

전략적 제휴와 기업의 단기성과

김원기* · 박준우**

〈요 약〉

본 연구는 전략적 제휴가 단기적으로 기업가치에 어떠한 영향을 미치는 가에 관한 실증적 연구이다. 본 연구의 단기적인 성과 결과는 선행연구와 유사하게 나타났다. 즉, 원도우 (-20, +20) 사이의 표본에 대한 실증적 연구결과, 시장모형과 시장조정모형 모두 전략적 제휴라는 이벤트 발생 시에 비정상수익률과 누적비정상수익률이 발생한다는 사실을 발견하였다. 이러한 사실은 한국의 제휴기업들도, 제휴로 인하여 기업의 효율성이 증대되어 기업가치가 상승한다는 시너지 가설이 적용된다는 사실을 발견하였다.

단기성과에 영향을 미치는 특성요인과의 관계를 조사하기 위해서 회귀분석을 해 본 결과, 총 자본수익률(ROI)과 LQHC(토빈의 Q비율)이 낮고 사내잉여금수준이 높은 기업은 1의 값, 그 외는 0을 가지는 가변수)가 통계적으로 유의한 변수로 나타났다. 두 변수 모두 단기성과와 부(-)의 관계를 보였다. 총자본수익률이 부(-)의 관계를 보인 것은 Das, Sen, 그리고 Sengupta(1998)의 연구결과와 유사하게 나타났다. 즉, 수익성과 단기적인 기업가치와의 관계가 부(-)의 관계를 보이는 것은 수익성이 낮은 기업일수록 제휴에 대한 일반 투자자의 기대가 크다고 해석할 수 있다.

LQHC변수가 단기성과와 부(-)의 상관관계를 보이는 것은 투자기회가 낮고 사내잉여금수준이 높은 기업은 단기성과와 부(-)의 관계를 의미한다. 결론적으로 기업이 전략적 제휴를 맺음으로 해서 기업가치에는 단기적으로 정(+)의 영향을 미친다고 할 수 있다. 이러한 결과는 새로운 경영흐름의 하나인 제휴를 통하여 기업의 경영효율을 높일 수 있음을 시사하고 있다.

I. 서 론

Peter Drucker는 “기업조직과 사업상 수행되어져야 할 방법에 있어서 가장 큰 변화는 소유가 아니라 모든 종류의 제휴를 포함하는 파트너십에 기초를 둔 관계의 성장을 가속화하는 것이다”라고 주장하였다.¹⁾ 이러한 제휴는 기업간 협력 형태의 하나로 각

* 계명대학교 경영학과 교수

** 문경대학 인터넷비즈니스과 조교수

익명의 두분 심사위원에게 감사드립니다.

기업들이 가지고 있는 경쟁우위 요소를 바탕으로 전략적으로 상호 협력관계를 유지함으로써 다른 기업에 대하여 경쟁적 우위를 확보하고자 하는 새로운 경영전략의 흐름이라고 할 수 있다.

1980년대까지는 기업전략은 잉여 자산의 활용, 통제력의 강화, 새로운 시장의 진출 및 자신의 약점을 보충하기 위해서 매수, 합병, 해외직접투자 등을 주요 수단으로 삼았다. 그러나 이러한 수단은 막대한 자금력의 소요 및 위험부담이 크며, 환경변화에 대하여 능동적이지 못함으로써 기업의 비전과 장기적인 경영전략에 그 공헌도가 낮았다. 1990년대에 들어와서는 전략적 제휴가 양 당사자만이 아닌 다수의 기업으로 구성된 네트워크를 형성, 네트워크 안의 자원의 공유 및 교환, 네트워크 외부의 경쟁자와 공동 대응하여 보다 나은 제휴 성과를 얻을 수 있음을 보여 주었다.

경영 전략적인 의미에서 볼 때 최근의 기업간 제휴는 단기적 이익을 얻기 위한 보완적인 수단이 아니라, 범세계적인 환경에서 기업이 생존하고 번영하기 위한 본원적인 수단으로의 성격을 갖는다고 볼 수 있다.²⁾ 또한 국경 없는 글로벌경쟁에 대응하기 위하여 기업들은 전세계를 대상으로 하여 경영자원을 동원하여 기술개발, 조달, 생산, 판매 등 모든 경영활동을 범세계적으로 전개하는 국제화 전략을 추구하게 되는데 이러한 상황에서 제휴는 필수적인 전략 수단이 되고 있다.

최근의 경우에 한국 기업에서도 이러한 제휴를 맺는 사례가 급증하고 있는 상황이나 제휴가 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구는 미미한 실정이다.

전략적 제휴가 기업가치에 미치는 영향에 관한 주장은 두 가지로 요약된다. 제휴를 맺게 됨으로 기업가치의 증가를 가져오게 한다는 주장은 McConnell과 Nantell(1985), Koh와 Venkatraman(1991), Mohanram과 Nanda(1996), Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997), Das, Sen과 Sengupta(1998), 조명현과 오대혁(1999) 등의 연구결과에서 확인되었다.

반면, Lee와 Wyatt(1990), Lummer와 McConnell(1990), Chung, Koford와 Lee(1993) 등은 기업의 전략적 제휴 체결 시에 오히려 기업가치의 하락을 확인하였다. 이는 경영자의 제휴에 대한 과대한 기대와 과신으로 주주의 이익을 침해한다는 Hubris가설을 확인하였다. 이와 같은 전략적 제휴를 맺는 기업이 제휴로 인하여 단기적으로 기업가

1) S. H. Chan, et al. "Do Strategic Alliances Create Value?", Journal of financial Economics 46 (1997) : 200.

2) Kenichi Ohmae, "The Global Logic of Strategic Alliances," Harvard Business Review 3-4 (1989) : 143.

치에 정(+)의 영향을 미치는지 아니면 부(-)의 영향을 미치는지를 분석해 본다.

전략적 제휴가 단기적인 기업가치에 영향을 미친다면, 제휴유형에 따라 미치는 영향이 차이가 나는 것인가에 대한 연구가 있었다. Koh와 Venkatraman(1991)의 연구에서 기술교환협정, 라이센싱협정, 마케팅협정, 공급협정 대상으로 주식시장 반응을 분석한 결과, 기술교환협정이 가장 단기간 기업가치에 많은 영향을 미치는 제휴형태로 조사되었다. Das, Sen과 Sengupta(1998)에서는 기술제휴와 마케팅제휴를 대상으로 분석한 결과 기술제휴가 마케팅제휴보다 단기간 기업가치에 더 큰 영향을 준다는 사실을 발견하였다. 기술제휴가 마케팅제휴보다 단기간 기업가치에 더 많은 영향을 준다는 이유로 Das, Sen과 Sengupta(1998)는 다음과 같이 설명했다. 기술제휴는 고비용을 요하는 지적재산권이나 필수적인 사항을 공유함으로써 비용을 절감하는 반면, 마케팅제휴는 성숙기나 사양기에 접어든 시장을 의미하기 때문에 투자자들에게 나쁜 뉴스로 받아들여진다는 것이다.

이러한 연구는 제휴의 유형에 따라 기업가치에 미치는 영향이 다르다는 것을 말해 준다. 본 연구에서도 제휴의 유형에 따라 단기간 기업가치에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한다.

Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)은 하이테크업종과 로테크업종간의 연구에서 하이테크업종의 단기간 기업가치가 로테크업종의 제휴로 인한 단기간 기업가치보다 더 많이 증가하였음을 확인하였다. 이와 관련하여 Mody(1993)는 제휴에 있어서의 유연성은 새로운 기술과 마케팅전략을 수행하는데 새로운 참여자와의 신결합을 가진 실험을 용이하게 한다고 제시하면서, 이러한 시도능력은 빠르게 성장하는 기업이나 하이테크기업에게는 특히 가치가 있을 것이다라고 주장하였다. 본 연구에서도 제휴를 맺는 표본기업을 대상으로 하이테크업종과 로테크업종으로 구분하여 기업의 단기성과에 미치는 영향을 살펴본다.

소규모기업이 대규모기업보다 더 큰 기업가치를 상승시킨다는 주장은 Koh와 Venkatraman(1991), Mohanram과 Nanda(1996), Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997), Das, Sen과 Sengupta(1998) 등의 연구에서 확인되었다. 이와 관련하여 자원의존이론(Pfeffer, Salancik, 1978)에 의하면 기업은 자신의 부족한 가치 있는 자원을 찾기 위해서 제휴를 맺는다고 한다. Dowling 등(1996)은 기업이 필요한 자원을 얻거나 지배로부터 벗어나기 위해 제휴를 형성하거나 탈퇴한다고 주장하였다. 통상 기업규모가 큰 기업은 기술노하우를 얻기 위해서 기술 혁신적인 작은 기업을 선호하므로 특히 기술

제휴의 경우에 있어서, 작은 기업의 상대적인 협상력(bargaining power)이 큰 기업의 협상력보다 더 높다고 할 것이다. 이러한 상태가 제휴에 있어서 큰 기업의 약점으로 작용한다는 것이다. 이러한 자원의존이론상에서의 사례가 큰 기업이 작은 기업보다 더욱 제휴에 의존한다는 것이다. 결국 이러한 현상은 제휴를 맺을 때 기업규모가 작은 기업의 경우에 큰 기업보다 더 큰 기업가치창출을 이를 수 있다는 근거가 된다. 본 연구에서도 이러한 현상이 일어나는지를 분석해 본다.

위와 같은 연구목적을 달성하기 위해서 본 연구에서는 먼저 국내기업의 제휴현황을 파악한다. 구체적으로 진행된 제휴의 유형별, 동기별, 산업별, 기업규모별, 기업특성별로 살펴보고, 이러한 내용별로 기업가치 변화에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하고자 한다. 본 연구의 일차적인 목적은 제휴를 맺는 기업의 가치변화, 즉 단기성과의 측정이다. 구체적인 연구의 목표를 살펴보면 다음과 같다.

(1) 전체 제휴기업의 단기적인 성과를 측정한다. (2) 제휴의 유형, 동기, 산업별, 기업규모별로 기업가치의 변화에 미치는 영향을 파악한다. (3) 제휴기업의 단기성과를 설명하는 설명변수로서, 투자기회, 기업의 성장성, 수익성, 레버리지, 기업특성 등의 특성요인이 기업가치변화에 어떠한 영향관계가 있는지를 조사한다. 이러한 연구의 결과는 기업을 둘러싸고 있는 이해당사자들에게 많은 시사점을 안겨줄 것이다.

II. 가설 및 추정모형

1. 가설

McConnell과 Nantell(1985)의 연구에서 합작투자의 공시발표는 주식시장에 정(+)의 반응을 보이고 달러가치가 증가하는 등 단기적으로 영향을 미친다고 주장하였다. 미국기업의 국제 합작투자 후 주가반응을 조사한 Lummer와 McConnell(1990)의 연구에서도 공시 -1일, 0일에 0.4%의 초과수익률을 보였다. Koh와 Venkatraman(1991)의 연구, Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)의 연구에서 전략적 제휴에 대한 공시 효과는 주식시장에서 단기적으로 긍정적인 반응을 보인다는 것을 실증연구를 통해 증명하고 있다. 또한 Das, Sen과 Sengupta(1998)는 제휴 공시일에 주식시장에 정(+)의 반응이 나타났다고 주장하였다. 이를 기반으로 하여 다음과 같은 기업간의 전략적 제휴에 대한 사건(event)에 대하여 가설을 도출할 수 있다.

가설 1 : 전략적 제휴는 단기간 기업가치에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

위의 <가설 1>을 검정하기 위하여, 우선 국내 상장기업을 대상으로 전략적 제휴 공시를 조사한다. 그리고 전략적 제휴의 구체적인 영향을 찾아내기 위하여 제휴유형 별 기업가치에 미치는 영향과 그 차이를 조사한다. 또한 앞서 제시한 전략적 제휴 동기별로 기업가치에 미치는 영향을 조사하고 그 차이를 분석한다.

Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)는 하이테크(High-Tech)³⁾기업간의 제휴가 로테크(Low-Tech)기업간의 제휴보다 더 많은 가치를 부가하는지를 분석하였다. 분석결과, 하이테크기업간의 제휴가 평균비정상수익률이 1.12%(Z값 = 6.55)로 유의한 반면, 로테크기업간의 제휴의 평균비정상수익률은 0.10%(Z값 = 0.83)로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 근거로 인하여 다음과 같은 가설을 도출할 수 있다.

가설 2 : 하이테크 기업의 제휴는 로테크 기업의 제휴보다 더 많은 초과수익률을 발생시킬 것이다.

위 <가설 2>를 검정하기 위하여 제휴기업을 하이테크 기업집단과 로테크 기업집단으로 분류한다. 각 집단별로 단기적 기업가치에 영향을 미치는지를 조사하고 두 집단 간의 누적비정상수익률의 차이가 있는지를 조사한다.

Koh와 Venkatraman(1991)의 연구와 Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)에서 기업규모를 주가를 기준으로 Large Partner집단과 Small Partner집단으로 구분하여 분석하였다. Koh와 Venkatraman(1991)의 연구(여기서는 두 집단의 구분은 공시일을 전후한 3일 거래일 주가를 기준으로 하였음) 결과, Small Partner집단이 1.13%의 유의한 평균비정상초과수익률을 나타낸 반면 Large Partner집단은 0.44%의 유의하지 않은 초과수익률을 나타내었다. Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)의 연구에서 기업규모(상대적 주가를 기준)는 매우 유의하게 비정상수익률과 역의 관계에 있다는 것을 발견하였다.

Mohanram과 Nanda(1996)의 연구에서 기업규모를 총발행 시가총액을 기준으로 나누어 분석해 본 결과 기업규모가 작은 기업이 큰 기업보다 더 많은 초과수익률을 나타내었다. Das, Sen과 Sengupta(1998)의 연구에서도 기업규모(총자산, 매출액, 종업원 수 기준)가 작은 기업이 큰 기업보다 제휴로부터 더 큰 이익을 실현하였음을 발견하였

3) 하이테크업종으로 항공산업, 컴퓨터, IT, 소프트웨어산업, 의료 및 과학적 기기산업, 제약산업, 연구산업, 반도체 및 전자장비산업, 통신산업 등을 포함시켰다.

다. 이러한 논거로 인하여 아래와 같은 가설을 도출할 수 있다.

가설 3 : 전략적 제휴의 체결시에 기업규모가 작은 기업은 큰 기업보다 더 많은 초과수익률을 발생시킬 것이다.

위 <가설 3>을 검정하기 위하여 먼저 표본기업을 대규모 기업집단과 소규모기업집단으로 분류한다. 분류기준은 총자산기준과 주가기준(공시-1일과 공시일의 평균 주가)으로 한다. 그리고 각 집단이 단기성과에 미치는 영향을 조사하고 두 집단간에 누적비정상수익률에 유의한 차이가 있는지를 조사한다.

Lang, Stulz와 Walkling(1989, 1991)은 기업인수·합병기업을 대상으로 Jensen(1986)이 주장한 '사내잉여금-파이트자가설'을 검증하였다. 이들은 경영 능력이 좋지 않은 인수기업의 주가는 사내에 축적되어 있는 잉여자금의 수준과 익의 관계에 있다는 사실을 밝혀내었다. 민재훈(1997)의 연구도 Jensen(1986)의 '사내잉여금-파이트자가설'을 뒷받침하였다. 즉 기업의 관리능력이 뛰어나고 사내에 축적된 잉여자금의 양이 적은 경우 해외 합작투자 결정은 증권시장의 호의적인 반응을 받는 반면 경영이 부진하고 사내에 유보된 잉여자금의 양이 많은 기업의 경우 투자자의 관심을 끌지 못하였음을 발견하였다. 본 연구에서는 토빈의 Q비율을 투자기회로 표현한다. 그러므로 다음과 같은 가설을 설정할 수가 있다.

가설 4 : 투자기회가 낮은 기업이 사내에 축적된 잉여자금의 수준이 높을 경우, 전략적 제휴 발표시 기업의 주가는 하락할 것이다.

<가설 4>를 검정하기 위하여 투자기회가 낮고 사내잉여자금의 수준이 높은 기업을 대상으로 단기간의 기업가치의 변화를 살펴보았다.

2. 추정모형

<가설 1>에서 기업의 단기성과를 추정하기 위하여 본 연구에서는 시장모형과 시장조정수익률모형(이하 시장조정모형이라 함)을 이용하여 초과수익률을 구하였다. 사건기간 동안의 기준수익률 측정모형은 평균조정수익률모형, 시장조정수익률모형, 시장모형 그리고 산업조정수익률모형 등이 있다. 김찬웅과 김경원(1997)은 이상의 네 가지 모형들을 사용하여 국내기업들에 대한 사건연구에 있어 모형들의 적합성을 조사하였다. 그들은 1985년부터 1995년까지의 일별 수익률 자료를 사용하여, 사건 일의 집중화

와 일별 자료의 문제점 등을 고려한 성과측정을 하였다. 그 결과, 이 모형들 중에서 검정력이 우수한 모형은 시장조정모형과 산업지수조정모형 등 단순한 모형으로 나타났다고 주장하였다. 그러므로 본 연구에서는 시장모형이외에 시장조정모형을 이용하여 단기성과를 측정해 보고자 한다.

두 모형에 의하여 개별기업의 비정상수익률의 합계를 평균한 평균비정상수익률 및 평균누적비정상수익률을 구하고, 이 평균비정상수익률 및 평균누적비정상수익률에 대하여 t-검정을 실시함으로써 유의한가를 분석한다. 초과수익률을 구하기 위한 주가자료와 종합주가지수는 한국증권연구원의 주식수익률 데이터베이스를 이용하고자 한다. 또한 재무제표 자료는 한국상장회사협의회에서 제작한 상장회사 DATA BASE와 상장회사총람을 이용하고자 한다. 개별기업의 비정상수익률의 합계를 평균한 평균초과수익률을 구하고, 이 평균초과수익률에 대하여 t-검정을 실시함으로써 유의한가를 분석한다. 또한 이를 평균초과수익률이 제휴의 유형 및 동기별로 차이가 있는지를 검정한다.⁴⁾

<가설 2>를 증명하기 위하여 먼저 제휴를 맺는 기업을 하이테크집단과 로테크집단으로 구분을 하였다. 각 집단별로 비정상수익률과 누적비정상수익률을 구하고 통계적으로 유의한가를 조사한 다음 집단간 차이에 대한 유의성 여부를 검정하고자 한다. 유의성 검정은 독립표본(Independent-Sample) t-test를 이용하여 하고자 한다. 단기성과의 측정은 시장조정모형을 사용하였다.

<가설 3>을 증명하기 위하여 먼저 전략적 제휴를 맺는 기업을 기업규모에 따라 대규모 기업집단과 소규모 기업집단으로 분류하고 <가설 2>와 같은 방법으로 집단간 차이에 대한 유의성을 검정하고자 한다. 기업규모를 두 가지 기준으로 분류하고자 한다. 첫째, 2거래일 평균주가(공시-1일, 0일)를 기준으로 주가가 큰 기업과 작은 기업으로 분류하고 둘째는 총자산가치(공시전년도말 기준)를 기준으로 대기업과 소기업으로 분류하여 분석하고자 한다. <가설 2>와 같은 방법으로 각 집단별로 비정상수익률과 누적비정상수익률을 구하고 통계적으로 유의한가를 조사한 다음 집단간 차이에 대한 유의성이 있는지를 검정하고자 한다. 유의성 검정은 독립표본(Independent-Sample) t-test를 이용하여 하고자 한다. 단기성과의 측정은 시장조정모형을 사용하였다.

4) 차이검정은 누적비정상수익률(-1,1), (-3,3), (-5,5)로 실시하였다. 본 연구에서는 누적비정상수익률(-20,20)로 공시효과를 살펴보았으나 대부분의 선행연구에서 누적비정상수익률(-5,5)이내에 공시효과를 살펴보고 차이검정을 실시하였다.

<가설 4>를 증명하기 위하여 투자기회가 낮고 사내잉여금 수준이 높은 기업을 대상으로 단기간의 기업의 가치변화를 살펴본다. 아울러 투자기회가 높고 사내잉여금 수준이 높은 기업의 가치변화도 살펴본다.

기업가치의 변화와 특성변수의 관계를 살펴보기 위해서 투자기회(대용변수로서 토빈의 Q비율을 사용함), 부채규모, 투자여부, 매출액증가률, 사내잉여금, 그리고 총자본 수익률, 기업특성(HQ/HC , HQ/LC , LQ/LC , LQ/HC) 등을 설명변수로 하여 그 영향관계를 조사하였다.

이와 관련하여 Jensen, Meckling(1976)과 Jensen(1986, 1988)에 의하면 경영자와 주주사이에 상호 이해관계의 차이 때문에 대리인 비용(Agency Cost)이 발생할 수 있고, 기업경영의 수탁자인 경영자는 때로는 경영의 위탁자인 주주의 이익을 극대화하려고 노력하기보다는 자신의 개인적인 목적을 추구하는 경향이 있다는 사실을 밝혀 냈다. 특히 그들의 연구에서 이러한 대리인 비용이 기업 성장의 라이프사이클상 성숙기에 접어들면서 사내에 축적된 잉여자금(Free Cash Flow)이 과다한 반면, 성장가능성이 없는 경우에는 경영자들의 과다한 투자로 인한 기업자산의 낭비 및 이에 따른 주주 이익의 침해로 나타날 수 있다고 보았다.

민재훈(1997)은 Jensen(1986)이 주장한 「사내잉여자금-과잉투자 가설」이 합작투자 결정에 주가 변동을 설명할 수 있는지 여부를 시험하였다. 실증연구결과, Jensen(1986)이 제시한 「사내잉여자금-과잉투자」 가설과 대체로 일치하고 있다. 즉, 기업의 관리능력이 뛰어나고 사내에 축적된 잉여자금의 양이 적은 경우 해외 합작투자 결정은 증권시장의 호의적인 반응을 받는 반면 경영이 부진하고 사내에 유보된 잉여자금의 양이 많은 기업의 경우 투자자의 관심을 끌지 못하였음을 알 수 있다. 본 연구에서도 「사내잉여자금-과잉투자 가설」이 전략적 제휴 결정에 따른 주가 변동을 설명할 수 있는지를 분석해 본다.

Mohanram과 Nanda(1996)는 기업의 합작투자시에 기업가치변화를 설명하는 특성요인을 조사하였다. 그 결과 기업의 가치와 투자규모는 정(+)의 반응을 보였고, 잉여현금흐름(FCF)은 부(-)의 반응을 보였다. 매출성장률은 유의한 부(-)의 반응을 보인 것은 성장하는 기업의 합작투자는 오히려 기업가치를 하락시킨다고 했다. 부채는 부(-)의 반응을 각각 보이는 것으로 나타났다.

합작투자 수준별 회귀분석을 한 결과, 기업수준별 회귀분석보다 높은 설명력을 가졌다. 분석결과, 주식시장은 합작투자를 하는 소규모 회사에 대해 긍정적으로 반응을 하였고, 완전히 동류의(related) 합작투자가 소규모 회사들끼리라면 유의하게 부(-)의

반응을 보였다. 이런 결과들은 ‘경쟁자들과의 충돌’과 ‘약자의 제휴’들은 실패할 가능성 있다고 주장한다.

Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)의 연구에서는 기업규모는 매우 유의하게 비정상수익률과 역의 관계에 있다는 것을 발견하였다. 이는 Mohanram과 Nanda(1996)의 연구와 다른 결과를 보였다.

Das, Sen과 Sengupta(1998)는 기업들이 제휴하게 될 때에 공시기간 비정상수익이 기업들의 수익성과 부(-)의 상호관련성이 있는지를 조사하였다. 수익성의 측정은 총자본수익률(ROI)로 측정하였다. 수익성의 측정치인, ROI의 상관성은 -1일, 0일, +2일을 제외하고는 일반적으로 부(-)의 관계로 나타났다. 이것은 ROI가 공시기간중의 비정상수익에 있어서 많은 횡단면 변화를 설명하지는 못하지만 수익성과 비정상수익간의 부(-)의 관계가 모든 제휴에 존재하는 것 같다고 주장한다.

위와 같은 선행연구에 근거하여 다음 식 (1)과 같은 회귀모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} CAR_{j,(t_1,t_2)} = & \beta_0 + \beta_1 TQ_j + \beta_2 LEV_j + \beta_3 INV_j + \beta_4 SGR_j + \beta_5 FCF_j \\ & + \beta_6 ROI_j + \beta_7 HQ/HC_j + \beta_8 HQ/LC_j + \beta_9 LQ/LC_j + \\ & \beta_{10} LQ/HC_j + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

여기서,

$CAR_{j,(t_1,t_2)}$: j 기업의 t_1 시점에서 t_2 시점까지의 누적비정상수익률

TQ_j : j 기업의 토빈의 Q비율

LEV_j : j 기업의 장부상 부채금액을 자연로그로 환산한 값

INV_j : j 기업이 자본투자가 있는 경우에는 1의 값을 가지고 그 이외의 경우에는 0의 값

SGR_j : j 기업의 매출액성장률

FCF_j : j 기업의 사내잉여금⁵⁾

ROI_j : j 기업의 총자본수익률

HQ/HC_j : j 기업이 높은 토빈의 Q비율을 갖고 높은 사내잉여자금을 가질 경우 1의 값, 그 이외에는 0의 값을 갖는 가변수

HQ/LC_j : j 기업이 높은 토빈의 Q비율을 갖고 낮은 사내잉여자금을 가질 경우 1의 값, 그 이외에는 0의 값을 갖는 가변수

LQ/LC_j : j 기업이 낮은 토빈의 Q비율을 갖고 낮은 사내잉여자금을 가질 경우 1의 값, 그 이외에는 0의 값을 갖는 가변수

5) 사내잉여금은 Lang, Stulz와 Walkling(1991)의 연구방법에 의해서 감가상각비 차감전 영업이익에서 이자, 법인세 및 보통주와 우선주에 대한 배당금을 차감한 후에 이를 장부상의 총자산가치로 나눈 비율을 이용 한다.

LQ/HC_i : i 기업이 낮은 토빈의 Q비율을 갖고 높은 사내잉여자금을 가질 경우 1의 값,
그 이외에는 0의 값을 갖는 가변수

3. 변수의 설명

1) 단기성과 변수

기업이 전략적 제휴에 관한 공시를 할 때 기업가치 변수는 전략적 제휴 기업의 가치변화를 나타내는 척도이다. 여기서 기업가치 변화, 즉 단기성과에 대한 척도는 사건 연구 모형 중에서 시장모형과 시장조정모형, 두 모형을 가지고 비정상수익률과 누적 비정상수익률을 추정하였다.

단기성과에 영향을 미치는 여러 요인, 즉 제휴유형별 분석, 제휴 동기별 분석, 하이테크여부별 분석, 기업규모별 분석, LQ/HC 기업과 HQ/LC 기업 등 세부적인 분석 등은 시장조정모형⁶⁾으로 추정한 비정상수익률과 누적비정상수익률을 사용하였다. 그리고 이 비정상수익률과 누적비정상수익률에 대한 통계적인 유의성을 검정한다. <가설 4>를 검정하기 위하여 투자기회가 저조하고 사내잉여자금의 수준이 높은 기업을 대상으로 단기간의 기업가치의 변화를 살펴보았다. 아울러 투자기회가 높고 사내잉여금 수준이 낮은 기업을 대상으로 단기간의 기업가치의 변화도 측정하여 보았다.

2) 전략적 제휴의 특성변수

(1) 토빈의 Q비율

토빈의 Q는 기업의 모든 자산을 대체하기 위해 현재 소요되는 비용 곧 대체원가로 기업의 총가치를 나눈 비율이다. 처음에 토빈은 Q를 통하여 어떤 산업이나 기업의 경제적 지대(economic rent)를 측정하여 하였으나 후에는 이 측정치를 단지 기업 또는 산업의 경제적 지대뿐만 아니라 경영자의 능력을 포함한 경영성과를 측정하는 변수로 광범위하게 사용되고 있다. 토빈의 Q는 Tobin(1961)에 의해서 처음 정의되었다.

6) 사건기간 동안의 기준수익률 측정모형은 평균조정수익률모형, 시장조정수익률모형, 시장모형 그리고 산업조정수익률모형 등이 있다. 김찬웅, 김경원(1997) 등은 이상의 네가지 모형들을 사용하여 국내기업들에 대한 사건연구에 있어 모형들의 적합성을 조사 하였다. 그들은 1985년부터 1995년까지의 일별 수익률 자료를 사용하여, 사건 일의 집중화와 일별 자료의 문제점 등을 고려한 성과측정을 하였다. 그 결과, 이 모형들 중에서 검정력이 우수한 모형은 시장조정모형과 산업지수조정모형 등 단순한 모형으로 나타났다고 주장하였다.

토빈의 Q비율이 투자기회를 대표하는 변수와 관련하여 Lang, Stulz와 Walkling (1989, 1991)은 그들의 기업인수·합병연구에서 토빈의 Q비율을 기업의 관리능력을 대표하는 변수라고 주장하였다. 국내에서 민재훈(1997)은 기업의 합작투자와 기업가치의 연구에서 토빈의 Q비율을 경영능력의 변수로 사용하였다.

본 연구에서는 토빈의 Q비율의 대용변수인 *MBR*(Market Value to Book Value Ratio, 시장가치 대 장부가치비율)⁷⁾을 이용하였는데 이 변수를 경영능력의 대용변수로 사용하기에는 다소 무리가 따른다. 그러나 선행연구에서의 토빈의 Q비율과 기업가치와의 관계를 특성요인으로 사용하였으므로 본 연구에서도 이 변수를 「투자기회」의 대용변수로 사용하여 조사하였다. *MBR*의 계산은 박상수·진태홍(1996)의 측정방법으로 다음 식 (2)와 같다.

$$MBR = \{(보통주의 연말종가 \times \text{발행주식수}) + \text{부채의 장부가액}\} / \text{총자산의 장부가액} \quad (2)$$

위 식으로 구하여진 토빈의 Q비율을 공시전 3개 연도의 평균값을 사용하였다.

(2) 레버리지 특성(*LEV*)

Mohanram과 Nanda(1996)는 기업의 합작투자시에 기업가치변화를 설명하는 특성요인을 조사하는 과정에서 레버리지를 사용하였는데 이 레버리지는 장부상 부채금액을 공시전 3개년도의 평균값을 사용하여 자연로그로 환산한 값을 사용하였다.

(3) 투자여부(*INV*)

Mohanram과 Nanda(1996)의 연구에서는 투자규모를 사용하였다. 그러나 본 연구에서는 전략적 제휴 중에서 자본투자가 없는 제휴도 있으므로 더미변수로서 자본투자가 있는 합작투자의 경우에는 1, 자본투자가 없는 제휴인 경우에는 0의 값을 부여하였다.

(4) 매출액성장률(*SGR*)

Mohanram과 Nanda(1996)의 연구에서는 투자규모를 사용하였다. 본 연구에서도 공시전 3년간의 평균 매출액성장률을 사용하였다.

7) 토빈의 Q비율의 대용적 변수로서 MBR을 사용한 국내외 연구로는 Amit, Livnat와 Zarowin(1989), Chung과 Pruitt(1994), 김우택 등(1996)의 연구가 있다. Amit, Livnat, Zarowin(1989)은 MBR이 아주 우수한 대용치라고 하였다. 또한 Lehn, Netter, Poulsen(1990)은 토빈의 Q비율에 대한 대체측정치로 MBR을 이용하였다. Lindenberg와 Ross(1981)방식에 의한 토빈의 q비율과 MBR을 획단면 비교분석결과, MBR이 토빈의 Q비율을 96.5%나 설명하고 있으므로 토빈의 Q비율의 대용변수로 사용해도 좋다는 연구결과를 발표하였다.

(5) 사내잉여금(FCF)

Mohanram과 Nanda(1996, 1998), 민재훈(1997)은 사내잉여금을 변수로 사용하였다. 민재훈(1997)의 연구에서 사용한 사내잉여금 변수는 Lang, Stulz와 Walkling(1991)의 연구방법에 의해서 감가상각비 차감전 영업이익에서 이자, 법인세 및 보통주와 우선주에 대한 배당금을 차감한 후에 이를 장부상의 총자산가치로 나눈 비율을 이용하였다. 공시전 3년간의 평균값을 사용하였다.

(6) 총자본수익률(ROI)

Das, Sen과 Sengupta(1998)는 기업들이 제휴하게 될 때에 공시기간 비정상수익이 기업들의 수익성과 부(-)의 상호관련성이 있는지를 조사하면서 수익성의 측정은 공시전 3년간의 평균 총자본수익률(ROI)로 측정하였다. 본 연구에서의 총자본수익률의 측정은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값으로 하였다. 공시전 3년간의 평균값을 사용하였다.

(7) 기업특성에 대한 가변수

기업특성과 기업가치와 관계를 알아보기 위하여 표본기업을 4개의 집단으로 분류하여 가변수로 사용하였다. 분류방법은 민재훈(1997)의 연구방법으로 하였다. 즉, 토빈의 Q비율을 1을 기준으로 해서 1보다 큰 기업과 작은 기업으로 분류하고 다시 사내잉여금이 큰 기업과 작은 기업으로 분류하였다. 즉 HQ/HC (높은 토빈의 Q비율을 갖고 높은 사내잉여금을 갖는 기업), HQ/LC (높은 토빈의 Q비율을 갖고 낮은 사내잉여금을 갖는 기업), LQ/LC (낮은 토빈의 Q비율을 갖고 낮은 사내잉여금을 갖는 기업), LQ/HC (낮은 토빈의 Q비율을 갖고 높은 사내잉여금을 갖는 기업) 등으로 분류하였다. 이는 4개의 각 집단마다 기업가치와 어떠한 관계가 있는지를 알아보기 위해서이다.

III. 실증적 분석

1. 실증자료

본 연구에서 사용하는 자료는 한국상장회사협의회에서 발간하는 ‘上場’誌의 전략적 제휴에 관한 공시자료이다. 이 자료는 증권거래법의 기업내용 공시제도에 의해 증권 거래소가 공시의무사항으로 두고 있는 공시규정 제 5조 간접공시사항이다.

실증자료 분석에 사용된 자료의 대상기간은 1988년 1월부터 1998년 12월까지(11년 간)이다. 본 연구의 수행을 위하여 다음의 제약조건에 따라 자료를 추출한다.

- 1) 1998년 12월말 현재 증권거래소에 상장된 기업을 대상으로 한다.

- 2) 재무상태의 공시내용이 일반업종과 상이한 금융업종은 제외한다.
- 3) 관리종목은 제외한다.
- 4) 분석 대상기간에 주가자료가 없는 기업은 제외한다.

위의 제약조건에 따라 추출된 실증자료는 <표 3-1>과 같이 총 314개였다. 이를 다시 연도별·제휴의 유형별·동기별로 분류하였다. 전략적 제휴의 유형별 분류 중 「기타」로 분류된 49개의 제휴형태는 기술이전 14건, 판매계약 7건, 판매대행계약 5건, 공급계약 17건, 독점판매계약 3건, 기술수출 3건 등이었다. 또한 전략적 제휴의 동기별 분류는 장세진(1996)의 분류기준을 참고로 5가지로 분류하고, 제휴동기가 중복되는 것은 선행하는 동기가 보다 중요한 동기일 것이라 판단하여 이를 기준으로 분류하였다. 그리고 제휴동기가 「기타」로 표시된 제휴의 동기(28개)는 공시 당시에 제휴를 맺는 동기를 공시하지 않았거나 제휴동기가 불분명한 것이었다.

<표 3-1> 전략적 제휴의 유형별·동기별 공시건수

공시 연도	전략적 제휴 유형별				전략적 제휴 동기별						
	합작 투자	기술 도입	기타	소계	기술 획득	신제품 개발	산업 표준	자원-위 험공유	해외시 장진출	기타	소 계
1988	0	7	0	7	3	0	0	1	3	0	7
1989	2	13	1	16	9	1	0	2	3	1	16
1990	7	20	0	27	15	1	0	3	4	4	27
1991	8	21	3	32	13	3	0	5	6	5	32
1992	1	14	3	18	8	2	1	3	1	3	18
1993	5	8	5	18	8	1	0	0	4	5	18
1994	16	15	2	33	23	3	0	1	16	0	43
1995	18	11	8	37	9	2	0	11	10	5	37
1996	19	12	2	33	12	3	2	0	14	2	33
1997	16	15	13	44	19	3	2	4	14	2	44
1998	5	22	12	39	11	6	1	7	13	1	39
합 계	97	168	49	314	130	25	6	37	88	28	314

<표 3-2>는 전략적 제휴의 업종별, 하이테크 여부별, 기업규모별 공시건수 현황이다. 업종의 분류는 한국표준산업분류 중분류로 분류한 「상장기업분석」을 기준으로 유사한 업종은 재분류하였다. 예컨대, 제약업종은 「화학·석유·석탄」 업종으로 분류하였으며, 사무, 계산 및 회계 제조업, 전기기계 및 전기전환장치 제조업, 영상, 음향 및 통신장비제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업은 「조립금속·기

계·장비」업종으로 분류하였다.

하이테크여부별 분류에서 하이테크(Hi-Tech)기업과 로테크(Low-Tech)기업으로 분류한 기준은 Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)의 연구에서의 분류기준으로 하였다. 즉 항공산업, 컴퓨터, IT, 소프트웨어산업, 의료 및 과학적 기기산업, 제약산업, 연구산업, 반도체 및 전자장비산업, 통신산업 등은 하이테크기업으로, 그 외는 로테크기업으로 분류하였다.

기업규모별 분류는 대규모기업과 소규모 기업으로 각각 76개를 추출하였다. 「기업 규모별A」는 개별기업의 총자산금액을 기준으로, 「기업규모별B」는 2일 거래 평균주가를 기준으로 분류하였고 전체 자료 중에서 4분위법을 사용하였다. 주가수익률 자료는 한국증권연구원의 수익률자료를 사용하였다. 이 수익률 자료를 바탕으로 단기성과를 측정하였고, 제휴기업의 단기성과에 미치는 영향과 관계 있는 특성요인중 재무적 요인을 조사하기 위한 재무자료는 한국상장회사협의회에서 발간한 「상장기업총람」 및 「상장기업분석」 기타 상장기업과 관련된 자료를 사용하였다.

<표 3-2> 업종별·하이테크여부별·기업규모별 공시건수

업종별	하이테크 여부별			기업규모별 A		기업규모별 B	
	하이테크 기업	로테크 기업	소계	대규모 기업	소규모 기업	대규모 기업	소규모 기업
음식료업	5	16	21	5	2	4	3
섬유·의복·가죽	0	23	23	8	8	7	9
종이·종이제품	0	9	9	2	3	5	0
화학·석유·석탄	35	49	84	13	25	15	23
고무·플라스틱	0	3	3	1	1	2	0
비금속광물	0	18	18	6	2	3	5
제1차 금속	0	12	12	3	2	1	4
조립금속·기계·장비	63	47	110	28	29	33	24
기타제조업	1	3	4	1	2	2	1
건설업	0	8	8	3	1	1	3
도·소매업	0	18	18	5	1	2	4
운수·창고업	2	1	3	1	0	1	0
오락·문화·서비스업	1	0	1	0	0	0	0
합계	107	207	314	76	76	76	76

주) 기업규모별 A는 총자산금액을 기준으로 분류하였고, 기업규모별B는 2일 거래 평균주가를 기준으로 분류하였음.

2. 실증분석의 결과

1) 전략적 제휴 기업에 대한 검정통계량 분석

<표 3-3>에 의하면 제휴를 체결한 314개의 사건 중에서 제휴유형으로 기술도입이 53.18%로 가장 높았고, 합작투자가 31.21%, 기타가 15.61%로 나타났다. 특히 제휴의 유형 중에서 합작투자를 하는 동기가 주로 해외시장진출을 목적으로(57.95%) 하는 것으로 나타났다. 제휴동기는 기술획득 41.4%, 해외시장 진출 28.02%, 자원과 위험의 공유 11.78%, 신제품 개발 7.96%, 산업표준 1.91% 순으로 조사되었다. 여기서 제휴를 맺는 가장 큰 이유중의 하나가 선진국으로부터의 기술도입을 위해 제휴를 맺는 것으로 조사되었다.

제휴의 유형별 및 동기별 요인에 대한 검정결과, χ^2 검정통계량 값은 138.395이고 검정통계량의 P-값은 0.0001이다. 이는 유의수준 5%보다 상당히 작다. 그러므로 ‘제휴의 유형별 및 동기별 요인은 상호관련성이 없을 것이다’라는 가설을 기각함으로 두 요인 사이에는 통계적으로 유의하게 상호관련성이 있다고 할 수 있다.

<표 3-3> 제휴 유형별 및 동기별 분류에 따른 상호 관련성 검정

동기별/유형별	합작투자	기술도입	기타	합계
기술획득동기 건수	20	102	8	130
%	6.37	32.48	2.55	41.40
행%	15.38	78.46	6.16	
열%	20.40	61.07	16.33	
신제품개발동기 건수	4	16	5	25
%	1.27	5.09	1.59	7.96
행%	16.00	64.00	5.00	
열%	4.08	9.58	10.20	
산업표준동기 건수	2	2	2	6
%	0.64	0.63	0.64	1.91
행%	33.33	33.33	33.34	
열%	2.04	1.19	4.08	
자원-위험공유동기 건수	13	19	5	37
%	4.14	6.05	1.59	11.78
행%	35.14	51.35	13.51	
열%	13.26	11.38	10.20	
해외시장진출동기 건수	51	28	9	88
%	4.26	8.92	2.87	28.02
행%	57.95	31.82	10.23	
열%	52.04	16.77	18.37	
기타 건수	8	0	20	28
%	8.16	0	6.37	8.92
행%	28.57	0	71.43	
열%	8.16	0	40.82	
합계	98	167	49	314
	31.21	53.18	15.61	100%
Pearson Chi-Square에 대한 검정통계량 138.395 P-값 0.0001				
Likelihood Ratio에 대한 검정통계량 127.122 P-값 0.0001				

2) 전략적 제휴의 단기성과에 대한 분석

전체 표본에 대한 단기성과의 측정은 앞에서 제시한 두 가지 모형, 즉 시장모형과 시장조정수익률모형을 사용하여 측정하고자 한다. 시장모형을 이용한 단기성과의 측정결과는 <표 3-4>와 같다. 표에 의하면 제휴기업의 성과는 제휴공시 이후에 향상된 것으로 판단된다. 공시 당일(0일) 이후 누적비정상수익률이 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 갖고 지속적으로 상승하는 것으로 보아 제휴의 단기적 성과가 있음을 알 수 있다. 또한 공시-4일, 공시-3일, 공시-2일에 각각 0.12%, 0.14%, 0.14%의 유의한 비정상 초과수익률을 발생시켜 제휴 발표시점인 0일 이전에 정보의 유출, 유포가 있어 시장에서의 기대가 지속되어 왔다는 것을 의미하기도 한다.

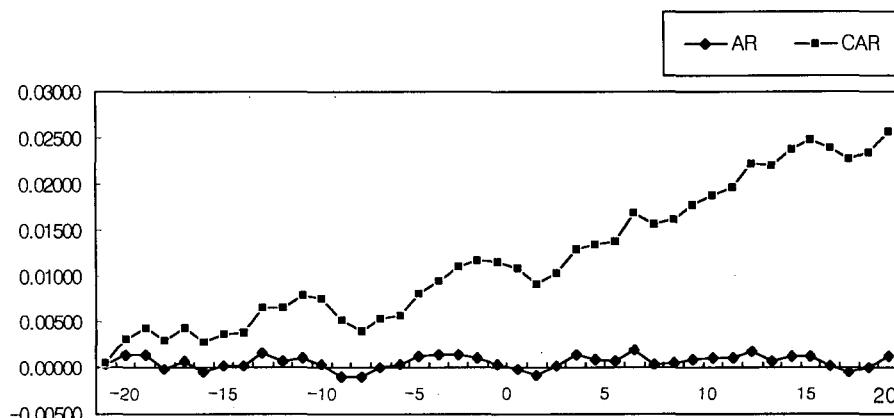
시장조정수익률모형에 의한 단기성과측정은 <표 3-5>와 같다. 공시 당일 0.5%의 유의한 비정상초과수익률을 발생시켜 공시효과가 있는 것으로 판단된다. 그리고 누적비정상수익률의 경우 시장에서의 사전 정보의 유출로 인하여 공시-15일부터 공시 +1일까지 급증하였다. 다만 이러한 누적비정상수익률은 공시+2일 이후 꾸준한 증가가 지속되지 못하였다.

<표 3-4> 시장모형을 이용한 비정상수익률 및 누적비정상수익률

공시일	AR	P-값	t값	CAR	P-값	t값
-20	0.00030	0.670	0.426	0.00030	0.670	0.426
-15	-0.00043	0.564	-0.578	0.00320	0.135	1.497
-10	0.00103	0.183	1.335	0.00685	0.018	2.382**
-5	0.00026	0.747	0.323	0.00546	0.107	1.615
-4	0.00129	0.085	1.730***	0.00675	0.051	1.955***
-3	0.00141	0.092	1.691***	0.00815	0.023	2.285**
-2	0.00146	0.079	1.761***	0.00961	0.010	2.579*
-1	0.00102	0.182	1.336	0.01063	0.007	2.711*
0	0.00042	0.625	0.489	0.01105	0.008	2.651*
1	-0.00011	0.881	-0.150	0.01094	0.013	2.489**
2	-0.00093	0.200	-1.285	0.01001	0.029	2.190**
3	0.00019	0.810	0.240	0.01019	0.032	2.152**
4	0.00138	0.076	1.782***	0.01158	0.016	2.429**
5	0.00095	0.262	1.123	0.01253	0.011	2.555**
10	0.00092	0.241	1.175	0.01676	0.003	3.014*
15	0.00123	0.113	1.589	0.02252	0.001	3.459*
20	0.00121	0.113	1.591	0.02445	0.001	3.398*

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.

결론적으로 시장모형과 시장조정수익률모형을 사용하여 전략적 제휴 공시의 단기성과를 측정한 결과 제휴는 기업의 단기성과에 정(+)의 영향을 미친다고 할 수 있다. 이러한 결과는 본 연구에서의 「전략적 제휴는 단기간 기업가치에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.」라는 가설을 받아들일 수 있다.

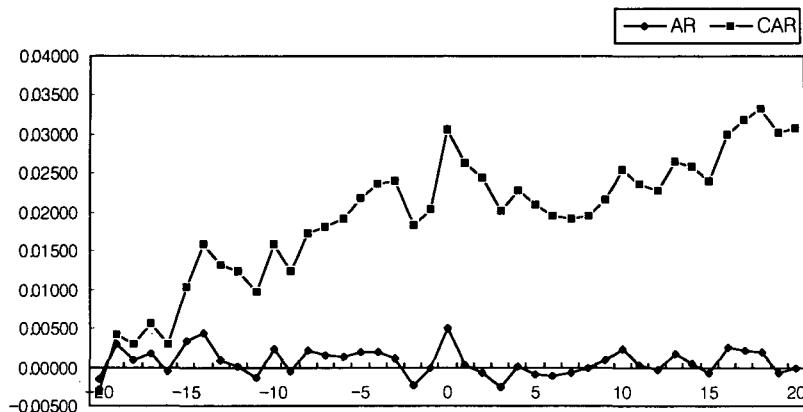


(그림 3-1) 시장모형을 이용한 비정상수익률 및 누적비정상수익률

<표 3-5> 시장조정모형을 이용한 비정상수익률 및 누적비정상수익률

공시일	AR	P-값	t값	CAR	P-값	t값
-20	-0.00155	0.290	-1.059	-0.00155	0.290	-1.059
-15	0.00340	0.026	2.230**	0.00685	0.079	1.759***
-10	0.00235	0.119	1.561	0.01344	0.011	2.541**
-5	0.00196	0.202	1.276	0.01983	0.006	2.732*
-4	0.00188	0.202	1.276	0.02170	0.003	2.918*
-3	0.00118	0.452	0.751	0.02288	0.002	3.031*
-2	-0.00226	0.149	-1.445	0.02062	0.008	2.648*
-1	-0.00014	0.930	-0.086	0.02048	0.011	2.557**
0	0.00501	0.002	3.039*	0.02549	0.002	3.114*
1	0.00041	0.803	0.248	0.02590	0.002	3.069*
2	-0.00068	0.679	-0.413	0.02522	0.003	2.933*
3	-0.00253	0.114	-1.583	0.02270	0.009	2.597**
4	0.00002	0.988	0.014	0.02272	0.011	2.553**
5	-0.00091	0.599	-0.525	0.02181	0.014	2.453**
10	0.00243	0.098	1.657***	0.02312	0.008	2.642
15	-0.00064	0.682	-0.409	0.02471	0.010	2.566*
20	-0.00006	0.968	-0.039	0.03076	0.001	3.169*

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.



(그림 3-2) 시장조정모형을 이용한 비정상수익률 및 누적비정상수익률

(1) 전략적 제휴 유형에 따른 단기성과에 미치는 영향에 대한 분석

전체 전략적 제휴 유형은 합작투자 97개, 기술도입 168개, 그리고 「기타」로 분류된 49개의 제휴형태는 기술이전 14건, 판매계약 7건, 판매대행계약 5건, 공급계약 17건, 독점판매계약 3건, 기술수출 3건 등이었다. 이러한 제휴의 유형 중에서 건수가 많은 합작투자와 기술도입을 중심으로 단기성과에 미치는 영향을 분석해 보았다. 단기성과의 측정은 시장조정모형을 이용하였다. 분석결과는 <표 3-6>과 같다.

합작투자의 경우 공시당일 0.09%(유의하지 않음)의 비정상수익률을 보였을 뿐 공시-2일과 공시-1일, 공시+1, 공시+2에는 오히려 부(-)의 비정상수익률을 보였다. 반면 공시-3일 이전에 오히려 정(+)의 비정상수익률을 보여 합작투자를 할 것이라는 정보가 사전에 유출된 것으로 해석할 수 있다. 기술도입의 경우 공시당일 0.5%(유의함)의 비정상수익률을, 공시-1일, 공시+1, 공시+2일 모두 비정상수익률이 정(+)의 값을 나타내었다.

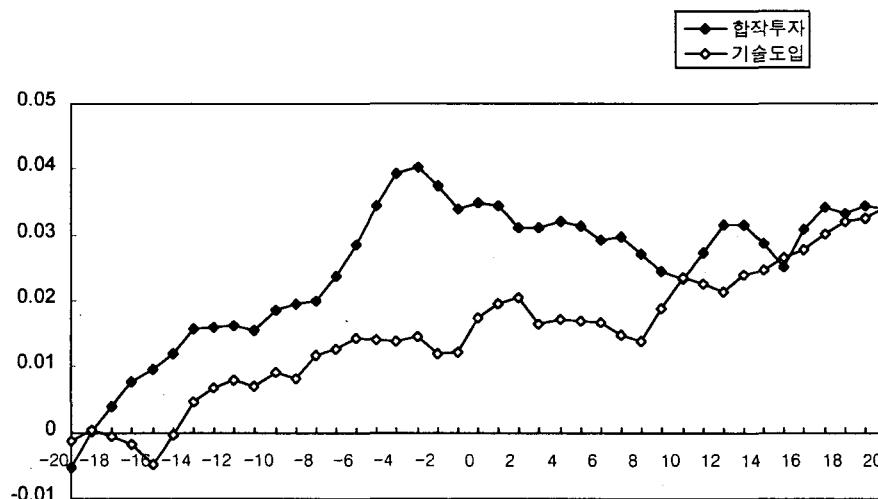
누적비정상수익률은 합작투자의 경우 공시-19일부터 공시당일까지 꾸준히 증가하였고 기술도입의 경우에는 누적비정상수익률이 공시-14일부터 공시+2일까지 꾸준히 증가하였다. 두 유형이 비교적 유사한 결과를 나타내고 있다. 그리고 두 유형의 제휴에 대한 단기성과는 합작투자가 기술도입보다 더 큰 것으로 나타났다(그림 참조).

이는 조명현과 오대혁(1999)의 연구에서 자본투자 유무별로 조사한 결과와 반대의 결과가 나타났다. 즉 그들의 연구에서 자본투자가 수반되지 않은 제휴가 자본투자가 수반된 제휴보다 더 높은 누적비정상수익률을 보인 반면 본 연구에서는 자본투자가 수반된 합작투자의 경우가 자본투자가 수반되지 않은 기술도입보다 오히려 높은 누적비정상수익률을 보이고 있다.

<표 3-6> 합작투자와 기술도입에 대한 비정상수익률과 누적비정상수익률

공시일	합작투자(97개)				기술도입(168개)			
	AR	t-값	CAR	t-값	AR	t-값	CAR	t-값
-20	-0.00530	-2.121**	-0.00530	-2.121**	-0.00120	-0.595	-0.00120	-0.595
-15	0.00229	0.949	0.01190	1.585	0.00434	2.106**	-0.00036	-0.073
-10	0.00320	1.300	0.01860	1.868***	0.00221	0.972	0.00920	1.331
-5	0.00574	2.057**	0.03430	2.882*	-0.00020	-0.106	0.01420	1.311
-4	0.00514	2.030**	0.03940	3.166*	-0.00039	-0.187	0.01380	1.250
-3	0.00093	0.360	0.04040	3.294*	0.00063	0.294	0.01450	1.280
-2	-0.00290	-1.070	0.03750	2.998*	-0.00240	-1.121	0.01210	1.029
-1	-0.00360	-1.288	0.03390	2.773*	0.00019	0.092	0.01230	1.000
0	0.00091	0.356	0.03480	2.897*	0.00520	2.218**	0.01750	1.375
1	-0.00040	-0.176	0.03430	2.914*	0.00211	0.910	0.01960	1.471
2	-0.00330	-1.281	0.03100	2.613*	0.00096	0.442	0.02050	1.488
3	0.00013	0.046	0.03120	2.527**	-0.00400	-2.029**	0.01650	1.174
4	0.00078	0.335	0.03190	2.489**	0.00040	0.223	0.01710	1.194
5	-0.00060	-0.244	0.03130	2.321**	-0.00017	-0.063	0.01690	1.207
10	-0.00120	-0.555	0.02340	1.462	0.00472	2.430**	0.02340	1.861***
15	-0.00360	-1.490	0.02510	1.479	0.00181	0.784	0.02660	1.900***
20	-0.00042	-0.154	0.03390	1.973***	0.00164	0.865	0.03430	2.415**

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.



(그림 3-3) 합작투자와 기술도입에 대한 누적비정상수익률

(2) 전략적 제휴 동기에 따른 단기성과에 미치는 영향에 대한 분석

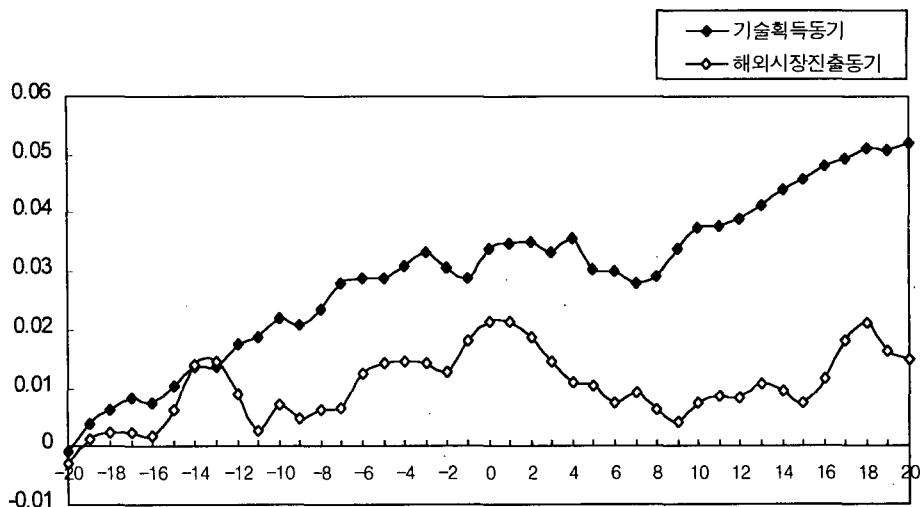
여기서는 기술획득 동기와 해외시장진출 동기에 따른 시장의 반응을 살펴본다. 단기성과의 측정은 시장조정모형을 이용하였다. 먼저 기술획득 동기에 의한 전략적 제휴에 있어서 그 결과는 <표 3-7>에 나타나 있다. 비정상수익률은 공시일과 공시+5일에 통계적으로 유의한 반응을 나타냈으며, 그 영향은 공시일에 0.05%를 나타내고 있다. 또한 누적비정상수익률은 공시-20, 공시-19, 공시-18, 공시-16일을 제외한 전기간에 걸쳐 통계적으로 유의하였다. 그리고 (그림 3-4)에서처럼 누적비정상수익률도 꾸준히 증가하였다.

해외시장진출 동기의 경우에는 비정상수익률은 공시-14일, 공시-12일, 공시-11일 공시-6일, 공시+17일을 제외하고 유의하지 않았다. 또 누적비정상수익률의 경우에도 유의한 결과를 나타내지 않았다. (그림 3-4)에서 나타난 것처럼 사건기간 중에 기술획득 동기에 의한 제휴가 해외시장진출 동기에 의한 제휴보다 더 높은 누적비정상수익률을 나타내었다. 이는 조명현과 오대혁(1999)의 연구와 유사하게 나타났다.

<표 3-7> 기술획득 동기와 해외시장진출 동기의 비정상수익률과 누적비정상수익률

공시일	기술획득 동기(130개)				해외시장진출 동기(88개)			
	AR	t-값	CAR	t-값	AR	t-값	CAR	t-값
-20	-0.00089	-0.363	-0.00089	-0.363	-0.00280	-1.066	-0.00280	-1.066
-15	0.00278	1.355	0.01040	1.834***	0.00461	1.504	0.00640	0.859
-10	0.00332	1.474	0.02220	2.677*	0.00440	1.454	0.00724	0.614
-5	0.00009	0.042	0.02880	2.471**	0.00180	0.650	0.01430	0.885
-4	0.00216	0.968	0.03100	2.566**	0.00031	0.112	0.01460	0.892
-3	0.00232	0.894	0.03330	2.680*	-0.00022	-0.079	0.01440	0.898
-2	-0.00260	-0.959	0.03080	2.326**	-0.00160	-0.547	0.01270	0.799
-1	-0.00200	-0.852	0.02870	2.104**	0.00559	1.547	0.01830	1.124
0	0.00050	2.167**	0.03380	2.497**	0.00326	0.956	0.02160	1.269
1	0.00091	0.440	0.03470	2.525**	-0.00006	-0.017	0.02150	1.194
2	0.00036	0.161	0.03510	2.546**	-0.00270	-0.803	0.01880	0.968
3	-0.00170	-0.779	0.03340	2.423**	-0.00420	-1.252	0.01460	0.721
4	0.00223	0.852	0.03560	2.647*	-0.00350	-1.093	0.01110	0.516
5	-0.00540	-2.044**	0.03030	2.261**	-0.00071	-0.208	0.01040	0.486
10	0.00362	1.484	0.03750	2.772*	0.00329	1.333	0.00743	0.368
15	0.00175	0.752	0.04580	3.016*	-0.00200	-0.640	0.00748	0.352
20	0.00110	0.529	0.05190	3.269*	-0.00150	-0.475	0.01490	0.745

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.



(그림 3-4) 기술획득 동기와 해외시장진출 동기의 누적비정상수익률

<표 3-8> 누적비정상수익률에 대한 제휴유형별, 동기별 차이검정 결과

구 분	CAR(-1,1)		CAR(-3,3)		CAR(-5,5)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
합작투자(98)	-0.00320	0.00301	0.00830	0.00114	0.00277	0.08655
기술도입(167)	0.00727	0.00084	0.00265	0.00133	0.00209	0.09780
평균차이	-0.01047		0.00565		0.00068	
차이분석(T-값)	(-1.03649)	{0.136}	(-1.049)	{0.295}	(-0.33841)	{0.953}
기술획득동기(130)	0.04422	0.05008	0.002398	-0.00405	0.001509	0.08641
해외시장진출동기(88)	0.00522	0.07224	0.000214	-0.00001	-0.0022	0.10700
평균차이	0.03698		0.002184		-0.000691	
차이분석(T-값)	(-0.02932)	{0.611}	(0.182)	{0.856}	(-0.271)	{0.787}

주) { }은 P-값임.

(3) 제휴의 단기성과에 대한 유형 및 동기별 차이검정

누적비정상수익률(-1,1), (-3,3), (-5,5)에서 사건기간동안의 제휴 유형별 차이검정과 제휴동기별 차이검정을 실시하였다. 차이검정 방법으로 T-검정을 실시하였다. 제휴유형별 차이검정 결과는 <표 3-8>의 패널A에 나타나 있다. 제휴유형을 합작투자와 기술도입이라는 두 범주로 구분한 단기성과(누적비정상수익률) 있어서의 그 차이를 나타낸다. 분석결과 단기성과인 누적비정상수익률(-1,1), 누적비정상수익률(-5,5) 둘 다 그 차이에 대해 통계적으로 유의하지 않았다. 그러므로 제휴 유형별 누적비정상수익

률에 차이가 없다고 할 수 있다. 이러한 결과는 Koh와 Venkatraman(1991), Das, Sen과 Sengupta(1998) 등의 연구에서 제휴 유형별로 단기성과에 차이가 있다는 연구결과와 다르게 나타났다.

같은 방법으로 기술획득동기와 해외시장진출 동기의 두 범주로 분류하여 차이검정을 실시한 결과, <표 3-8>의 패널B에 나타나 있다. 분석결과 단기성과인 누적비정상수익률(-1,1), (-3,3), (-5,5) 모두 그 차이에 대해 통계적으로 유의하지 않았다. 그러므로 제휴동기별 누적비정상수익률에 차이가 없다고 할 수 있다.

(4) 전략적 제휴 기업 하이테크기업 여부에 따른 단기성과에 미치는 영향 분석

제휴 기업 하이테크기업여부에 따른 단기성과에 미치는 영향 분석하기 위하여 단기성과의 측정은 시장조정모형을 이용하였다. <표 3-9>에 제시된 바와 같이 하이테크기업은 공시일에 0.7%의 유의한 비정상수익률을 나타내고 누적비정상수익률의 경우 공시+10, 공시-5일, 공시-4일, 공시 0일에 유의한 반응을 보였다. 누적비정상수익률의 경우에는 꾸준히 증가하는 추세를 보였다.

로테크기업의 경우, 비정상수익률이 공시-19일, 공시-3일 공시 0일에 유의한 정(+)의 반응을 보였고 공시당일 통계적으로 유의한 0.3%의 비정상수익률을 보였다. 누적비정상수익률의 경우 대체적으로 유의한 반응을 보였다. 그리고 로테크기업의 경우에도 누적비정상수익률은 꾸준히 증가하는 추세를 보였다.

공시 당일의 비정상수익률을 기준으로 볼 때 본 연구에서는 하이테크기업이 0.7%로 통계적으로 유의한 비정상수익률을, 로테크기업의 경우 0.3%의 유의한 비정상수익률을 보여, Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)의 연구에서 공시당일의 비정상수익률이 하이테크기업이 로테크기업보다 더 높다는 결과와 유사하였다. 이것은 하이테크기업이 공시당일에 로테크기업보다 제휴라는 이벤트에 대한 정보가 더욱 집중된 탓으로 보인다.

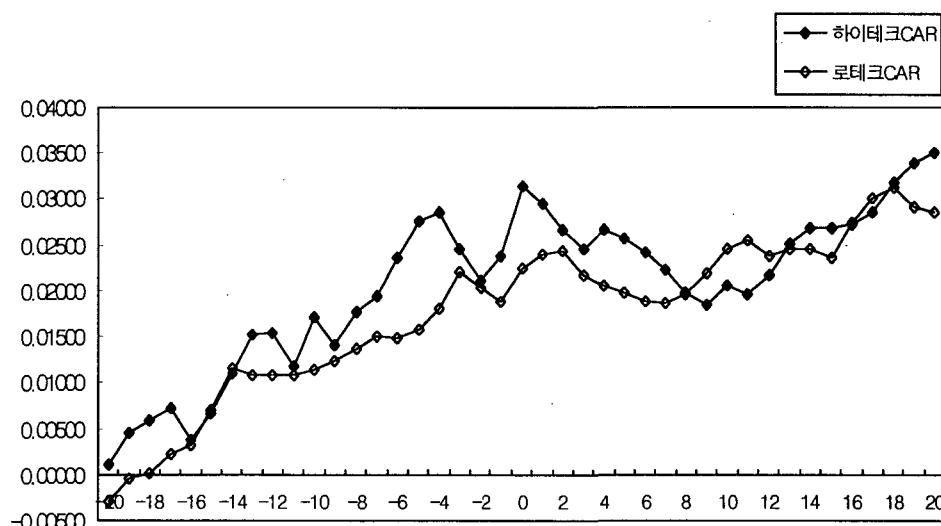
여기서 <가설 2>의 검증을 위해 다음과 같은 T-검정을 실시하였다. 그 결과는 <표 3-10>와 같다. 하이테크기업과 로테크기업간의 초과수익률 차이를 비교해 본 결과, 누적비정상수익률(-1,1)에서는 하이테크기업의 누적비정상수익률이 로테크기업보다 0.4%의 더 많은 초과수익률을 발생시켰으나, 누적비정상수익률(-3,3), 누적비정상수익률(-5,5)에서는 오히려 로테크기업의 누적비정상수익률이 하이테크기업보다 더 많았다. 통계적으로는 모두 유의하지 않았다.⁸⁾ 이러한 결과는 누적비정상수익률을 기준으로 볼 때 하이테크기업이 로테크기업보다 단기적으로 제휴로 인한 더 높은 초과수익률을 보일 것이라는 일반적인 기대와는 다른 결과를 초래하였다. 하이테크기업과

8) 누적비정상수익률(-1,0), (0), (0,1)에서도 차이검정을 해 본 결과 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 3-9> 제휴기업의 하이테크여부에 따른 AR와 CAR

공시일	하이테크 기업(107개)				로테크 기업(207개)			
	AR	t-값	CAR	t-값	AR	t-값	CAR	t-값
-20	0.00111	0.395	0.00111	0.395	-0.00296	-1.775***	-0.00296	-1.775***
-15	0.00285	0.990	0.00665	1.107	0.00369	2.099**	0.00696	1.378
-10	0.00541	1.771***	0.01713	1.786***	0.00072	0.444	0.01075	1.820***
-5	0.00401	1.445	0.02755	1.795***	0.00088	0.479	0.01572	2.078**
-4	0.00098	0.386	0.02854	1.824***	0.00235	1.305***	0.01807	2.316**
-3	-0.00396	-1.763***	0.02457	1.578	0.00391	1.902	0.02198	2.715*
-2	-0.00343	-1.331	0.02114	1.325	-0.00164	-0.833	0.02035	2.417**
-1	0.00261	0.863	0.02375	1.409	-0.00161	-0.820	0.01874	2.229**
0	0.00757	2.575**	0.03132	1.771***	0.00365	1.841***	0.02239	2.691*
1	-0.00174	-0.536	0.02959	1.585	0.00155	0.845	0.02394	2.880*
2	-0.00287	-1.158	0.02672	1.381	0.00049	0.230	0.02443	2.953*
3	-0.00215	-0.731	0.02456	1.242	-0.00273	-1.449	0.02170	2.607*
4	0.00207	0.699	0.02663	1.317	-0.00106	-0.586	0.02064	2.452**
5	-0.00098	-0.344	0.02565	1.326	-0.00088	-0.400	0.01976	2.208**
10	0.00204	0.836	0.02055	1.215	0.00263	1.437	0.02449	2.455**
15	-0.00013	-0.047	0.02680	1.398	-0.00091	-0.486	0.02360	2.208**
20	0.00119	0.485	0.03507	1.839***	-0.00072	-0.391	0.02848	2.611*

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.



(그림 3-5) 제휴기업의 하이테크여부에 따른 누적비정상수익률

로테크기업간의 누적비정상수익률에 통계적으로 유의한 차이가 없다고 말할 수 있다. 이것은 일반투자자들이 로테크기업들도 하이테크기업과 마찬가지로 제휴라는 이벤트의 공시에 비슷한 수준으로 반응한다고 할 수 있다. 그러므로 ‘하이테크 기업의 제휴는 로테크 기업의 제휴보다 더 많은 초과수익률을 발생시킬 것이다’라는 <가설 2>는 기각된다.

<표 3-10> 하이테크기업과 로테크기업간의 누적비정상수익률 T-검증

구 분	CAR(-1,1)		CAR(-3,3)		CAR(-5,5)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
하이테크기업(107개)	0.00844	0.1991	-0.00400	0.08761	0.00210	0.1051
로테크기업(207개)	0.00359	0.0499	0.00362	0.07282	0.00491	0.0815
평균차이	0.00485		-0.00277		-0.00281	
차이분석(T-값)	0.649	{0.517}	-0.774	{0.440}	-0.243	{0.808}

(주) { }는 P-값임.

(5) 전략적 제휴 기업규모에 따른 단기성과에 미치는 영향에 대한 분석

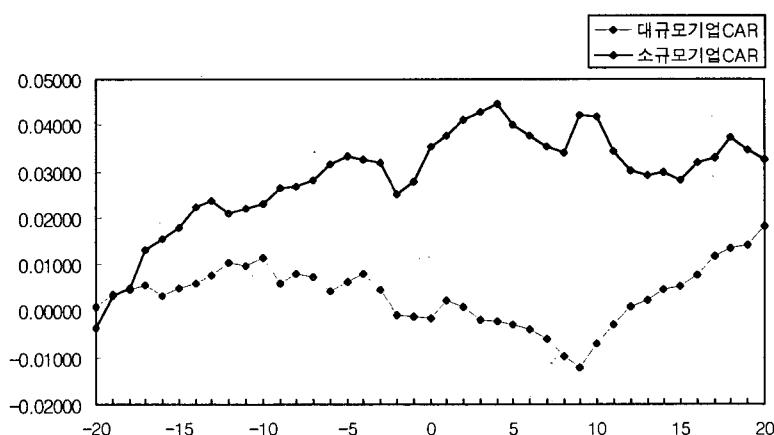
여기에서는 기업규모에 따라 단기성과에 어떠한 영향을 미치는지를 조사해 보았다. 그리고 ‘전략적 제휴의 체결시에 기업규모가 작은 기업은 큰 기업보다 더 많은 초과수익률을 발생시킬 것이다’라는 <가설 3>을 검증해보고자 한다. 단기성과의 측정은 시장조정모형을 이용하였다. 기업의 규모를 나누는 기준은 총자산과 주가를 기준으로 하였다. 첫 번째로 기업규모를 총자산을 기준으로 해서 분석하고자 한다. 대상기업의 추출은 전체 표본을 장부상 총자산가치를 기준으로 서열을 매겨 4분위하여 대규모기업 76개와 소규모기업 76개로 하였다. 그 결과는 <표 3-11>과 같다.

대규모 기업의 경우 공시-3일, 공시-2일에 유의한 부(-)의 반응을 보였고 공시당일에도 유의하지 않은 부(-)의 반응을 보였다. 특히 공시일에 인접한 공시-3일부터 공시일까지 부(-)의 반응을 보인 것은 특이하다. 또한 누적비정상수익률도 공시-10일 이후 꾸준히 하락하는 추세를 보였다. 소규모 기업의 경우에는 대규모 기업과는 다른 결과를 보였다. 공시-2일과 공시+1일에 유의한 반응을 보였으며, 특히 공시당일 0.7%의 유의한 비정상수익률을 보였다. 누적비정상수익률의 경우에도 대규모 기업의 꾸준한 하락세를 보인 반면 소규모기업은 공시+4일까지 꾸준한 증가를 보여 대조적이었다. 이러한 결과는 Mohanram과 Nanda (1996)의 연구와 Das, Sen과 Sengupta(1998)의 연구와 유사한 결과를 보였다.

<표 3-11> 기업규모(총자산 기준)에 따른 비정상수익률과 누적비정상수익률

공시일	대규모기업(76개)				소규모기업(76개)			
	AR	t-값	CAR	t-값	AR	t-값	CAR	t-값
-20	0.00079	0.330	0.00079	0.330	-0.00360	-1.204	-0.00360	-1.204
-15	0.00176	0.622	0.00499	0.762	0.00229	0.697	0.01777	2.047***
-10	0.00176	0.842	0.01156	1.398	0.00114	0.342	0.02314	1.788
-5	0.00182	0.624	0.00622	0.619	0.00203	0.587	0.03343	2.059**
-4	0.00162	0.694	0.00784	0.751	-0.00079	-0.250	0.03264	2.032**
-3	-0.00338	-1.672***	0.00447	0.426	-0.00090	-0.217	0.03174	1.913***
-2	-0.00519	-2.447**	-0.00072	-0.069	-0.00659	-1.805***	0.02515	1.488
-1	-0.00059	-0.215	-0.00131	-0.113	0.00257	0.803	0.02773	1.662
0	-0.00026	-0.099	-0.00158	-0.136	0.00767	2.339**	0.03540	2.218**
1	0.00394	1.584	0.00236	0.191	0.00235	0.719	0.03775	2.438**
2	-0.00149	-0.575	0.00087	0.073	0.00328	0.843	0.04103	2.728*
3	-0.00263	-1.235	-0.00177	-0.153	0.00171	0.497	0.04273	2.799*
4	-0.00062	-0.275	-0.00239	-0.212	0.00175	0.518	0.04449	2.822*
5	-0.00047	-0.191	-0.00285	-0.245	-0.00431	-1.015	0.04018	2.302**
10	0.00529	2.345**	-0.00695	-0.596	-0.00022	-0.069	0.04195	2.141**
15	0.00075	0.312***	0.00524	0.398	-0.00144	-0.461	0.02831	1.343
20	0.00410	1.798***	0.01822	1.341	-0.00202	-0.679	0.03250	1.322

주) 표본기업은 전체 314개의 기업을 대상으로 4분위하여 대규모기업, 소규모기업으로 각각 76개 기업을 대상으로 하였음. *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.



(그림 3-6) 제휴기업의 기업규모(총자산기준)에 따른 누적비정상수익률

<표 3-12> 기업규모(총자산 기준)에 따른 T-검증

구 분	CAR(-1,1)		CAR(-3,3)		CAR(-5,5)	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차	평 균	표준편차
대규모기업(76개)	0.00308	0.03764	-0.0096	0.05183	-0.00730	0.06429
소규모기업(76개)	0.01260	0.05655	0.01000	0.06923	0.00877	0.07914
평균차이	-0.00952		-0.020		-0.01600	
차이분석(T-값)	(-1.223)	{0.225}	(-1.887)	{0.191}	(-1.320)	{0.047**}

주) { }는 P-값임. **는 5%내에서 유의함을 의미함.

<가설 3>의 검증을 위해 대규모 기업집단과 소규모 기업집단간의 누적비정상수익률(-1,1), (-3,3), (-5,5)에 대해 T-검정을 실시하였다. 그 결과는 <표 3-12>와 같다. 대규모 기업과 소규모 기업간의 누적비정상수익률을 비교해 본 결과 모든 기간동안에 소규모 기업의 누적비정상수익률이 대규모 기업의 누적비정상수익률보다 많았으나 모두 통계적으로는 유의하지 않았다.⁹⁾

두 번째 기업규모를 나누는 기준으로 주가를 사용하였다. 주가가 큰 기업을 대규모 기업으로, 주가가 작은 기업은 소규모 기업으로 분류하였다. 주가는 공시-1, 공시일 양일간의 평균주가를 사용하였다. 대상표본 추출은 총자산을 기준으로 기업규모를 나누었을 때와 같은 방법으로 하였다. <표 3-13>에 나타난 바와 같이 대규모 기업 비정상수익률의 경우 공시-5일, 공시-2일, 공시+5일에 유의한 반응을 보였고 나머지는 유의하지 않았다. 그러나 누적비정상수익률의 경우에는 전체적으로 유의한 반응을 보이며 꾸준히 증가하는 추세를 보였다. 소규모 기업의 경우 비정상수익률은 공시당일, 공시+3일에 유의한 반응을 보였고 공시당일 1%의 유의 비정정상수익률을 나타냈다. 누적비정상수익률의 경우에는 전체적으로 유의하지는 않았지만 꾸준한 증가세를 보여 대규모기업과 유사한 추세를 보였다.

공시당일의 비정상수익률을 비교해 보면 대규모기업이 0.3%의 유의하지 않은 비정상수익률을, 소규모기업이 1%의 유의한 비정상수익률을 보여 소규모기업이 대규모기업보다 더 높은 비정상수익률을 나타냈다. 반면 누적비정상수익률을 비교해보면 주가가 높은 대규모 기업들이 주가가 낮은 소규모 기업들보다 더 높은 누적비정상수익률을 발생시켰다. (그림 3-7 참조). 비정상수익률로 한정해서 비교한다면, Koh, Venkatraman(1991)의 연구와 Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997) 등의 연구결과와 일치한다.

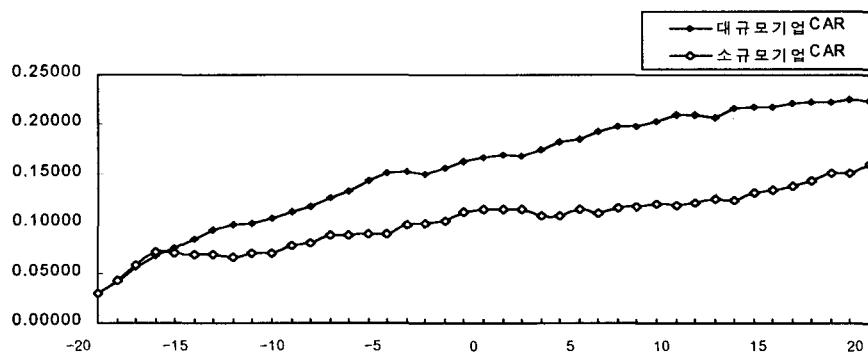
9) 누적비정상수익률(-1,0), (0), (0,1)에서도 차이검정을 해 본 결과 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 3-13> 제휴기업의 기업규모(주가 기준)에 따른 비정상수익률과 누적비정상수익률

공시일	대규모기업(76개)				소규모 기업(76개)			
	AR	t-값	CAR	t-값	AR	t-값	CAR	t-값
-20	-0.00117	-0.333	0.03052	-0.333**	-0.00250	-0.726	0.02996	-0.726
-15	0.00545	1.579	0.08424	2.262**	0.00206	0.553	0.06841	-0.842
-10	-0.00141	-0.489	0.00260	2.569**	0.00436	1.372	0.07780	-0.925
-5	0.00660	1.918**	0.15107	2.752*	0.00181	0.549	0.09023	-0.344
-4	0.00377	1.111	0.15252	2.941*	-0.00298	-0.972	0.09857	-0.578
-3	-0.00240	-0.831	0.15011	2.849*	0.00260	0.709	0.10052	-0.341
-2	-0.00693	-2.076**	0.15645	2.348**	0.00029	0.078	0.10328	-0.308
-1	0.00063	0.193	0.16313	2.285**	0.00401	0.915	0.11223	0.029
0	0.00374	1.257	0.16606	2.441**	0.01005	2.329**	0.11433	0.794
1	-0.00240	-0.738	0.16893	2.276**	0.00344	0.808	0.11477	1.053
2	-0.00007	-0.019	0.16768	2.289**	-0.00079	-0.207	0.11461	0.994
3	0.00110	0.271	0.17444	2.255**	-0.00710	-1.935***	0.10777	0.483
4	0.00834	2.697*	0.18207	2.560**	-0.00520	-1.528	0.10758	0.063
5	0.00203	0.584	0.18498	2.615**	-0.00242	-0.522	0.11495	-0.125
10	0.00212	0.788	0.20921	1.822***	0.00218	0.545	0.11886	0.626
15	0.00012	0.035	0.21736	2.052**	-0.00147	-0.449	0.13430	0.513
20	-0.00299	-1.130	0.22371	2.145**	0.00315	0.887	0.15955	1.059

주 1) 표본기업은 전체 314개의 기업을 대상으로 4분위하여 대규모기업, 소규모기업으로 각각 76개 기업을 대상으로 하였음.

주 2) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.



(그림 3-7) 제휴기업의 기업규모(주가기준)에 따른 누적비정상수익률

총자산가치를 기준으로 했을 때와 마찬가지로 <가설 3>을 증명하기 위해 대규모 기업집단과 소규모 기업집단간의 누적비정상수익률(-1,1), (-3,3), (-5,5)에 대해 T-검정을 실시하였다. 그 결과는 <표 3-14>와 같다. $CAR(-1,1)$, $CAR(-3,3)$ 의 경우에는 주가가 작은 소규모기업이 주가가 큰 대규모기업보다 각각 1.5%, 3.4% 누적비정상수익률이 높았으나 $CAR(-5,5)$ 의 경우에는 오히려 대규모 기업이 소규모 기업보다 누적비정상수익률 1.0% 더 높았다. 그리고 통계적으로는 모두 유의하지 않았다.¹⁰⁾ 이와 같은 분석을 종합해 볼 때 대체적으로 기업규모에 따라 초과수익률의 차이는 있는 것 같으나 통계적 유의성 측면에서 이를 뒷받침해주지 못하는 결과를 보여 줌으로써 <가설 3>을 받아들이기는 어렵다.

<표 3-14> 기업규모(주가기준)에 따른 T-검증

구 분	$CAR(-1,1)$		$CAR(-3,3)$		$CAR(-5,5)$	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차	평 균	표준편차
대규모기업(76개)	0.00196	0.05947	-0.00630	0.09451	0.01440	0.10890
소규모기업(76개)	0.01751	0.06895	0.01251	0.07490	0.00372	0.08792
평균차이	-0.01555		-0.03436		0.01068	
차이분석(T-값)	(-1.487)	{0.139}	(-1.361)	{0.176}	(0.665)	{0.507}

주) { }는 P-값임.

(6) 전략적 제휴의 기업특성에 따른 단기성과에 미치는 영향에 대한 분석

먼저 <가설 4>를 검정하기 위하여 LQHC기업, 즉 「투자기회가 낮고 사내잉여금 수준이 높은 기업」을 추출한다. 토빈의 Q비율이 1보다 작은 값을 가지면서 사내잉여금 수준이 높은 기업¹¹⁾을 대상으로 단기성과의 반응을 살펴보았다. 그 결과는 <표 3-15>와 같다. 누적비정상수익률을 살펴보면 공시-12일부터 하락하기 시작하기 시작한 공시-20일까지 부(-)의 누적비정상수익률을 나타내고 있다. 특히 공시일을 인접하여 다소 상승한 뒤 공시 발표 후에 다시 하락하는 추세를 보이고 있다. 이는 투자기회가 저조한 기업이 사내에 축적된 잉여자금의 수준이 높을 경우 전략적 제휴 발표시 기업의 주가는 하락한다는 것을 의미한다. 그러나 누적비정상수익률의 경우 통계적으로 유의하지는 않았다. (그림 3-8)은 토빈의 Q비율이 높고 사내잉여금의 수준이 낮은 집단과의 누적비정상수익률을 비교한 그림이다. 그림에서 보듯이 두 집단간의 누적비

10) 누적비정상수익률(-1,0), (0), (0,1)에서도 차이검정을 해 본 결과 통계적으로 유의하지 않았다.

11) 전체표본을 대상으로 사내잉여금수준으로 서열을 매겨 중위수를 기준으로 나누었다.

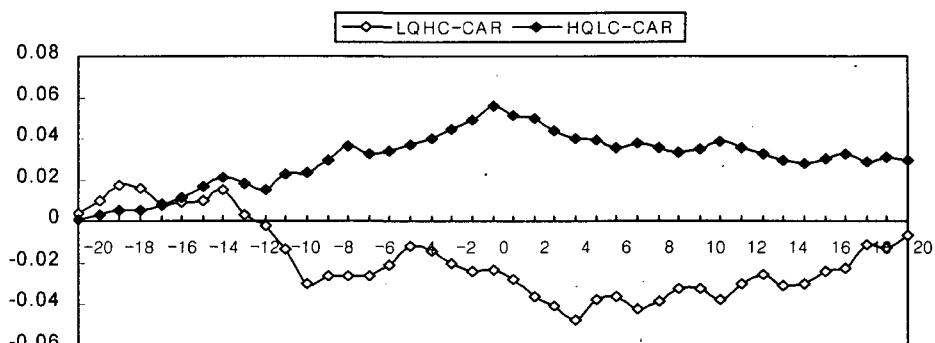
정상수익률의 추세가 뚜렷하게 대조를 보이고 있다.

<가설 4>를 검정하기 위해서 제휴공시후 기업가치의 변화에 대해 조사해 본 결과 주가가 하락하는 모습을 확인하였으나 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 이 분석에서 <가설 4>를 받아들이기는 어렵다. 그리고 본 연구에서는 추가적으로 LQ/HC 기업집단의 제휴공시 후 기업가치의 변화와 어떠한 관계가 있는가를 「전략적 제휴 기업의 특성 요인이 기업가치의 변화에 미치는 영향에 대한 분석」에서 관계를 분석해 보고자 한다.

<표 3-15> LQ/HC 기업과 HQ/LC 기업의 비정상수익률과 누적비정상수익률

공시일	LQ/HC 기업				HQ/LC 기업			
	AR	t-값	CAR	t-값	AR	t-값	CAR	t-값
-20	0.00363	0.567	0.00363	0.567	0.00132	0.431	0.00132	0.431
-15	0.00066	0.101	0.00936	0.743	0.00350	1.114	0.01161	1.424
-10	-0.01186	-2.407**	-0.01364	-0.946	0.00767	2.114**	0.02258	1.600
-5	0.00557	0.956	-0.02072	-0.677	0.00140	0.466	0.03424	1.801***
-4	0.00860	1.402	-0.01212	-0.392	0.00317	1.058	0.03741	1.932***
-3	-0.00206	-0.358	-0.01418	-0.461	0.00243	0.866	0.03984	1.986***
-2	-0.00576	-1.164	-0.01994	-0.650	0.00466	1.370	0.04450	2.109**
-1	-0.00368	-0.507	-0.02363	-0.734	0.00464	1.231	0.04915	2.290**
0	0.00066	0.096	-0.02296	-0.661	0.00674	1.843***	0.05588	2.598**
1	-0.00470	-0.646	-0.02766	-0.701	-0.00424	-1.235	0.05164	2.359**
2	-0.00841	-1.146	-0.03607	-0.865	-0.00172	-0.554	0.04992	2.210**
3	-0.00418	-0.475	-0.04025	-0.917	-0.00631	-1.870***	0.04361	1.953***
4	-0.00716	-1.114	-0.04742	-1.009	-0.00316	-0.928	0.04045	1.919***
5	0.01037	1.423	-0.03704	-0.840	-0.00090	-0.270	0.03955	1.968***
10	-0.00067	-0.172	-0.03251	-0.955	0.00145	0.472	0.03455	1.716***
15	0.00113	0.211	-0.02960	-0.749	-0.00175	-0.445	0.02808	1.291
20	0.00536	0.936	-0.00686	-0.174	-0.00161	-0.538	0.02948	1.421

주) **, ***는 5%, 10% 유의수준에서 유의함.



(그림 3-8) LQ/HC 기업과 HQ/LC 기업의 누적비정상수익률

3) 제휴기업의 특성요인이 기업가치의 변화에 미치는 영향에 대한 분석

전략적 제휴 기업의 가치변화와 특성요인과의 관계를 분석하였다. 단기성과와의 관계를 분석하기 위하여 기업가치 변화인 제휴 공시당일의 누적비정상수익률(-1,+1), (-3,+3), (-5,+5)과 제휴기업의 특성요인의 관계를 분석하였다. 그리고 장기성과와 특성요인과의 관계를 분석하기 위하여 연도별 보유기간초과수익률, 상대적 부, CAR와 특성요인과의 관계를 분석하였다. 제휴기업의 특성요인으로는 토빈의 Q비율을 대용변수로 하는 투자기회, 재무적 요인, 기업특성 등으로 구분할 수 있다. <표 3-16>은 이들 특성요인들간의 상관관계를 분석한 것이다. 독립변수들간에 상관관계가 높지 않아 설명변수로 사용하기에 충분하다.

<표 3-16> 독립변수들간의 상관관계

독립 변수	독립변수명									
	TQ	LEV	INV	SGR	FCF	ROI	HQ/HC	HQ/LC	LQ/LC	LQ/HC
TQ	1.00	-0.192**	-0.021	0.201**	0.139*	0.198**	0.332**	0.049	-0.280**	-0.266**
LEV		1.00	0.157**	0.023	-0.088	-0.250**	-0.112	0.065	0.036	0.033
INV			1.00	-0.084	-0.163**	-0.049	-0.172**	0.143*	0.095	-0.055
SGR				1.00	0.109	0.196**	0.151**	-0.048	-0.096	-0.052
FCF					1.00	0.533**	0.561**	-0.544**	-0.304**	0.282**
ROI						1.00	0.329**	-0.274**	-0.209**	0.132*
HQ/HC							1.00	-0.586**	-0.307**	-0.294**
HQ/LC								1.00	-0.299**	-0.286**
LQ/LC									1.00	-0.150**
LQ/HC										1.00

주) *, **는 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의함.

본 연구에서는 <표 3-17>에서 나타난 것처럼, 제휴기업의 특성요인과 기업가치의 변화를 단기성과와 회귀분석을 하였다. <표 3-17>의 회귀모형에서는 HQHC 변수가 다중공선성 문제로 변수에서 제외되었다. <표 3-17>을 살펴보면, (모형 1)과 (모형 2)가 통계적으로 유의하며 (모형 3)은 통계적으로 유의하지 않았다.

(1) 기업가치의 변화와 제휴기업의 투자기회와의 관계

제휴기업의 특성요인 중에서 토빈의 Q비율을 대용변수로 하는 투자기회와 기업가치변화와의 관계를 살펴보았다. <표 3-17>에서 투자기회와 단기성과와의 관계를 살

펴보면 (모형 1), (모형 2), (모형 3) 모두가 부(-)의 관계를 가지고 통계적으로는 유의하지 않았다.

<표 3-17> 제휴기업의 단기성과와 특성요인과의 관계분석

모형 독립변수	모형 1 종속변수 CAR(-1,1)	모형 2 종속변수 CAR(-3,3)	모형 3 종속변수 CAR(-5,5)
	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)
상수항	0.108 (1.759)***	0.138 (1.586)	0.120 (1.184)
TQ	-0.014 (-1.341)	-0.012 (-0.805)	-0.005 (-0.297)
LEV	-0.005 (-0.989)	-0.008 (-1.191)	-0.008 (-0.944)
INV	-0.009 (-1.352)	-0.010 (-1.033)	-0.001 (-0.111)
SGR	-0.014 (-0.588)	-0.009 (-0.268)	-0.013 (-0.320)
FCF	-0.183 (-1.281)	-0.196 (-0.969)	-0.127 (-0.537)
ROI	-0.391 (-2.907)*	-0.280 (-1.475)	-0.270 (-1.155)
HQ/LC	-0.022 (-2.159)**	-0.020 (-1.395)	-0.018 (-1.100)
LQ/LC	-0.0053 (-0.415)	-0.0045 (-0.249)	-0.004 (-0.202)
LQ/HC	-0.035 (-3.191)*	-0.036 (-2.275)**	-0.028 (-1.528)
R ²	0.115	0.052	0.024
F값	4.247 (0.0003)*	1.797 (0.068)***	0.792(0.624)

주) TQ : 개별기업 토빈의 Q비율 (공시전 3년 평균)

LEV : 개별기업의 장부상 부채금액(공시전 3년평균)을 자연로그로 환산한 값

INV : 자본투자가 있는 경우에는 1의 값을 가지고 그 이외의 경우는 0의 값

SGR : 매출액성장률(공시전 3년 평균) FCF : 사내잉여금(공시전 3년 평균)

ROI : 총자본수익률(공시전 3년 평균) HQ/LC : 높은 토빈 Q비율과 낮은 사내잉여금을 가질 경우 1의 값, 그 외의 경우에는 0의 값. LQ/LC : 낮은 토빈 Q비율과 낮은 사내잉여금을 가질 경우 1의 값, 그 외의 경우에는 0의 값. LQ/HC : 낮은 토빈 Q비율과 높은 사내잉여금을 가질 경우 1의 값, 그 외의 경우에는 0의 값

*, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. F값의 ()는 P값임

(2) 기업가치의 변화와 제휴기업 특성과의 관계

본 분석에 앞서 <가설 4>를 증명하기 위해서 LQ/HC(투자기회가 저조하고 사내잉여금수준이 높은 기업)집단을 대상으로 단기성과를 분석해 보았다. 그 결과 LQ/HC집

단이 제휴공시를 한 후에 주가가 하락하는 것을 발견하였으나 통계적으로는 유의하지 않았다.

여기서는 기업가치의 변화와 LQ/HC 기업이 어떠한 영향관계에 놓여 있는지를 분석해 본다. <표 3-17>의 (모형 1)에서 $HQLC$, $LQHC$ 가 기업가치와 부(-)의 관계가 있음을 나타내며 통계적으로 유의하였다. 또한 (모형 2)에서도 $LQHC$ 변수는 기업가치와 유의한 부(-)의 관계를 나타내었다. 이러한 사실은 LQ/HC 기업이 제휴공시를 발표하였을 경우 단기적으로 주가가 하락한다는 사실을 통계적으로 유의하지 못하였으므로 증명할 수는 없지만 단기적인 기업가치의 변화와는 부(-)의 관계에 있다는 사실을 말해준다.

(3) 기업가치의 변화와 재무적 요인과의 관계

여기서는 기업가치의 변화와 재무적 요인과의 관계를 회귀분석모형을 통해서 조사하고자 한다. 재무적 요인으로는 부채규모, 투자여부, 매출액성장률, 사내잉여금, 총자본수익률을 사용하여 기업가치 변화와의 관계를 살펴보았다.

<표 3-17>의 (모형 1)에서 총자본수익률(ROI)은 단기적인 기업가치의 변화와 통계적으로 유의한 부(-)의 관계가 있음을 확인하였다. 이와 같은 결과는 Das, Sen과 Sengupta(1998)의 연구결과와 유사하게 나타났다. 즉, 수익성과 단기적인 기업가치와의 관계가 부(-)의 관계를 보이는 것은 수익성이 낮은 기업일수록 제휴에 대한 일반투자자의 기대가 크다고 할 수 있다. <표 3-17>에서 보는 바와 같이 재무적 특성요인으로서 부채규모, 투자유무, 매출액성장률, 사내잉여금 등의 변수는 모두 단기적 기업가치와 부(-)의 관계를 가졌다.

3. 가설검증 결과에 대한 요약

시장모형과 시장조정모형을 사용하여 전략적 제휴기업의 단기성과를 공시(-20, +20) 사이에 측정하였다. 두 모형 모두 공시일을 전후로 누적비정상수익률이 전반적으로 증가하였다. 그리고 통계적으로 유의하였다. 그러므로 전략적 제휴는 단기간 기업가치에 정(+)의 영향을 미칠 것이다라는 <가설 1>을 지지한다.

<가설 2>를 검정하기 위하여 하이테크기업과 로테크기업의 초과수익률을 비교하여 측정하였다. 측정결과 공시당일의 비정상수익률에서 하이테크기업이 0.7%로 로테크기업의 0.3%보다 높았다. 그러나 누적비정상수익률(-1,1),(-3,3),(-5,5)을 비교하여 검증해 본 결과 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 그러므로 하이테크 기업의 제휴는 로테크

기업의 제휴보다 더 많은 초과수익률을 발생시킬 것이다라는 <가설 2>는 기각한다.

<가설 3>을 검정하기 위하여 기업규모를 대규모 기업과 소규모 기업으로 나누어 초과수익률을 비교하였다. 기업규모를 총자산가치를 기준으로 분류했을 때 전반적으로 소규모 기업이 대규모 기업보다 더 큰 누적비정상수익률을 발생시켰으나 누적비정상수익률(-1,1),(-3,3),(-5,5)을 비교하여 검증해 본 결과 누적비정상수익률(-5,5)를 제외하고 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 주가를 기준으로 해서 분류했을 때 전반적으로 주가가 큰 대규모 기업이 소규모 기업보다 더 큰 초과수익률을 보였으나 이 역시 누적비정상수익률(-1,1),(-3,3),(-5,5)에 통계적으로 유의하지 않았으므로 전략적 제휴의 체결시에 기업규모가 작은 기업은 큰 기업보다 더 많은 초과수익률을 발생시킬 것이다라는 <가설 3>은 받아들일 수 없다.

<가설 4>를 검정하기 위하여 투자기회(토빈의 Q비율)가 낮고 기업의 사내잉여금수준이 높은 기업(LQHC)의 단기 주가의 반응을 조사하였다. 조사한 결과 공시를 전후로 해서 부(-)의 누적비정상수익률을 보였으나 통계적으로는 유의하지 않았다. 즉 투자기회가 낮은 기업이 사내에 축적된 잉여자금의 수준이 높을 경우, 전략적 제휴 발표시 기업의 주가는 하락할 것이다라는 <가설 4>를 기각한다.

결론적으로 특성요인중에서 총자본수익률, LQHC은 단기성과에 유의한 부(-)의 상관관계가 있음을 확인하였다.

IV. 결 론

본 연구는 전략적 제휴가 기업가치에 어떠한 영향을 미치는 가에 대한 재무적 측면에서 접근하였다. 본 연구의 목적은 전략적 제휴의 단기성과와 장기성과를 살펴보고 이 성과에 영향을 미치는 특성요인들과의 관계를 찾아내는 일이다.

특히 기존연구 대부분이 주로 단기성과 측정에 치중을 하고 있어 장기성과를 측정하는 일은 상당히 의미있는 작업이라 할 수 있다. 1988년 1월부터 1998년 12월까지 11년간 한국 상장기업을 대상으로 전략적 제휴의 장·단기성과를 분석하였다. 단기성과측정을 위하여 시장모형과 시장조정모형을 사용하여 비정상수익률과 누적비정상수익률을 조사하였다. 그리고 이를 제휴유형별, 제휴동기별, 하이테크기업여부별, 기업규모별, 기업특성별로 단기성과에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 그리고 이러한 단기성과와 제휴기업의 특성요인들과의 상관관계를 분석하기 위해 회귀분석을 실시하였다.

본 연구의 단기적인 성과 결과는 선행연구와 유사하게 나타났다. 즉, 원도우 (-20, +20)사이의 표본에 대한 실증적 연구결과, 시장모형과 시장조정모형 모두 전략적 제휴라는 이벤트 발생 시에 비정상수익률과 누적비정상수익률이 발생한다는 사실을 발견하였다. 이러한 사실은 한국의 제휴기업들도, 제휴로 인하여 기업의 효율성이 증대되어 단기적으로 기업가치가 상승한다는 시너지가설이 적용된다는 사실을 발견하였다.

또한 제휴유형별, 제휴동기별, 하이테크기업여부별, 기업규모별, 기업특성별로 단기 성과에 미치는 영향이 차이가 있는지를 조사해 보았다. 제휴유형별로는 합작투자가 기술도입보다 단기적인 성과가 더 크게 나타났고, 제휴동기별로는 기술획득동기가 해외시장진출동기보다 단기적인 성과가 더 크게 나타났으나 통계적으로는 유의하지 않았다. 하이테크기업여부별 분석에서 공시당일에 하이테크기업이 로테크기업보다 통계적으로 유의하게 더 큰 비정상수익률이 발생하였다. 이는 Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997)의 연구결과와 일치하였다. 그러나 누적비정상수익률(-1,1), (-3,3), (-5,5)에 대한 차이검정을 해 본 결과, 통계적으로는 유의하지 않았다. 기업규모별 분석에 있어서도, 대규모기업과 소규모기업간의 누적비정상수익률을 조사한 결과 두 집단간에 차이가 있음을 밝혀내지 못했다. 이와 같은 결과는 Koh와 Venkatraman(1991), Mohanram과 Nanda(1996), Chan, Kensinger, Keown과 Martin(1997), Das, Sen과 Sengupta(1998) 등의 연구결과와 다르게 나타났다. 기업특성, 즉 *LQ/HC* 기업(투자기회가 낮고 사내잉여금수준이 높은 기업)과 *HC/LC*기업(투자기회가 높고 사내잉여금수준이 낮은 기업)간에 누적비정상수익률에 차이가 있었으나 통계적으로는 유의하지 않았다. 이러한 결과는 *HC/LC* 기업이 *LQ/HC* 기업보다 유의하게 높은 누적비정상수익률을 보인 민재훈(1997)의 연구결과와 다르게 나타났다.

단기성과에 영향을 미치는 특성요인과의 관계를 조사하기 위해서 회귀분석을 해 본 결과, 총자본수익률(*ROI*)과 *LQHC* (토빈의 Q비율이 낮고 사내잉여금수준이 높은 기업)이 통계적으로 유의한 변수로 나타났다. 두 변수 모두 단기성과와 부(-)의 관계를 보였다. 총자본수익률이 부(-)의 관계를 보인 것은 Das, Sen과 Sengupta(1998)의 연구 결과와 유사하게 나타났다. 즉, 수익성과 단기적인 기업가치와의 관계가 부(-)의 관계를 보이는 것은 수익성이 낮은 기업일수록 제휴에 대한 일반 투자자의 기대가 크다고 해석할 수 있다. *LQHC*변수가 단기성과와 부(-)의 상관관계를 보이는 것은 투자기회가 낮은 기업이 사내잉여금수준이 높을 경우에 제휴발표시 주가가 하락한다는 사내잉여금-과잉투자가설과 맥을 같이 한다고 해석 할 수 있다.

결론적으로 기업의 제휴 체결은 단기적으로 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것

으로 조사되었다. 이러한 결과는 한국의 기업들이 기업의 효율성을 높이고 시너지효과를 창출시킬 수 있는 경영기법의 하나로 전략적 제휴를 받아들일 수 있다고 할 수 있다.

본 연구를 바탕으로 추가적인 분석을 해 볼 연구과제는 다음과 같다. 첫째, 전략적 제휴를 체결하는 시기에 관한 문제이다. 기업의 성과가 좋을 때 제휴를 맺는 것인지, 성과가 안 좋을 때 맺는 것인지를 분석해 볼 필요가 있다. 이와 같은 연구와 관련하여 Mohanram과 Nanda(1996)의 연구결과에서 합작투자의 경우 기업의 성과가 하락할 때 맺는 것으로 확인이 되었지만 한국기업의 경우에는 이러한 현상이 존재하는지 분석해 볼 필요가 있을 것이다. 두 번째로, 본 연구에서도 약간의 분석은 있었지만 한국기업의 합작투자를 대상으로 「사내잉여금 과잉투자가설」의 현상이 존재하는지 조사해 볼 필요가 있을 것이다. 이러한 연구과제들은 기업의 경영자, 주주, 그리고 기업의 이해당사자 모두에게 의사결정의 중요한 근거로 작용할 것이다.

참 고 문 헌

- 고봉찬, “주식 및 채권발행회사의 장기성과에 관한 실증연구”, 『금융학회지』 2(2), 1997, 145-174.
- 국제경영연구회. 『글로벌시대의 국제경영』. 서울 : 문영사, 1998.
- 권영철, “무한경쟁시대의 전략적 제휴”, 서울 : 김영사, 1995.
- 김우택 등, “토빈 Q와 대체적 성과변수와의 관계”, 『재무관리연구』 13(1), 1996, 185-202.
- 김찬웅, 김경원, “사건연구에서의 주식성과측정”, 『증권학회지』 20, 1997, 301-328.
- 대한서울상공회의소, “우리기업의 전략적 제휴 실태조사”, 1997.
- 민재훈, “기업의 합작투자결정이 주가에 미치는 영향에 관한 연구”, 『재무관리연구』 14(2), 1997, 181-203.
- 박상수, 진태홍. “대기업집단의 경영효율성”, 『21세기 한국기업의 통합체제』, 서울대학교 증권금융연구소, 1996, 224-230.
- 장세진, “글로벌경쟁시대의 경영전략”, 서울 : 박영사, 1996.
- 조명현, 오대혁. “국제 전략적 제휴가 한국 기업가치에 미치는 영향”, 『동계학술 발표 논문집』, 한국경영학회, 1999, 277-297.
- 한국무역협회, “전략적 제휴의 실태와 활용방안”, 서울 : 한국무역협회, 1993.
- Amit, R., J. Livnat, and P. Zarowin. “A Classification of Mergers and Acquisition by Motives : Analysis of Market Responses,” *Contemporary Accounting Research* 6, 1989, 143-158.
- Anderson, E., and B. Weitz. “The Use of Pledges to Build and Sustain Commitment in Distribution Channels,” *Journal of Marketing Research* 10(Feb), 1992, 18-34.
- Balakrishnan, S. R., and M. A. Koza. “Information Asymmetry, Adverse Selection, and Joint Venture,” *Journal of Economic Behavior and Organization* 5, 1993, 99-117.
- Bleeke, J., and D. Ernst. “Is Your Strategic Alliance Really a Sale?,” *Harvard Business Review*, 73(1), 1995, 97-106.
- Borys, B., and D. B. Jemison. “Hybrid Arrangements as Strategic Alliances : Theoretical Issues and Organizational Combinations,” *Academy of Management Studies* 32(4), 1989, 234-249.

- Brown, S. J., and J. B. Warner. "Using Daily Stock Returns : The Case of Event Studies," *Journal of Financial Economics* 14, 1985, 3-31.
- Bucklin, L. P., and S. Sengupta. "Organizing successful co-marketing alliances," *Journal of Marketing* 57, 1993, 32-46.
- Chan, S. H., et al. "Do Strategic Alliances Create Value?," *Journal of Financial Economics* 46, 1997, 199-221.
- Chung, I. Y., K. J. Koford, and I. Lee. "Stock Market View of Corporate Multinationalism : Some Evidence from Announcements of International Joint Venture," *The Quarterly Review of Economics and Finance* 33, 1993, 275-293.
- Chung, K. H., and S. W. Pruitt. "A Simple Approximation of Tobin's Q," *Financial Management*, 1994, 70-74.
- Contractor, F. J., and P. Lorange. *Cooperative Strategies in International Business*, Lexington Books, 1988.
- Das, S., P. K. Sen, and S. Sengupta. "Impact of Strategic Alliances on Firm Valuation", *Academy of Management Journal* 41(1), 1998, 27-42.
- Dodd, P., and J. Warner. "On Corporate Governance," *Journal of Financial Economics* 11, 1983, 401-438.
- Dunning, J. H. "Reappraising the Eclectic Paradigm in An of Alliance Capitalism," *Working Paper*, 1995.
- Dowling, M. J., et al. "Multifaceted Relationships under Coopetition," *Journal of Management Inquiry* 5(2), 1996, 155-167.
- Hung, C. L. "Strategic Business Alliances between Canada and the Newly Industrialized Countries of Pacific Asia," *Management International Review* 32, 1992, 345-361.
- Jensen, M. "Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economics Review Proceedings* 76, 1986, 12-19.
- Jensen, M. "Takeovers : Their Causes and Consequences," *Journal of Economic Perspectives* 2, 1988, 21-48.
- Jensen, M. and W. Meckling. "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics* 3, 1976, 305-360.

- Jensen, M., and W. Meckling. *Specific and general knowledge and organizational structure*. Oxford: Blackwell Publishers, 1991.
- Kogut, B. "Jointventure : Theoretical Empirical Perspectives," *Strategic Management Journal* 9, 1988, 319-332.
- Koh, J., and N. Venkatraman. "Joint Venture Formations and Stock Market Reaction : An Assessment in the Information Technology Sector," *Academy of Management Journal* 34, 1991, 869-892.
- Lang, L., R. Stulz, and R. Walkling. "Tobin's Q and the Gains from Successful Tender Offers," *Journal of Financial Economics* 24, 1989, 137-154.
- Lang, L., R. Stulz, and R. Walkling. "A Test of the Free Cash Flow Hypothesis," *Journal of Financial Economics* 29, 1991, 315-335.
- Lee, I., and S. B. Wyatt. "The Announcement Effect of International Joint Venture on Shareholder Wealth," *Financial Review* 25(4), 1990, 641-649.
- Lehn, K., J. Netter, and A. Poulsen. "Consolidating Corporate Control, Dual-class Recapitalization versus Leveraged Buyout," *Journal of Financial Economics* 27, 1990, 557-580.
- Lei, D., and J. W. Slocum. Jr. "Global Strategic Alliances : Payoff and Pitfalls," *Organizational Dynamics* 19(3), 1991, 44-62.
- Lei, D., and J. W. Slocum. Jr. "Global Strategy, Competence-Building and Strategic Alliances," *California Management Review* Fall, 1992, 81-97.
- Levis, M. "The Long-Run Performance of Initial Public Offerings : The UK Experience 1980-1988," *Financial Management* 22(1), 1993, 28-41.
- Lindenberg, E. B., and S. A. Ross. "Tobin's q ratio and industrial organization," *Journal of business* 54, 1981, 1-32.
- Lorange, P., and J. Roos. *Strategic Alliances*. Cambridge, Massachusetts : Blackwell, 1993.
- Lorange, P., J. Roos, and P. S. Brønn. *Building Successful Strategic Alliances*, Long Range Planning, 1992.
- Loughran, T., and J. R. Ritter. "The New Issues Puzzle," *Journal of Finance* 50, 1995, 23-51.
- Lummer, S. L., and J. J. McConnell. "Stock Valuation Effects of International Joint

- Venture," In Pacific Basin Capital Markets Research, 1990, 531-546.
- Masulis, R. "The Effects of Capital Structure Change on Security Prices : A Study of Exchange Offers," *Journal of Financial Economics* 8 (June), 1980, 139-177.
- McConnell, J. J., and T. Nantell. "Corporate Combinations and Common Stock Returns and : The Case of Joint venture," *Journal of Finance* 40, 1985, 519-536.
- Michaely, R., R. Thaler, and K. Womack. "Price reactions to dividend initiations and omissions : Over reaction or drift?," *Journal of Finance*, 50, 1995, 573-608.
- Mody, A. "Learning through Alliances," *Journal of Economic Behavior and Organization* 20, 1993, 151-170.
- Mohanram, P., and A. Nanda, "When Do Joint Venture Create Value?," *Academy of Management Proceedings*, 1996, 36-40.
- Mohanram, P., and A. Nanda. "When Do Joint Venture Create Value?," *June Working Paper Series*, New York University and Harvard Business School, 1998, 36-40.
- Murray, E. A., and J. F. Mahon. "Strategic Alliances : Gateway to the New Europe?," *Long Range Planning* 26(4), 1993, 102-111.
- Ohmae, Kenichi. "The Global Logic of Strategic Alliances," *Harvard Business Review* March-April, 1989, 143-154.
- Pfeffer, J., and G. R. Salancik. *The External Control of Organization: A Resource Dependence Perspective*. New York : Harper and Row, 1978.
- Poter, M. E., and M. B. Fuller, "Coalitions and Global Strategic," *Competition in Global Industries*, Boston : Harvard Business School Press, 1986, 315-344.
- Ritter, J. R. "The Long-Run Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance* 46, 1991, 3-27.
- Spekman, R. E., et al. "Alliance Management : a View from the Past and a Look to the Future," *Journal of Management Studies* 35(6), 1998, 747-7 49.
- Spiess, K., and J. Affleck-Graves. "Under-Performance in Long-Run Stock Returns Following Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics* 38, 1995, 243-268.
- Teece, D. J. "Competition, Cooperation, and Innovation: Organizational Arrangements for Regimes of Rapid Technological Progress," *Journal of Economic Behavior*

- and Organization* 18, 1992, 1-25.
- Tobin, J. "Money, Capital, and Other Stores of Value," *American Economic Review Papers and Proceedings* 51(2), 1961, 26-37.
- Yoshino, M., and U. Rangan. *Strategic Alliances : An Entrepreneurial Approach to Globalization*. Harvard Business School Press, 1995.
- Williamson, O. "Transaction Cost Economics," *Handbook of Industrial Organization*, 1989, 135-182.