

국내기업의 합병 후 장기성과에 관한 연구

박경서(고려대학교)*

정찬식(동아대학교)†

<요약>

본 연구는 2000년~2019년 동안 국내 유가증권 (KOSPI) 시장에 상장된 기업이 타기업을 합병했을 때 동 합병기업의 3년동안의 장기성과분석을 통하여 합병관련 대표적 가설인 경영진 자기과신 가설, 터널링 가설 및 잉여현금흐름 가설을 검증한다. 기존의 합병에 관한 사건연구는 합병공시후 주가반응이 합병조건(프리미엄)과 합병 후 기대되는 (-) 시너지를 동시에 반영한다는 점에서 이를 구분할 수 없는 한계를 갖는 반면, 합병 후 장기성과에 관한 연구는 합병이 실제로 (-) 시너지를 내는지 여부와 그 원인을 분석할 수 있다는 점에서 학술적 의의를 갖는다.

218개의 표본 수를 갖는 연구표본에 대한 실증분석 결과, 첫째, 3년간의 사건-시간(event-time) 보유기간초과수익률(BHAR)은 평균과 중앙값 모두 약 -20% 수준이었으며, 이는 1% 수준에서 유의하였다. 둘째, BHAR을 종속변수로 설정한 회귀분석 결과, 경영진의 자기과신 성향이 강할수록 합병의 장기 성과는 더욱 저조하였고, 합병기업 지배주주 지분율에서 피합병기업 지배주주 지분율을 차감한 값이 더 클수록 합병의 장기성과는 더욱 향상되었으며, 잉여현금흐름 비중이 높을수록 합병의 장기성과가 개선되었다. 이와 같은 결과는 달력-시간 포트폴리오 초과수익률(Calendar-Time Portfolio Excess Return)을 통하여 분석했을 때에도 역시 성립하였다.

본 연구는 국내기업간 합병시 장기성과가 매우 저조함에도 많은 합병이 실행되고 있다는 점에서 합병이 주로 경영진의 사익추구라는 대리인문제에 기인할 수 있다는 시사점을 제공한다.

핵심단어(Key Words): 합병, 장기성과, 터널링(tunneling), 지배주주, 잉여현금흐름

1. 연구의 의의 및 배경

본 연구는 KOSPI 시장에서 2000년~2019년의 기간동안 합병(merger)을 행한 기업을 대상으로, 합병의 장기성과를 분석하고 그 경제적 함의를 제시한다. 기존의 합병에 관한 사건연구는 합병공시후 주가반응이 합병조건(프리미엄)과 합병 후 기대되는 (-)시너지를 동시에 반영한다는 점에서 이를 구분하여 분석할 수 없는 반면, 합병 후 장기성과에 관한 연구는 합병이 실제로 (-)시너지를 내는지 여부와 그 원인을 분석할 수 있다는 점에서 학술적 의의를 갖는다.

합병의 이유에 대한 이론은 다수 있으나, 그 중에서 대표적인 것으로는 시너지 효과, 대리인 문제, 경영진의 자기과신(managerial overconfidence) 등이다.

먼저 시너지효과의 경우, 합병기업과 피합병기업의 결합으로 인해 규모의 경제(economies of scale)가 발생하거나 수직적 결합(vertical integration)으로 인해 비용이 감소하거나 수익이 증가할 때 발생한다. 이 경우 정의상, 합병 후 결합된 기업의 가치가 합병 전 두 기업의 가치의 합보다 더 크다. 실제로 Bradly, Desai, and Kim(1983)과 Bradly, Desai, and Kim(1988) 및 Lang, Stulz, and Walkling(1989)의 미국 기업을 대상으로 한 연구결과들은 합병의 시너지 효과를 지지하였다.

다음으로, 소유와 경영의 분리로 인한 대리인 문제 때문에 합병이 발생한다는 주장이다. 이는 경영자가 주주 부의 극대화가 아닌 자신의 인적자원(human capital)의 위험분산을 목적으로 하거나 자신의 영향력을 증대시키는 것을 목적으로 하는 경우를 의미한다. 특히 Jensen(1986)은 이를 잉여현금흐름 문제(free cash flow)로써 설명하였다. 즉, 잉여현금흐름이 많은 기업의 경영자는 주주 부의 극대화를 위해 배당으로써 잉여현금을 주주에게 환원하지 않고, 양적 성장 및 자신의 영향력 증대를 위한 수단으로써 기업 합병을 도모한다는 주장이다. 실제로 Morck, Shleifer, and Vishny(1990)는 합병기업의 초과수익률이 음(-)의 값을 갖게 될 합병임에도 불구하고 동 기업의 경영진이 합병을 무리하게 시행함을 발견하였다. 또한 Mitchell and Lehn(1990)은 기업가치에 부정적인 기업합병을 행한 기업(bad bidder)이 결국 경쟁력을 잃어버린 채 향후 합병하기에 좋은 (good target) 대상이 될 뿐만 아니라, 동 기업의 경영진은 자신들의 경영권을 보호하기 위해 정상적인 영업활동에 반드시 필요한 자산임에도 불구하고 지나친 자산매각을 행함으로써 기업합병을 방어한다는 사실을 발견하였다.

다음으로, 경영진의 자기과신(overconfidence, hubris)가설은 행태재무(behavioral finance)에서 중요하

게 다루어지는 개념으로서, 비교적 최근에 정립되었다. 이는 경영자들이 자신의 능력을 지나치게 과신하는 나머지 합병으로 인한 이득 및 시너지를 과대 평가한다는 것이다. 그로 인해 합병대가를 과도하게 지급하거나 매우 공격적인 합병을 시도함으로써 결국 주주 부에 손해를 입힌다는 개념이다. 실제로 Hayward and Hambrick(1997)은 미국의 합병기업의 행태를 통해 경영자의 자기과신을 발견했다. 그들은 합병 프리미엄의 크기가 CEO의 자기과신 정도와 유의한 양(+)의 관계가 있다는 것을 발견했다. 또한 Malmendier and Tate(2008)은 자기과신 성향이 적은 CEO가 경영하는 기업이 합병공시를 하였을 때보다 자기과신 성향이 많은 CEO가 경영하는 기업이 합병공시를 하였을 때 더욱 낮은 음(-)의 수익률을 기록함을 보고하였다. 이처럼 자기과신 성향이 강한 CEO가 경영하는 기업의 저조한 합병성과의 증거는 영국 기업을 연구 대상으로 한 Raj and Forsyth(2003)의 연구에서도 발견되었다. 하지만 이들 연구는 주로 사건연구를 통한 단기간의 공시효과를 통해 이러한 가설들을 검증하고 있다. 즉, 합병의 공시효과는 합병이후의 성과에 대한 전망 뿐만 아니라 합병의 대가로 지불하는 프리미엄에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 합병후 주가가 음의 초과수익률을 보일 경우 이것이 과도한 가격을 지불하기 때문인지, 또는 합병후 제대로 경영을 못하여 음의 시너지가 발생하기 때문인지를 구분할 수는 없다.

본 연구는 합병 공시일로부터 3년 후라는 중장기적 관점에서, 앞서 언급한 합병의 세 가지 동기 중 어느 것이 실현되었는지 실증분석 하고 그 경제적 함의를 해석한다. 본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 218개의 표본수를 갖는 연구표본에 대하여 3년동안의 보유기간초과수익률(BHAR)은 평균과 중앙값 모두 약 -20% 수준이었으며, 1% 수준에서 유의하였다. 이는 2000년~2019년까지 20년동안 국내 KOSPI 시장에서 기업합병의 장기성과는 매우 저조하였음을 의미한다.

둘째, BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형을 통하여 분석한 결과, 경영진의 자기과신 성향이 강할수록 합병의 장기성과는 더욱 저조하였다. 이는 “경영진의 자기과신” 가설이 성립함을 의미한다. 즉, 기존연구에서 밝힌대로 피합병기업에 대해 과도한 가격을 지불하는 문제 뿐만 아니라 합병 후의 장기적 성과에 있어서도 지속적으로 열등한 결과를 보인다는 점에서 자기과신의 성격을 보다 명확히 보여주고 있다. 그리고 합병직전 합병기업 지배주주 지분율에서 피합병기업 지배주주 지분율을 차감한 값이 더 클수록 합병성과는 향상되는 패턴이 발견되었다. 이는 합병 전 지배주주 지분율의 차이가 클수록 높은 터널링의 가능성으로 인해 주가가 과소평가 될 수 있는 바, 합병으로 인해 이러한

터널링 문제를 해결하고 끝냄으로써 장기 성과에 긍정적인 영향을 미친 것으로 해석된다. 이는 합병으로 인한 “터널링의 완화” 가설이 성립함을 시사한다. 끝으로, 잉여현금흐름 비중이 클수록 합병성과가 개선되었는데, 이는 곧 “잉여현금흐름 가설”이 성립함을 시사한다.

셋째, 앞서 언급한 두 가지의 실증결과는 오직 계열합병의 경우에 한하였으며, 비계열합병의 경우에는 전혀 성립하지 않았다.

넷째, 앞의 두 주요 결과가 사건-시간 포트폴리오 (Event-Time Portfolio) 접근법에 의한 것이었다면, 달력-시간 포트폴리오 (Calendar-Time Portfolio) 접근법을 통하여 분석했을 경우에는 218개의 표본에 대하여 월평균 약 -1%의 음의 초과수익률(underperform)이 발생하였다. 이 수치는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 또한 동시에 경영진의 자기과신 성향이 강한 경우 초과수익률은 더 작은 반면에 (경영진의 자기과신 가설 성립), 계열합병인 경우, 상위 30위 재벌 계열사가 합병기업인 경우, 합병기업과 비합병기업 간 지배주주 지분을 차이가 더 큰 경우(터널링 완화 가설 성립), 동종산업 합병인 경우(시너지 가설 성립), EBITDA가 높은 경우, 현금배당이 많은 경우, 잉여현금흐름이 많은 경우(잉여현금흐름 가설), 그렇지 않은 경우에 비하여 초과수익률이 더욱 높았다. 요컨대, 사건-시간 포트폴리오 접근법의 결과는 앞서 언급한 시너지 효과, 대리인 문제(터널링 완화, 잉여현금흐름 문제 완화), 그리고 경영진의 자기과신으로 인한 기업가치 감소가 모두 드러난 실증결과임을 확인할 수 있다.

한편, 상기 사건-시간 보유기간초과수익률(Event-Time Buy-And-Hold Abnormal Return: BHAR)을 사용했을 때와 달력-시간 (Calendar-Time) 포트폴리오 초과수익률을 사용했을 때 양자가 서로 다른 결과가 나타난 것은, 두 계량모형이 서로 다른 가정에 근거하여 모수 추정을 하기 때문이다. 본 연구에서는 두 방법론 공히 유의한 결과를 중심으로 추후 그 경제적 의미를 해석하고자 한다.

이후 2장에서는 선행연구를 정리한 후 본 연구의 주YG가설을 설정한다. 3장에서는 가설 검정을 위한 실증모형을 설정하고 주요 변수들을 소개한다. 4장에서는 표본에 대한 설명을 하며, 요약통계량 및 상관계수를 제시한다. 이어 본 연구의 가설검정을 위한 실증분석을 행한 후 그 결과를 해석한다. 5장에서는 결론을 맺고 향후 연구방향을 제안한다.

2. 선행연구 및 가설의 설정

그간 국내기업의 합병과 관련한 실증연구는 주로 사건연구를 통한 합병의 공시효과를 분석한 문헌들이 다수를 이루었다. 가장 대표적인 논문이 바로 Bae, Kang, and Kim(2002)인 바, 이들은 1981년~1997년 동안 재벌 계열사가 동일 기업집단에 속한 타계열사를 합병했을 때 합병기업(bidder)의 주가가 하락함을 보였다. 그리고 이 때 경제적 이익을 본 당사자는 지배주주였으며, 손실을 본 주주는 소수주주임을 보고하였다. 결국 재벌기업의 합병은 가치창출(value-added)이 아닌, 가치파괴적 터널링(tunneling)임을 확인하였다.

Bae, Kang, and Kim(2002)의 논문과 유사한 동기로 연구된 문헌이 또한 존재한 바, Bae and Kim(2021)의 연구가 그것이다. 이들은 기업지배구조의 개선이라는 경제 사회적 요구를 상당 부분 반영한 이후인 2000년~2020년 동안의 재벌기업의 합병 사건을 조사하고 합병의 공시효과를 연구한 바, 동일한 기업집단에 속한 계열사 간 합병 중 지배권 강화(control-motivated)를 목적으로 하는 합병의 경우 피합병기업의 경제적 자원이 합병기업으로 이전되는 또 다른 형태의 터널링(tunneling)이 존재함을 발견하였다. 이들의 연구는 결국 한국기업의 기업지배구조 개선을 위한 중장기적인 노력들이 사실 별다른 효과가 없음을 지적하였다.

반면에, 본 연구는 중장기적인 관점 하에서, 2000년~2019년의 기간동안 KOSPI 시장에 상장된 기업 중 합병(merger)을 행한 기업을 대상으로, 합병의 장기성과를 분석하고 그 경제적 함의를 제안한다.

한편, 지금까지 국내외에서 보고되어 온 합병 후 합병기업(bidder)의 장기성과(2년~5년)를 종합하면 대체로 음(-)의 초과수익률을 갖는 사실에 주목할 만하다(Bradley, Desai, and Kim, 1983; Agrawal, Jaffe, and Mandelker, 1992; Shleifer and Vishny, 2003 등). 이 같은 장기성과에 대한 연구는 특히 해외 연구가 다수를 이루었고, 국내 연구는 소수에 그쳤다(강효숙, 김성표, 2009 등). 이 중에서 국내 합병의 장기성과에 대한 연구 중 일부는 벤치마크 대비 합병기업의 성과가 저조함을 보고 하였고 (송영균, 주상룡, 1997; 정재욱, 2007), 대리인 문제의 하나로 합병이 이루어짐을 보고한 연구 (강준구, 1998) 또한 존재하였다.

또한 비교적 가장 최근의 합병관련 연구는 강효숙, 김성표(2009)인 바, 2000년~2009년 동안 합병기업이 합병 사실을 공시한 시점 부근의 단기 성과는 유의한 양(+)의 주가반응이 나타났으나, 합병후 2년후의 보유기간초과수익률은 비유의적인 음(-)의 값을 가졌다. 이들은 더불어 합병의 장기주식성과까지 측정하였는데, 단기 주가반응이 양(+)이면서 큰 값을 가진 경우 장기주식성과는 오히려 음(-)이면서 저조함을 보고하였다. 이들은 이 현상을 장기 주가수익률의 반전효과(contrarian effect)로 분류하

였다. 그러나 이들의 연구는, 본 연구의 주요결과와 다소 차이가 있다. 즉, 본 연구에서는 장기성과를 2년보다 더 큰 3년으로 확장하였고, 단기 주가반응(CAR(-5,5))을 독립변수로, 장기주가반응을 종속변수로 설정하여도 단기 주가반응의 설명력은 거의 0에 가까웠으며, 장기주가반응은 통계적으로 유의하면서 매우 저조한 성과임을 드러냈다는 점에서 양자간 다소 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 아 같은 차이점은, 강효숙, 김성표(2009)의 표본기간이 10년인 반면, 본 연구의 표본기간은 20년으로서 표본기간의 차이가 매우 크기 때문인 것으로 판단된다.

그런데 본 논문을 제외한, 앞서 논한 국내 연구들도 대부분 비교적 오랜 과거의 연구였고, 최근의 데이터로써 합병의 장기성과를 분석하고 보고한 연구는 강효석, 김성표(2009)가 거의 유일하였다. 반면 본 연구는 최근의 합병 자료로부터 중장기적 관점 하에 연구분석 되었다는 점에서 그 차별성이 있는 연구이며, 기존 연구들의 빈 간격을 메꾸는 연구라는 점에서 학문적 의의가 있다.

이에 아래와 같이 본 연구의 주요 가설을 설정한다.

가설 1. 경영진의 자기과신 성향이 강할수록 합병의 장기 주가반응은 더욱 저조할 것이다. (경영진 자기과신 가설)

가설 1을 검증하기 위해 종속변수로서 보유기간초과수익률(BHAR)을 설정하고, 독립변수로서 자기과신 성향(McNichols and Stubben, 2008)을 설정한 후, 회귀분석 하여 독립변수의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 가지면 가설 1이 성립하는 것으로 간주한다.

가설 2. 합병기업의 지배주주 지분율에서 피합병기업의 지배주주 지분율을 차감한 값(지배주주 지분율의 차이)이 클수록 터널링의 가능성으로 인해 주가가 과소평가 될 수 있는 바, 합병으로 인해 이러한 터널링 문제를 해결함으로써 장기 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. (터널링 완화 가설)

가설 2를 검증하기 위해 종속변수로 보유기간초과수익률을 설정하고, 독립변수로서 지배주주 지분율의 차이를 설정한 후, 회귀분석 하여 독립변수의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 가지면 가설 2가 성립하는 것으로 간주한다.

가설 3. 합병기업과 피합병기업이 동일한 산업에 속할 때 장기주가반응은 더욱 클 것이다(동종영업

에의 의한 시너지 가설). vs. 합병기업과 피합병기업이 서로 다른 산업에 속할 때 장기주가반응은 더욱 클 것이다(다각화에 의한 시너지 가설).

가설 3을 검증하기 위해 종속변수로 보유기간초과수익률을 설정하고, 독립변수로서 동종영업 더미 변수를 설정한 후, 회귀분석 하여 독립변수의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 가지면 (유의한 음(-)의 회귀계수를 가지면) 가설 3이 성립하는 것으로 간주한다.

가설 4. 합병기업의 잉여현금흐름(FCF) 비중이 높을수록 동 현금을 피합병기업의 주주에게 지급할 수 있어, 잉여현금흐름 문제(Jensen, 1986)의 완화로 인해 장기주가반응은 더욱 클 것이다. (잉여현금흐름 가설)

가설 4의 검정을 위해 종속변수로 보유기간초과수익률을 설정하고, 독립변수로서 잉여현금흐름을 자산가치로 나눈 값을 설정한 후, 회귀분석 하여 독립변수의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 가지면 가설 4가 성립하는 것으로 간주한다.

이상 본 연구의 주योग설을 살펴보았다. 다음 장에서는 표본과 요약통계량, 그리고 상관계수를 구체적으로 관찰하고 해석하기로 한다.

3. 분석자료 및 모형

3.1 표본

본 연구를 위한 표본은 2000년~2019년까지 KOSPI 시장에 상장된 기업 중 완전 자본잠식 된 기업, 즉 순자산이 음수(-)인 표본을 제외하고 금융업에 속한 기업을 제외하는 등 이상치(outlier)를 제거(truncation) 한 후의 총 218개의 합병사건을 연구대상으로 삼는다. 기본적인 2차자료는 KISVALUE를 통하여 추출하였으며, 결측치(missing value)가 발생하였을 때에는 금융감독원 전자공시시스템(DART)를 통하여 수집하였다.

3.2 변수의 정의

3.2절에서는 본고의 회귀분석 모형에서 사용되는 종속변수와 핵심이 되는 독립변수, 그리고 여타 통제변수를 소개하고 정의한다.

먼저 사건-시간 보유기간초과수익률(Event-Time Buy-and-Hold Abnormal Return(BHAR))의 경우, 아래와 같은 수식으로 정의된다.

$$BHAR_{i,t} = \prod_{t=1}^T(1 + R_{i,t}) - \prod_{t=1}^T(1 + R_{pm,t}), t=1, 2, 3, \dots, 36 \text{ 개월} \quad (1)$$

여기서, $R_{pm,t}$ 는 성향점수 매칭(Propensity Score Matching)에 의한 본 연구의 준거집단(합병기업)과 가장 유사한 통제집단에 해당되는 기업으로서, 1:1 매칭에 의한 것이다. 본고에서 사용한 성향점수 매칭이란, 매 연도 합병을 한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0을 설정하고, 수익성, 성장성, 부채비율, 기업규모, 장부가-시장가 비율 등 기업특성 변수들을 설명변수로 설정하여 로짓분석을 행한 뒤 얻게 된 종속변수의 근사치, 즉 합병발생 우도비(상대적 확률)와 가장 가까운 기업을 통제집단으로 설정하는 방법이다.

여타 주된 독립변수 및 통제변수는 아래와 같이 정의된다.

- **Overconfidence**: 가설 1의 검정을 위한 변수. McNichols and Stubben(2008)이 제안한 방법으로서, 아래 수식의 잔차항(ϵ_t)이 동종산업(중분류) 표본의 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수. 즉, overconfidence가 1의 값을 가질 때 경영진의 자기과신이 심한 것으로, 0의 값을 가질 때 그렇지 않은 것으로 판단함. BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 독립변수로 사용됨. 이 때 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 가진다면 가설 1이 성립함을 의미함.

$$Overconfidence: Capital_Expenditure_t = \alpha + \beta_1 Tobin's_Q_{t-1} + \beta_2 Cashflow_t + \epsilon_t \quad (2)$$

- **Affiliation**: 계열합병이면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수. 계열합병일 경우 그렇지 않은 경우에 비하여 정보비대칭이 적기 때문에 합병성고가 더 우수할 수 있음. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 독립변수로 사용되며, 이 때 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상됨.

- **Top 30 Chaebol**: 매년 공정거래위원회에서 선정하는 기업집단 중 상위 1위~30위에 속하면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수

- **Difference of C.S. Ownership**: 가설 2의 검정을 위한 변수. 합병기업의 지배주주 지분율-피합병기업의 지배주주 지분율. 합병 전 지배주주 지분율의 차이가 클수록 높은 터널링의 가능성으로 인해 주가가

과소평가 될 수 있는 바, 합병으로 인해 이러한 터널링 문제를 해결하고 끝냄으로써 장기 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상됨. BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 독립변수로 사용되며, 이 때 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 가진다면 가설 2가 성립함을 의미함.

- **Same Industry:** 가설 3의 검증을 위한 변수. 피합병기업이 합병기업과 동일한 산업(중분류)에 속하면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수. (영업) 시너지의 대리변수. BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 독립변수로 사용됨. 이 때 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 동종영업에 의한 시너지가 성립함을 의미하며, 만일 음(-)의 값을 갖는다면 다각화 프리미엄이 존재하는 것을 시사함.

- **Advertisement:** 통제변수. 광고선전비를 매출액으로 나눈 값. 흔히 광고선전비는 기업가치와 일정 부분 비례하는 것으로 알려져 있으므로, 합병성과 양(+)의 관계가 있을 것으로 추정됨. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상됨.

- **Foreign:** 통제변수. 외국인 지분율이 높을수록 기업가치 역시 높은 것으로 알려져 있으므로, 합병성과 양(+)의 관계가 있을 것으로 추정됨. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상됨.

- **Age:** 기업업력. 성장성의 대리변수. 기업업력이 작을수록 성장성이 높을 것으로 예상되므로, 합병성과 음(-)의 관계가 있을 것으로 추정됨. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 회귀계수는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상됨.

- **Target Listed:** 통제변수. 피합병기업이 코스피 또는 코스닥 시장에 상장되어 있으면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수. 일반적으로 상장기업은 비상장기업보다 정보비대칭 정도가 덜 심하므로, 상장기업의 경우 상대적으로 합병성과가 더 우수할 것으로 판단됨. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 독립변수로 사용되며, 이 때 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예상됨.

- **EBITDA:** 수익성의 대리변수. (영업이익+감가상각비)/총자산가치. 이 값이 클수록 합병성과는 더 우수할 것으로 판단됨. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 통제변수로 사용되며, 이 때 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 추정됨.

- **Dividend:** 현금배당액/총자산가치. 현금배당을 많이 하는 기업일수록 경영진과 주주 간 대리인 문제가 적을 것으로 판단됨. 이에 따라 현금배당이 많은 기업일수록 합병성과는 더욱 우수할 것으로 추정됨. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 통제변수로 사용되며, 이 때 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 추정됨.

- Size: 시가총액에 자연로그를 취한 값. 합병사건에서도 규모효과가 존재한다면, 규모가 작을수록 합병성과는 더 우수할 것으로 판단됨. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 통제변수로 사용되며, 이 때 회귀계수는 음(-)의 값을 가질 것으로 추정됨.

- Leverage: 부채가치를 총자산가치로 나눈 값. 부채비율. 부채비율이 높을수록 기업가치가 증가한다면 합병성과와 부채비율 간에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 추정됨. 반대로 부채비율이 높을수록 기업가치가 감소한다면 합병성과와 부채비율 간에는 음(-)의 관계가 있을 것임. 따라서 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 통제변수로 사용되며, 이 때 회귀계수는 양(+)일수도, 음(-)일수도 있어, 그 부호와 유의성은 실증적 이슈임.

- FCF: 가설 4의 검정을 위한 변수. 잉여현금흐름을 총자산가치로 나눈 값. 이 때 잉여현금흐름은 그 정의상 현금흐름표 상의 영업현금흐름에서 자본적 지출을 차감한 값임. 잉여현금흐름이 많은 기업일수록 해당 기업은 Jensen(1986)이 지적한 바와 같이 기업가치에 부정적 영향을 미칠 것으로 판단됨. 따라서 잉여현금흐름을 합병기업 내에 축적하지 않고 피합병기업을 합병할 때 활용될 수 있다면 합병기업 내 잉여현금흐름을 축소시킴으로써 대리인 문제 또한 완화시킬 수 있음. 따라서 합병성과와 잉여현금흐름 수준 사이에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 추정됨. 이에 따라 BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형에서 독립변수로 사용되며, 이 때 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 가진다면 가설 4가 성립함을 의미함.

3.3 실증분석 모형 및 가설검증 방법

본 연구에서 사용된 실증분석 모형은 크게 두가지이다. 첫째, 사건-시간 보유기간초과수익률(Event-Time BHAR)을 종속변수로 설정한 산업-연도 고정효과 패널분석이며 둘째, 달력-시간 포트폴리오 초과수익률(Calendar-Time Portfolio Excess Return)을 종속변수로 설정한 회귀분석이다. 이 때 산출되는 표준오차 및 t-값은, 전자의 경우 기업-연도 군집효과(firm-year two way clustering effect)를 통제하고 조정된 값이며, 후자의 경우 이분산-자기상관(heteroscedasticity and autocorrelation)을 통제하고 조정된 값이다. 해당 모형을 각각 수식으로 표현하면 다음과 같다.

- 보유기간초과수익률(BHAR)이 종속변수인 회귀모형 (Industry-Year Fixed Effect Panel Analysis)

$$\begin{aligned}
& BHAR_{i,3year} \\
& = \alpha + \beta_1 Overconfidence_i + \beta_2 Affiliation_i + \beta_3 Top\ 30\ Chaebol_i + \beta_4 Difference\ of\ C.S.\ Ownership_i \\
& + \beta_5 Same\ Industry_i + \beta_6 Advertisement_i + \beta_7 Foreign_i + \beta_8 Age_i + \beta_9 Target\ Listed_i + \beta_{10} EBITDA_i \\
& + \beta_{11} Dividend_i + \beta_{12} Size_i + \beta_{13} Leverage_i + \beta_{14} FCF_i + \left(\sum_{j=1}^m Industry_j \right) + \left(\sum_{t=1}^T Year_t \right) \\
& + \varepsilon_i \tag{3}
\end{aligned}$$

위 회귀식에서, 만일 Overconfidence의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 가설 1이 성립하는 것으로 간주하고, Difference of C.S. Ownership의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 가설 2가 성립하는 것으로 간주하며, Same Industry의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 가설 3 중에서 영업 시너지가 존재하는 것으로 간주하고 만일 음(-)의 값을 갖는다면 다각화 프리미엄이 존재하는 것으로 간주한다. 그리고 FCF의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 가설 4가 성립하는 것으로 간주한다.

- 달력-시간 포트폴리오 초과수익률(Calendar-Time Portfolio Excess Return = α)을 구하기 위한 회귀모형 [Fama-French 3-factor model]

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \varepsilon_t \tag{4}$$

- 달력-시간 포트폴리오 초과수익률(α) 및 기업특성 더미변수와 3-요인(3-factor) 간의 교차항이 포함된 회귀모형 [Fama-French 3-factor model & 더미변수 포함:]

$$\begin{aligned}
R_{pt} - R_{ft} = & \alpha + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t \\
& + \beta_4D + \beta_5D * (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_6D * SMB_t + \beta_7D * HML_t + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

Where $D = Overconfidence, Affiliation, Top\ 30\ Chaebol, High\ Difference\ of\ C.S.\ Ownership, Same\ Industry, Older, High\ Foreign, More\ Advertisement, Target\ Listed, High\ EBITDA, More\ Dividend, High\ FCF, Big\ Size, High\ Leverage$ (5)

: 위 회귀모형 (5)번은 Bouwman, Fuller, and Nain(2009)의 모형에 입각한 모델이다.

이 때 High Difference of C.S. Ownership은 지배주주 지분을 차이의 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이고, Older는 기업연령이 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이며, High Foreign은 외국인 지분율이 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이고, More Advertisement는 광고선전비 비율이 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이며, High

EBITDA는 EBITDA가 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이고, More Dividend는 현금배당 비중이 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이며, High FCF는 잉여현금흐름 비중이 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이고, Big Size는 시가총액이 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이며, High Leverage는 부채비율이 중앙값보다 크면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이다.

만일 위에서 언급한 더미변수의 회귀계수인 β_4 가 유의한 양(+)의 값을 갖는다면, 더미변수 값이 1이 되는 경우의 초과수익률이 더미변수가 0인 경우보다 정확하게 β_4 만큼 더 큼을 의미한다. 마찬가지로 회귀계수인 β_4 가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면, 더미변수 값이 1이 되는 경우의 초과수익률이 더미변수가 0인 경우보다 정확하게 β_4 만큼 더 작음을 의미한다.

본 연구에서는 앞서 언급한 시간-사건 보유기간초과수익률에 부가하여 달력-사건 초과수익률이 기업의 고유특성에 따라 어떻게 달라지는지 분석함으로써 보다 다양한 결과를 보고하고자 한다.

4. 요약통계량과 상관계수 및 실증분석 결과

4.1 요약통계량 및 상관계수

표 1은 본 연구에서 사용되는 주요변수의 요약통계량이다. 먼저 보유기간초과수익률 BHAR의 평균과 중앙값 모두 -20%이며, 통계적으로도 1% 수준에서 유의하였다. 이는 2000년~2019년 동안 코스피 시장에 상장된 기업의 장기(3년) 합병성과가 매우 저조함을 시사한다. 또한 최소값이 -4.49이며 최대값이 5.08의 값을 가졌는데, 이는 합병기업의 장기 보유기간수익률과 성향점수로 매칭된 통제기업의 장기 보유기간수익률이 매우 큰 차이를 보이는 경우가 있음을 의미한다.

다음으로, 경영진의 자기과신을 나타내는 더미변수인 Overconfidence는 평균이 46% 정도인데, 이는 본 연구의 표본에서 46%가 자기과신 수준이 높은 편인 반면, 나머지 54%는 자기과신 수준이 상대적으로 낮음을 시사한다.

그리고 계열합병 더미변수인 Affiliation은 평균이 74.3%로서, 본 연구의 표본기간동안 발생한 KOSPI 기업의 합병의 대부분이 동일한 기업집단에 속한 기업을 합병한 경우, 즉 계열합병인 경우임을 시사한다. 또한 상위 30위 이내의 재벌기업 더미, 즉 Top 30 Chaebol 더미변수의 평균이 37%가량 되는데, 이는 표본기간 동안 발생한 코스피 기업의 합병 중 1/3 이상이 상위 30위권에 드는 재벌기

업에 의해 이루어졌음을 의미한다.

기타 다른 독립변수들의 표준편차를 살펴보면 그 값이 충분이 크기 때문에, 회귀분석 시 독립변수로서 사용되기에 적절함을 알 수 있다.

<표 1을 이곳에>

한편, 피어슨 상관계수는 표 2에 나타나 있다. 독립변수 및 통제변수 간 높은 상관관계는 다중공선성을 유발하는 바, 본 연구에서 사용되는 설명변수 간 피어슨 상관계수를 살펴보았는데, 그 결과 상관계수의 절대값이 가장 큰 경우는 외국인 지분율(Foreign)과 부채비율(Leverage)의 상관계수 0.588이었다. 다중공선성의 여부를 규명하기 위해 분산팽창계수(Variance Inflation Factor)를 구한 결과, 그 값이 3을 넘지 않으므로 다중공선성으로 인한 문제는 유의하지 않은 문제임을 알 수 있다.

<표 2를 이곳에>

4.2 실증분석 결과

4.2.1 보유기간초과수익률(BHAR)과 회귀분석

4장 2절 1편에서는 합병 후 3년동안의 보유기간초과수익률(BHAR)을 어떠한 독립변수가 어느 정도 설명하는지 실증분석 한다. 이를 통하여 앞서 설정한 가설 1~가설 4가 성립하는지 규명한다. 이와 관련하여 먼저 회귀분석 결과가 표 3에 나타나 있다.

표 3의 회귀식 (1)에 의하면, 첫번째로 경영진의 자기과신 더미변수인 Overconfidence는 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가졌다. 즉, 이는 경영진의 자기과신 성향이 강할수록 장기 합병성과는 더욱 저조함을 의미한다. 이처럼 경영진의 자기과신이 심할수록 장기 합병성과에 더욱 부정적인 영향을 미친다는 결론은 미국 주식시장에서의 합병의 장기성과를 연구한 Hwang, Kim, and Kim(2020)의 실증 연구 결과와 일맥 상통하다. 그리고 이는 가설 1이 성립함을 의미한다.

그 다음 두번째로, 합병기업의 지배주주 지분율에서 피합병기업의 지배주주 지분율을 차감한, 양자간 지배주주 지분율 차이(Difference of C.S. Ownership)는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가졌다. 이는 터널링(tunneling) 완화 가설이 성립하는 것으로, 합병 전 지배주주 지분율의 차이가 클수록 높

은 터널링의 가능성으로 인해 주가가 과소평가 될 수 있는 바, 합병으로 인해 이러한 터널링 문제를 해결하고 끝냄으로써 장기 성과에 긍정적인 영향을 미친 것으로 해석된다 세 번째, 가설 3은 동종 산업(표준산업코드에 의한 중분류)에 속한 기업 간 합병이 이루어질 경우 주가반응이 긍정적일 것이며, 만일 정반대로 주가반응이 부정적이라면 이종산업 간 합병으로 인한 다각화 효과가 있을 것이라는 가설인 바, BHAR을 종속변수로 설정한 회귀분석에서는 10% 수준에서 음(-)의 회귀계수를 가져 가설 3 중에서 다각화 가설을 만족시켰음을 알 수 있다. 이는 2000년~2019년 동안 KOSPI 시장 상장 기업이 여타 기업을 합병하였을 때 동종영업 시너지 효과를 경험하지는 못했고 그 대신 다각화 프리미엄을 향유했음을 시사한다.

네 번째, 잉여현금흐름 비중인 FCF의 회귀계수가 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가짐을 확인할 수 있다. 잉여현금흐름이 기업의 경영자로 하여금 주주가치에 반하는 의사결정, 즉 사익편취의 목적으로 기업내 잉여현금이 활용되는 문제를 야기시킨다면(Jensen, 1986), 이 같은 잉여현금흐름이 적을수록 해당 기업의 주주에게 더욱 이로울 것이다. 이 때 많은 잉여현금흐름으로써 합병과 관련한 비용 등을 충당하게 된다면 합병이라는 사건은 동 기업의 주주에게 좋은 소식(good news)일 수 있고, 이러한 인식이 지속될 수 있다면 해당 기업의 장기(3년) 주가반응에도 역시 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 바로 이러한 점이 유의한 양(+)의 회귀계수가 시사하는 바이다. 따라서 가설 4가 성립함을 알 수 있다.

한편, 회귀식 (2)는 기본적으로 회귀식 (1)의 독립변수 및 통제변수에 하나 더하여 누적초과수익률 CAR(-5,5)를 추가로 설명변수로 설정한 후 회귀분석 한 결과이다. 이는 단기 주가반응이 높을수록 장기 주가반응이 어떻게 달라지는지 확인하기 위함인데, 그 결과는 양자 간 아무런 관계가 없는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 강효숙, 김성표(2009)의 연구결과, 즉 단기 누적초과수익률(CAR(-5,1))이 클수록 장기 보유기간초과수익률 값이 작아진다는, 역전효과(contrarian effect)가 본 연구에서는 전혀 존재하지 않음을 의미한다. 이 같은 차이는 강효숙, 김성표(2009)의 연구기간이 2000년~2009년으로서 본 연구의 표본기간인 2000년~2019년의 절반에 지나지 않기 때문일 수 있으며, 더불어 그들이 장기성으로 정의한 기간이 2년인 반면, 본 연구는 3년이기 때문에 서로 다른 결과가 나타난 것일 수 있다.

요컨대, BHAR을 종속변수로 설정한 산업-연도 고정효과 패널회귀분석 결과, 가설 1~가설 4가 성립함을 확인할 수 있다.

<표 3을 이곳에>

한편, 표 3 및 그 해석은 가설 1~가설 4가 성립함을 시사한다. 그러나 이는 엄밀히 말하면 동일한 기업집단에 속한 계열사간 합병거래 시 발생할 수 있는 현상으로서, 비계열합병의 경우에는 성립하지 않을 가능성이 높다.

이에 표 4를 통하여 계열합병시 가설 1~가설 4가 성립하는지, 그리고 계열합병이 아닌 경우에는 어떻게 달라지는지 확인하고자 한다.

구체적인 내용은 표 4에 나타나 있다. 주지하다시피, 앞서 얻은 결론, 즉 가설 1~가설 4는 계열합병인 경우에만 성립하는 것이었을 뿐, 계열합병이 아닌 경우에는 (비계열합병 시) 동 가설들이 전혀 성립하지 않았다. 즉, 경영진 자기과신 가설, 영업 시너지 또는 다각화 프리미엄 가설, 터널링 문제 완화 가설, 그리고 잉여현금흐름 가설은 오직 계열합병인 경우만 성립하였고, 계열합병이 아닌 경우에는 전혀 성립하지 않았음을 확인할 수 있었다.

요컨대, BHAR을 종속변수로 설정한 회귀분석을 통하여, 오직 계열합병인 경우에만 가설 1~가설 4가 성립함을 확인할 수 있다.

<표 4를 이곳에>

4.2.2 달력-시간 포트폴리오 초과수익률(Calendar-Time Portfolio Excess Return)과 회귀분석

4장 2절 2편에서는 Fama-French 3-요인 모형을 적용하여 달력-시간 포트폴리오 초과수익률이 존재하는지, 그리고 존재한다면 유의한 양(+)의 초과수익률인지 아니면 유의한 음(-)의 초과수익률인지 규명한다. 이처럼 방법론을 바꾸어 분석하는 이유는, Lyon, Barber, and Tsai(1999)이 지적한 바와 같이, 누적초과수익률(CAR) 및 보유기간초과수익률(BHAR)은 표본기업의 주가수익률의 횡단면 종속성을 적절히 통제하지 못하는 방법일 뿐만 아니라 수익률 예측 모형으로도 부적절하다는 (mis-specified model) 비판으로부터 자유롭지 못하기 때문이다. 따라서 이에 대한 대안으로서 Mitchell and Stafford(2000)이 제안한 달력-시간 (Calendar-Time) 수익률을 계산하고 분석함으로써 앞서 4.2.1에서 관찰한 BHAR 및 회귀분석의 결과를 보완하고자 한다.

먼저 4.2.1의 BHAR과 4.2.2의 달력-시간 포트폴리오 초과수익률은 그 시간 단위가 상이하다. 즉, 전자는 36개월의 보유기간 (초과) 수익률을 계산함으로써 3년동안의 장기성고가 측정되는 방식인 반면, 달력-시간 포트폴리오 초과수익률은 그 정의상 월별 평균 수익률(monthly average return)이라는 것이다. 따라서 양자 간 수익률의 크기 자체를 비교하거나 대조하기 위해서는, 가장 단순한 방법을 들자면, 달력-시간 포트폴리오 초과수익률에 36을 곱하거나 BHAR을 36으로 나누어야 양자가 서로 비교 가능할 것이다. 그러나 본고에서는 양자를 비교하는 것이 학술적으로도, 정책적으로도 큰 의미가 없으므로 36개월 동안의 보유기간 수익률인 BHAR과 월평균수익률인 달력-시간 포트폴리오 초과수익률 값 그 자체를 그대로 사용하기로 한다.

이 같은 달력-시간 포트폴리오 초과수익률은 표 5에 자세히 나타나 있다. 표 5에 의하면, 앞서 4.2.1에서 성립하였던 가설 1, 가설 2, 가설 4가 방법론을 달리하여도 여전히 성립함을 알 수 있다. 즉, 칼럼 (2), (5), (13)에서 각각 Overconfidence 더미변수, High Difference of C.S. Ownership 더미변수, 그리고 High FCF 더미변수 모두 각각 유의한 음(-)의 회귀계수, 유의한 양(+의 회귀계수, 다시 유의한 양(+의 회귀계수를 가진 것이다. 더욱이, 앞서 사건-시간 보유기간초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석에서는 성립하지 않았던 영업 시너지가 달력-시간 포트폴리오 초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석 하에서는 명백히 성립하였다. 즉, 칼럼 (6)의 Same Industry 더미변수가 5% 수준에서 유의한 양(+의 값을 가진 것이다. 다만, 방법론을 달리하면 영업 시너지 또는 다각화 프리미엄의 결과가 달라지므로, 가설 3이 일관되게 지지되지는 않았음을 알 수 있다.

이와 유사한 맥락에서, 사건-시간 보유기간초과수익률(BHAR)을 종속변수로 사용한 회귀분석에서는 통계적으로 유의하지 않았던 변수들이 달력-시간 포트폴리오 초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석에서는 성립하는 경우들이 있었다. 이는 계열합병 더미변수(Affiliation; 칼럼 (3)), 재벌 상위 30위 더미변수(Top 30 Chaebol; 칼럼(4)), 높은 EBITDA(High EBITDA; 칼럼 (11)), 많은 현금배당(More Dividend; 칼럼 (12))이다. 즉, 달력-시간 포트폴리오 초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석 하에서는 계열합병일수록, 상위 30대 재벌에 속할수록, 현금흐름(EBITDA)이 많을수록, 현금배당을 많이 할수록 장기(3년) 합병성고는 더욱 우수하다는 결론을 얻을 수 있었다. 그러나 이처럼 추가적인, 유의한 결과는 사건-시간 보유기간초과수익률(BHAR)을 종속변수로 사용한 회귀분석에서는 성립하지 않았으므로, 그 의미 부여에 있어 신중함을 요구한다.

요컨대, 사건-시간 보유기간초과수익률(BHAR)을 종속변수로 사용한 회귀분석 결과에서와 같이 달

력-시간 포트폴리오 초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석에서도 가설 1 (경영진 자기과신 가설), 가설 2 (터널링 가설), 가설 3 중에서 다각화 프리미엄 가설, 그리고 가설 4 (잉여현금흐름 가설)가 성립함을 확인할 수 있다.

<표 6을 이곳에>

5. 결론

본 연구는 KOSPI 시장에서 2000년~2019년의 기간동안 합병(merger)을 행한 기업을 대상으로, 합병의 장기성과를 분석하고 이와 관련된 재무이론과 어느 정도까지 일치하는지, 아니면 서로 다른지 실증분석 하였다. 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 218개의 표본수를 갖는 연구표본에 대하여 3년동안의 보유기간초과수익률(BHAR)은 평균과 중앙값 모두 약 -20% 수준이었으며, 1% 수준에서 유의하였다. 이는 2000년~2019년까지 20년동안 국내 KOSPI 시장에서 기업합병의 장기성과는 매우 저조하였음을 의미한다.

둘째, BHAR을 종속변수로 설정한 회귀모형을 통하여 분석한 결과, 경영진의 자기과신 성향이 강할수록 합병의 장기성과는 더욱 저조하였다. 이는 “경영진의 자기과신” 가설이 성립함을 의미한다. 그리고 합병직전 합병기업 지배주주 지분율에서 피합병기업 지배주주 지분율을 차감한 값이 더 클수록 합병성과는 더욱 향상되는 패턴이 발견되었다. 이는 “터널링 완화 가설”이 성립함을 시사하는 것으로, 합병 전 지배주주 지분율의 차이가 클수록 높은 터널링의 가능성으로 인해 주가가 과소평가 될 수 있는 바, 합병으로 인해 이러한 터널링 문제를 해결하고 끝냄으로써 장기 성과에 긍정적인 영향을 미친 것으로 해석된다. 끝으로 잉여현금흐름 비중이 클수록 합병성과가 개선되었는데, 이는 곧 “잉여현금흐름 가설”이 성립함을 시사한다.

셋째, 앞의 두 주요 결과가 사건-시간 포트폴리오 (Event-Time Portfolio) 접근법에 의한 것이었다면, 달력-시간 포트폴리오 (Calendar-Time Portfolio) 접근법을 통하여 분석했을 경우에는 월평균 약 -1%의 음의 초과수익률(underperform)이 발생하였다. 그리고 이 수치는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 또한 동시에 경영진의 자기과신 성향이 강한 경우 초과수익률은 더 작은 반면에 (경영진의 자기과신 가설 성립), 계열합병인 경우, 상위 30위 재벌 계열사가 합병기업인 경우, 합병기업과 비합병기업 간

지배주주 지분을 차이가 더 큰 경우(터널링 완화 가설 성립), 동종산업 합병인 경우(영업 시너지 가설 성립), EBITDA가 높은 경우, 현금배당이 많은 경우, 잉여현금흐름이 많은 경우(잉여현금흐름 가설 성립), 그렇지 않은 경우에 비하여 초과수익률이 더욱 높았다. 요컨대, 사건-시간 포트폴리오 접근법의 결과는 앞서 언급한 시너지 효과, 대리인 문제(터널링 완화, 잉여현금흐름 문제 완화), 그리고 경영진의 자기과신으로 인한 기업가치 감소가 모두 드러난 실증결과임을 확인할 수 있다.

본 연구의 학술적, 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 합병공시 직후 단기 누적초과수익률은 흔히 합병기업의 경우 양(+)¹의 값을 갖지만, 3년 정도의 중장기적 합병성과를 관찰할 경우 평균적으로 매우 낮은 (-20%) 보유기간 초과수익률을 갖는다는 것이다. 그런데 이러한 현상은 과거부터 존재하고 있는 현상이라는 점에서 일종의 퍼즐(puzzle)에 해당된다. 본 연구는 이 같은 퍼즐이 최근에도 여전히 지속됨을 보고하고 있으며, 이는 합리적 경제인이라는 정통 재무론의 기본적인 가정에 의문을 표한다는 점에서 학술적 의의가 있다. 특히 이 같은 현상을 향후 행태재무학 (behavioral finance) 관점에서 풀이할 수 있다면, 매우 흥미로운 연구가 될 가능성이 높다는 점에서 본 연구는 향후 학술적 연구과제를 제공하고 있다.

둘째, 정책적 시사점이다. 이는 과연 합병이라는 중요한 경제적 사건이 합병의 주체인 합병기업 (bidder)과 합병기업의 주주에게 얼마나 도움을 주는 가라는 의문에서 출발한다. 즉, 합병의 장기성과가 평균적으로 매우 큰 음(-)의 값을 갖는다면, 이는 가치증대가 아닌 가치파괴의 경제적 의미를 갖고 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 인수합병 시장을 관리하고 감독하는 금융당국에 있어, 인수합병의 활성화를 통해 경제적 활력의 증진을 도모하는 것만이 최상의 목적이 아니라, 금융시장의 안정과 건전한 경제성장을 위해 무분별한 M&A를 사전에 관리하고 방지하는 정책이 추가되어야 한다는 점에서 정책적 시사점을 제공한다.

[참고문헌]

- 강준구, 1998, “기업합병의 경제적 동기와 기업가치 증대요인,” 한국금융연구원 연구보고서.
- 강효숙, 김성표, 2009, “기업 인수합병의 장기성과,” 금융연구, 제23권 4호, 63-101.
- 송영균, 주상룡, 1997, “한국에서의 기업합병의 성과에 관한 연구: Cashflow를 중심으로,” 증권학회지, 제10권, 71-102.
- 정재욱, 1997, “지배주주와 외부주주의 이해상충과 합병 후 장기성과,” 회계학연구, 제 32권, 123-154.
- Agrawal, Anup, Jeffrey F. Jaffe, and Gershon N. Mandelker, 1992, “The post-merger performance of acquiring firms: A re-examination of an anomaly,” *Journal of Finance*, Vol. 47, 1605-1621.
- Bae, Kee-Hong, Jun-Koo Kang, and Jin-Mo Kim, “Tunneling or value added? Evidence from mergers by Korean business group,” *Journal of Finance*, Vol. 57, 2695-2740.
- Bae, Kee-Hong and Kyung Hyun Kim, 2021, “Value-destroying mergers: Evidence from Korean business groups,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 50, 589-622.
- Bouwman, Christa, Kathleen Fuller, and Amrita S. Nain, 2009, “Market valuation and acquisition quality: Empirical evidence,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22, 633-679.
- Bradley, Michael, Anand Desai, and E. Han Kim, 1983, “The rationale behind inter-firm tender offers: Information or synergy?” *Journal of Financial economics*, Vol. 11, 183-206.
- Bradley, Michael, Anand Desai, and E. Han Kim, 1988, “Synergistic gains from corporate acquisitions and their division between the stockholders of target and acquiring firms,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, 3-40.
- Hayward, M. L. and D. C. Hambrick, 1997, “Explaining the premiums paid for large acquisitions: Evidence of CEO hubris,” *Administrative Science Quarterly*, 103-107.
- Hwang, Hyoseok D., Hyun-Dong Kim, and Taeyeon Kim, 2020, “The blind power: Power-led CEO overconfidence and M&A decision making,” *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 52, 101-141.
- Jensen, Michael C., 1986, “Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers,” *American Economic Review*, Vol. 76, 323-329.
- Lang, Larry, Rene M. Stulz, and Ralph A. Walkling, 1989, “Tobin’s q and the gains from successful tender offers,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 24, 137-154.

- Lyon, J., B. Barber, and C. Tsai, 1999, "Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns," *Journal of Finance*, 1999, 165-201.
- Malmendier, U. and G. Tate, 2008, "Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction," *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, 20-43.
- Mitchell, Mark L. and Kenneth Lehn, 1990, "Do bad bidders become good targets?" *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 372-398.
- Mitchell, M. and E. Stafford, 2000, "Managerial decisions and long-term stock price performance," *Journal of Business*, Vol. 73, 287-329.
- Morck, Randall, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, 1990, "Do managerial objectives drive bad acquisitions?" *Journal of Finance*, Vol. 45, 31-48.
- Raj, M. and M. Forsyth, 2003, "Hubris amongst UK bidders and losses to shareholders," *International Journal of Business*, Vol. 8, 1-16.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny, 2003, "Stock market driven acquisitions," *Journal of Financial Economics*, Vol. 70, 295-311.

[표 1] 요약통계량

표는 본 연구에서 사용되는 주요변수에 대한 요약통계량을 나타내고 있다. BHAR은 36개월의 보유기간 초과수익률(Buy-and-Hold Excess Return)로서, 합병기업의 보유기간수익률에서 성향점수 매칭(propensity score matching)을 통한 대응기업(control-firm)의 보유기간수익률을 차감한 값이다. Overconfidence는 McNichols and Stubben(2008)이 제안한 방법에 따른 더미변수로서, 1의 값을 가지면 경영진의 과신성향이 큰 것으로, 0의 값을 가지면 작은 것으로 간주한다. Affiliation은 같은 계열사 간 합병이면 1을 갖고 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이다. Top 30 Chaebol은 매 연도 공정거래위원회가 정하는 기업집단 중 상위 30위에 속하면 1을 갖고, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이다. Difference of C.S. Ownership는 합병기업의 지배주주 지분율에서 피합병기업의 지배주주 지분율을 차감한 값이다. Same Industry는 합병기업과 피합병기업이 동종산업(중분류)에 속하면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이다. Advertisement는 자산대비 광고선전비 비율이다. Foreign은 외국인 지분율로서, 0~1 사이의 값을 갖는다. Age는 기업연령이다. Target-Listed는 피합병기업이 코스피 또는 코스닥에 상장되어 있으면 1을 갖는 더미변수이다. EBITDA는 영업이익에 감가상각비를 더한 후 총자산가치로 나눈 값이다. Dividend는 현금배당액을 총자산가치로 나눈 값이다. Size는 시가총액에 자연로그를 취한 값이다. Leverage는 부채비율로서, 부채가치를 총자산가치로 나눈 값이다. FCF는 잉여현금흐름을 총자산가치로 나눈 값인데, 이 때 잉여현금흐름은 현금흐름표 상 영업현금흐름에서 자본적 지출액을 차감한 값이다.

변수	표본수	평균	중앙값	표준편차	최소	최대
BHAR	218	-0.209	-0.200	1.047	-4.490	5.081
Overconfidence	218	0.463	0.000	0.500	0.000	1.000
Affiliation	218	0.743	1.000	0.438	0.000	1.000
Top 30 Chaebol	218	0.367	0.000	0.483	0.000	1.000
Difference of C.S. Ownership	218	-0.001	0.000	0.288	-0.998	1.000
Same Industry	218	0.784	1.000	0.412	0.000	1.000
Advertisement	218	0.007	0.002	0.014	0.000	0.107
Foreign	218	0.105	0.050	0.135	0.000	0.699
Age	218	38.275	39.000	18.141	3.000	91.000
Target Listed	218	0.307	0.000	0.462	0.000	1.000
EBITDA	218	0.090	0.088	0.088	-0.180	0.479
Dividend	218	0.005	0.002	0.007	0.000	0.046
Size	218	19.515	19.000	2.057	16.000	24.000
Leverage	218	0.582	0.588	0.250	0.058	0.993
FCF	218	0.186	0.157	0.194	-0.413	0.821

[표 2] 상관계수

표는 본 연구의 주요변수 간 상관계수를 나타낸 표이다. 표 안의 값은 피어슨 상관계수이며, 괄호 안의 값은 p-값이다. 변수에 대한 정의는 표 1 참조.

	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)	8)	9)	10)	11)	12)	13)	14)
1) BHAR	1.000													
2) Overconfidence	-0.072 (0.290)	1.000												
3) Affiliation	0.021 (0.758)	0.104 (0.125)	1.000											
4) Top 30 Chaebol	0.121 (0.076)	-0.020 (0.766)	0.208 (0.002)	1.000										
5) Difference of C.S. Ownership	0.195 (0.004)	0.075 (0.271)	0.122 (0.072)	0.001 (0.983)	1.000									
6) Same Industry	0.043 (0.529)	-0.072 (0.289)	0.304 ($<.0001$)	0.121 (0.074)	0.147 (0.030)	1.000								
7) Advertisement	0.017 (0.805)	0.043 (0.531)	0.091 (0.183)	-0.057 (0.401)	-0.014 (0.833)	0.028 (0.685)	1.000							
8) Foreign	0.095 (0.161)	0.006 (0.927)	0.154 (0.023)	0.442 ($<.0001$)	0.025 (0.717)	0.152 (0.025)	0.193 (0.004)	1.000						
9) Age	-0.117 (0.085)	0.035 (0.611)	0.121 (0.074)	0.087 (0.199)	-0.046 (0.496)	0.010 (0.885)	0.052 (0.441)	-0.035 (0.612)	1.000					
10) Target Listed	0.192 (0.004)	0.079 (0.246)	0.141 (0.037)	0.132 (0.051)	0.085 (0.212)	0.132 (0.052)	-0.126 (0.064)	0.199 (0.003)	-0.035 (0.609)	1.000				
11) EBITDA	0.139 (0.040)	0.005 (0.942)	0.100 (0.141)	0.208 (0.002)	0.097 (0.155)	0.185 (0.006)	0.126 (0.064)	0.289 ($<.0001$)	-0.045 (0.507)	0.017 (0.802)	1.000			
12) Size	-0.045 (0.506)	-0.058 (0.391)	0.182 (0.007)	0.002 (0.982)	-0.043 (0.529)	0.037 (0.584)	0.141 (0.037)	0.191 (0.005)	0.026 (0.699)	-0.030 (0.656)	0.361 ($<.0001$)	1.000		
13) Leverage	0.114 (0.093)	-0.045 (0.513)	0.274 ($<.0001$)	0.582 ($<.0001$)	0.083 (0.224)	0.207 (0.002)	0.027 (0.694)	0.588 ($<.0001$)	0.139 (0.040)	0.204 (0.002)	0.439 ($<.0001$)	0.113 (0.096)	1.000	
14) FCF	-0.005 (0.942)	-0.043 (0.526)	0.049 (0.470)	-0.036 (0.597)	0.031 (0.644)	0.123 (0.069)	-0.282 ($<.0001$)	-0.160 (0.018)	0.046 (0.495)	0.119 (0.079)	0.075 (0.268)	-0.117 (0.086)	0.241 (0.000)	1.000

[표 3] 사건-시간 보유기간초과수익률(BHAR)을 종속변수로 설정한 회귀분석 결과

표는 종속변수를 합병이후 3년동안의 BHAR을 종속변수로 설정한 후 독립변수 및 통제변수에 대하여 회귀분석 한 결과를 나타내고 있다. 회귀분석 모형은 산업-연도 고정효과 패널모형이다 (Industry-Year Fixed Effect Panel Model). 이 때 t-값을 계산하기 위한 표준오차는 기업-연도 군집효과 (firm-year two way clustered standard error)를 적용하였다. 표 안의 값은 회귀계수이며, 괄호 안의 값은 기업-연도 군집효과를 조정한 t-값이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 뜻한다. 변수에 대한 정의는 표 1 참조.

Dep. Var.: BHAR (3 year)	(1)	(2)
Overconfidence	-0.369** (-2.14)	-0.369** (-2.09)
Affiliation	-0.054 (-0.21)	-0.054 (-0.21)
Top 30 Chaebol	0.194 (0.97)	0.194 (0.96)
Difference of C.S. Ownership	0.755*** (2.86)	0.755*** (2.85)
Same Industry	-0.493* (-1.87)	-0.493* (-1.91)
Advertisement	11.369* (1.95)	11.369* (1.93)
Foreign	0.046 (0.05)	0.046 (0.05)
Age	-0.010** (-2.12)	-0.010** (-2.12)
Target Listed	0.394** (2.17)	0.394** (2.16)
EBITDA	1.801 (1.50)	1.801 (1.48)
Dividend	-32.884*** (-2.76)	-32.883*** (-2.79)
Size	-0.007 (-0.12)	-0.007 (-0.12)
Leverage	-0.541 (-1.43)	-0.541 (-1.38)
FCF	0.948* (1.95)	0.948* (1.94)
CAR(-5,5)		-0.0003 (0.00)
intercept	2.188* (1.80)	2.189 (1.78)
Industry Dummy	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes
Firm-Year Clustered Std. Err.	Yes	Yes
R-Squared	0.474	0.474
Obs.	218	218

[표 4] 계열합병 여부에 따른 사건-시간 보유기간초과수익률을 종속변수로 설정한 회귀분석 결과

표는 종속변수를 합병이후 3년동안의 BHAR을 종속변수로 설정한 후 계열합병인 경우 및 비계열합병인 경우, 독립변수 및 통제변수에 대하여 회귀분석 한 결과를 나타내고 있다. 회귀분석 모형은 산업-연도 고정효과 패널모형이다(Industry-Year Fixed Effect Panel Model). 이 때 t-값을 계산하기 위한 표준오차는 기업-연도 군집효과(firm-year two way clustered standard error)를 적용하였다. 표 안의 값은 회귀계수이며, 괄호 안의 값은 기업-연도 군집효과를 조정한 t-값이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 뜻한다. 변수에 대한 정의는 표 1 참조.

Dep. Var.: BHAR(3 year)	(1) 계열합병	(2) 비계열합병	(3) 계열합병	(4) 비계열합병
Overconfidence	-0.542*** (-3.04)	0.503 (0.65)	-0.559*** (-3.27)	0.615 (0.76)
Top 30 Chaebol	0.405* (1.75)	1.938 (1.44)	0.420* (1.80)	1.967 (1.49)
Difference of C.S. Ownership	0.846*** (2.74)	-0.532 (-0.51)	0.814*** (2.61)	-0.786 (-0.65)
Same Industry	-0.400* (-1.78)	-0.780 (-0.94)	-0.411* (-1.85)	-0.658 (-0.73)
Advertisement	18.319*** (2.83)	9.453 (0.30)	18.675*** (2.90)	10.031 (0.32)
Foreign	-1.437 (-1.17)	0.184 (0.05)	-1.537 (-1.26)	-1.761 (-0.37)
Age	-0.013*** (-2.93)	-0.014 (-0.38)	-0.014*** (-3.04)	-0.023 (-0.58)
Target Listed	0.331** (2.14)	-0.079 (-0.08)	0.347** (2.23)	-0.189 (-0.20)
EBITDA	3.037** (2.00)	2.733 (0.92)	2.892* (1.91)	4.227 (1.06)
Dividend	-38.876*** (-3.99)	-125.986 (-1.49)	-39.402*** (-3.95)	-82.529 (-0.84)
Size	-0.019 (-0.24)	-0.006 (-0.03)	-0.018 (-0.24)	0.098 (0.37)
Leverage	-0.440 (-1.19)	-1.056 (-0.72)	-0.378 (-1.02)	-1.590 (-0.94)
FCF	1.477** (2.26)	-0.944 (-0.73)	1.534** (2.40)	-1.593 (-0.96)
CAR(-5,5)			-0.404 (-0.97)	0.993 (-0.52)
intercept	2.342 (1.56)	-1.039 (-0.30)	2.606* (1.76)	-2.050 (-0.52)
Industry Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-Year Clustered Std. Err.	Yes	Yes	Yes	Yes
R-Squared	0.621	0.876	0.625	0.886
Obs.	158	60	158	60

[표 5] 달력-시간(Calendar-Time) 포트폴리오 초과수익률을 종속변수로 설정한 회귀분석 결과

표는 종속변수로서 달력-시간 포트폴리오 초과수익률(Calendar-Time Portfolio Excess Return)을 설정하고, 독립변수 및 통제변수에 대하여 회귀분석 한 결과를 나타내고 있다. 이 때 회귀분석 모형은 Fama-French 3-요인 모형을 기초로 한다. 회귀식 (1)과 같은 경우 초과수익률은 intercept(alpha)로 측정된다. 회귀식 (2)~회귀식 (15)는 기본 모형인 회귀식 (1)에 각각 Overconfidence~High Leverage의 더미변수를 추가하고, 다시 동 더미변수와 Fama-French 3-요인을 곱한 교차항을 추가한 모형이다. 표 안의 수치는 회귀계수이며, 괄호 안의 값은 Newey-West의 이분산-자기상관을 조정한 표준오차(heteroscedasticity and autocorrelation consistent standard error)로부터 계산된 t-값이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Dep. Var. Individual Monthly Return-MSB Rate (using Newey-West HAC)					
(1)		(2)		(3)	
Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)
Intercept (alpha)	-0.007*** (-3.77)	Intercept (alpha)	-0.004** (-2.11)	Intercept (alpha)	-0.016*** (-4.01)
KOSPI Return-MSB Rate	1.052*** (33.02)	KOSPI Return-MSB Rate	1.080*** (19.56)	KOSPI Return-MSB Rate	1.051*** (11.36)
SMB	0.659*** (16.25)	SMB	0.592*** (8.57)	SMB	0.894*** (7.30)
HML	0.323*** (16.19)	HML	0.291*** (8.54)	HML	0.438*** (7.25)
R-Square	0.142	Overconfidence	-0.006* (-1.75)	Affiliation	0.012*** (2.77)
N	7773	Overconfidence* [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.054 (-0.62)	Affiliation* [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.003 (-0.03)
		Overconfidence *SMB	0.139 (1.30)	Affiliation* SMB	-0.319** (-2.38)
		Overconfidence *HML	0.068 (1.29)	Affiliation* HML	-0.155 (-2.35)
		R-Square	0.143	R-Square	0.145
		N	7773	N	7773
(4)		(5)		(6)	
Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)
Intercept (alpha)	-0.009*** (-4.16)	Intercept (alpha)	-0.072** (-2.15)	Intercept (alpha)	-0.015*** (-3.25)
KOSPI Return-MSB Rate	0.999*** (16.73)	KOSPI Return-MSB Rate	0.521* (1.95)	KOSPI Return-MSB Rate	0.965*** (7.54)
SMB	0.856*** (11.15)***	SMB	3.625*** (3.52)	SMB	0.841*** (5.05)
HML	0.421 (11.12)	HML	1.792*** (3.54)	HML	0.411*** (5.02)
Top 30 Chaebol	0.006** (2.22)	High Difference of C.S. ownership	0.065* (1.95)	Same Industry	0.011** (2.16)
Top 30 Chaebol* [KOSPI Return-MSB Rate]	0.148* (1.92)	High Difference of C.S. ownership * [KOSPI Return-MSB Rate]	0.532* (1.97)	Same Industry * [KOSPI Return-MSB Rate]	0.110 (0.82)
Top 30 Chaebol *SMB	-0.537*** (-5.62)	High Difference of C.S. ownership *SMB	-2.977*** (-2.89)	Same Industry *SMB	-0.227 (-1.31)
Top 30 Chaebol *HML	-0.265*** (-5.63)	High Difference of C.S. ownership *HML	-1.475*** (-2.91)	Same Industry *HML	-0.109 (-1.28)
R-Square	0.148	R-Square	0.145	R-Square	0.144
N	7773	N	7773	N	7773

[표 4 계속 (a)]

Dep. Var. Individual Monthly Return-MSB Rate (using Newey-West HAC)					
(7)		(8)		(9)	
Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)
Intercept (alpha)	-0.015*** (-3.25)	Intercept (alpha)	-0.006*** (-2.66)	Intercept (alpha)	-0.009*** (-3.39)
KOSPI Return-MSB Rate	0.965*** (7.54)	KOSPI Return-MSB Rate	1.064*** (17.33)	KOSPI Return-MSB Rate	1.074*** (17.71)
SMB	0.841*** (5.05)	SMB	0.612*** (8.02)	SMB	0.833*** (9.61)
HML	0.411*** (5.02)	HML	0.302*** (8.01)	HML	0.410*** (9.59)
Older	0.011** (2.16)	High Foreign	-0.001 (-0.44)	More Advertisement	0.004 (1.24)
Older* [KOSPI Return-MSB Rate]	0.110 (0.82)	High Foreign* [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.026 (-0.30)	More Advertisement* [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.042 (-0.49)
Older*SMB	-0.227 (-1.31)	High Foreign*SMB	0.098 (0.94)	More Advertisement*SMB	-0.380*** (-3.60)
Older *HML	-0.109 (-1.28)	High Foreign*HML	0.046 (0.90)	More Advertisement*HML	-0.189*** (-3.62)
R-Square	0.144	R-Square	0.143	R-Square	0.145
N	7773	N	7773	N	7773

(10)		(11)		(12)	
Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)
Intercept (alpha)	-0.008*** (-3.76)	Intercept (alpha)	-0.007*** (-3.74)	Intercept (alpha)	-0.010*** (-3.98)
KOSPI Return-MSB Rate	1.131*** (20.62)	KOSPI Return-MSB Rate	1.038*** (19.80)	KOSPI Return-MSB Rate	1.067*** (14.66)
SMB	0.785*** (9.63)	SMB	0.698*** (10.14)	SMB	0.752*** (8.84)
HML	0.385*** (9.57)	HML	0.342*** (10.10)	HML	0.370*** (8.83)
Target Listed	0.002 (0.72)	High EBITDA	0.002 (0.58)	More Dividend	0.006* (1.91)
Target Listed * [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.161* (-1.88)	High EBITDA* [KOSPI Return-MSB Rate]	0.052 (0.61)	More Dividend* [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.034 (-0.38)
Target Listed*SMB	-0.270** (-2.51)	High EBITDA*SMB	-0.136 (-1.30)	More Dividend*SMB	-0.182* (-1.71)
Target Listed*HML	-0.132** (-2.49)	High EBITDA*HML	-0.066 (-1.28)	More Dividend*HML	-0.092* (-1.75)
R-Square	0.144	R-Square	0.143	R-Square	0.143
N	7773	N	7773	N	7773

[표 4 계속 (b)]

Dep. Var. Individual Monthly Return-MSB Rate (using Newey-West HAC)					
(13)		(14)		(15)	
Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)
Intercept (alpha)	-0.010*** (-3.72)	Intercept (alpha)	-0.010*** (-3.95)	Intercept (alpha)	0.087*** (3.88)
KOSPI Return-MSB Rate	0.991*** (14.49)	KOSPI Return-MSB Rate	0.968*** (14.15)	KOSPI Return-MSB Rate	1.615*** (2.70)
SMB	0.751*** (8.69)	SMB	0.732*** (9.41)	SMB	0.519 (0.53)
HML	0.369*** (8.64)	HML	0.360*** (9.36)	HML	1.164 (1.39)
High FCF	0.005* (1.73)	Big Size	0.005* (1.74)	High Leverage	-0.037 (-1.52)
High FCF* [KOSPI Return-MSB Rate]	0.133 (1.58)	Big Size* [KOSPI Return-MSB Rate]	0.144 (1.63)	High Leverage* [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.867 (-1.28)
High FCF*SMB	-0.191* (-1.85)	Big Size*SMB	-0.122 (-1.17)	High Leverage*SMB	-0.552 (-0.56)
High FCF*HML	-0.093* (-1.84)	Big Size*HML	-0.060 (-1.16)	High Leverage*HML	-0.910 (-0.95)
R-Square	0.144	R-Square	0.144	R-Square	0.131
N	7773	N	7773	N	7773

Dep. Var. Individual Monthly Return-MSB Rate (using Newey-West HAC)		
(16)		
Variable	Coefficient (t-value)	
Intercept (alpha)	0.073*** (4.42)	
KOSPI Return-MSB Rate	1.496*** (5.09)	
SMB	0.163 (0.33)	
HML	1.177 (1.17)	
High FCF	-0.014 (-0.54)	
High FCF* [KOSPI Return-MSB Rate]	-0.555 (-0.94)	
High FCF*SMB	0.212 (0.34)	
High FCF*HML	-0.614 (-0.61)	
R-Square	0.110	
N	7773	