

# 합병일 이후 합병기업 주가의 장기성과

정형찬\* · 박경희\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 우리 나라 기업지배권 시장에서 합병일 이후 합병기업 주가의 장기성과를 측정하고자 하였다. 이를 위해, 본 연구에서는 1980년에서부터 1994년까지의 15년 동안 이루어진 120개 합병기업을 대상으로 합병일 이후 3년 동안 합병기업 주식의 초과수익률을 추정하였다. 실증분석 결과, 전체표본(N=120)의 경우 합병일 이후 3년 동안 합병기업 주식의 누적초과수익률과 매입-보유 초과수익률의 값이 모두 마이너스를 나타내고 있으나 통계적으로 유의성이 없어, 합병일 이후 합병기업의 장기성과가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못했다. 그러나, 동일 계열기업을 합병한 합병기업의 부표본(N=105)과 비상장기업을 합병한 합병기업의 부표본(N=92)에서는, 합병기업의 장기성과가 모두 유의적인 마이너스 초과수익률로 나타났다. 그리고, 합병일 이후 합병기업 주가의 저성과 현상은 합병대상기업이 계열기업이면서 동시에 비상장기업일 경우에 더욱 두드러지게 나타난다는 것을 다변량 회귀분석을 통해 발견하였다. 계열기업간 합병 및 비상장기업과의 합병을 대상으로 한 이러한 연구결과는, 우리 나라 기업집단의 지배구조와 기업문화와 상당한 관련성이 있는 것으로 생각된다.

## I. 서 론

본 연구는 우리 나라 증권시장에서 기업간 합병이 실질적으로 효력을 발생하는 합병일 이후 합병기업 주식의 장기성과를 추정하고자 한다. IMF 금융지원체제 이후 합병 및 인수(M&A)가 우리 나라 기업의 성장 및 구조조정을 위한 핵심 전략으로 부상되고 있다. 이러한 시점에서, 합병이 합병기업의 주주들에 미치는 장기적인 성과를 분석하여 합병을 통한 성장 및 구조조정 전략의 유용성을 검토하는 작업은, 개별기업의 경영전략적 측면에서뿐만 아니라, 합병에 관한 정부정책 수립에도 도움을 줄 수 있을 것으로

\* 부경대학교 경영학부 교수

\*\* 부경대학교 대학원 경영학과

\*\*\* 본 논문은 1998년 한국재무관리학회 춘계연구발표회에서 발표되었다. 본 논문에 대해 유익한 조언을 해주신 토론자 윤평식 교수(충남대)와 유익한 논평과 오류를 지적해 주신 익명의 심사위원 및 편집위원장 구분열 교수(충북대), 그리고 학회 연구발표회의 토론에 참여해 주신 회원 여러분들께 감사드립니다.

생각된다.

우리 나라 기업지배권 시장(market for corporate control)에서 이루어지고 있는 합병에 관한 기존의 많은 연구가 주로 합병의 공시시점에서 합병기업과 합병대상기업의 주주들이 얻게 되는 단기적인 가치효과에 초점을 두고 있다. 반면에, 합병이 공식적으로 법적 효력을 갖는 합병일 이후 합병기업 주식의 장기성과에 관한 본격적인 연구는 거의 수행되지 않고 있다.

미국의 경우도 우리 나라와 마찬가지로 합병에 대한 연구가 주로 합병공시 시점에서의 합병기업 및 합병대상기업의 주가 변화에 관한 것이 주류를 이루어 왔으나, 최근에는 합병 이후의 합병기업 주가의 장기성과에 관한 연구가 매우 활발히 진행되고 있다. 그러나, 아직까지도 합병기업의 장기성과의 방향과 그 원인에 대한 논란은 계속되고 있다.

한편에서는, 합병 후 합병기업의 주가가 장기적으로 부의 초과수익률을 실현한다는 연구결과를 제시하고 있다(Asquith(1983), Agrawal, Jaffe and Mandelker(1992)). 이러한 연구결과에 대해 Jensen and Ruback(1983, p.20)은 다음과 같이 언급하고 있다: “합병 이후 합병기업 주가가 장기적으로 부의 초과수익률을 실현하고 있는 현상은, 시장 효율성과 일치하지 않을 뿐만 아니라, 합병기간 중에 발생하는 주가변화가 합병으로 기대되는 미래의 효율성 증대를 과대 추정하였을 가능성도 제시해 주기 때문에 아직 명확하게 그 원인을 설명하지 못하고 있다.”

Agrawal, Jaffe and Mandelker(1992)는 합병일 이후 5년 동안 합병기업은 약 10%의 유의적인 부의 초과수익률을 얻게 된다는 실증 결과를 제시하고, 이러한 결과가 기업 규모 효과(firm size effect)나 베타측정 문제에서 기인하지 않는다는 점을 밝히고 있다. 또한, 그들은 합병기업의 저성과(underperformance) 현상이 합병 사건의 공시에 대한 시장의 느린 조정(slow adjustment)에 기인할 수 있다는 가설을 검정하였으나, 이 가설은 기각되었다. 그들도 이러한 이상 현상을 여전히 미해결로 결론짓고 있다.

이에 반해, 다른 한편에서는 합병 후 합병기업이 유의적인 부의 초과수익률을 실현하지 않는다는 상반된 연구 결과를 제시하고 있다(Langetieg(1978), Mandelker(1974), Malatesta(1983), Franks, Harris and Titman(1991)). Franks, Harris and Titman(1991)은 기존의 연구에서 보고하고 있는 합병 후 합병기업의 저성과 현상은 시장의 비효율성으로 인해 발생하는 것이 아니라, 초과수익률을 추정할 때 사용되는 벤치마크 포트폴리오(benchmark portfolio)의 설정이 잘못되어 발생하는 것으로 설명하고 있다. 그들은 벤치마크 포트폴리오로서 기존의 연구에서 사용하던 가치가중 주가지수(value-weighted index : VWI)나 동일가중 주가지수(equally weighted index : EWI)가 아니라

기업규모와 배당수익률, 과거의 주식수익률 등을 동시에 고려한 8개 포트폴리오를 벤치마크 포트폴리오(eight-portfolio benchmark)로서 사용하여, 합병 후 3년간의 합병기업 장기성적을 측정하였다. 그 결과, 벤치마크 포트폴리오로서 가치가중 주가지수나 동일가중 주가지수를 사용하는 경우에 나타났던 합병기업의 부의 초과수익률이 나타나지 않았다고 보고하고 있다.

이와 같이, 합병 후 합병기업의 장기적인 성과에 대해 완전히 상반된 견해가 대립되고 있는 가운데, 최근에 Loughran and Vijh(1997)는 합병기업의 장기성과가 합병방법(the mode of acquisition)과 지불형태(the form of payment)에 따라 달라진다는 새로운 연구결과를 제시하고 있다. 합병일 이후 5년 동안, 주식교환에 의한 합병방식(stock mergers)의 경우는 평균 -25%의 초과수익률을 실현하고 있는 반면에, 현금지불에 의한 주식공개매수(cash tender offers)의 경우는 +61.7%의 초과수익률을 실현하는 것으로 나타났다. Loughran and Vijh(1997)는 이것을 Myers and Majluf(1984)의 정보불균형가설(asymmetric information hypothesis)과 시장과소반응가설(market underreaction hypothesis)으로써 설명하고 있다. 그러나, 그들도 시장이 합병일에 예상되는 합병이득이나 손실을 합병기업의 주가에 효율적으로 반영하지 못하는 이유에 대해서는 설명을 하지 못하고 있으며, 앞으로 계속 연구되어야 할 미해결 과제라는 점을 인정하고 있다.

우리 나라에서의 합병에 대한 연구는 미국과 마찬가지로 합병의 공시가 주주 부에 미치는 가치 효과와 이것의 결정요인에 관한 것이 주류를 이루고 있다(장영광(1985), 김희석(1990), 이석규·송종준(1991), 김규영·조현상(1996)). 그러나, 합병일 이후 합병기업의 장기적인 시장성과에 관한 연구는 거의 없으며, 오현탁(1994)의 연구가 유일하다.

오현탁(1994)은, 합병의 시장성적을 측정하는 방법론으로서 가장 많이 이용되고 있는 자본자산가격결정모형에 의한 측정방법이 갖는 실증방법론 상의 문제점을 지적하고 있다. 그는 이에 대한 대체방안으로 합병기업의 합병 전후 수익률의 행태를 분석하고, 수익률 행태의 차이가 있는가의 여부에 의해 합병기업의 장기성적을 판단하는 접근방법을 사용하였다. 그는 1984~1988년 동안에 발생한 상장기업간 합병 사례 중 6개를 선정하여, 여기에 관련된 합병 당사기업의 합병 전후 5년간의 자료를 이용하여 수익률 행태의 차이를 분석하였다. 분석 결과, 우리 나라 상장기업 간 합병으로 인한 수익률 행태에 변화를 발견하지 못했으며, 투자자가 평가하는 합병의 중장기적 효과가 존재하지 않는다는 결론을 제시하고 있다.

그러나, 오현탁(1994)의 연구는 표본기업(합병기업)의 수가 6개에 불과해, 이것을 대상으로 한 연구 결과를 우리 나라 기업지배권 시장에서 합병의 중장기적인 성과로 일

반화하기에는 다소 무리가 있다고 생각된다.

그러므로, 본 연구에서는 1980년부터 1994년까지의 15년 동안에 이루어진 합병과 관련된 모든 합병기업을 대상으로 하여, 이들 합병기업 주식가격의 장기성과를 집중적으로 분석하고자 한다. 이를 위해, 우리 나라 증권시장에서 1980년 이후의 합병사례와 관련된 120개 합병기업을 표본기업으로 선정하고, 합병이 실질적으로 법적 효력을 발생하는 합병일을 기준으로 그 이후 3년간의 합병기업의 장기성과를 추정한다.

본 연구에서 합병기업의 장기적인 성과는 주식의 초과수익률에 의해 측정한다. 단기적인 주식의 시장성과를 측정하는 데에 있어서, 시장모형 등에 의해 추정된 주식의 초과수익률 혹은 누적초과수익률의 통계적 유의성을 검정하는 Brown and Warner(1985)의 전통적 사건연구 방법론이 매우 유용하며 통계적 오류도 용인할 수 있는 정도라는 것은 이미 잘 알려져 있다. 우리 나라의 증권시장에서도 B-W의 사건연구방법론이 단기성과를 측정하는 데 매우 효과적인 연구방법이라는 것을 김찬웅·김경원(1997)과 정형찬(1997) 등이 시뮬레이션을 통해 잘 보여 주고 있다.

그러나, 1년에서 5년간에 이르는 주식의 장기적인 시장성과를 측정할 경우에 시장지수를 이용하는 전통적인 B-W(1985)의 사건연구모형에 의해 장기적인 초과수익률을 추정한다면, 그 초과수익률의 검정통계량은 설정의 오류(misspecification error)가 매우 높다는 것을 Barber and Lyon(1997)이 시뮬레이션에 의해 증명하였다. 즉, 1년에서 5년간에 이르는 장기성과를 측정하는 데 있어서 시장지수(market index)를 이용한 전통적인 사건연구 방법론을 사용한다면, 실제로 유의적인 초과수익률이 존재하지 않음에도 불구하고, 검정 결과는 마치 유의적인 초과수익률이 존재하는 것으로 판단할 제1종 오류가 매우 높게 나타난다는 것이다.

Kothari and Warner(1997)도 이와 매우 유사한 시뮬레이션 결과를 제시하고 있다. 예를 들어, 시장모형을 이용하여 36개월간의 누적초과수익률을 추정한 후 주식의 장기성과가 존재하지 않는다는 가설을 검정한 결과, 5% 유의수준에서 임의 추출한 250개의 표본 중에서 기각률이 35.2%로 나타나 설정의 오류가 심각함을 잘 보여 주고 있다.

Barber and Lyon(1997)은 시장지수를 이용한 전통적인 사건연구 방법론이 갖는 이러한 설정의 오류를 수정하는 새로운 방법론으로서 통제기업 접근법(control firm approach)을 제안하고 있다. 그들의 통제기업 접근법에 의하면, 벤치마크 포트폴리오(benchmark portfolio)로서 시장지수를 이용하지 않고, 표본기업과 유사한 기업규모(보통주의 시장가치로 측정) 및 장부가/시장가 비율(book-to-market ratio)을 갖는 통제기업을 선정함으로써, 다양한 표본 상황에서도 설정의 오류를 줄이고 검정력을 높일 수

있다고 한다.

따라서, 본 연구에서도 합병기업의 장기성과를 추정하는 데 Barber and Lyon(1997)의 통제기업 접근법을 사용하고자 한다. 단, 통제기업을 선정하는 기준으로 Barber and Lyon이 권유하고 있는 기업규모와 장부가/시장가 비율 뿐만 아니라 산업요인도 함께 고려하였다. 또한, 본 연구에서는 주식의 초과수익률을 추정하는 데 있어서, 누적 초과수익률(cumulative abnormal returns : CAR)과 매입-보유 초과수익률(buy-and-hold abnormal returns : BHAR)을 함께 사용한다.

실증분석 결과, 1980년에서부터 1994년까지의 기간 동안에 이루어진 120건의 전체표본을 대상으로, 합병일 이후 3년간 합병기업 주가의 장기적인 시장성과를 추정하였으나 유의적인 초과수익률은 발견할 수 없었다. 전체표본을 대상으로 한 이러한 분석 결과는, 기존의 오현탁(1994)의 연구와는 일치하나, 미국의 증시에서 합병기업이 장기적으로 유의적인 부(-)의 초과수익률을 얻고 있다는 Asquith(1983), Agrawal, Jaffe and Mandelker(1992) 등의 연구결과와는 상반된 것이기도 하다.

그러나, 기업집단 내의 계열기업을 합병한 합병기업의 부표본(N=105)과 비상장기업을 합병한 합병기업의 부표본(N=92)에서는, 전체표본에서와는 달리 합병기업의 장기성과가 모두 유의적인 마이너스 초과수익률로 나타났다. 부표본을 대상으로 한 이러한 분석 결과는, 합병기업의 장기성과가 획일적이지 않고 합병 형태에 따라 달라진다는 Loughran and Vijh(1997)의 연구결과와 일치한다.

계열기업간 합병의 부표본에서 나타난 저성과 현상은 우리 나라 기업집단의 지배구조와 기업문화에 상당한 관련성이 있는 것으로 생각된다. 왜냐하면, 계열기업 간의 합병이 새로운 가치창조를 위한 합병이라기 보다는 부실 계열기업의 퇴출을 지연시키기 위한 기업집단의 전략적 차원에서 추진되었을 가능성이 매우 높기 때문이다. 뿐만 아니라, 이러한 합병동기는 기업목표를 자본수익성보다는 매출 및 생산규모 확대에 두고 있는 우리 나라 기업집단의 기업문화와도 일치한다. 따라서, 계열기업 간 합병에 있어서 합병기업의 저성과는 합병일 이후 부실 계열기업과의 합병으로 인한 마이너스 시너지 효과가 합병기업 주가에 반영되면서 나타나는 현상으로 해석된다. 특히, 합병대상기업이 계열기업이면서 동시에 비상장기업일 경우에 이러한 합병기업의 저성과 현상이 더욱 두드러지게 나타난다는 것을 다변량 회귀분석을 통해 발견하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 실증 분석을 위한 표본기업의 선정과 연구방법 등을 설명한다. 제3장에서는 합병기업의 장기적인 시장성과에 관한 실증분석 결과를 논의한다. 마지막으로, 제4장에서는 요약과 결론을 간단히 제시한다.

## II. 표본 및 연구방법

### 1. 자료 및 표본

본 연구에서 실증 분석을 위해 사용된 표본기업은 1980년부터 1994년까지의 기간 동안 상장기업 중 합병을 성공적으로 마무리한 합병기업들로 구성된다. 합병 공시가 있은 후 합병 당사기업들의 주주총회에서 합병결의가 이루어진 경우를 성공적인 합병으로 정의한다. 본 연구의 표본인 합병기업과 합병일에 관한 자료는 증권시장지로부터 입수하였다. 합병일은 합병 당사기업의 이사회에서 합병기일로 공시한 날짜로 정의하며, 합병의 법적 효력이 실질적으로 나타나기 시작하는 시점이다.

전체 합병기업 가운데 다음 조건을 만족시킬 경우에만 최종 표본으로 선정하였다.

- (1) 합병공시일과 합병일에 관한 정보를 증권시장지나 공개된 자료원으로부터 입수할 수 있어야 한다.
- (2) 합병기업의 월별 수익률이 한국신용평가(주)의 KIS-SMAT에 포함되어 있어야 한다.
- (3) 합병기업의 월별 수익률 자료가 3년 이상 연속적으로 존재하여야 한다.

1980년에서부터 1994년 말에 이르는 기간 중에 합병에 성공한 합병사례에서 전체적으로 122개 합병기업을 추출하였으나, 위에서 제시한 3가지 선정기준을 적용시켰을 때 최종 표본은 120개의 합병기업으로 구성되었다. 그리고 Barber and Lyon(1997)의 통제기업 접근법에 따라, 각 표본 합병기업에 대해 업종, 기업규모 및 장부가/시장이 비율을 기준으로 표본기업에 가장 유사한 통제기업(control firm)을 선정하였다.

각 표본기업에 대응하는 통제기업을 선정할 때, 먼저 표본기업과 동일한 산업군에 속하는 상장기업 중에서 보통주의 시장가격이 합병일 전년도 12월말 종가를 기준으로 표본기업의 70%~130%에 속하는 기업들을 1차적으로 선정한다. 그리고, 업종과 보통주의 시장가치 요인에 의해 1차적으로 선정된 통제기업 그룹 중에서 표본기업의 장부가/시장가 비율과 가장 유사한 값을 갖는 기업을 그 표본기업의 통제기업으로 최종 선택한다.<sup>1)</sup> 여기서, 이러한 통제기업의 요건을 충족시키더라도 1980년~1994년 기간

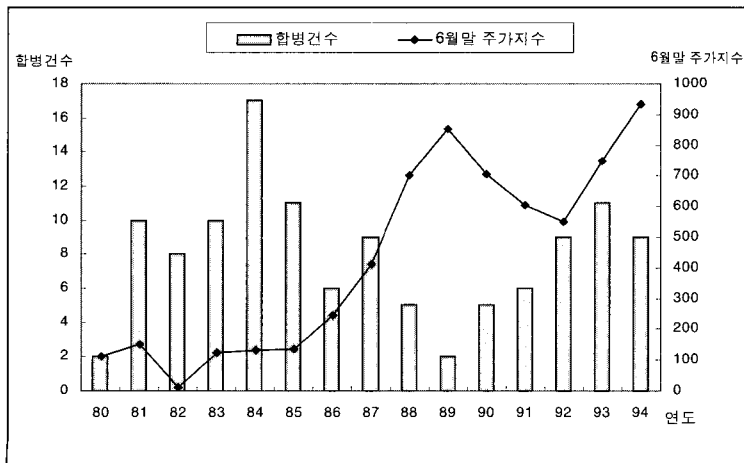
1) 표본기업에 대한 통제기업을 선정할 시에 본 연구와는 달리 먼저 장부가/시장가 비율의 관점에서 표본기업과 가장 유사한 수준을 갖는 통제기업 그룹을 선정하고, 이 그룹의 기업들 중에서 표본기업과 자기자본의 시장가치가 가장 근접한 기업을 최종적인 통제기업으로 선정할 수도 있다. 그러나, Barber and Lyon (1997)에 의하면, 대부분의 표본추출 상황에서 기업규모에 의해 1차적으로 여과한 다음, 장부가/시장가 비율에 의해 최종 통제기업을 선정하는 것이 초과수익률의 검정통계량의 설정오류(misspecification error)를 줄이는 방법이라고 한다(p.355).

중에 합병을 경험한 기업은 통제기업에서 제외시켰다.

각 산업별로 소속 기업들의 재무자료를 용이하게 얻기 위해, 개별기업의 산업 분류를 한국신용평가(주)의 중분류에 따르도록 했다. 통제기업의 선정을 위해 1980년에서 1994년까지 매 연도별로 상장기업들의 발행주식수와 자기자본의 장부가치를 한국신용평가(주)의 KIS-FAS에서 구하였다. KIS-FAS가 발행주식수와 자기자본의 장부가치에 대한 자료의 누락이 많아, 누락된 자료는 다시 「증권통계연보」(1979~1995)와 「회사연감」(1979~1995) 등에서 보완하였다. 그리고, 보통주의 시장가치를 구하기 위한 개별 상장기업의 매 연도별 12월 종가 자료는 한국증권거래소의 데이터베이스 CD에서 추출하였다. 상장기업들의 연도별 발행주식수와 연말 종가에 의해 보통주의 시장가치를 계산하였으며, 이렇게 구한 보통주의 시장가치와 장부가치에 의해 개별 상장기업들의 연도별 장부가/시장가 비율을 추정하였다.

각 합병기업에 대응하는 통제기업을 선정할 시에 업종, 보통주의 시장가치 및 장부가/시장가 비율 등을 기준으로 가장 유사한 기업을 선택해야 하나, 합병기업과 동일한 산업에 속하는 기업의 수가 절대적으로 적을 경우에는, 시장가치와 장부가/시장가 비율이 모두 유사한 통제기업을 찾기가 매우 힘들었다. 이 때에는 우선적으로 합병기업의 시장가치와 가장 유사한 규모의 기업을 통제기업으로 선정하였다. 따라서, 장부가/시장가 비율에 대한 통제는 불완전할 수밖에 없었다.

[그림 1]은 최종 표본에 포함된 합병사례를 대상으로 연도별 합병건수와 주가지수를 나타낸 것이다.



[그림 1] 연도별 합병건수와 주가지수

[그림 1]에서처럼, 표본에서 합병건수가 가장 많았던 연도는 1984년으로 17건의 합병건수가 발생하였다. 그리고 1990년대에는 1993년도에 11건으로 가장 많은 빈도를 보여주고 있다. 1980년도부터 1994년에 걸친 약 15년 동안 연도별 합병건수는 평균 8건 정도였다. 그리고, 1985년도 이후부터는 합병발생 건수가 각 연도별 평균 주가지수와 반대방향으로 움직이는 경향을 보이고 있다. 여기서, 연도별 평균 주가지수는 각 연도의 6월말 한국종합주가지수를 의미한다. 즉 1985년부터 1989년까지에는 주가지수는 계속 상승하는 경향을 보이고 있는데 반해 합병 건수는 감소하고 있으며, 이와 반대로 1989년부터 1992년까지는 주가지수는 감소하는데 반해 합병발생 건수는 증가하였다.

<표 1>은 최종 표본에 포함된 합병기업의 산업별 분포를 나타낸 것이다.

전체 120개 합병기업 가운데 약 70%에 해당하는 85개 기업이 제조업에 속한 것으로 나타났다. 그리고, 나머지 35개 기업은 건설업 17개(14.17%), 도매 및 상품중개업 10개(8.33%), 운수창고업 4개(3.33%), 금융보험업이 3개(2.5%) 순으로 나타났다. 제조업 중에서도 조립금속·기계 및 장비제조업종 기업들이 합병을 가장 활발히 추진하였으며, 그 뒤로 화학·석유·석탄·고무 제조업 기업들이 그 뒤를 따르고 있다.

<표 1> 표본에 포함된 합병기업의 산업별 분포<sup>a</sup>

산 업		합병기업수(%)
금속광업		1 (0.83%)
제 조 업	음식료품 제조업	14 (11.67%)
	섬유·의복·가죽 제조업	14 (11.67%)
	목재 및 나무제품 제조업	5 (4.17%)
	펄프·종이 및 종이제품 제조업	4 (3.33%)
	화학·석유·석탄·고무 제조업	16 (13.33%)
	비금속광물 제품 제조업	3 (2.5%)
	제1차 금속산업	5 (4.17%)
	조립금속·기계 및 장비 제조업	22 (18.33%)
	기타 제조업	2 (1.67%)
	제 조 업 소 계	
건설업		17 (14.17%)
도매 및 상품 중개업		10 (8.33%)
운수 창고업		4 (3.33%)
금융 및 보험업		3 (2.5%)
합 계		120 (100%)

<sup>a</sup> 합병기업의 산업 분류는 한국신용평가(주)의 중분류에 따른다.



<표 2>는 표본기업의 기업규모 및 장부가/시장가 비율의 분포를 나타낸 것이다. 여기서 기업규모는 합병기업의 합병일 전년도에 보통주의 시장가치에 의해 추정하였다.

기업규모는 가장 규모가 작은 기업이 5억원에서 최대 규모의 기업은 3조 5천억원에 이르는 범위가 매우 넓은 분포를 보이고 있다. 장부가/시장가 비율도 최소치가 0.03에서 최대치가 3.93에 이르는 매우 범위가 큰 분포를 보이고 있다. <표 2>에서 합병기업의 시장가치는 표본기업의 절반 가량이 500억원 이하의 소규모 집단에 속하고 있으며, 5000억원 이상의 대규모 합병기업은 8개 기업으로 전체의 6.67%를 차지하고 있다.

반면에, 장부가/시장가 비율은 101개 기업(84.17%)이 1.0 이하인 것으로 나타났으며, 이 중에서도 0.5 이하인 기업이 70개 기업(58.33%)으로 조사되었다. 장부가/시장가 비율은 많은 실증 연구에서 Tobin's q의 대용변수로 사용되는 시장가/장부가 비율의 역수이므로, 전체표본의 약 85%에 해당하는 101개 기업이 1.0 이상의 시장가/장부가 비율을 가지는 성장기업에 속하는 것으로 볼 수 있다. <표 2>의 각 셀(cell) 중에서 가장 높은 빈도수를 가지는 것은 합병기업의 시장가치가 500억원 이하의 소규모이며, 장부가/시장가 비율이 0.5 이하인 성장기업으로 35개 기업(29.17%)이 여기에 해당되었다. 즉, 전체표본에서 기업규모는 소규모이면서 성장기업인 합병기업이 가장 높은 빈도를 차지하고 있다는 것이 특징으로 나타났다. 이것은, 우리 나라 합병시장에서 높은 성장을 추구하는 기업으로서 성장 재원이 부족한 기업이 합병 수단을 많이 이용한다는 장영광·송인만(1991)의 연구결과를 확인시켜 주는 자료이기도 한다.

<표 2> 표본기업의 기업규모<sup>a</sup> 및 장부가/시장가 비율 분포

장부가/시장가 비율 \ 기업규모	기업규모					계
	500억 이하	500억~ 1000억	1000억~ 2000억	2000억~ 5000억	5000억 이상	
0.5 이하	35	12	9	9	5	70 (58.33%)
0.5 ~ 1.0	13	5	3	7	3	31 (25.84%)
1.0 ~ 1.5	4	2	0	1	0	7 (5.83%)
1.5 ~ 2.0	4	0	0	1	0	5 (4.17%)
2.0 이상	6	0	1	0	0	7 (5.83%)
계	62 (51.67%)	19 (15.83%)	13 (10.83%)	18 (15%)	8 (6.67%)	120 (100%)

<sup>a</sup> 기업규모는 합병일 전년도에 시장가치에 의해 추정하였다.

<표 3>은 합병대상기업의 상장여부, 합병기업과의 계열 여부에 따른 표본기업의 분포를 나타낸 것이다.

<표 3> 합병대상기업의 상장·계열 여부에 따른 표본기업의 분포

구분	상 장 여 부			계 열 여 부		
	상 장	비 상 장	계	계 열	비 계 열	계
합병건수 (구성비)	28 (23.3%)	92 (76.7%)	120 (100%)	105 (87.5%)	15 (12.5%)	120 (100%)

<표 3>에서 제시된 바와 같이, 전체표본인 120개 합병사례에서 92개(76.7%)의 합병대상기업이 비상장기업이며, 28개(23.3%) 기업만이 상장기업인 것으로 나타났다. 그리고, 합병기업과 계열관계를 가지고 있었던 합병대상기업이 105개 기업으로 전체의 87.5%를 차지하며, 그렇지 않은 합병대상기업은 15개(12.5%) 기업에 불과하였다. 따라서, 1980년에서부터 1994년까지의 기간 동안에 이루어진 합병에서는 합병대상기업이 대부분 비상장기업이며, 합병기업과는 계열관계를 갖는 계열기업간 합병이 매우 높은 비중을 차지하고 있는 특성을 보이고 있다.

## 2. 연구방법

본 연구에서 합병기업의 장기적인 시장성과는 합병일(completion date)을 기점으로 하여 그 이후 3년간의 합병기업 주식의 초과수익률에 의해 측정한다. 사건연구 방법론에서 장기적인 초과수익률을 산정하는 방식에는 단위기간 초과수익률(일별 혹은 월별 초과수익률)의 누적 여부와 벤치마크 포트폴리오의 유형에 따라 여러 가지 접근법이 있다. 우선, 초과수익률을 계산할 시에 어떤 벤치마크 포트폴리오를 사용할 것인가에 따라 다음 3가지 접근법으로 나눌 수 있다(Barber and Lyon(1997, pp.353-356)).

### ① 참고 포트폴리오 접근법(reference portfolio approach)

사건이 발생하지 않았을 경우 예상되는 정상수익률을 계산하기 위해 벤치마크 포트폴리오로서 동일가중 주가지수나 가치가중 주가지수와 같은 시장지수 혹은 기업규모나 장부가/시장이 비율 등에 기초한 복수의 참고 포트폴리오(reference portfolio)를 사용하는 접근법을 가리킨다.

### ② 통제기업 접근법(control firm approach)

표본기업의 특정한 기업특성을 기준으로 삼아 표본기업과 가장 유사한 통제기업을

선정한 후, 표본기업의 수익률과 통제기업의 수익률의 차에 의해 초과수익률을 추정하는 접근법이다. 통제기업을 선정하는 기준으로 일반적으로 많이 사용되고 있는 것으로는 업종, 자기자본의 시장가치, 장부가/시장가 비율 등의 요인들을 들 수 있다.

③ Fama-French의 3요인모형(three-factor model)

초과수익률을 계산하는 데 Fama-French의 3요인모형(1993)을 활용하는 접근법이다. 사건연구 방법론에서 전통적으로 많이 이용되고 있는 시장모형이 시장위험을 나타내는  $\beta$  위험만을 통제하는 데 대해서 3요인모형은 시장위험 뿐만 아니라, 기업규모 및 장부가/시장가 비율 등의 3가지 요인을 모두 통제한 후 절편에 의해 초과수익률을 추정한다.

한편, 장기적인 초과수익률 측정 방식에는, 위에서 설명한 3가지 방식에 의해 추정된 단위기간별(일별 혹은 월별) 초과수익률을 기초로 이것을 단순히 누적하느냐 혹은 표본기업의 주식을 매입·보유한다는 가정 하에서 사건기간 동안의 매입-보유 초과수익률을 산정하느냐에 따라 누적초과수익률(CAR) 방식과 매입-보유 초과수익률(BHAR) 방식으로 나눌 수 있다.

이와 같이, 주식의 장기적인 시장성과를 측정하는 방법은 초과수익률의 누적 여부와 벤치마크 포트폴리오의 유형에 따라 매우 다양하다. 그러나, 본 연구에서 합병기업의 장기적인 초과수익률을 추정하는 데에는 다음의 두 가지 접근방법을 사용하고자 한다.

- 시장모형에 의한 누적초과수익률(CAR)의 추정
- 통제기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR)의 추정

여기서는, 누적초과수익률을 추정하는 방식과 매입-보유 초과수익률을 추정하는 방식이 갖는 방법론적 특성과 각각의 장단점을 비교 설명한다.

1) 시장모형에 의한 누적초과수익률(CAR)의 추정

시장모형에 의한 누적초과수익률(CAR)의 추정 방식은, 합병일 이후 3년 동안 매월의 초과수익률을 다음의 식 (1)에서와 같이 시장모형을 사용하여 추정하며, 이 때 시장지수로는 동일가중 주가지수를 이용한다.

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad t = 1, 2, \dots, 36. \quad (1)$$

여기서,  $AR_{it}$  = 주식 i의 t월의 초과수익률

$R_{it}$  = 주식 i의 t월의 수익률

$R_{mt}$  = 동일가중 주가지수(EWI)의 t월의 수익률

$\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$  = 시장모형에서 주식 i의 절편과 기울기의 OLS 추정치

시장모형에서 회귀계수인  $\widehat{\alpha}_i$  와  $\widehat{\beta}_i$ 는 실제 합병일(t=0)을 기준으로 t=+1에서 t=+36까지의 기간 동안의 월별수익률을 가지고 추정된다. 그리고, 합병기업의 장기성과는 다음 식 (2)와 같이 사건기간  $\tau$  동안 매월의 초과수익률( $AR_{it}$ )을 누적함으로써 얻는 누적초과수익률( $CAR_{it}$ )에 의하여 측정된다.

$$CAR_{it} = \sum_{t=1}^{\tau} AR_{it} \quad (2)$$

여기서,  $CAR_{it}$  = 주식 i의 사건기간 동안의 누적초과수익률

$AR_{it}$  = 주식 i의 t월의 초과수익률

$\tau$  = 사건기간 ( $\tau = 36$ 개월)

그리고, 사건기간 동안 “누적평균 초과수익률(the mean cumulative abnormal return)이 0이다”라는 귀무가설을 검정하기 위해, 본 연구에서는 다음의 검정통계량(test statistics)을 사용한다.<sup>2)</sup>

2) 주식의 장기적인 시장성가를 추정하기 위해, 동일가중 주가지수(EWI)를 벤치마크 포트폴리오로 채택한 시장모형에 의해 누적초과수익률을 계산할 경우에는 방법론상 다음의 세 종류의 편의(bias) 즉, 신규상장 편의(new listing bias), 측정편의(measurement bias) 및 왜도편의(skewness bias)를 내포하게 된다.

- 신규상장편의 : 벤치마크 포트폴리오로서 동일가중 주가지수를 이용할 경우, 시장지수를 구성하는 상장 주식의 종목은 새로운 주식이 상장될 때마다 변경된다. 이에 반해, 표본의 구성은 새로운 주식이 상장되더라도 변하지 않는다. 이처럼, 새로운 주식이 상장될 때 시장지수에는 이를 포함시키는데 반하여 표본에서는 이를 제외시킴으로써 CAR의 전체평균은 0에서 멀어지게 된다. 만약 새로이 상장된 주식의 성과가 시장평균보다 낮을 경우에는 CAR의 전체 평균은 양(+)이 될 것이며, 반면에 새로이 상장된 주식의 성과가 시장평균보다 높을 경우에는, CAR의 전체평균은 음(-)이 된다. Ritter(1991)에 의하면, IPO 주식의 장기성과는 동일가중 시장지수보다 평균적으로 낮다고 한다. 따라서, 장기적으로 동일가중 시장지수를 벤치마크 포트폴리오로 채택하여 계산된 CAR의 전체 평균은 양의 비대칭도(positively biased)를 나타낼 것으로 기대된다. CAR의 이러한 편의를 신규상장편의라고 부른다.
- 측정편의 : 본 연구의 목적은 표본기업의 포트폴리오를 장기간 보유했을 때 벤치마크 포트폴리오에 비해 얼마만큼의 초과수익률을 실현할 수 있는가를 측정하는 것이다. 이러한 개념적인 측면에서 볼 때 매입-보유 초과수익률(BHAR)이 월별 초과수익률을 단순히 합계하여 구한 누적초과수익률(CAR)보다 더욱 의미가 있다. 그리고, 실증 결과에 의하면 CAR는 BHAR의 불편통계량(unbiased estimator)이 아니다. CAR가 갖는 이러한 편의를 측정편의(measurement bias)라고 한다.
- 왜도편의 : 월별 초과수익률을 계산한 다음 이것들을 누적한 누적초과수익률은 양의 비대칭도(positively skewed)를 나타내고 있으므로, 누적초과수익률의 검정통계량은 양의 편의를 가진다. 이것을 왜도편의(skewness bias)라고 한다.

이처럼, 동일가중 주가지수를 벤치마크 포트폴리오로 이용하여 누적초과수익률을 계산하는 방법은 현재까지 사건연구 방법론에서 보편적으로 사용되고 있으나, 이 방법은 위에서 설명한 세 가지의 주요 방법론상의 편의로 말미암아 CAR에 기초한 주식의 장기성가에 대한 검정 결과는 설정의 오류가 매우 높아 신뢰성이 낮아지게 된다.

$$t_{CAR} = \frac{\overline{CAR}_{it}}{\left( \frac{S_{CAR}}{\sqrt{n}} \right)} \quad (3)$$

여기서,  $\overline{CAR}_{it}$  = 표본평균 누적 초과수익률

$S_{CAR}$  = 표본기업의 누적초과수익률의 횡단면 표준편차

$n$  = 표본기업의 수

## 2) 통제기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR)의 추정

매입-보유 초과수익률(BHAR)은, 사건기간 동안 매월의 초과수익률을 누적한 값인 CAR와는 달리, 다음 식 (4)에서처럼 사건기간 동안 표본기업의 주식을 매입하여 보유할 경우 얻게 될 복리수익률과 벤치마크 포트폴리오의 복리수익률과의 차이로 정의된다.

$$BHAR_{it} = \prod_{t=1}^{\tau} [1 + R_{it}] - \prod_{t=1}^{\tau} [1 + R_{Bt}] \quad (4)$$

여기서,  $BHAR_{it}$  = 주식  $i$ 의 사건기간 동안의 매입-보유 초과수익률

$R_{it}$  = 주식  $i$ 의  $t$ 월의 수익률

$R_{Bt}$  = 벤치마크 포트폴리오의  $t$ 월의 수익률

$\tau$  = 사건기간 (  $\tau$  = 36개월)

누적초과수익률을 계산할 때 벤치마크 포트폴리오로서 시장지수를 이용할 경우 연구자는 측정편의(measurement bias), 신규상장편의(new listing bias), 왜도편의(skewness bias) 등의 방법론상의 문제를 피할 수 없게 된다. 따라서, 본 연구에서는 벤치마크 포트폴리오로서 시장지수인 동일가중 주가지수 대신에 통제기업을 이용한다. 통제기업 접근법은 통제기업을 선정하여, 이 통제기업을 표본기업의 벤치마크 포트폴리오로서 이용하는 접근법을 의미한다. Barber and Lyon(1997)의 시뮬레이션 결과에 의하면, 표본기업 주식의 장기성적을 통제기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률로 추정하게 되면, 시장모형에 의해 누적초과수익률을 추정하는 경우에 비해 각종 방법론상의 문제점을 피할 수 있을 뿐만 아니라 모형의 검정력도 높일 수 있다고 한다(p.370).

따라서, 본 연구에서는 Barber and Lyon(1997)의 통제기업 접근법에 의해, 개별 표본기업의 업종, 기업규모 및 장부가/시장이 비율 등의 3가지 요인을 기준으로 삼아 해당 표본기업과 가장 유사한 기업을 통제기업(control firm)으로 선정한다. 개별 표본기

업에 대응하는 통제기업을 선정하는 구체적인 과정을 설명하면 다음과 같다.

- ① 먼저 표본기업과 동일한 산업군에 속하는 상장기업들을 선정한다.
- ② 동일한 산업군에 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.

벤치마크 포트폴리오로서 통제기업을 이용하게 됨으로써, 사건기간 동안의 매입-보유 초과수익률(BHAR)은 앞의 식 (4)에 의해 추정한다.

본 연구에서 합병기업의 매입-보유 초과수익률을 추정하는 모형으로는 위의 식 (4)를 사용한다. 그리고, “표본기업의 매입-보유 평균초과수익률(the mean buy-and-hold abnormal returns)은 0이다”라는 귀무가설을 검정하기 위해, 다음의 검정통계량을 사용한다.

$$t_{BHAR} = \frac{\overline{BHAR}_{it}}{\left( \frac{S_{BHAR}}{\sqrt{n}} \right)} \quad (5)$$

여기서,  $\overline{BHAR}_{it}$  = 표본평균 매입-보유 초과수익률

$S_{BHAR}$  = 표본 매입-보유 초과수익률의 표준편차

$n$  = 표본기업의 수

### Ⅲ. 실증분석 결과

제Ⅱ장의 표본 및 연구방법에서 설명한 바와 같이, 본 연구에서는 합병기업의 합병일 이후 장기적인 시장성과를 측정하기 위해 다음의 두 가지 초과수익률 추정방법을 사용하였다:

- 1) 시장모형에 의한 누적초과수익률(CAR)의 추정
- 2) 통제기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR)의 추정

먼저, 전체표본(N=120)을 대상으로 위의 두 가지 추정방법을 모두 사용하여 우리나라 합병기업의 합병일 이후 36개월간의 장기적인 시장성과를 분석하고, 각각의 추정방

법에 의한 분석결과를 서로 비교하도록 한다. 그리고, 합병기업의 장기성과가 합병관련 기업들의 특성에 따라 달라지는지의 여부를 알아보기 위해, 전체표본을 계열기업 간의 합병 여부 및 합병대상기업(target firms)의 상장 여부에 따라 구분한 부표본(sub-sample)을 대상으로 합병기업의 장기성과를 분석한다.

## 1. 전체표본을 대상으로 한 합병기업의 장기성과

### 1) 시장모형에 의한 누적초과수익률(CAR)의 추정

먼저 시장모형에 의한 누적초과수익률(CAR)의 추정 방법을 사용하여 합병일 이후 합병기업 주가의 장기성과에 대한 다음의 귀무가설을 검정하도록 한다.

**가설 1: 합병일 이후 합병기업 주가의 장기성과가 존재하지 않는다.**

<표 4>는 합병기업의 전체표본(N=120)을 대상으로 하여 동일가중 주가지수를 벤치마크 포트폴리오로 사용한 경우의 기간별 표본평균 누적초과수익률과 표준오차, 그리고 각각의 검정통계량 t값을 나타낸 것이다.

<표 4> 합병일 이후 합병기업의 누적초과수익률 : 동일가중 주가지수를 사용

CAR의 누적기간(월)		CAR (t <sub>1</sub> , t <sub>2</sub> )	$\frac{S_{CAR}}{\sqrt{n}}$	CAR의 t값
t <sub>1</sub>	t <sub>2</sub>			
1	12	-0.0416	0.0427	-0.9738
1	24	-0.0193	0.0556	-0.3479
1	36	-0.0147	0.0679	-0.2174
1	6	-0.0359	0.0360	-0.9980
7	12	-0.0056	0.0229	-0.2454
13	24	0.0222	0.0356	0.6239
25	36	0.0045	0.0390	0.1173

\*, \*\* 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함(양측검정)을 나타낸다.

<표 4>에서 제시된 바와 같이, 전체표본기업을 대상으로 했을 때 합병일 이후 12개월간, 24개월간, 36개월간의 합병기업의 누적초과수익률은 모두 마이너스 값을 가지나, 일반적으로 이용되고 있는 유의수준에서 유의적이지 못하다. 합병일 이후 12개월간의

합병기업의 누적초과수익률은  $-4.16\%$ ( $t=-0.97$ ), 24개월간의 누적초과수익률은  $-1.93\%$ ( $t=-0.35$ ), 그리고 합병 후 36개월간의 누적초과수익률은  $-1.47\%$ ( $t=-0.22$ )로 나타나 합병기업의 장기성과가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못했다.

또한, 이 결과는 합병기업의 전체표본을 장기간 보유할수록 누적초과수익률이 점차 증가한다는 것을 보여주고 있다. 특히, 합병일 이후 6개월간의 시장성과가  $-3.60\%$ 로 매우 저조한 성과를 보이고 있으나, 합병 후 2년차( $t=13$ 개월에서  $t=24$ 개월 사이의 기간)와 3년차( $t=25$ 개월에서  $t=36$ 개월 사이의 기간)에는 각각  $+2.22\%$ 와  $+0.46\%$ 의 누적초과수익률을 나타내 시장성과가 시간이 지날수록 호전되고 있음을 보여 주고 있다.

이러한 실증 분석 결과는, 우리 나라 합병기업의 합병 후 장기적인 시장성과가 동기간 중 시장 전체의 장기성과에 비해 결코 낮지 않다는 것을 의미한다. 따라서, 이것은, 우리 나라 증시에서 6건의 상장기업간 합병사례를 대상으로 하여 합병의 중장기적 시장성과가 존재하지 않는다는 오현탁(1994)의 연구결과와는 일치한다. 그러나, 합병기업의 주가가 합병일 이후 장기적으로 마이너스 초과수익률을 실현한다는 Agrawal, Jaffe, Mandelker(1992) 등의 연구결과와는 상이하다.

## 2) 통제기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR)의 추정

여기서는 전체표본을 대상으로 누적초과수익률(CAR) 대신에 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 추정하여 합병 후 합병기업의 장기적인 시장성과가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하고자 한다. 먼저 개별 합병기업과 업종, 기업규모 및 장부가/시장가 비율 등의 3가지 요인에서 가장 유사한 기업을 통제기업(control firm)으로 선정하였다. 그리고, 이렇게 선정된 통제기업을 매입-보유 초과수익률을 계산하기 위한 벤치마크 포트폴리오로서 사용하였다.

<표 5>는 합병기업의 전체표본을 대상으로 통제기업 접근법에 의해 추정한 보유기간별 표본평균 매입-보유 초과수익률과 그것의 표준편차 및  $t$ 값을 나타낸 것이다.

<표 5>에서 나타난 바와 같이, 전체표본기업에 있어서 합병일 이후 12개월간, 24개월간, 36개월간의 합병기업의 매입-보유 초과수익률(BHAR)은 누적초과수익률(CAR)의 경우와 마찬가지로 모두 마이너스 초과수익률을 보이고 있으나 유의적이지는 않다. 각 보유기간별 매입-보유 초과수익률의 표본평균은 대체로 해당기간의 누적초과수익률의 그것보다 훨씬 낮게 나타나고 있다. 합병일 이후 36개월간의 매입-보유 초과수익률은  $-4.04\%$ ( $t=-0.21$ )로 동기간의 동일가중 주가지수를 이용한 누적초과수익률  $-1.47\%$



보다 3배 가량 낮은 수준을 보이고 있으나 통계적으로 유의적이지 않아, 합병기업의 장기성과가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못했다.

<표 5> 합병일 이후 합병기업의 매입-보유 초과수익률(BHAR)

표본 포트폴리오의 보유기간(월)		$\overline{BHAR}_{(t_1, t_2)}$	$\frac{SBHAR}{\sqrt{n}}$	$t_{BHAR}$
$t_1$	$t_2$			
1	12	-0.0604	0.0536	-1.1264
1	24	-0.0621	0.1239	-0.5016
1	36	-0.0404	0.1914	-0.2113
1	6	-0.0257	0.0395	-0.6497
7	12	-0.0027	0.0259	-0.1069
13	24	-0.0518	0.0625	-0.8283
25	36	-0.0061	0.0669	-0.0910

\*, \*\* 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함(양측검정)을 나타낸다.

전체표본을 대상으로 BHAR의 추정에 의한 검정 결과는, 우리나라의 기업경영권 시장에서 합병기업은 합병일 이후 장기적으로 결코 부(-)의 초과수익률을 실현하지 않는다는 CAR에 의한 실증분석 결과를 재확인시켜 주고 있다. 즉, 미국 시장에서 합병기업의 장기성과가 마이너스 초과수익률을 나타낸다는 Asquith(1983), Agrawal, Jaffe and Mandelker(1992) 등의 연구결과가 전체표본을 대상으로 한 본 연구의 실증분석에서는 발견되지 않았다.

이와 같이, CAR에 의한 추정 결과와 BHAR에 의한 추정 결과가 공통적으로, 우리나라 증권시장에서는 미국과는 달리 합병기업의 장기성과와 관련된 시장의 비효율성이 관찰되지 않는다는 것을 시사해 주고 있다. 이러한 상이한 시장반응은 우리나라 합병시장의 특성과 관련이 있을 수 있다는 추론에 따라 다음 제2절의 부표본을 대상으로 한 합병기업의 장기성과에서 그 이유를 구체적으로 알아 보기로 한다.

## 2. 부표본(subsample)을 대상으로 한 합병기업의 장기성과

우리나라 합병기업의 장기성과를 구체적으로 이해하기 위해, 합병기업의 저성과 현상이 존재하지 않는다는 전체표본을 대상으로 한 분석결과가 우리나라 합병시장의 특성을 반영한 부표본(subsample)에서도 그대로 성립하는가를 분석해 본다. 이를 위해, 본 연구에서는 앞의 <표 3>에서 제시한 우리나라 합병시장의 특성을 반영하여 전체표

본을 다음 기준에 의해 4개의 부표본으로 구분한 다음, 각 부표본에 속한 합병기업의 장기성과를 측정하여 상호 비교한다.

- 계열기업간 합병 對 비계열기업간 합병
- 상장-상장기업간 합병 對 상장-비상장기업간 합병

### 1) 계열합병 對 비계열합병

<표 3>에 의하면, 전체표본기업 120개 중에서 계열기업간에 합병을 이룬 합병기업은 105개 기업으로 전체의 87.5%를 차지하고 있다. 이처럼, 계열기업 간의 합병은 우리나라 합병시장의 주요한 특성 중의 하나이다. 계열기업간 합병이 합병일 이후 합병기업의 주가에 어떠한 영향을 미치는가는 알아 보는 것은 우리나라 합병시장을 이해하는데 매우 흥미있는 작업일 수 있다.

합병기업과 합병대상기업이 합병이전에 계열관계를 가졌다는 사실은, 합병 이전의 계열단계에서 합병으로 인해 발생할 것으로 기대되는 합병시너지가 이미 부분적으로 두 합병 당사기업의 주가에 반영되었을 가능성이 높다. 또한, 계열관계를 유지하고 있던 두 기업이 합병하게 될 경우, 합병 후 합병기업의 경영효율이 합병 이전과 어떻게 달라지게 될 것인가에 대한 시장의 평가도, 계열 단계에서 두 기업이 보여 주었던 거래관계나 상호보완성 등에 대한 정보를 근거로 매우 신속하고 정확하게 이루어질 수 있을 것이다. 다시 말해서, 기업 집단 내에서 상호간에 임원 교환, 내부 거래 등을 통해 계열관계를 유지하던 기업들이 합병하게 되면, 시장은 다른 합병 사례에 비해 합병 공시일에 합병이득과 손실을 훨씬 신속하고 정확하게 합병기업의 주가에 반영시킬 수 있을 것이다.

그러므로, 계열기업간 합병이 주류를 이루고 있는 우리나라 합병시장의 특성으로 인해, 합병정보에 대한 우리나라 증권시장의 평가가 그렇지 않은 미국시장에 비해 효율적으로 나타날 수도 있을 것이다. 즉, 미국시장에서와는 달리 합병으로 인한 이득과 손실이 공시시점에 합병기업의 주가에 정확히 반영되었기 때문에 합병 후 합병기업의 저성과 현상이 존재하지 않을 것이다. 따라서, 본연구에서는 계열기업간 합병과 비계열기업간 합병의 부표본을 이용하여 다음의 귀무가설을 검정하도록 한다.

**가설 2: 계열기업간 합병에 있어서 합병기업 주가의 장기성과가 존재하지 않는다.**

위의 가설을 검정하기 위해, 본 연구에서는 먼저 합병기업과 합병대상기업의 계열 여부에 따라 전체표본을 계열기업간 합병과 비계열기업간 합병으로 구분한다. 그런 다음, 이

두 부표본(subsamples)에 속하는 합병기업들의 장기성과를 각각 추정한다. 합병기업의 장기성과는 통계기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 사용하여 추정한다.

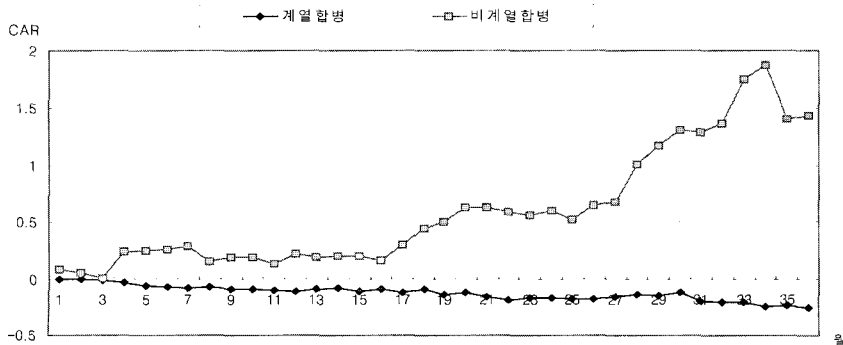
아래 <표 6>은 계열합병과 비계열합병 부표본에 있어서 합병기업의 장기성과를 각각 보유기간별로 제시하고 있다.

<표 6> 계열합병과 비계열합병에 있어서 합병기업의 장기성과

표본		계열합병 부표본(N=105)		비계열합병 부표본(N=15)	
보유기간(월)		$\overline{BHAR} (t_1, t_2)$	$t_{BHAR}$	$\overline{BHAR} (t_1, t_2)$	$t_{BHAR}$
1	12	-0.0981	-1.8428*	0.2013	1.0835
1	24	-0.1566	-1.4500	0.4937	0.8373
1	36	-0.2640	-2.0404**	1.2738	1.1352
1	6	-0.0638	-1.9062*	0.2528	1.2956
7	12	-0.0029	-0.0998	-0.0043	-0.0921
13	24	-0.0584	-0.8518	-0.0832	-0.5938
25	36	-0.0541	-0.8352	0.1875	0.7652

\*\*, \* : 각각 5%, 10% 유의수준에서 유의함(양측검정)을 나타낸다.

<표 6>이 제시하고 있는 분석결과에 의하면, 본 연구에서 설정한 가설과는 달리 계열기업과 합병을 이룬 합병기업의 합병일 이후 3년간의 장기성과는 -26.40%로 통계적으로 유의한 마이너스 초과수익률을 나타내고 있다. 반면에, 비계열합병에 있어서의 합병기업은 통계적으로 유의하지는 않지만 +127.38%의 높은 양(+)의 매입-보유 초과수익률을 나타내고 있다. 아래 [그림 2]는 <표 6>에서 제시된 계열합병과 비계열합병의 부표본에 속한 합병기업들의 장기성과를 시각적으로 잘 나타내 주고 있다.



[그림 2] 계열합병 및 비계열합병의 장기성과

합병기업의 저성과(underperformance) 현상이 우리나라 합병의 거의 대부분을 차지하는 계열합병에서 발견되었다는 <표 6>의 결과는 다음 2가지 측면에서 중요한 의미를 갖는다.

- ① 우리나라의 합병시장에서 합병 당사기업들 간의 합병 이전의 계열 여부가 합병 이후 합병기업의 장기성과에 영향을 미치며, 계열합병의 경우 합병기업의 저성과 현상이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.
- ② 계열합병의 부표본(subsample)에 있어서는, 전체표본을 대상으로 한 분석에서 나타나지 않았던 시장의 비효율성이 미국과 마찬가지로 우리나라의 합병시장에서도 발견되었다.

이처럼 본 연구에서는 계열관계를 유지하던 기업들이 합병할 경우 그렇지 않은 합병에 비해, 합병이 가져다 줄 NPV를 보다 정확하고 신속하게 합병기업의 주가에 반영시킬 것이라는 가설을 제기하였으나, 실증분석 결과는 오히려 정반대로 나타났다. 이러한 분석 결과는, 계열기업과 합병한 합병기업의 장기성과가 왜 마이너스로 나타나는가에 대한 새로운 의문을 갖게 한다.

계열합병에 있어서 합병기업의 이러한 저성과 현상을 설명해 줄 수 있는 대체가설로는, 계열합병이 효율성 제고를 위한 기업결합이 아니라 기업 집단내의 한계기업의 퇴출을 지연시키거나 혹은 합병기업의 규모와 시장점유율을 확대할 목적으로 이루어진다는 것이다.

우리 나라 기업집단의 경우, 기업집단 내의 계열기업들이 상호지급보증(cross guarantee)과 상호주식보유 등으로 복잡하게 얽혀 있어, 개별 소속기업들이 독립성을 가지고 스스로의 판단 하에 주주부의 극대화를 추구할 수 있는 기업지배구조를 갖고 있지 못하다. 우리나라 기업집단의 상호지급보증은 기업규모의 확대를 위한 수단으로 이용되고 있으며, 특히 상호지급보증이 복잡하게 얽혀 있는 경우 한 계열기업의 도산이 그룹 전체에 큰 과급효과를 미치게 된다(최도성(1996), p.60).

따라서, 합병대상기업이 미래의 수익창출 능력이 없는 한계기업임에도 불구하고, 기업집단의 경영전략적 차원에서 이들 부실 계열기업들을 퇴출시키지 않고 계열기업간 합병을 추진할 가능성도 상정해 볼 수 있다. 부실 계열기업을 퇴출시키지 않고 우량 계열기업과의 합병을 선택하는 기업집단의 전략은, 기업 경영에 있어서 자본수익성보다는 매출 및 생산 규모 확대에 초점을 두고 있는 우리 나라 대규모 기업 집단의 기업문화와도 일치하는 것이기도 하다.

이러한 대체가설이 성립하기 위한 전제조건은, 계열합병에 있어서 합병대상기업들의

대부분이 경영실적이 저조하고 재무상태가 부실한 기업이어야 한다는 점이다. 이것을 증명하기 위해서는 합병대상기업들에 대한 충분한 재무자료가 확보되어야 하나, 합병대상기업들이 대부분 비상장기업이기 때문에 구체적인 재무자료의 수집이 매우 어렵다. 따라서, 본 연구에서는 계열합병의 사례에서 합병대상기업이 상장기업인 경우만을 대상으로 합병 공시일 이전 3년간의 재무제표를 분석하여, 합병대상기업들의 재무상태와 경영성과의 변화를 개략적으로 살펴보고자 한다.

아래 <표 7>은 계열합병과 관련된 105개 합병대상기업들 중에서 21개 상장기업만을 대상으로 이들의 합병 공시일 이전 3년간의 유동성, 안정성 및 수익성 등을 분석한 결과이다.

<표 7> 계열합병에 있어서 합병대상기업의 재무상태와 경영실적

기간(t)*	재무비율	유동비율	부채비율	자기자본순이익율
-3		104.83 (%)	119.98 (%)	42.03 (%)
-2		112.06	852.99	-38.06
-1		109.17	620.77	-22.53

\* 공시일이 속하는 회계연도를 0으로 설정했을 때의 상대적 연도를 의미한다.

표준비율 혹은 통제기업의 비율과 직접 비교를 하지는 않았지만, 합병 공시일 전 3년 동안 합병대상기업들의 경영성과와 재무상태의 변화를 <표 7>이 잘 보여 주고 있다. 합병 공시일 3년 전(t=-3)에는 유동비율을 제외하고는 부채비율과 자기자본순이익률이 대체로 양호한 편이었으나, 공시일 2년 전(t=-2)부터는 부채비율과 자기자본순이익률도 급속히 악화되어 가는 경향을 쉽게 관찰할 수 있다. 특히, 공시일 2년 전부터는 수익성을 나타내는 자기자본순이익률이 연속해서 적자를 기록하고 있다. 이러한 경향은 김희석(1990)의 연구에서도 발견할 수 있다. 김희석(1990)은 우리나라 합병시장의 특성 중의 하나로, 동일 계열군 내의 기업 중에서 경영실적이 계속 저조하고 독자적 회생이 불가능하거나, 적자누적으로 금융기관으로부터 차입이나 증권발행이 어려운 기업을 계열 내의 다른 기업과 합병시키는 사례가 많다는 점을 지적하고 있다(p.159).

최근에는 현대그룹이 지난 1998년 6월 18일 55개 퇴출기업 선정 시에 5대 재벌그룹 계열사 중 상장회사로는 유일하게 퇴출대상에 포함되었던 현대리바트를 계열사인 고려산업개발에 흡수합병하기로 결정하였다(중앙일보, 1998. 9. 17, 21면). 현대그룹의 이러한 결정은 금융감독위원회가 비핵심부문 부실 계열사를 퇴출시키지 않고 타계열사에

흡수합병하는 방식으로 끌고 나가는 행위는 절대 용인하지 않겠다고 강조한 이후에 이루어졌다는 점에서, 우리 나라 기업 집단의 부실 계열사 합병 행위가 얼마나 뿌리깊은 관행인가를 보여 주는 좋은 사례이다.

다른 한편으로는, 새로운 기술개발과 해외시장의 개척의 어려움으로 인해 국제시장에서 선진국과 경쟁하기보다는 국내시장에서 규모와 시장점유율을 확대함으로써 경제적 렌트를 얻으려는 전략에서 계열기업간의 합병이 추진될 수도 있다. 그러나, 합병일 이후 이러한 합병기업의 시도가 제대로 실현되지 않고 오히려 규모의 비경제로 인한 마이너스 시너지 효과로, 합병기업의 주가가 장기적으로 저성과를 나타내었을 가능성도 생각해 볼 수 있다.

## 2) 상장-상장기업 합병 對 상장-비상장기업 합병

본 연구에서 상장-상장기업 합병이란, 합병기업이 상장기업이며, 동시에 합병대상기업도 상장기업인 합병을 의미한다. 반면에, 상장-비상장기업 합병은, 합병기업은 상장기업이나, 합병대상기업은 비상장기업인 합병을 지칭한다.

계열합병과 함께 우리 나라 합병시장의 또 하나의 특성으로 지적되는 것은, 합병대상기업(target firms)들의 대부분이 비상장기업인 상장-비상장기업 합병이라는 점이다. 실제로, 본 연구의 표본에서 합병대상기업이 비상장기업인 상장-비상장기업 합병은 92건으로 전체 120개 합병 중에서 76.7%를 차지하고 있다.

비상장기업의 경우는 유통시장에서 상장기업이 갖는 공시의무가 없다. 따라서, 비상장기업은 상장법인이 반기 영업기간이 경과한 후 45일 이내에 증권관리위원회와 증권거래소에 「사업보고서」와 「반기보고서」를 제출해야 하는 의무를 갖지 않는다. 뿐만 아니라, 상장기업이 영업과 관련된 중요 상황에 변화가 있을 때마다 그에 관한 정보를 일반 투자자에게 수시로 지체없이 알려야 하는 적시공시의무(適時公示義務)를 지니는데 반해, 비상장기업은 이들 정보를 공시할 의무를 지니지 않는다.

그러므로, 상장-비상장기업 합병에 있어서는 상장-상장기업 합병과는 달리, 합병대상기업에 대한 정보가 투자자들에게 충분히 알려지지 못해 공시시점에 합병에 의한 NPV가 합병기업의 주가에 정확히 반영되지 못할 가능성을 배제할 수 없다. 다시 말해서, 상장-비상장 기업 합병에 있어서 합병기업의 장기성과에 대한 시장의 반응이 비효율적으로 나타날 개연성은 상장-상장기업간의 합병에 비해 매우 높을 것이다. 따라서, 본 연구에서는 상장기업간 합병과 상장-비상장기업 합병의 부표본을 이용하여 다음의

귀무가설을 검정하도록 한다.

**가설 3: 상장-비상장기업 합병에 있어서 합병기업의 장기성고가 존재하지 않는다.**

상장-비상장기업 합병에 대한 위의 가설을 검정하기 위해, 본 연구에서는 전체표본을 합병대상기업이 상장기업인가의 여부에 따라 상장-상장기업 합병과 상장-비상장기업 합병의 부표본으로 구분한다. 그리고, 이들 두 부표본(subsample)에 속하는 합병기업들의 장기성고를 각각 추정한다. 합병기업의 장기성고는 통계기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 이용하여 추정한다.

아래 <표 8>은 상장-상장기업 합병과 상장-비상장기업 합병의 부표본에 있어서 합병기업의 장기성고를 각각 보유기간별로 제시한 것이다.

<표 8> 상장-상장 합병과 상장-비상장 합병에 있어서 합병기업의 장기성고

표본		상장-상장 합병 부표본(N=28)		상장-비상장 합병 부표본(N=92)	
보유기간(월)		$\overline{BHAR}_{(t_1, t_2)}$	$t_{BHAR}$	$\overline{BHAR}_{(t_1, t_2)}$	$t_{BHAR}$
$t_1$	$t_2$				
1	12	0.0806	0.6904	-0.1049	-1.7899*
1	24	0.2782	0.8028	-0.1818	-1.5248
1	36	0.6281	0.9057	-0.2622	-2.0780**
1	6	0.0828	0.7458	-0.0603	-1.5911
7	12	0.0215	0.7337	-0.0128	-0.4002
13	24	0.0001	0.0004	-0.0850	-1.2811
25	36	0.0321	0.1598	-0.0107	-0.1685

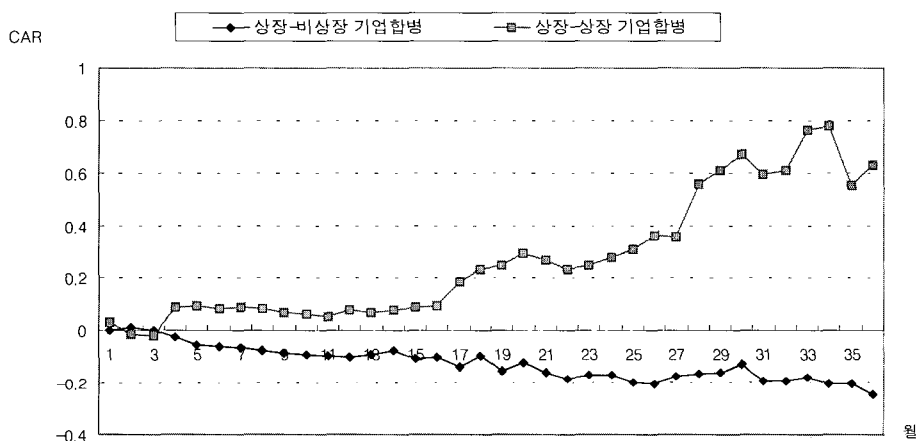
\*\* , \* : 각각 5%, 10% 유의수준에서 유의함(양측검정)을 나타낸다.

<표 8>은 상장-상장기업 합병의 부표본(N=28)에서 합병일 이후 36개월 동안의 매입-보유 초과수익률로 추정한 합병기업의 장기성고는 62.81%(t=0.9057)로 정(+의 초과수익률을 나타내고 있으나 유의적이지 못하다. 이에 반해, 상장-비상장기업 합병의 부표본에서는 합병기업의 장기성고가 -26.22%(t=-2.0780)로 유의적인 마이너스 초과수익률을 보이고 있어, 상장-비상장기업 합병에 있어서 합병기업 주가의 장기성고가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다.

이러한 결과에 의하면, 합병대상기업이 비상장기업일 경우 투자자들이 합병대상기업에 대한 충분한 정보를 갖지 못해 합병이득이나 손실이 공시시점에서 정확히 평가되지 못함으로써, 합병일 이후 합병기업의 장기성고가 마이너스로 나타난 것으로 생각된다.

이와 반대로, 상장-상장기업 합병에서는 합병공시 시점에서 투자자들이 합병대상기업에 대한 충분한 정보를 갖고 있어, 합병으로 인한 합병이득이나 손실이 보다 정확히 합병기업의 주가에 반영될 수 있다. 따라서, 상장-상장기업 합병에서는 합병기업의 장기성과가 유의적인 초과수익률로 나타나지 않은 것으로 판단된다.

아래 [그림 3]은 <표 8>에서 제시된 상장-상장기업 합병과 상장-비상장기업 합병의 부표본에 속한 합병기업들의 장기성과를 그래프로 나타낸 것이다.



[그림 3] 상장-비상장기업 및 상장-상장기업 합병의 장기성과

### 3. 합병기업 장기성과의 결정요인

지금까지 합병기업 포트폴리오의 장기성과에 대한 분석 결과, 전체표본을 대상으로 하였을 때는 합병기업 주가의 저성과(underperformance) 현상이 발견되지 않았다. 그러나, 합병관련 기업들의 특성을 고려하여 전체표본을 계열 관계 및 상장 여부에 따라 몇 개의 부표본(subsample)으로 구분하였을 경우에는, 합병기업 주가의 장기적인 저성과 현상을 발견할 수 있었다. 합병 이전에 합병대상기업과 계열 관계를 가졌던 합병기업의 경우에는(계열합병) 합병 후 3년간의 장기성과가 통계적으로 유의한  $-26.40\%$  ( $t=-2.0404$ )로 나타났다. 또한, 합병대상기업이 비상장기업인 경우(상장-비상장기업 합병)에도 계열기업간 합병과 마찬가지로 합병기업 주가의 장기적인 저성과 현상이 발견되었다.

그런데, 비상장 합병대상기업(N=92) 중에서 약 90%에 해당하는 82개 기업이 합병기



업과 계열관계를 가졌던 기업이므로, 상장-비상장기업 합병에서 합병기업의 장기성과가 마이너스로 나타난 것은 계열관계에서 기인하는 부정적인 시너지 효과가 합병기업의 주가에 반영되었을 가능성도 배제할 수 없다. 물론, 반대의 경우도 성립할 수 있다.

따라서, 합병기업 주가의 저성과 현상을 가져다 주는 요인이 무엇인가를 알아보기 위해, 합병기업 주가의 36개월간 장기성과를 나타내는 매입-보유 초과수익률 BHAR(1,36)을 종속변수로 설정한 횡단면 회귀분석(cross-sectional regression analysis)을 수행하였다. 회귀모형의 기본식은 다음 식 (6)과 같이 정의한다.

$$BHAR_i(1,36) = \beta_0 + \beta_1 ASS_i + \beta_2 REG_i + \beta_3 ASS_i \cdot REG_i + \beta_4 KOSPI_i + \beta_5 LNSIZE_i + \beta_6 BM_i + \beta_7 CON_i + \epsilon_i \quad (6)$$

여기서,  $ASS$  = 계열합병 여부를 나타내는 더미변수로, 계열기업간 합병의 경우는 1, 비계열기업간 합병의 경우는 0을 각각 부여

$REG$  = 합병대상기업의 상장여부를 나타내는 더미변수로, 비상장기업인 경우 1, 상장기업일 경우 0을 각각 부여

$ASS \cdot REG$  =  $ASS$ 와  $REG$ 의 곱으로 나타낸 상호작용변수(interaction term)로 합병대상기업이 계열기업이면서 동시에 비상장기업일 경우에는 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미 변수

$KOSPI$  = 합병일 이후 36개월 동안의 월평균 시장수익률

$LNSIZE$  = 합병기업의 시장가치에 자연로그를 취한 값

$BM$  = 합병기업의 장부가/시장가 비율

$CON$  = 다각화의 유형을 나타내는 더미변수로, 비관련다각화의 경우 1, 관련다각화의 경우 0을 각각 부여

통제기업 접근법에 의해 매입-보유 초과수익률 BHAR(1,36)을 추정하는 과정에서 이미 합병기업의 시장가치(SIZE)와 장부가/시장가 비율(BM)을 통제하였다. 그러나, 통제기업을 선정하는 과정에서 상장기업의 수가 많지 않아 이들 변수들에 대한 통제가 충분히 이루어지지 않았을 가능성 때문에, 이들 두 변수를 회귀식의 통제변수로 다시 사용하였다.

그리고, 시장상황과 비관련다각화 합병 여부가 합병기업의 장기성과에 미치는 영향을 살펴보기 위해, 합병일 이후 36개월간의 월평균 시장수익률을 나타내는 KOSPI와 비관련다각화 여부를 표시하는 더미변수 CON을 각각 독립변수로 사용하였다.

<표 9>는 횡단면 회귀분석의 결과를 제시한 것이다. <표 9>에서 나타난 바와 같이, 회귀분석 시에 위에서 제시한 기본적인 회귀모형식 (6)을 포함한 세 가지 유형의 서로 다른 모형식에 대한 분석도 함께 수행하였다. 회귀분석 결과에 의하면, 세 가지 유형의 모형식의  $R^2$  값은 10% 내외로 크지 않으나 F값들은 각각 3.767, 4.206, 2.528로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서, 세 가지 유형의 회귀모형식은 모형의 적합도에서 문제가 없다는 것을 알 수 있다.

개별 회귀모형식의 결과를 살펴보면, 우선 <모형 1>에서는 독립변수로서 합병기업과 합병대상기업간의 계열관계를 나타내는 더미변수인 *ASS*와 합병대상기업의 상장여부를 표시하는 *REG*, 그리고 시장상황을 나타내는 *KOSPI* 등 3개의 변수만을 사용하였다. 여기서, 계열합병 여부만을 나타내는 더미변수인 *ASS*만이 회귀계수가 마이너스이며, 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 계열기업 간 합병에 있어서 합병기업의 매입-보유 초과수익률이 비계열기업간 합병에서보다 더 낮게 나타났다.

<모형 1>에 의한 회귀분석 결과는, 계열기업 간 합병만으로 구성된 부표본(sub-sample)에 있어서 합병기업의 장기성고가 마이너스로 나타난다는 <표 6>의 사건연구방법의 결과를 재확인해 주는 것으로 생각된다.

한편, <모형 1>에서 합병대상기업의 상장 여부를 표시하는 *REG*는 회귀계수가 마이너스로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않아, 합병기업의 장기성과의 차이를 설명하지 못하고 있다. 이것은 상장-비상장기업 간의 합병만으로 구성된 부표본(sub-sample)을 대상으로 한 <표 8>의 사건연구방법의 결과와는 상반된 것이다. 그 이유는, 비상장 합병대상기업 중에서 약 90%에 해당하는 82개 기업이 합병기업과 계열관계를 가졌던 기업이므로, 계열기업 간 합병이 갖는 부정적인 시너지 효과가 비상장기업을 합병한 합병기업의 주가에 반영되었을 가능성이 높기 때문이다.

<모형 2>는 <모형 1>에서 사용한 독립변수에 *ASS*와 *REG*의 상호작용변수(interaction term)인  $ASS \cdot REG$ 를 부가한 회귀모형식이다. 상호작용변수인  $ASS \cdot REG$ 는 *ASS*, *REG*와 마찬가지로 더미변수이며, 합병대상기업이 계열기업이면서 동시에 비상장기업일 경우에는 1, 그렇지 않는 경우에는 모두 0의 값을 갖는다.

<모형 2>에 대한 분석 결과, 회귀식의 결정계수  $R^2$ 는 12.76%이며, F값은 4.206으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서, 전체 모형의 적합도 수준에서는 <모형 1>에 비해 크게 향상된 것을 알 수 있다. 그리고, 개별 회귀계수를 살펴보면 <모형 1>에서와는 달리 *ASS*와 *REG*의 상호작용변수인  $ASS \cdot REG$ 의 회귀계수만이 통계적으로 유의한 마이너스 값을 나타내었다. 이것은, 계열기업 간 합병이 갖는 부정적인 시너지

지 효과가 합병대상기업의 상장 여부에 따라서 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 즉, 계열합병 여부를 나타내는 더미변수인 ASS의 기울기가 합병대상기업의 상장 여부에 따라 유의적인 차이가 있으며, 합병대상기업이 비상장기업일 경우 장기성과가 더욱 낮게 나타난다는 것을 뜻한다.

<표 9> 합병기업 장기성과의 결정요인에 대한 회귀분석 결과

아래 표는 합병일 이후 36개월간 합병기업 주가의 매입-보유 초과수익률 BHAR(1,36)을 종속변수로 설정한 다음 회귀모형식들의 분석결과를 나타낸 것이다.

$$\begin{aligned} \text{모형 1: } BHAR_i(1,36) &= \beta_0 + \beta_1 ASS_i + \beta_2 REG_i + \beta_4 KOSPI_i + \epsilon_i \\ \text{모형 2: } BHAR_i(1,36) &= \beta_0 + \beta_1 ASS_i + \beta_2 REG_i + \beta_3 ASS_i \cdot REG_i + \beta_4 KOSPI_i + \epsilon_i \\ \text{모형 3: } BHAR_i(1,36) &= \beta_0 + \beta_1 ASS_i + \beta_2 REG_i + \beta_3 ASS_i \cdot REG_i + \beta_4 KOSPI_i + \\ &\quad \beta_5 LNSIZE_i + \beta_6 BM_i + \beta_7 CON_i + \epsilon_i \end{aligned}$$

여기서, ASS는 계열합병 더미변수(계열합병 1, 비계열합병 0), REG는 합병대상기업의 상장여부 더미변수(비상장기업 1, 상장기업 0), ASS · REG는 ASS와 REG의 상호작용변수(합병대상기업이 계열기업이며 동시에 비상장기업이면 1, 그렇지 않을 경우 0), KOSPI는 월평균시장수익률, LNSIZE는 합병기업의 시장가치에 로그를 취한 값, BM은 장부가/시장가 비율, CON은 관련다각화 더미변수(비관련다각화 1, 관련다각화 0)를 각각 의미한다.

변수 \ 모형	모형 1	모형 2	모형 3
Intercept	1.0835 (1.9000)*	0.2369 (0.3520)	-0.9471 (-0.4260)
ASS	-1.5042 (-2.6440)**	-0.4809 (-0.6690)	-0.3860 (-0.5260)
REG	-0.6430 (-1.4210)	-0.1482 (-0.2990)	-0.0307 (-0.0590)
ASS · REG		-2.5143 (-2.2630)**	-2.7741 (-2.4200)**
KOSPI	2.6584 (0.5100)	-3.0911 (-0.5400)	-2.4530 (-0.3860)
LNSIZE			0.5360 (0.4540)
BM			-0.0005 (-0.0350)
CON			0.3691 (0.9730)
R <sup>2</sup>	0.0888	0.1276	0.1364
F	3.7670**	4.2060**	2.5280**
N	120	120	120

1. \*\*, \* : 각각 5%, 10% 유의수준에서 유의함(양측검정)을 나타낸다.
2. ( )안의 수치는 회귀계수의 t값을 표시한다.

<모형 2>에 의한 이러한 분석 결과는, 합병 후 합병기업 주가의 저성과 현상은 합병 대상기업이 동일 기업집단 내의 계열기업이며 동시에 비상장기업일 경우 더욱 현저하게 나타난다는 것을 실증적으로 보여주는 증거가 될 수 있다.

마지막으로, <모형 3>은 <모형 2>에다 규모변수인 *LNSIZE*, 장부가/시장가비율인 *BM* 및 비관련다각화 여부를 나타내는 더미변수인 *CON*을 덧붙인 회귀모형식이다. 독립변수의 수가 늘어나  $R^2$ 는 13.64%로 <모형 2>에 비해 약간 증가하였으나, F값은 2.528로 통계적으로 유의하나 <모형 2>의 F값보다 낮아 모형의 적합도는 오히려 떨어졌다.

그러나, 개별회귀계수에 대한 분석결과는 <모형 2>에서와 마찬가지로, *ASS*와 *REG*의 상호작용변수인 *ASS · REG*의 회귀계수만이 통계적으로 유의한 마이너스 값을 보여주고 있다. 이것은 앞의 <모형 2>에 의한 분석결과가 특정 회귀모형식에 한정된 것이 아님을 시사해 주고 있다.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구는 우리 나라 증권시장에서 합병일 이후 합병기업 주식의 장기성과를 측정하고자 하였다. 우리 나라 기업지배권 시장에서 이루어진 합병에 관한 기존의 연구는 주로 합병공시 시점에서의 가치효과에 초점을 두고 있으며, 합병일 이후 합병기업의 장기성과에 관한 연구는 거의 이루어지지 않고 있다. 따라서, 본 연구에서는 1980년에서부터 1994년까지의 15년 동안에 이루어진 120개 합병기업을 대상으로 하여 합병일 이후의 합병기업의 장기성과만을 집중적으로 분석하였다.

본 연구에서 합병기업의 장기성과는 합병일 이후 3년간에 걸친 합병기업 주식의 초과수익률에 의해 측정한다. 합병기업 주식의 초과수익률을 측정하는 데에는 다음의 두 가지 추정 방법을 함께 사용하여 각 방법에 의한 분석결과를 상호 비교하였다: (1)시장 모형에 의한 누적초과수익률(CAR), (2)통제기업 접근법에 의한 매입-보유 초과수익률(BHAR).

한편, 합병 후 합병기업 주가의 장기성과가 합병관련 기업들의 특성에 따라 달라지는지의 여부를 알아보기 위해, 전체표본을 계열기업 간의 합병 여부 및 합병대상기업의 상장 여부에 따라 구분한 부표본(subsample)을 대상으로 합병기업의 장기성과를 분석하였다.

먼저, 전체표본(N=120)을 대상으로 한 실증분석 결과, 합병일 이후 3년 동안 합병기

업 주가의 장기성적을 추정하였으나 유의적인 초과수익률은 발견할 수 없었다. 합병기업의 장기적인 시장성과는 초과수익률을 추정하는 방법에 따라 약간의 차이를 보이고 있다. 먼저 동일가중 주가지수(EWI)를 이용한 누적초과수익률(CAR)의 경우는 합병 후 3년 동안  $-1.48\%$ ( $t=-0.22$ ), 그리고 통제기업 접근법에 의한 BHAR은  $-4.05\%$ ( $t=-0.21$ )로 나타났다. 합병일 이후 3년 동안 합병기업의 장기성적을 측정하는 CAR와 BHAR의 값이 모두 마이너스를 나타내고 있으나 유의성이 없어, 합병기업의 장기성과가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못했다.

그러나, 동일 계열기업을 합병한 합병기업의 부표본( $N=105$ )과 비상장기업을 합병한 합병기업의 부표본( $N=92$ )에서는, 합병기업의 장기성과가 모두 유의적인 마이너스 초과수익률로 나타났다. 계열기업간 합병으로 구성된 부표본의 경우, 합병일 이후 36개월 동안 합병기업의 BHAR이  $-26.40\%$ ( $t=-2.0404$ ), 상장-비상장합병의 부표본에서는  $-26.22\%$ ( $t=-2.0780$ )로 각각 나타났다. 부표본을 대상으로 한 이러한 분석 결과는, 합병기업의 장기성과가 획일적이지 않고 합병 형태에 따라 달라진다는 Loughran and Vijh(1997)의 연구결과와 일치한다.

계열기업간 합병의 부표본에서 나타난 저성과(underperformance) 현상은, 계열기업의 퇴출을 어렵게 하는 우리나라 기업집단의 지배구조와, 수익성보다는 규모를 중시하는 기업문화와 상당한 관련성이 있는 것으로 생각된다. 다시 말하면, 계열기업 간의 합병이 효율성 제고를 위한 구조조정 수단으로서 이루어진 것이 아니라, 부실 계열기업의 퇴출을 지연시키기 위한 전략에서 추진됨으로 인해 합병일 이후 합병기업의 주가가 마이너스 시너지 효과를 반영하여 저성과를 나타낸 것으로 해석될 수 있다. 다른 한편으로는, 계열기업의 합병을 통해 규모와 시장점유율을 확대함으로써 경제적 렌트를 얻으려는 합병기업의 전략이 합병일 이후 제대로 실현되지 않아 합병기업의 주가가 장기적으로 하락하였을 가능성도 생각해 볼 수 있다.

그리고, 합병일 이후 합병기업 주가의 저성과 현상은 특히 합병대상기업이 계열기업이면서 동시에 비상장기업일 경우에 더욱 두드러지게 나타난다는 것을 다변량 회귀분석을 통해 발견하였다.

합병 및 인수는 기업의 경영권을 비효율적인 경영진으로부터 가장 효율적인 경영진에게로 이전되게 함으로써, 자원배분의 효율성 제고와 시너지 효과의 창출을 통하여 경제전체의 효율성 제고에 기여할 수 있다. 그러나, 우리 나라 합병의 대부분을 차지하고 있는 계열기업 간의 합병이 기업집단 내의 한계기업의 퇴출을 지연시키기 위한 전략적 수단으로 악용된다면, 합병이 오히려 비효율적인 경영자와 부실기업을 보호하는

안전 장치의 역할을 함으로써 합병기업의 효율성을 저해할 위험이 높다. 합병이 기업의 효율성 제고를 위한 구조조정의 수단으로서가 아니라 부실 계열기업의 퇴출을 지연시키거나 혹은 규모 및 시장점유율 확대를 위한 전략으로 이용된다면, 이것은 결과적으로 합병기업 주주들의 재산적 손실을 가져다주게 된다는 것을 본 연구의 실증결과가 시사해 주고 있다.

국내외적으로 기업의 합병 및 인수가 구조조정의 가장 중요한 수단으로 등장하고 있는 사실을 감안해 볼 때, 합병관련 기업들의 개별 특성이나 실질적인 합병동기 등이 합병성과에 미치는 영향에 대한 이해가 학계에서나 정책 부문에서 매우 중요한 과제로 부각될 것이다. 본 연구에서는 비상장 합병대상기업들에 대한 충분한 재무자료를 확보하지 못해 이것을 심층적으로 분석하지 못했다. 그러나, 이제는 상장기업간의 합병사례가 충분히 축적되어 있으므로, 이들을 분석대상으로 할 경우 자료 수집 문제는 해결될 수 있을 것이다. 따라서, 앞으로는 상장기업간의 합병을 대상으로 합병일 이후 합병기업의 장기성과에 영향을 미치는 요인에 대한 연구가 활발히 이루어질 수 있을 것으로 기대된다.

## 참 고 문 헌

- 김규영·조현상, “한국에서의 기업합병에 관한 실증적 연구”, 증권학회지 제19집, 1996, 10-18.
- 김찬용·김경원, “사건연구에서의 주식성과 측정”, 증권학회지 제20집, 1997, 301-327.
- 김희석, “기업합병 및 인수가 주주 부에 미치는 영향”, 서울대학교 대학원 박사학위논문, 1990.
- 송영균·주상용, “한국에서의 기업합병의 성과에 관한 연구 : Cashflow 분석을 중심으로”, 증권학회지, 제20권, 1997, 71-103.
- 오현탁, “합병기업의 수익률 행태와 장기적 효과”, 재무관리연구 제11권 제2호, 1994, 171-189.
- 이석규·송중준, 한국 기업합병의 성과분석과 법제 개선, 대한상공회의소, 1991.
- 장영광, “기업합병과 주식취득이 주주 부에 미치는 영향에 관한 실증 연구”, 고려대학교 대학원 박사학위 논문, 1985.
- 장영광·송인만, “한국기업의 합병동기에 관한 실증적 연구”, 경영학연구 제20권 제2호, 1991, 1-38.
- 정형찬, “한국주식시장에 적합한 사건연구 방법론의 고안”, 재무관리연구, 제14권 제2호, 1997, 273-312.
- 최도성, “주요국의 기업통합체제”, 21세기 한국기업의 통합체제, 서울대학교 증권·금융연구소, 1996, 29-60.
- 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), 205-258.
- Fama, E. and K. French, “Common Risk of Expected Returns on Stocks and

- Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33(1993), 3-56.
- Fama, E. and K. French, “Industry Costs of Equity,” *Journal of Financial Economics* 43(1997), 153-193.
- Franks, J., R. Harris, and S. Titman, “The Postmerger Share-Price Performance of Acquiring Firms,” *Journal of Financial Economics* 29(1991), 81-96.
- 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.
- Kothari, S., and J. Warner, “Measuring Long-Horizon Security Price Performance,” *Journal of Financial Economics* 43(1997), 302-339.
- Langetieg, C., “An Application of a Three-Factor Performance Index to Measure Stockholder Gains from Merger,” *Journal of Financial Economics* 6(1978), 365-384.
- Loughran, T. and A. Vijh, “Do Long-Term Shareholders Benefit from Corporate Acquisitions?,” *Journal of Finance* 52(1997), 1765-1790.
- Malatesta, H., “The Wealth Effects of Merger Activity and the Objective Functions of Merging Firms,” *Journal of Financial Economics* 11(1983), 155-181.
- Mandelker, G., “Risk and Return : The Case of Merging Firms,” *Journal of Financial Economics* 1(1974), 303-335.
- Myers, C. and N. Majluf, “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have,” *Journal of Financial Economics* 13(1984), 187-221.
- Ritter, R., “The Long-Run Performance of Initial Public Offerings,” *Journal of Finance* 46(1991), 3-27.