내부의 자본거래로 볼 수 있다. 즉, 미국과 같은 선진국에서의 합병은 거의 대부분이 외부자본시장에서 거래가 이루어지는 합병인데 반해, 우리나라에서의 상장기업들 간의 합병은 기업집단 내의 내부자본시장에서 이루어지는 계열기업간 합병이 주류를 이루고 있다.

따라서, 우리나라 기업지배권 시장에서의 합병의 가치효과가 미국의 그것과 서로 다른 것은 외부자본시장과 기업집단의 내부자본시장 간의 상대적 효율성에 기인할 수 있다. 외부자본시장과 내부자본시장의 상대적 효율성에 관한 Stein(1997)의 연구에 의하면, 기업집단의 본사가 관리하는 비관련 프로젝트의 수가 늘어나게 되면, 내부자본시장은 외부시장에 비해 자원배분의 효율성이 상대적으로 감소하게 된다(p.127). 이 명제(proposition)에 대해 Stein(1997)이 제시한 논리적 근거는 다음과 같다.

기업집단이 수행해야 할 프로젝트의 수가 늘어나게 되면, 총투자자본의 규모는 커지게 되나, 이것은 동시에 본사의 통제 효율성(monitoring effectiveness)을 감소시키게 만든다. 왜냐하면, 본사가 투자 의사결정을 내려야 할 프로젝트의 수가 늘어나게 되면, 본사는 좋은 투자안(winners)과 나쁜 투자안(losers)을 정확히 구별할 수 있는 능력을 점차 잃어버리게 된다. 뿐만 아니라, 본사가 투자안의 평가시에 오류를 범할 수 있다는 것을 인정한다면, 기업집단이 특정 업종에 전문화되어 있어 투자평가대상인 프로젝트 상호간에 평가오류의 상관관계가 존재하는 한, 이러한 평가오류는 본사가 프로젝트들의 투자 우선순위를 결정하는 데 크게 문제되지 않는다. 그러나, 기업집단이 다양한 업종을 영위함으로써 비관련 다각화의 정도가 높을 경우에는 프로젝트 간의 평가오류가 상관관계를 나타내지 않을 것이기 때문에, 본사가 상대적인 관점에서 프로젝트의 투자 우선순위를 매기는 데 오류를 범할 확률이 더욱 높아지게 된다. 따라서, 기업집단의 본사가 관리하는 비관련 프로젝트의 수가 늘어나게 되면, 기업집단의 내부자본시장은 외부시장에 비해 자원배분의 효율성이 상대적으로 감소하게 된다.

우리나라 대규모 기업집단의 경우, 정부의 지속적인 비관련 다각화 억제 및 전문화 유도 정책에도 불구하고, 기업집단의 영위 업종이나 계열기업의 수는 아래 <표 12>에서 제시된 바와 같이 계속 확대되는 경향을 보이고 있다(김주현·이원흠·진태홍(1996), p.184).

<표 12> 기업집단 계열기업의 확장과 사업영역의 다변화

구 분	1987. 4	1992. 4	1993. 4	1994. 4
평균계열기업 수	16.8	19.2	20.1	20.5
평균영위업종 수	—	17.9	18.3	19.1

자료원 : 한국경제연구원 규제완화 센터, '규제완화', 1994년 가을호.

기업집단 내의 내부자본시장의 효율성에 관한 Stein(1997)의 명제를 적용시킬 경우, 계열기업 수와 비관련 다각화의 지수가 증가하는 추세를 나타내는 우리나라 대규모 기업집단의 내부자본시장은 외부자본시장에 비해 효율성이 상대적으로 낮아지게 될 것이다. 그러므로, 우리나라 합병의 약 90%에 이르는 계열기업 간의 합병은 다각화된 대규모 기업집단의 내부자본시장에서 거래가 이루어지는 합병으로 외부시장에서 이루어지는 합병거래에 비해 가치창출 효과가 상대적으로 낮을 수밖에 없을 것이다.

2. 기업지배구조의 후진성으로 인해 합병이 기업집단 내의 한계기업의 퇴출을 지연시키기 위한 수단으로 악용되고 있다.

우리나라 합병시장의 특성 중의 하나로, 동일 기업집단 내의 계열기업 중에서 경영실적이 계속 저조하고 독자적 회생이 불가능하거나, 적자누적으로 금융기관으로부터 차입이나 증권발행이 어려운 기업을 계열 내의 다른 기업과 합병시키는 사례가 많다는 것이다(김희석(1990), p.159). 즉, 기업집단 내의 계열기업간 합병이 주주 부를 극대화시키기 위한 경영전략으로서 수행되는 것이 아니라, 기업집단 내의 한계기업의 퇴출을 지연시키기 위한 상호보조(cross subsidization)의 수단으로 악용되고 있다는 것이다.

이러한 합병은 우리나라 기업집단의 지배구조의 특성인 계열기업 간의 상호주식보유와 상호지급보증 등으로 복잡하게 얽혀 있어 기업집단의 본사가 전체 기업집단에 가치 하락을 가져다 줄 것이라는 사실을 알고도 퇴출보다는 합병을 선택할 수밖에 없는 상황에서 이루어질 수 있다. 뿐만 아니라, 계열기업의 퇴출로 인해 초래될 기업집단 전체의 브랜드 이미지의 하락이나 총수 개인의 체면 손상과 같은 비경제적인 이유로 한계기업을 계열기업과 합병시키는 경우도 없지 않다.

실제로, 1980~1997년 간의 기간 중에 한국증권거래소에 상장된 기업 중 합병이외의 사유로 상장폐지된 기업수는 총 68개 기업, 연평균 3.7개 기업으로 나타났으나, 이 중 30대 기업집단의 계열기업은 거의 찾아 볼 수 없었다. 또한, 외국인 투자자들은 주한 EU 상공회의소의 통상보고회 발표회에서 한국경제의 투명성과 공정성 문제의 하나로 부실기업을 감추기 위한 계열사의 합병에 대한 법적 규제를 정식으로 요구하기도 하였다(한국경제신문, 1999. 3. 10일자).

이와 같이, 우리나라의 합병 사례 중에서 일정 부분은 합병기업과 합병대상기업 간의 결합을 통한 시너지 효과를 창출하기 위한 합병(synergistic mergers)이거나 혹은 경영권을 가장 효율적인 경영진에게로 이전시키는 합병(disciplinary mergers)이 아니라, 단순히 기업집단 내의 한계기업의 퇴출을 지연시키기 위한 위장합병이라는 사실을 부정하기 어렵다. 이러한 유형의 합병은 비효율적인 경영자와 부실기업을 보호하는 안전장치의 역할을 함으로써 오히려 합병기업의 효율성을 저해하고, 나아가서는 합병기업의 시장가치를 떨어뜨리는 결과를 가져다 줄 것이다. 따라서, 한계기업의 퇴출을 지연시키기 위한 목적으로 수행된 합병이 전체 합병사례에서 차지하는 비율이 높을수록 합병이 갖는 평균적인 가치창출 효과는 낮아질 수밖에 없을 것이다.

3. 노동시장의 경직성으로 인해 합병에 의한 인건비 절감효과를 얻을 수 없다.

재무관리 교과서에서 합병의 경제적 이득의 원천으로서 가장 첫 번째로 들고 있는 것이 규모의 경제에 의한 운영효율(operating efficiency)의 증대이다. 합병기업의 운영효율의 증대는 일반적으로 합병 이후 과잉인력이나 과잉생산시설을 제거하여 고객의 욕구를 보다 효율적으로 충족시킴으로써 달성되는 사례가 많다.

합병 후 과잉인력과 과잉생산시설을 제거함으로써 상당한 경비 절감을 달성한 좋은 예는 미국의 Chemical Bank와 Manufactures Hanover 두 은행 간의 합병사례에서 찾아볼 수 있다. 두 은행은 합병이 공시될 시점에서 인건비를 포함한 간접경비(overhead)의 절감액을 연간 약 6.5억불 정도로 추정하였다. 그러나, 합병이 성공적으로 이루어지고 난 이후에 중복되는 지점의 폐쇄, 잉여 종업원의 정리해고 및 마케팅 경비의 감축 등을 통한 영업비용절감액은 실제 예상액보다 약 1억불이 많은 7.5억불에 달하였다. 합병으로 얻은 이러한 경영효율의 증대로 Chemical Bank의 주식 가격은 합병 후 크게 증가되었으며, 그 후 1995년에 Chase Manhattan Bank와의 또 다른 대규모 합병을 준비하는 데 큰 도움이 되었다고 한다 (Wasserstein(1998), pp.140-141).

그러나, 우리나라에서는 고용조정제를 인정하는 근로기준법이 개정 통과된 시점인 1998년 2월 14일 이전에는 합병 이후에 잉여노동력이 발생하더라도 이들을 정리해고시킬 수 있는 법적 근거가 없어, 합병에 의한 인건비 절감효과를 거의 얻을 수 없었다. 따라서, 1998년 이전에 이루어진 우리나라의 합병은 당시의 노동시장의 경직성으로 말미암아 합병 이후 과잉인력과 과잉생산시설을 처분함으로써 얻을 수 있는 합병의 경제적 이득을 누릴 수 없었다.

지금까지, 우리나라 증권시장에서 상장기업들 간의 합병이 합병관련기업들의 주주부의 증대에 기여하지 못하는 이유를 우리나라 상장기업의 기업지배구조와 합병시장의

특성과 관련지어 논의해 보았다. 우리나라 기업지배권 시장에서의 합병은 대부분이 기업집단 내의 내부자본시장에서 이루어지고 있으며, 기업집단 내부에서 부실한 계열기업의 퇴출을 지연시키기 위한 수단으로 이용되고 있다는 점과 노동시장의 경직성으로 인해 합병에 의한 인건비 절감효과를 누릴 수 없다는 점 등의 제도적 특성 때문에, 합병에 의한 가치창출 효과가 미국을 비롯한 선진국에 비해 낮게 나타나고 있는 것으로 판단된다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라 기업지배권 시장에서 합병이 합병당사기업들의 주주 부의 증대에 기여하는가를 상장기업들 간의 합병사례를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 이를 위해, 본 연구에서는 1980년부터 1997년까지의 기간동안 성공적으로 이루어진 상장기업들 간의 합병사례 중에서 34개 합병기업과 합병대상기업을 표본기업으로 선정하였다. 이들 표본기업을 대상으로, 두 개의 사건일(event date)인 공시일과 합병일을 전후로 한 합병절차의 전과정에서 발생하는 종합적인 합병의 가치효과를 측정하였다.

합병의 전과정을 하나의 기간단위로 하였을 때, 각 하위기간별 주가 반응의 방향이 서로 다를 경우에는 하위기간별 주가 반응들이 상쇄되어 버릴 가능성이 매우 높아지게 된다. 이러한 경우에는 각 하위기간별 주가 반응이 유의적임에도 불구하고, 이들을 합산하게 되면 서로 상쇄되어 비유의적인 것으로 판단할 위험이 따르게 된다. 따라서, 본 연구에서는 종합적인 합병의 가치효과를 측정하기 위해 합병절차의 전과정을 다음 4개의 하위기간으로 구분하여 해당 하위기간별로 합병관련기업들의 주식초과수익률을 추정하고 이에 대한 통계적 유의성을 검정하였다: ① 공시일 -30일에서부터 공시일까지의 공시기간, ② 공시일 +1일에서부터 최종 합병일 -2일까지의 중간기간, ③ 합병일 -1일에서부터 합병일 +1일까지의 합병완료기간, ④ 합병일 이후부터 36개월 동안의 장기 기간.

합병의 가치효과에 대한 분석 결과, 우리나라 기업지배권 시장에서 상장기업들 간의 합병이 합병당사기업들의 주주 부를 증가시킨다는 가설을 지지하는 실증적인 증거를 발견할 수 없었다.

합병대상기업의 경우, 공시기간 동안 0.92%의 양(+)의 누적초과수익률을 얻는 것으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 못했다. 그러나, 공시일-합병일 중간기간에서는 -19.04%의 마이너스 평균누적초과수익률을 얻는 것으로 추정되었으며, 이것은 1% 유의수준 하에서 유의한 것으로 나타났다. 특히, 합병대상기업의 규모가 합병기업에 비해 상대적으로 소규모이거나 혹은 합병대상기업의 경영성과가 부실한 경우, 합병대상기업

의 주주들은 그렇지 않은 기업에 비해 중간기간 중에 더 큰 부의 감소를 경험하는 것으로 나타났다.

그리고, 합병기업의 경우, 하위기간별로 추정된 합병기업의 누적평균초과수익률의 부호가 서로 일치하지 않았으며, 모두 일반적으로 사용되고 있는 유의수준 하에서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이것은 우리나라 합병시장이 구매자 중심의 비경쟁적인 시장임에도 불구하고, 상장기업들 간의 합병에서는 합병기업의 주주들도 합병절차의 전과정을 통해 유의적인 초과수익률을 얻지 못하고 있다는 것을 의미한다.

그러므로, 본 연구의 실증분석 결과는 합병관련 기업들이 기업간 결합에 의한 자원 배분의 효율성 제고와 시너지 효과의 창출을 통해 궁극적으로 주주 부를 극대화시키는 목적 하에서 합병을 추진하고 있지 않음을 시사해 주고 있다. 즉, 이러한 분석 결과는 우리나라 기업들의 합병 동기와 밀접한 관련성이 있을 것으로 생각된다. 실제로 우리나라 기업 지배권 시장에서 합병이 주로 동일 기업집단 내의 부실 계열기업의 퇴출을 지연시키기 위한 구조조정 전략으로 활용되거나 혹은 외형을 기준으로 기업의 대외공신력을 평가하고 여신 규모를 결정하는 금융관행 때문에 생산규모와 매출액 증대를 위한 성장전략으로 이용되고 있다. 이처럼, 우리나라 기업지배권 시장에서의 합병이 기업간 결합에 의한 자원배분의 효율성 제고를 통한 새로운 가치 창출을 목적으로 수행되고 있지 않기 때문에, 결과적으로 우리나라 상장기업들 간의 합병은 미국시장에서와는 달리 합병관련 기업들의 주주 부의 증대에 기여하지 못하고 있는 것으로 해석될 수 있다.

본 연구에서는 우리나라 기업지배권 시장에서 합병이 과연 새로운 부를 창출하는가를 상장기업들 간의 합병사례를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 이것은 기업인수 및 합병의 유형 중에서 단지 우호적인 합병이 합병관련기업의 주주 부에 미치는 가치효과를 검정한 것일 뿐이다. 기업인수 및 합병의 또 다른 유형인 공개매수제외(tender offer)에 의한 기업인수가 인수기업과 인수대상기업의 주가에 미치는 효과에 대한 실증분석은 전혀 다루지 못했다. 미국의 기업지배권 시장을 대상으로 한 연구결과에 의하면, 평균적으로 비우호적인 공개매수제외에 의한 기업인수가 우호적인 합병에 비해 주주 부에 미치는 영향이 더욱 크다고 한다. 그러므로, 기업의 인수 및 합병이 새로운 부를 창출하는 데 기여하는가에 대한 물음에 해답을 제시하기 위해서는, 공개매수제외에 의한 기업인수가 주주 부에 미치는 효과에 대한 연구가 필수적이다. 그러나, 우리나라 기업지배권 시장에서는 아직까지 공개매수에 의한 기업인수의 사례가 많지 않기 때문에, 연구자들은 소표본으로 인한 연구방법론상의 문제점을 피할 수 없을 것이다. 그럼에도 불구하고, 앞으로 많은 연구자들이 지속적으로 관심을 가지고 다양한 연구가 이루어져야 할 분야라고 생각된다.

참 고 문 헌

- 김규영·조현상, “한국에서의 기업합병에 관한 실증적 연구”, 증권학회지 제19집, 1996, 1-26.
- 김주현·이원흠·진태홍, “기업집단의 경제력 집중, 소유집중과 통할체제”, 21세기 한국 기업의 통할체제, 정광선편, 서울대학교 경영대학 증권금융연구소, 1996, 179-218.
- 김희석, “기업합병 및 인수가 주주 부에 미치는 영향”, 서울대학교 대학원 박사학위 논문, 1990. 8.
- 서점식, “자본자유화가 M&A 시장에 미치는 영향에 관한 실증적 연구”, 경남대학교 대학원 박사학위 논문, 1997.
- 송영균·주상용, “한국에서의 기업합병의 성과에 관한 연구: cashflow 분석을 중심으로”, 증권학회지, 제20권, 1997, 71-104.
- 이석규, “한국기업합병의 동기와 성과에 관한 실증적 연구”, 연세대학교 대학원 박사학위논문, 1989.
- 오현탁, “합병제외기업의 수익률 행태와 장기적 효과”, 재무관리연구 제11권 제1호, 1994. 171-189.
- 장영광, “기업합병과 주식취득이 주주 부에 미치는 영향에 관한 실증연구”, 고려대학교 대학원 박사학위 논문, 1985.
- 장영광·송인만, “한국기업의 합병동기에 관한 실증적 연구”, 경영학연구, 제20권 제2호, 1991, 1-38.
- 정형찬·박경희, “합병일 이후 합병기업 주가의 장기성과”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999, 83-114.
- Agrawal, A., J. Jaffe, and G. Mandelker, “The Post-merger Performance of Acquiring Firms: A Re-examination of an Anomaly,” *Journal of Finance* 47, 1992, 1605-1622.
- Asquith, P., “Merger Bids, Uncertainty, and Stockholder Returns,” *Journal of Financial Economics* 11, 1983, 51-83.
- Barber, B. and J. Lyon, “Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics,” *Journal of Financial Economics* 43, 1997, 341-372.
- Brown, S. and J. Warner, “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies,”

The Journal of Financial Economics, 1985, 3-32.

Jarrell, G., J. Brickley and J. Netter, "The Market for Corporate Control: The Empirical Evidence since 1980," *Journal of Economic Perspective*, 1988, 49-68.

Jensen, C. and R. Ruback, "The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence," *Journal of Financial Economics* 11, 1983, 5-50.

Scholes, M. and J. Williams, "Estimating Betas from Nonsynchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, 309-328.

Stein, J. C., "Internal Capital Markets and the Competition for Corporate Resources," *Journal of Finance* 52, 1997, 111-134.

Wasserstein, B., *Big Deal*, Warner Books, 1998.