

合併企業의 收益率行態와 長期的 效果

吳 賢 鐸*

〈요 약〉

합병은 정의 초과수익을 실현할 것이라는 가설과는 다르게 많은 연구들이 부의 초과수익을 실현하고 있는 것으로 보고하고 있다. 이러한 이유로 합병성과가 자본자산가격결정모형에 의해서 측정하는 것과 합병대상기업의 시장성과를 측정하는 과정에서 측정상의 오차를 배제할 방법이 강구되지 못하였다는 것을 들수 있다.

본 연구에서는 두번째 이유를 해결하기 위한 대체적인 방법으로 합병기업의 합병전 후 수익률의 행태를 분석하고, 수익률행태에 차이가 있다면 그 원인이 투자자의 과민반응 때문인 가 아니면 체계적위험 때문인가를 밝혔다. 검증결과 우리나라 상장기업간 합병으로 인한 수익률의 행태변화는 없었으므로 투자자가 평가하는 합병의 중 장기적 효과는 없다고 할 수 있다. 이는 구미의 자율적인 합병과는 달리 우리의 경우는 비경쟁적이고 정부 주도적 산업 정책적 합병이 주류를 이루고 있기 때문에 나타나는 현상이라 사료되며 따라서, 계열기업의 합병으로 인한 추가적인 시너지 효과도 기대할 수 없다. 다만, 검증대상 기업중 유일하게 한 회사만 투자자의 과잉반응은 나타나지 않았지만, 체계적위험의 변화가 있었다.

일반적으로 합병의 이유를 설명하는 가설이 유의성을 갖는 결론과는 다르게 합병기업의 실제적인 성과가 부의 초과수익률을 나타낸다는 실증적 연구에 대해서는 아직 논쟁의 여지가 남아있다. 왜냐하면, 재무론에서 차지하는 합병기업 成果未達(underperformance)현상의 의미는 효율적 자본시장이라는 일반적인 패러다임과 불일치하기 때문이다.

합병의 시장성과는 주로 자본자산가격결정모형에 의하여 측정되었다. 그러나 그 결과가 연구자간에 의견의 일치를 보지 못하고 있다. 이렇게 합병의 성과가 일의적이지 못하는 이유는 우선 자본자산가격결정모형은 자본시장이 효율적이어야 하는 기본적인 가정에 전제를 두기 때문이다. 그러므로 이러한 측정방법이 정당화되기 위해서는 자본자산가격결정모형이 먼저 정당화되어야 하고 동시에 자본시장이 효율적이어야 한다. 그러나 자본자산가격결정모형이 현실의 자본시장에서 갖는 설명력에 대한 논쟁이 해결된 것은 아니다. 아니 그 이전에 모형의 검증가능성 여부에 관하여 의견이 다르다. 그러한 모형에 의하여 측정된 합병의 성과가 一義的이라면 오히려 이상한 일이다.

다음으로 합병대상기업의 시장성과를 측정하는 과정에서 측정상의 오차를 배제할 수 있

* 전북대학교 상과대학 경영학과 부교수

는 방법이 강구되지 못하고 있기 때문이다. 위와 같은 측정의 문제를 해결하는 대체적인 방법 중의 하나를 든다면, 합병기업의 합병전후 수익률의 행태를 분석하고, 수익률 행태에 차이가 있는가를 살피는 것이다. 차이가 있다면 그 차이가 재무이론적 구조하에서 투자자의 과민반응 때문인가 아니면 체계적 위험 때문인가를 분석하여야 할 것이다. 그러나 우리가 알고 있는 한 그러한 연구는 없었다.

본 연구에서는 합병기업의 중장기적 수익률의 행태를 분석하여 합병전 후에 차이가 있는가를 검토할 것이다. 그러나 본 연구가 합병의 성과를 정확하게 재측정하고 그 현상을 완전하게 설명할 수 있으리라고 기대할 수만은 없다. 어쩌면 또 다른 문제의 제기에 불과할 수도 있다. 그러나 본 연구의 접근방식이 수수께끼의 본질에 보다 접근한 것임을 확신한다.

제 I 장에서는 합병성과에 관한 기존의 연구결과를 검토한다. 제 II 장에서는 측정과 검증의 도구로서 모형을 제시하고 검증하고자 하는 가설을 제시한다. 제 III 장에서는 실증분석의 결과로 구성된다. 제 IV 장에서는 실증분석의 결과가 가지는 재무론적 의의와 결론을 제시한다.

I. 기존연구결과와 한국기업의 합병효과

1. 기존의 연구결과

합병이 투자자의富有에 미치는 영향에 대하여 합병후 負의 초과수익률이 나타난다는 연구결과(Asquith(1983), Magenheim and Mueller(1988), Ruback(1988), Jensen and Ruback(1983))와 합병후 負의 초과수익률이 나타나는 것은 아니라는 연구결과(Langetieg(1978), Mandelker(1974), Malatesta(1983), Bradley and Jarrell(1988) Franks, Harris and Titman(1991))가 대립되어 있다. 한편, 이러한 합병후 수익률이 기업규모효과와 관련된다고 주장하는 연구가 있다. (Dimson and Marsh(1986)).

또한, 합병후기업의 회계적 성과에 관하여 성과미달이라는 연구결과(Ravenscraft and Scherer(1987), Herman and Lowenstein(1988))와 아니라는 연구결과 (Healy, Palepu and Ruback(1992))가 대립되어 있다.

합병기업에서 발견되는 이상현상을 수익률의 반전현상(return reversals)에 관련하여 설명하려는 시도로서 다음과 같은 세가지 가설이 제기되었다. 첫째는 Debondt and Thaler(1985)의 과잉반응가설(overreaction hypothesis)이다. Jensen and Ruback(1983)이 동조하고 있다. 둘째는 Chan(1988)과 Ball and Kothari(1989) 등의 체계적 변화가설(systematic

change hypothesis)이다. Agrawal, Jaffe, and Mandelker(1992)가 이들과 견해를 같이한다. 세제는 Zarowin(1990)의 기업규모가설(firm size hypothesis)이다. 합병의 성과는 결국 기업 규모효과와 관련된다는 주장이다.

2. 국내기업의 합병효과

우리나라에서 기업합병 및 인수거래가 주주의 부에 미치는 영향에 대한 실증분석은 거의 공시에 따른 주주 부의 변화유무에 관한 것이다. 장영광(1985) 교수는 합병기업의 누적평균비정상수익률이 -11개월에서 공시월까지 17.2%, 공시월부터 +11개월까지 21.4%의 비정상수익율을 보였고, 공시전 1개월의 평균비정상수익률은 5.47%($t=1.92$), 공시월은 4.2%($t=2.52$)로 통계적으로 유의하였다.

이석규(1989) 교수의 연구결과는 -8주부터 공시일까지 비정상수익률은 합병기업의 주주의 경우 1.1% ~ 2.52%이고, 피합병기업의 경우 4.31% ~ 7.66%의 비정상수익을 얻는 것으로 나타났고, 관련 합병보다 복합적 합병의 경우에 훨씬 큰 비정상수익을 얻은 것으로 나타났다.

김희석(1990) 교수의 결과에 의하면 주주 부의 변화에 대하여 공시 직전일에 유의적인 비정상수익률을 보이지 못하고 있었다. 합병대상기업의 주주가 얻는 비정상수익률보다 합병제외기업의 주주가 얻는 비정상수익률이 상대적으로 낮게 나타났다. 주주 부 변화의 차이 원인에 대한 검증에서는 주당순자산, 납입자본금이익률, 합병대상기업의 상대적 규모 등을 설명변수로 제시하고 있다.

조현상(1993) 교수는 합병기업의 누적평균수익률이 합병기업과 비교되는 유사기업보다 낮게 측정되었다고 보고하였다. 합병기업과 유사기업이 차이가 있는지를 비교검증한 결과 통계적으로는 차이가 나타나지 아니하고 있어, 우리나라 기업합병의 효과는 발생하지 아니한다고 잠정적으로 해석하고 있다.

II. 모형의 설정과 가설

본 연구와 관련된 우리나라 기업합병의 특징은 다음과 같다.

첫째, 적대적 합병보다는 우호적 합병이 많다. 우리나라 합병이 주로 계열기업간에 이루어지고 있기 때문이다. 우리가 입수한 상장기업간의 합병자료에 의하면 표본기업 12개사가 모두 동일한 계열기업군에 속하는 기업이다. 위와 같은 증거는 합병제외기업과 합병대상기업간의 정보불균형의 문제가 상대적으로 적다는 추론이 가능하다.

둘째, 합병방법면에서 공개매수방식보다는 합병방식이 많고, 결제방법면에서 현금제의 방식보다는 주식제의 방식이 많다. 우리의 표본은 모두 주식제의 방식에 의한 합병이었다. 우리나라 기업의 경우에 주식제의 방식이 많은 이유는 주주가 부담하게 될 의제배당세액의 문제를 회피할 목적으로 추정되고 정보불균형에 기인한 것이라고 추론할만한 근거는 없다. 따라서 결제방법 또는 교환수단이 가지는 DeAngelo, DeAngelo, and Rice(1982)의 모형은 우리나라 현실에서 설명력이 감소될 것이다.

1. 모형의 설정

(1) 가정

기업 i 와 기업 j 가 합병하여 기업 $i+j$ 가 성립된다. $i+j$ 가 성립됨에 있어서 신설합병방식 또는 흡수합병방식의 여부가 우리의 도출과정과 결과의 일관성을 저해하는 것은 아니다. 합병과정에서 정보불균형과 거래비용은 존재하지 아니한다.¹⁾ i 주주 또는 j 주주에게 부과되는 의제배당소득세는 없다고 가정하자.²⁾

$i+j$ 주식과 i 주식 및 j 주식의 상대적 교환비율을 e 라고 정의하자. 이때 합병교부금은 없다. 기업규모는 자본금 x_k , $k=\{i, j, i+j\}$ 에 의하여 결정된다고 가정하고, 기업 i 와 j 의 t 시점에서 상대적 규모비율을 $s_t(=x_{jt}/x_{it})$ 라고 정의하자.

(2) 용어의 정의와 관계식

R_k 는 k 주식의 임의의 t 기 기간수익률로서 $[P_{kt+1} - P_{kt} + D_{kt}]/P_{kt}$ 로 정의된다. 여기서 $P_{kt}(t+1)$ 는 t 기(또는 $t+1$ 기)말 현재의 종가이고, D_{kt} 는 t 기의 주당배당액을 말한다. 그리고 $k=\{i, j, i+j\}$ 이고, $t=-60, \dots, 0, \dots, +60$ 이다. 그러면 다음의 시장모형은 합병기($t=0$)를 포함한 합병전후 60개월간의 초과수익률 α_{kt} 와 체계적 위험 β_{kt} 를 나타낸다.

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_{kt} + \beta_{kt} [R_{mt} - R_{ft}] + \epsilon_{kt} \quad (1)$$

- 1) 정보불균형의 문제가 없다는 가정은 우리나라 합병현상을 설명하는데 일반성을 잃지 않는다. 앞에서 제시한 바와 같이 우리나라 기업합병의 경우는 계열기업간 합병이 많고, 비계열기업간의 합병이라고 하더라도 위장된 계열기업일 가능성이 많기 때문이다. 그러나 합병비용이 수반되지 아니한다는 가정은 현실과 심히 괴리된 것임을 인정한다. 합병의 타당성분석, 합병결의, 합병공고, 채권자에 대한 최고, 비송사건절차법에 따른 적법절차 등을 이행하고 합병등기를 종료하여 합병의 효력이 발생하기까지는 많은 비용과 시간이 소요된다. 그러나 이러한 현실적인 비용을 설명할만한 측정가능한 변수와 비용함수를 발견하는데 실패하였다. 따라서 합병비용이 일정하거나 없다는 가정 이외에 우리가 선택할 다른 방안은 없다.
- 2) 의제배당소득세가 없다는 가정은 소득세를 회피 또는 이연할 목적으로 조세우선과 시기우선을 행사할 가능성을 전제로 한다. 이러한 연구는 본 연구의 주제를 벗어나는 것이다.

단 $R_{ft} = t$ 기의 무위험수익률, $R_{mt} = t$ 기의 시장포트폴리오 수익률
 $\alpha_{kt} = k$ 기업의 t 기 초과수익률, $\beta_{kt} = k$ 기업의 t 기 체계적 위험
 $\epsilon_{kt} =$ 잔차항

(3) 측정 모형

$t < 0$ 구간에서 $k = i$ 또는 j 이고, $t \geq 0$ 구간에서 $k = i+j$ 이다. $t < 0$ 구간에서 가상적 $k = i+j$ 를 구성할 수 있다.³⁾ 이를 g 라고 정의하자. g 의 정의와 식(1)의 관계에 의하여

$$R_{gt} - R_{ft} = \alpha_{gt} + \beta_{gt} [R_{mt} - R_{ft}] + \epsilon_{gt} \quad (t < 0) \tag{2}$$

이고, 여기서 R_{gt} 는 다음의 (식 3)으로 추정한다.

$$R_{gt} = \frac{R_i + s_{te}R_j}{1 - s_{te}} \tag{3}$$

단 R_{jt} (피합병기업의 수익률) = $\frac{P_{jt} - P_{jt-1} + D_t}{P_{jt-1}}$

P_{jt}, P_{jt-1} 은 피합병기업의 주가

D_{jt} 는 피합병기업의 주당 배당금

이제 합병으로 인한 α 의 변동과 β 의 이동효과가 실현되었거나 실현되는 과정에 있는 $t \geq 0$ 구간에서 사후적 $k=i+j$ 를 h 로 정의하자. h 에 대하여는 도출과정을 거치지 않고 다음 (식 4)에 의하여 α_h 와 β_h 를 추정한다.

$$R_{ht} - R_{ft} = \alpha_{ht} + \beta_{ht} [R_{mt} - R_{ft}] + \epsilon_{ht} \quad (t \geq 0) \tag{4}$$

(4) 검증 모형

합병으로 인한 효과는 $\alpha_g(t < 0)$ 와 $\alpha_h(t \geq 0)$ 의 관계 및 $\beta_g(t < 0)$ 와 $\beta_h(t \geq 0)$ 의 관계로 귀착된다. 즉, 식(2)와 식(4)가 독립적으로 분리된 회귀식(the separated regression)으로 남아 있어야 하느냐 아니면 두 식이 결합하여 식(1)과 같은 하나의 통합된 회귀식(the pooled regression)이 성립될 수 있는지의 문제이다. 이는 Chow검증(the Chow test)로 안전하게 결

3) 우리는 역사의 '가정'만큼 어리석은 것은 없다고 들었다. 그러나 기업의 합병사건의 효과를 분석함에 있어 역사의 가정만큼 효과적인 것도 드물다고 생각한다. 왜냐하면 구분오류(the benchmarking error)와 통제집단의 선정오류(the selection error)를 최소화할 수 있기 때문이다.

정할 수 있다. 만일 다음 식(5)의 Chow통계량 Q 가 $F_{\alpha}(2, n_g+n_h-4)$ 보다 크다면 식(2)와 식(4)가 통계적으로 같다는 귀무가설을 기각하고, 그렇지 않다면 귀무가설을 채택한다.

$$Q = \frac{\{SSE(\kappa) - [SSE(g) + SSE(h)]\} / 2}{\{SSE(g) + SSE(h)\} / (n_g + n_h - 4)} \quad (5)$$

이와 같은 Chow검증은 합병전 주식수익률과 합병후 주식수익률이 하나의 통합된 회귀방정식에 의하여 설명할 수 있는냐 아니면 분리된 회귀방정식으로 설명할 수 있는냐를 알 수 있을 뿐이다. 식(2)와 식(4)가 같다면 식(1)로 통합할 수 있고, 이는 합병전 기업의 주식수익률과 합병후 수익률이 같은 매개변수 α 와 β 에 의하여 설명될 수 있음을 의미한다. 즉, 합병으로 인한 시장의 과잉반응효과나 체계적 위험의 변동효과는 없다. 그러나 식(2)와 식(4)가 다르다면 다음 세 가지의 시나리오가 가능하다.

- (1) $\alpha_g \neq \alpha_h$ 그리고 $\beta_g = \beta_h$
- (2) $\alpha_g = \alpha_h$ 그리고 $\beta_g \neq \beta_h$
- (3) $\alpha_g \neq \alpha_h$ 그리고 $\beta_g \neq \beta_h$

위에서 (1)의 경우는 합병전 기업의 초과수익률과 합병후 기업의 초과수익률이 다른 경우로서 과잉반응가설에 부합하는 것이다. $\alpha_g < \alpha_h$ 이라면 합병은 수익률면에서 正(positive)의 초과수익률이 발생하는 것이고, $\alpha_g > \alpha_h$ 이라면 負(negative)의 초과수익률이 발생하는 것이다. (2)는 합병전기업의 체계적 위험이 변동되는 경우로서 체계적 변동가설에 부합한다. $\beta_g < \beta_h$ 이라면 합병으로 체계적 위험이 증가된 것이고, $\beta_g > \beta_h$ 이라면 감소된 것이다. (3)은 시장의 과잉반응과 체계적 위험의 변동이 동시에 이루어진 것이다. 과잉반응가설은 체계적 위험의 변동을 배제하지 않으므로 체계적 변화가설 보다는 과잉반응가설에 부합하는 것으로 볼 수 있다.

앞의 세 가지 가능성을 검정하기 위하여 가상변수 M_t 를 도입한다. M_t 는 다음과 같이 정의하고,

$$M_t = \begin{cases} 0 & \text{합병전 } (t < 0) \\ 1 & \text{합병후 } (t \geq 0) \end{cases}$$

$n_k = n_g + n_h$ 에 의하여 측정된 모든 변수를 통합한다. 식(2)와 식(4)에서 ϵ_t 의 분산과 분포

특성이 같다는 가정하에서 다음 (식 6)의 회귀모형을 구축한다.

$$R_{kt} - R_{ft} = \lambda_0 + \lambda_1 M_t + \gamma_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \gamma_2 [M_t (R_{mt} - R_{ft})] + \epsilon_{kt} \quad (6)$$

위 식에서 λ_1 은 절편(α)의 차이계수(the differential intercept coefficient)이다. γ_2 는 새로운 변수 $M_t(R_{mt}-R_{ft})$ 와 관련되는 바, 합병전 기울기 β_h 와 합병후 기울기 β_g 가 얼마나 차이가 있는가를 나타내는 기울기(β)의 차이계수(the differential slope coefficient)이다. 식(6)은 식(2)와 식(4)에 포함된 모든 정보로 구성된다. $E(\epsilon_i) = 0$ 이라고 가정하면 식(6)은 다음 식(7)과 식(8)로 나뉘어 진다.

$$E(R_{gt} - R_{ft} | M_t = 0, [R_{mt} - R_{ft}]) = (\lambda_0 + \gamma_1 [R_{mt} - R_{ft}]) + \epsilon_{gt} \quad (7)$$

$$E(R_{ht} - R_{ft} | M_t = 1, [R_{mt} - R_{ft}]) = (\lambda_0 + \lambda_1) + (\gamma_1 + \gamma_2)[R_{mt} - R_{ft}] + \epsilon_{ht} \quad (8)$$

식(7)과 식(8)은 각각 합병전과 합병후의 평균초과수익률을 설명하는 함수이고, 식(2) 및 식(4)와의 관계는 $\alpha_g = \lambda_0$, $\beta_g = \gamma_1$, $\alpha_h = \lambda_0 + \lambda_1$ 그리고 $\beta_h = \gamma_1 + \gamma_2$ 가 된다. 여기서, λ 는 절편차이계수이고 γ 은 기울기차이계수이다.

식(6)의 회귀식에서 나타나는 표준오차(SE), t값, 결정계수(R^2), 추정분산(s^2) 등에 의하여 식(2)와 식(4)가 식(1)로 통합될 수 있는가의 여부를 판단한다. 통합될 수 있다면 합병의 효과는 없는 것이고, 통합될 수 없다면 그 이유가 λ , 즉 시장의 과잉반응 때문인가 아니면 γ , 즉 시장의 체계적 변화 때문인가를 알 수 있다.

2. 가설

우리는 우리나라 상장기업간에 기업합병의 중 장기적인 효과가 과연 존재하는가를 검토하려는 것이다. 합병의 효과가 존재한다면 합병공시전과 합병공시후의 수익률 행태가 다를 것이다. 합병효과가 없다면 수익률 행태가 하나의 같은 회귀식으로 통합될 수 있을 것이다. 이러한 논리에 의하여 기업합병의 효과가 없다는 귀무가설(H_0)과 효과가 있다는 대립가설(H_1)을 도출하여 낼 수 있다.

H_0 : 합병당사기업의 합병전 수익률 행태와 합병후 수익률 행태에 차이가 없다.

H_1 : 합병당사기업의 합병전 수익률 행태와 합병후 수익률 행태에 차이가 있다.

〈표 1〉 합병기업표본의 구성

합병기업 (i)	피합병기업 (j)	합병비율 (e)	합병공시일	자본금비율 (s)	계열기업여부
미도파	대농	0.1339	1984. 9	1.5336~2.4357	여
동아건설	동아콘크리트	1.0000	1985. 9	0.0731~0.1140	여
동양고속	우창건설	0.3000	1985. 10	1.6667~3.3333	여
성창기업	반도목재	0.5000	1986. 10	0.5017~0.5238	여
한양화학	한국프라스틱	1.0000	1987. 12	0.5272~0.9038	여
삼성전자	삼성반도체	0.8730	1988. 4	1.0791~1.1538	여

만일 귀무가설이 기각되고 대립가설이 채택된다면 이제 그 원인이 시장의 과잉반응 때문인가 아니면 체계적 위험의 변동 때문인가를 살펴보아야 한다. 과잉반응은 우리의 검증 모형 식(6)에서 와 관련되고, 체계적 위험의 변동은 와 관련된다. 따라서 다음과 같은 하위 가설의 설정이 가능하다.

H_{11} : 합병당사기업의 합병전 후간 수익률 행태의 차이는 시장의 과잉반응에 기인한다.

H_{12} : 합병당사기업의 합병전 후간 수익률 행태의 차이는 체계적 위험의 변동에 기인한다.

H_{13} : 합병당사기업의 합병전 후간 수익률 행태의 차이는 시장의 과잉반응과 체계적 위험의 변동에 기인한다.

Ⅲ. 검증과 결과

1. 자료의 구성

우리의 표본으로 선택된 자료는 합병회사와 피합병회사 모두가 상장기업이다. 중장기적인 합병효과를 측정하기 위하여 입수가 가능하면 합병전 후 60개월의 자료를 구할 수 있는 기업전체를 대상으로 한다. 이러한 조건을 만족시키는 기업은 12개 기업(즉, 6개의 합병사건)이다. 중장기적인 합병효과를 측정 검증하기 위하여 우리가 채택한 상장기업간의 합병사건은 다음 〈표 1〉과 같다.

합병당사기업의 월간수익률은 다음과 같은 자료에 의하여 산출된다. 합병기업의 경우에 합병시점을 전후한 12개월간의 당해기업의 월간수익률은 한국신용평가(주)의 'KIS-SMAT'를 이용한다. 피합병기업의 경우 월말수익률은 합병공시시점 직전월부터 소급하여 60개월간의 월평균주가와 배당금자료(한국증권거래소 발행 '주식'지)를 활용하여 산출한다.

시장평균수익률도 역시 KIS-SMAT의 월간수익률을 이용한다. 월간무위험수익률은 '주식'의 연간 국공채 평균유통수익률을 12로 나누어서 사용한다.

2. 측정 및 검증 방법

합병전 합병당사기업의 수익률(R_{gt})는 식(3)에 따라 합병공시전 합병당사기업의 월간수익률을 교환비율로 조정된 자본금 규모에 의하여 가중평균수익률로 측정한다. 이렇게 측정된 12개월 또는 60개월간의 (R_{gt})로 식(2)의 최소자승회귀분석(OLS)을 실시한다. 합병후 자료가 입수가 가능한 기간에 대하여 합병기업의 월간수익률 (R_{ht})로 식(4)의 최소자승회귀분석을 수행하고, 합병을 전후하여 24개월 또는 120개월간의 (R_{kt})에 의하여 식(1)의 회귀분석을 실시한다.

위와 같은 절차에 의하여 추정된 회귀분석의 결과에 의하여 식(5)의 Chow통계량 Q 를 산출한다. 이 Q 통계량과 F 값을 비교하여 제1차적인 가설을 검증한다. 그 결과 귀무가설이 기각되거나 기각될 가능성이 존재하면 합병사건(M)을 가상변수로 도입하여 식(6)의 다중회귀분석을 실시한다. 이러한 회귀분석의 결과는 우리에게 하위가설의 검증을 가능케 한다.

3. 측정 및 검증 결과

위와 같은 절차에 의하여 최소자승회귀분석을 실시한 결과는 <표 2>와 <표 3>과 같다. <표 2>는 합병전 후 12개월간의 월간수익률 회귀분석결과를 제시한 것이다. '합병전'은 합병공시월 직전월부터 소급하여 12개월간의 회귀분석결과이고, '합병후'는 합병공시월을 포함하여 12개월간의 회귀분석결과이다. '합병전후'는 합병공시월을 기준으로하여 24개월간의 월간수익률을 하나의 회귀식으로 분석한 결과이다.

<표 3>은 합병전 후 60개월간의 월간수익률 회귀분석결과를 제시한 것이다. '합병전'은 합병공시월 직전월부터 소급하여 60개월간의 회귀분석결과이고, '합병후'는 합병공시월을 포함하여 60개월간의 회귀분석결과이다. '합병전후'는 합병공시월을 기준으로하여 60개월간의 월간수익률을 하나의 회귀식으로 분석한 결과이다. (미도파 및 한양화학의 경우에는 합병전 4개월분 자료가 입수불능이었고, 삼성전자의 경우에는 합병전 21개월분과 합병후

〈표 2〉 합병전후 12개월간의 월간수익률 회귀분석결과

회 사 명	구 분	D.F.	Constant	Beta	(Std. Err)	SSE	Squared R
미 도 파	합 병 전	10	0.645403	-0.44411	(0.959865)	655.3721	0.020958
	합 병 후	10	-1.94893	0.208715	(1.076427)	875.6563	0.003745
	합병전후	22	-0.75442	0.018424	(0.686520)	1596.508	0.000032
동 아 건설	합 병 전	10	-2.08759	0.850838	(0.764636)	439.7063	0.110176
	합 병 후	10	0.067011	0.022066**	(0.430302)	647.6406	0.000262
	합병전후	22	-0.96771	0.288272***	(0.284578)	1147.710	0.044563
동 양 고속	합 병 전	10	-8.66859	-0.03357	(2.02298)	3168.713	0.000027
	합 병 후	10	-1.03691	0.604450	(0.801171)	3057.826	0.053856
	합병전후	22	-4.96770	0.842389	(0.643549)	6516.347	0.072255
성 창 기업	합 병 전	10	2.896975	0.112765	(0.724745)	2502.246	0.002415
	합 병 후	10	2.285840	0.904269*	(0.527638)	2754.949	0.227030
	합병전후	22	2.033279	0.652664**	(0.413116)	5509.133	0.101892
한 양 화학	합 병 전	10	-2.20744	0.774821***	(0.308967)	948.4401	0.386086
	합 병 후	10	-0.03505	0.703511***	(0.256115)	488.5280	0.430042
	합병전후	22	-1.12798	0.742288***	(0.195407)	1460.717	0.396100
삼 성 전자	합 병 전	10	-1.69327	0.355708***	(0.175304)	236.0694	0.291645
	합 병 후	10	-1.58408	0.969010***	(0.248444)	335.6952	0.603369
	합병전후	22	-1.72876	0.592877***	(0.155753)	712.9423	0.397086

*:= 유의수준 10%, **:= 유의수준 5%, ***:= 유의수준 1%

4개월분 자료가 본 논문의 작성일 현재 입수불능이었다.)

〈표 2〉와 〈표 3〉에서 회귀계수의 신뢰도는 대체로 높게 나타났지만 전반적인 회귀식의 설명력은 거의 없었다. 참고로 회귀계수의 변화를 살펴보았으나 변화의 일관성이 없어 추론의 여지가 없었다.

합병공시일을 기준으로 전과 후 각 기간별의 수익률 행태가 전 후 구분없는 하나의 회귀식으로 통합될 수 있는가를 분석하기 위하여 〈표 2〉와 〈표 3〉에 대하여 Chow검증을 실시한 결과는 〈표 4〉와 〈표 5〉와 같다. 〈표 4〉는 합병공시일을 전후하여 12개월간의 수익률 행태가 하나의 회귀식으로 통합될 수 있는가를 나타낸 것이다. 그 결과 삼성전자의 경우에 유의수준 10%하에서만 귀무가설이 기각되고 대립가설이 채택된다. 기타의 모든 경우는 귀무가설을 기각할 수 없다.

〈표 3〉 합병전후 60개월간의 월간수익률 회귀분석결과

회 사 명	구 분	D.F.	Constant	Beta	(Std. Err)	SSE	Squared R
미 도 파	합 병 전	54	1.280078	0.333042***	(0.190895)	2706.477	0.053357
	합 병 후	58	-0.10694	0.925992***	(0.192203)	6592.472	0.285810
	합병전후	114	0.979797	0.717026***	(0.133610)	9679.464	0.201679
동 아 건설	합 병 전	58	1.176450	1.459446***	(0.205781)	3220.938	0.464447
	합 병 후	58	-0.13514	1.124169***	(0.156746)	5738.032	0.470010
	합병전후	118	0.338406	1.188596***	(0.117876)	9113.509	0.462844
동 양 고속	합 병 전	58	-0.48178	1.203541***	(0.327580)	8090.079	0.188794
	합 병 후	58	-1.49226	1.179283***	(0.217073)	11508.70	0.337246
	합병전후	118	-0.99436	1.172277***	(0.171074)	19628.71	0.284656
성 창 기업	합 병 전	58	0.405014	0.051133**	(0.476057)	18892.55	0.000198
	합 병 후	58	-0.82152	0.941951***	(0.141770)	5061.741	0.432182
	합병전후	118	-0.11866	0.716200***	(0.190590)	24845.82	0.106879
한 양 화학	합 병 전	54	1.038891	0.853061***	(0.203713)	5659.579	0.232150
	합 병 후	58	-1.29093	1.019691***	(0.101539)	2474.693	0.634868
	합병전후	114	-0.21818	0.977549***	(0.103468)	8321.507	0.430668
삼 성 전자	합 병 전	37	1.054899	0.402278***	(0.186588)	2846.232	0.111605
	합 병 후	54	-0.84562	0.820135***	(0.100031)	1932.294	0.554529
	합병전후	93	-0.50246	0.679691***	(0.093794)	5050.721	0.360883

*:= 유의수준 10%, **:= 유의수준 5%, ***:= 유의수준 1%

합병공시일을 기준으로 전과 후 각각 60개월간의 수익률 행태가 하나의 회귀식으로 통합될 수 있는가를 나타낸 것은 〈표 5〉이다. 제시된 통계량을 통하여 알 수 있는 바와 같이 60개월간의 장기적인 분석의 결과도 위의 12개월간을 분석대상으로한 결과와 일치한다. 이러한 사실은 분석기간을 달리함으로 우리의 연구결과가 달라질 수 있는 가능성을 상당 부분 배제하는 것으로 믿는다.

위 〈표 4〉와 〈표 5〉에서 보는 바와 같이 Q통계량이 F값보다 상대적으로 낮아 하나의 회귀식으로 통합될 수 있음을 알 수 있다. 이는 우리나라 상장기업간의 합병으로 인하여 합병기업의 수익률 행태에 변동이 없다는 것이고, 따라서 합병으로 인한 시장의 과잉반응효과나 체계적 위험의 변동효과는 없다는 것이다. 그러므로 합병의 중 장기적인 효과도 없

〈표 4〉 합병전후 24개월간의 Chow 검증결과

회 사 명	DF	SSE(G)	SSE(H)	SSE(K)	Q	F		
						0.01	0.05	0.10
미 도 파	22	655.3722	875.6563	1596.5084	0.4705	5.7200	3.4400	2.5600
동 아 건설	22	439.7063	647.6406	1147.7099	0.6107	5.7200	3.4400	2.5600
동 양 고속	22	3168.7133	3057.8258	6516.3470	0.5120	5.7200	3.4400	2.5600
성 창 기업	22	2502.2463	2754.9493	5509.1336	0.5271	5.7200	3.4400	2.5600
한 양 화학	22	948.4001	488.5280	1460.7165	0.1821	5.7200	3.4400	2.5600
삼 성 전자	22	236.0694	335.6952	712.9423	2.7161*	5.7200	3.4400	2.5600

*: 유의수준 10%

〈표 5〉 합병전후 60개월간의 Chow 검증결과

회 사 명	DF	SSE(G)	SSE(H)	SSE(K)	Q	F		
						0.01	0.05	0.10
미 도 파	112	2706.4777	6592.4724	9679.4643	2.2915	4.8153	3.0807	2.3553
동 아 건설	116	3220.9385	5738.0322	9113.5090	1.0005	4.8027	3.0753	2.3527
동 양 고속	116	8090.0796	11508.6976	19628.7089	0.0886	4.8027	3.0753	2.3527
성 창 기업	116	18892.5469	5061.7409	24845.8200	2.1586	4.8027	3.0753	2.3527
한 양 화학	116	5659.5793	2474.6935	8321.5072	1.3350	4.8027	3.0753	2.3527
삼 성 전자	91	2846.2323	1932.2940	5050.7210	2.5918*	4.8818	3.1087	2.3693

*: 유의수준 10%

다. 우리나라 기업의 합병은 대개 계열기업내에서 기업집단의 경영전략적 측면에서 또는 정부의 정책적인 측면에서 이뤄짐으로 인하여 합병의 추가적인 시너지효과는 없다고 추론할 수 있다.

이러한 연구결과는 조현상(1993) 교수의 결과와 일치하고 기타의 선행연구결과와는 상당부분 불일치한다. 이러한 이유는 다음과 같은 몇 가지 이유를 생각해 볼 수 있다. 첫째, 과거의 선행연구가 우리가 채택한 표본과 차이가 있다는 점이다. 즉, 대부분의 선행연구는 합병당사기업간에 비상장기업이 포함되었다. 그러나 우리는 비상장기업의 경우에 개재될 수 있는 측정상의 곤란함과 오류의 가능성을 최소화하기 위하여 분석대상을 모두 상장기업으로 한정하였다.

〈표 6〉 삼성전자의 다중회귀분석 결과

합병전후 24개월	
$R_{ht}-R_{ft} = -1.69327 + 0.109181M_t + 0.355708[R_{mt}-R_{ft}] + 0.613301[M_t(R_{mt}-R_{ft})]$	
	$(t=0.046048) \quad (t=1.843860)^* \quad (t=2.046820)^{**}$
Std Err of Y Est = 5.346796	
R Squared = 0.516475	
합병전후 95개월	
$R_{ht}-R_{ft} = 1.054899 - 1.90052M_t + 0.402278[R_{mt}-R_{ft}] + 0.417857[M_t(R_{mt}-R_{ft})]$	
	$(t=-1.19484) \quad (t=2.609451)^{**} \quad (t=2.130983)^{**}$
Std Err of Y Est = 7.246467	
R Squared = 0.395327	

*: = 유의수준 10%, **: = 유의수준 5%

Chow검증 결과 유일하게 10% 유의수준에서 합병전후 회귀방정식에 차이가 있는 것으로 나타난 ‘삼성전자’에 대하여 그 차이가 α 에 있는가 아니면 β 에 있는가를 밝혀보고자 식 (6)의 다중회귀분석을 실시하였다. 〈표 6〉는 삼성전자의 합병전후 24개월과 95개월의 다중회귀분석 결과표이다.

삼성전자의 합병으로 인한 효과를 나타내는 α 의 차이계수 λ_1 은 24개월이나 95개월 모두 신뢰할 수 없으므로 합병전 기업의 초과수익률과 합병후 기업의 초과수익률이 다르다고 볼 수 없다. 따라서 합병의 과잉반응은 나타나지 않았다.

β 의 차이계수 γ^2 는 각각 24개월 분석결과에서는 0.613301(유의수준 0.05), 95개월 분석 결과에서는 0.417857(유의수준 0.05)로 나타나 합병전과 합병후 회귀식의 차이가 체계적 위험(β)의 변동으로 발생한 것임을 보였다. 삼성전자의 합병전 12개월의 β_g 는 0.355708 ($t = 0.175304$)에서 합병후 $\beta_h = 0.969010$ ($t=0.248444$)으로, 합병전 60개월 $\beta_g = 0.402278$ ($t=0.186588$)에서 합병후 $\beta_h = 0.820135$ ($t=0.100031$)으로 증가하였다. 즉, 삼성전자가 삼성반도체를 합병한 후 당해기업의 체계적 위험이 증가한 것으로 관찰된다.

4. 체계적 위험의 변동

우리는 삼성전자의 체계적 위험이 변동하였다고 인정한다고 하더라도 그 원인이 합병에 기인한 것인지의 여부를 판단할 수 없다. 또 합병사건으로 인하여 체계적 위험의 변동이 이루어 졌다고 하더라도 그 원인을 알 수 없다. 다만 합병으로 인하여 체계적 위험의 변동

이 이루어졌다면 그 원인은 다음과 같은 것 중의 하나 또는 그 이상일 것이다. 즉, 기업투자포트폴리오의 상대적 위험의 변동, 기업규모의 변동, 자본구조의 변동, 발행주식수의 변동, 변동가능성의 피드백효과, 주식이가격의 변동 등이다.⁴⁾

IV. 요약 및 결론

우리나라 상장기업간 합병으로 인한 합병기업의 수익률 행태의 변동을 살펴보고, 그 행태에 변동이 있다면 그 원인이 투자자의 과민반응때문인가 아니면 체계적 위험의 변동때문인가를 밝히고자 하였다. 본 연구 결과 우리나라 상장기업간 합병으로 인한 수익률 행태의 변동은 없었다. 따라서 합병기업에 대하여 시장에서 투자자가 평가하는 합병의 중장기적인 효과는 없다. 그러므로 계열기업의 합병으로 인해 추가적인 시너지효과도 기대할 수 없다. 이는 구미의 자율적인 합병과는 달리 우리나라의 합병은 비경쟁적이고 정부주도형의 산업정책적 합병이 주류를 이루기 때문이라고 여겨진다.

유일하게 합병전·후 회귀방정식에 차이가 있는 약간의 증후군이 발견된 삼성전자의 경

- 4) 이는 Ball and Kothari(1989)가 효율적 자본시장에서 시장포트폴리오의 기대수익률 변동이 개별 포트폴리오수익률에 부의 연속상관(negative serial correlation)을 초래하게 될 것이라고 주장하는 것과 그 예를 같이한다. 또한 자료의 시계열성으로 인하여 시간흐름에 따라 시장 포트폴리오를 구성하는 수많은 기업들의 변동이 있을 수 있다. 또한 β 의 변동은 부분적으로 기업 규모효과등의 영향도 있지만 그 영향은 미미하다고 밝히고 있다. 결국 기대수익 자체의 변화 즉 시장가치변동과 기업구조(수익성, 배당수익률, 신용등급 등)의 변동이 상대적 위험(β)의 변동을 초래한다고 주장한다. Chen and Chan(1988)의 주장에 의하면 기업의 규모가 증가할수록 실물시장에서의 투자의사결정자는 자본시장에서 투자자를 대위하여 분산투자를 실시하는 효과가 있다. 이러한 실물투자의사결정자의 분산투자는 당해 기업의 체계적 위험을 감소한다. 또한 자본구조의 변경이 β 위험에 변동을 초래한다. 기존의 연구에 의하면 재무레버리지의 증가가 체계적 위험을 증가시킬 뿐만 아니라, 주식이가격을 상승시킨다. 이는 Ball and Kothari(1989), Chan(1988), Black(1976), Cristie(1982), Fama and French(1989) 등의 연구에서 발견된다. 주식분할 및 주식배당과 같은 발행주식수의 변동이 β 를 변동시킨다는 증거는 많다. 예를 들어 Ohlson and Penman(1985), Brennan and Copeland(1988), Sheikh(1989), Kalay and Loewenstein(1986) 등이다. 합병당사기업에 있어서 합병은 많은 정보의 흐름을 유발하는 큰 사건이다. 이러한 사건이 호재이나 아니면 악재이나를 불문하고 미래기대수익률의 변동가능성을 증가시킨다. 합병이 호재라면 미래수익률에 긍정적 영향을 축소하게 될 것이고, 악재라면 부정적 영향을 확대할 것이다. 이러한 주장은 Champbell and Hentschel(1992)이 내놓고 있다. Black(1976)과 Cristie(1982)는 주식이가격이 상승함에 따라서 주식수익률의 분산이 감소한다고 주장하였고, Chan(1988)은 3년이내의 기간에서는 강세주식의 베타는 감소하는 경향을, 약세주식의 베타는 증가하는 경향이 있다고 밝히고 있다. 세금효과등으로 인해 지급수단에 따라 베타에 차이가 발생할 수 있다. 이러한 증거는 Wansley, Lane and Yang(1983), Huang and Walking(1987), Travlos(1987), Niden(1988) 및 Hayn(1989) 등에서 발견된다.

우에 그 차이는 α 가 아니고 β 의 변화에 기인한 것이었다. 즉, 자본시장의 과잉반응은 나타나지 않았고 대신에 체계적 위험의 변화가 있었다고 판단된다. 그러나 우리는 이러한 현상이 우리의 연구대상인 합병에 기인하였는지의 여부를 가릴 수 없었고, 따라서 추가적인 연구가 있어야 할 것이다. 또한 합병으로 인하여 체계적 위험이 증가하였다고 인정하더라도 그 증가한 원인은 알 수 없었다.

또한 우리는 측정의 곤란함과 오류의 가능성을 최소화하기 위하여 비상장기업은 분석의 대상에서 제외시키고 분석대상의 기업을 모두 상장기업으로 한정하였다. 입수 및 채택 가능한 표본기업이 매우 적고 따라서 우리나라의 일반적인 합병의 중 장기적 효과로 일반화하기에는 무리가 있음을 인정한다.

참 고 문 헌

- 김희석**, 기업합병 및 인수가 주주부에 미치는 영향, 서울대대학원 박사학위논문, 1990. 8.
- 이석규**, 한국기업합병의 동기와 성과에 관한 실증적 연구, 연세대대학원 박사학위논문, 1989. 6.
- 장영광**, 기업합병과 주식취득이 주주의 부에 미치는 영향에 관한 실증적 연구, 고려대대학원 박사학위논문, 1985. 6
- 조현상**, 한국에서 기업합병의 효과는 과연 존재하는가?, 한남재무연구 1993, 1993. 11.
- Agrawal, A., Jeffrey F. Jaffe, and Gershon N. Maldelker**, "The Post-merger Performance of Acquiring Firms: A Re-examination of an Anomaly," *Journal of Finance* 47 (1992), 1605~1621.
- Asquith, P.**, "Merger Bid, Uncertainty, and Stockholder Return," *Journal of Financial Economics* 11 (1983), 51~83.
- Ball, Ray and S. P. Kothari**, "Nonstationary Expected Returns; Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns," *Journal of Financial Economics* 25 (1989), 51~74.
- Black, F.**, "Studies of Stock Price Volatility Changes, Proceedings of 1976 Meetings of The American Statistical Association," *Business and Economic Statistical Section* (1976), 177~188.
- Bradley M. and G. Jarrell**, Comment, in John Coffee Jr., Louis Lowenstein, and Susan Rose-Ackerman, eds. : *Knights, Raiders and Targets*, Oxford Univ. Press (1988), 252~259.
- Brennan and Copeland**, "Beta Changes around Stock Splits: A Note," *Journal of Finance* 43 (1988), 1009~1013.
- Chambell and Hentschel**, "No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns," *Journal of Financial Economics* 31 (1992), 281~318.
- Chan, K. and Nai-fu Chen**, "An Unconditional Asset Pricing Test and the Role of Firm size as An Instrumental Variable for Risk," *Journal of Finance* 43 (1988), 309~325.
- Chan, K.**, On the Contrarian Investment Strategy, *Journal of Business* 61 (1988), 147~163.
- Chopra, Lakonishok, and Ritter**, "Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?," *Journal of Financial Economics* 31 (1992), 235~268.
- Cristie, A. A.**, "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and

- Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics* 10 (1982), 407~432.
- DeBondt, W. and R. Thaler**, "Does the Stock Market Overreact?," *Journal of Finance* 40 (1985), 793~805.
- DeBondt, W. and R. Thaler**, "Further evidence of investor overreaction and stock market seasonality," *Journal of Finance* 42 (1987), 557~581.
- Dimson, E. and P. Marsh**, "Event Study methodologies and the size effect: The case of UK Press recommendations," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), 113~142.
- Dravid**, "A Note on the Behavior of Stock Returns around Ex-Dates of Stock Distributions," *Journal of Finance* 42 (1987), 163~168.
- Fama, Eugene F and Kenneth R. French**, "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 25 (1989), 23~49.
- Fama, Eugene F and Kenneth R. French**, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 33 (1993), 3~56.
- Franks Julian, Robert Harris, and Sheridan Titman**, "The Postmerger Share-Price Performance of Acquiring Firm," *Journal of Financial Economics* 29 (1991), 81~91.
- Hayn, C.**, "Tax Attributes as Determinants of Shareholder Gains in Corporate Acquisitions," *Journal of Financial Economics* 23 (1989), 121~153.
- Healy, P. M., Krishna G. Palepu and Richard S. Ruback**, "Does Corporate Performance Improve after Merger?," *Journal of Financial Economics* 31 (1992), 135~175.
- Herman, Edward and Louis Lowenstein**, The efficiency effects of hostile takeovers, in John Coffee Jr., Louis Lowenstein, and Susan Rose-Ackerman, eds. : *Knights, Raiders and Targets*, Oxford Univ. Press (1988), 211~240.
- Huang, Y., and R. Walking**, "Target Abnormal Returns Associated with Acquisitions Announcement: Payment, Acquisition Form, and Managerial Resistance," *Journal of Financial Economics* 19 (1987), 329~349.
- Jensen, Michael C., and Richard S. Ruback**, "The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence," *Journal of Financial Economics* 11 (1983), 5~50.
- Kalay, A. and U. Loewenstein**, "The Informational Content of The Timing of Dividend Announcements," *Journal of Financial Economics* 16 (1986), 373~388.
- Langtieg T. C.**, "An Application of a Three-factor Performance Index to Measure Stockholder Gains from Merger," *Journal of Financial Economics* 6 (1978), 365~383.
- Magenheim E. B. and Dennis C. Mueller**, "Are Acquiring Firm Shareholders Better off after

an Acquisition?," in John Coffee Jr., Louis Lowenstein, and Susan Rose-Ackerman, eds.: *Knights, Raiders and Targets*, Oxford Univ. Press (1988), 171~193.

Malatesta Paul H., "The Welth Effect of Merger Activity and The Object Function of Merging Firms," *Journal of Financial Economics* 11 (1983), 155~181.

Mendelker, G., "Risk and Return; The Case of Merging Firms," *Journal of Financial Economics* 1 (1974), 303~335.

Niden, C., "The Role of Taxes in Corporate acquisition: Effects on Premium and Type of Consideration," *Ph. D. dissertation Univ. of Chicago*, 1988.

Ohlson and Penman, "Volatility Increases Subsequent to Stock Splits: An Empirical Aberation," *Journal of Financial Economics* 14 (1985), 251~266.

Ravenscraft, D. and F. M. Scherer, *Mergers, Selloffs and Economic Efficiency*, The Brookings Institution, 1987.

Ruback, R. S., "Coercive Dual-class exchange offers," *Journal of Financial Economics* 20 (1988), 153~173.

Sheikh, "Stock Splits, Volatility Increases and Implied Volatilities," *Journal of Finance* 44, (1989), 1361~1372.

Travlos, N., "Corporate Takeover Bids, Method of Payment, and Bidding Firm's Returns," *Journal of Finance* 42 (1987), 943~964.

Wansley, J., W. Lane and H. Yang, "Abnormal Returns to Acquired Firms by Type of Acquisition and the Method of Payment," *Journal of Futures Markets* 38 (1983), 16~22.

〈부표 1〉 월별수익률에 의한 회귀분석결과

회사명	년	D. F	Constan	Beta	(Std. Err)	SSE	R ²
미도파	Y-5	6	-1.7303	0.1485	(0.5178)	229.3532	0.0135
	Y-4	10	2.9892	-0.0607	(0.2500)	269.8122	0.0059
	Y-3	10	0.6846	0.7121	(0.3821)	412.7331	0.2577
	Y-2	10	4.7012	0.9592	(0.4823)	580.0640	0.2835
	Y-1	10	0.6454	-0.4441	(0.9599)	655.3722	0.0210
	Y	10	-1.9489	0.2087	(1.0764)	875.6563	0.0037
	Y+1	10	2.1154	1.1068	(0.7557)	2246.5753	0.1766
	Y+2	10	-0.9673	1.0453	(0.3834)	1581.4924	0.4264
	Y+3	10	-0.0683	0.6910	(0.3655)	998.2296	0.2633
	Y+4	10	-0.9875	0.7338	(0.3416)	611.6293	0.3157
동아건설	Y-5	10	8.2990	1.0568	(0.3188)	574.8606	0.5235
	Y-4	10	0.8517	1.9342	(0.4839)	663.4430	0.6150
	Y-3	10	0.6759	1.4950	(0.3727)	314.2844	0.6168
	Y-2	10	-1.0882	1.4290	(0.5251)	290.2075	0.4255
	Y-1	10	-2.0876	0.8508	(0.7646)	439.7063	0.1102
	Y	10	0.0670	0.0221	(0.4303)	647.6406	0.0003
	Y+1	10	1.8173	1.5502	(0.4149)	1878.3306	0.5827
	Y+2	10	2.6853	1.0938	(0.4884)	1554.6798	0.3340
	Y+3	10	-1.3814	0.8520	(0.1958)	230.2655	0.6545
	Y+4	10	0.9273	1.3546	(0.1064)	92.8748	0.9419
동양고속	Y-5	10	5.9301	1.4443	(0.4891)	1432.9886	0.4658
	Y-4	10	-1.3415	0.7668	(0.4800)	594.6415	0.2033
	Y-3	10	1.4722	1.5875	(0.3883)	371.6815	0.6256
	Y-2	10	-1.4922	-0.2451	(1.1845)	993.0818	0.0043
	Y-1	10	-8.6686	-0.0336	(2.0230)	3168.7133	0.0000
	Y	10	-1.0369	0.6045	(0.8012)	3057.8258	0.0539
	Y+1	10	-4.4281	1.0134	(0.4199)	1744.6342	0.3681
	Y+2	10	3.4614	2.5294	(0.5823)	2537.0724	0.6536
	Y+3	10	-1.0217	0.4713	(0.3674)	764.3038	0.1413
	Y+4	10	-2.6743	1.1162	(0.3019)	687.6557	0.5776
성창기업	Y-5	10	0.2069	-0.0064	(1.0770)	2992.9692	0.0000
	Y-4	10	4.5345	-0.0716	(1.1828)	3448.4007	0.0004
	Y-3	10	-11.0577	0.8923	(1.1458)	929.2856	0.0571
	Y-2	10	4.0196	-0.9341	(2.9536)	6724.7178	0.0099
	Y-1	10	2.8970	0.1128	(0.7247)	2502.2463	0.0024
	Y	10	2.2858	0.9043	(0.5276)	2754.9493	0.2270
	Y+1	10	-2.1645	1.5121	(0.2101)	330.3515	0.8382
	Y+2	10	0.3181	0.5346	(0.3204)	581.3800	0.2177
	Y+3	10	-1.1920	0.8199	(0.2517)	477.9717	0.5149
	Y+4	10	-4.0378	0.6302	(0.1931)	265.0924	0.5158
한양화학	Y-5	10	4.4318	1.0112	(1.1010)	3189.7960	0.0778
	Y-4	10	0.8254	1.1741	(0.8128)	483.5147	0.1726
	Y-3	10	1.7346	1.8703	(0.6781)	425.2979	0.4321
	Y-2	10	0.2675	1.0788	(0.1768)	189.5791	0.7882
	Y-1	10	-2.2074	0.7748	(0.3090)	948.4401	0.3861
	Y	10	-0.0351	0.7035	(0.2561)	488.5280	0.4300
	Y+1	10	0.2742	0.8600	(0.2577)	292.3976	0.5270
	Y+2	10	-3.8764	0.9033	(0.2196)	497.0456	0.6286
	Y+3	10	-0.5336	1.2969	(0.2063)	241.6324	0.7981
	Y+4	10	-0.8470	1.2119	(0.2563)	680.3160	0.6910
삼성전자	Y-3	10	5.1974	0.8333	(0.7749)	1576.8252	0.1036
	Y-2	10	0.0473	0.3537	(0.2032)	434.1833	0.2325
	Y-1	10	-1.6933	0.3557	(0.1753)	236.0694	0.2916
	Y	10	-1.5841	0.9690	(0.2484)	335.6952	0.6034
	Y+1	10	3.6103	1.3179	(0.2390)	283.5392	0.7525
	Y+2	10	-1.7588	0.8199	(0.1493)	188.6056	0.7510
	Y+3	10	-2.1632	0.9142	(0.2631)	494.3894	0.5469
	Y+4	6	-0.4203	0.3993	(0.2283)	234.5642	0.3376