

규제연구 제16권 제2호 2007년 12월

출자총액제한제도와 타법인출자의 장기효과에 관한 실증연구

: 내재가치를 이용한 사건연구기법을 중심으로

이 원 흠*

본 연구에서 M-M(1961, 1963)모형에 입각하여 개발한 재무적 사건이 장기적으로 기업의 내재가치에 미치는 효과를 구분하여 추정하는 모형인 “내재가치를 이용한 사건연구 방법론”(Value-based Event Study Analysis: VESA)을 사용하였다.

타법인출자 및 출자처분 기업에 대한 VESA 방식의 적용 결과인 기업가치 평가모형의 추정계수값의 변화와 내재가치의 변화를 추정한 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

타법인출자는 단기적으로 내재가치 Q 값이 전체 평균을 상회하는 것으로 나타났으나, 장기적으로는 크게 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 타법인출자의 장기효과는 존재하지 않는 것으로 해석된다. 타법인출자의 처분은 단기적으로 기업가치 향상에 기여하지 못하는 것으로 나타났으나, 장기적으로는 기업가치가 상승하는 것으로 보인다. 그렇지만 투자성공 조건인 내재가치 $Q > 1.0$ 에는 미달되는 재무활동으로 나타났다.

한편, 일반기업, 대기업집단 소속 여부나 출자총액 제한기업 여부에 상관없이 타법인출자 활동은 기업의 내재가치에 부정적인 영향을 미치고, 출자처분 활동은 내재가치에 긍정적인 영향을 미친다는 점이 동일하게 나타난 점을 해석해 보면 출자총액제한제도가 기업의 출자에 미치는 영향은 미미한 것으로 평가된다.

핵심용어: 타법인출자, 출자총액제한제도, 장기효과, 내재가치를 이용한 사건연구기법

* 홍익대학교 경영대학, 서울특별시 마포구 상수동 72-1(e-mail: whlee@hongik.ac.kr)

** 이 논문은 2007학년도 홍익대학교 학술연구진흥비에 의하여 지원되었음.

본 논문에 대해 유익한 논평을 해 주신 두 분의 심사자에게 감사드립니다.

접수일: 5/11, 게재확정일: 8/21

I. 서론: 장기효과 검증을 위한 사건연구방법론

기업이 투자를 증대하는 방식에는 여러 가지 대안이 있다. 현재 영위하는 사업에 대한 시설투자, 운전자금투자를 증가하는 방식이 있는가 하면, 현재의 사업과 수직적 혹은 수평적 연관관계가 있는 다른 기업의 사업에 대한 인수합병(M&A) 및 전혀 연관관계가 없는 업종에 대한 다각화를 위한 인수합병도 투자증대 방식으로서 전통적으로 많이 활용되고 있는 방식이다. 뿐만 아니라 타 기업에 대한 전체적인 경영권을 장악하기 위한 인수합병식 투자가 아니더라도 일종의 사업포트폴리오 다각화 전략의 일환으로 타기업의 지분 중 일부를 매수하는 타법인출자가 성행하고 있다. 그러나 투자부진에 대한 우려가 높은 반면, 투자에 대한 직간접적인 규제가 많은 편이다. 기업의 투자에 대한 규제 중 하나가 출자총액제한제도이다.

출자총액제한제도는 대기업집단 소속기업의 타법인에 대한 출자를 제한하는 성격이기 때문에 규제의 성격상 기업의 투자를 직접적으로 규제하는 제도는 아니라는 의견도 있다. 그러나 외국인투자가 자유화된 것에 비해 한국기업, 특히 대기업집단에만 국한되는 비대칭적인 규제라는 비판도 많았고, 경제가 발전할수록 기업투자가 설비투자보다는 타기업을 인수하거나 합병하는 방식의 출자형태를 취하는 투자가 많아지는 경향에 배치되는 규제라는 주장이 대두되고 있다. 또한 출자총액제한제도가 도입초기에는 경제력 집중억제의 정책수단으로 시행되다가, IMF 외환위기 이후 폐지, 재도입 과정에서 기업 지배구조 개혁수단으로서 기업의 소유구조를 규제하는 수단으로 변질되었다는 비판에 직면해 있다. 더구나 최근의 경기후퇴 지속 및 투자부진 현상과 맞물려서 출자총액제한제도가 기업투자를 저해하는 과도한 기업규제의 대표적인 사례로 비판이 가중되고 있는 실정이다.¹⁾ 본 연구에서는 출자총액제한제도의 적용대상 기업과 적용대상 기간에 초

점을 맞추어 출자규제와 타법인출자 행위가 기업의 내재가치 변화에 영향을 미치는가를 살펴보고자 한다.

투자의 증대가 최근 우리나라 기업의 관심사가 된 것은 투자확대를 통한 기업가치의 증대가 요구되기 때문이다. 그러나 기업이 시행한 투자가 부가가치의 증가, 궁극적으로 기업가치의 극대화에 과연 기여했는가에 대한 평가는 엇갈리고 있다. 기업의 투자실행의 계획과 실천이 실무적으로 어려운 과업임에 틀림없지만, 투자실행의 성공 여부 및 투자의 장기적 성과를 평가하는 것이 실무적으로나 이론적으로 쉽지 않은 일이다.

그러므로 재무적 사건이 주가나 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구는 오래되었지만 아직까지도 관심의 초점이 되는 연구주제이다. 단기간 내의 사건일 전후의 주가반응에 의한 재무적 사건의 경제적 영향을 검증하는 방법론이 재무학에서는 사건연구기법(event study methodology)으로 확립되었다. 초기의 사건연구기법은 일간 단위의 기간을 위주로 초단기적인 사건일 전후의 주가반응을 검증하는 기법으로 개발되었다. 사건일 이후 연간 단위의 오랜 시간이 경과된 경우에도 그 영향을 검증하는 데 유용하다는 공감대를 얻기까지는 40년 가까운 시간이 걸렸다.²⁾ 이를 일간 주가수익률을 이용한 사건연구기법(Return-based Event Study Analysis; 이하 RESA)이라 부른다.³⁾

본 연구에서는 일간 주가수익률 대신에 연간 기업가치를 사용하여 기업가치의 내재

1) 공정거래위원회, 재정경제부, 대한상공회의소, 전국경제인연합회 보도자료 등 참조.

2) Fama-Fisher-Jensen-Roll(1969)이 효율적 시장가설에 입각한 사건연구방법론을 확립하였다. 주식분할이라는 재무적 사건의 사건일을 전후한 단기간 내에 주식의 일간수익률을 이용하는 CAPM모형에 의해 기대되는 주가수익률을 초과하는 초과수익률이 초래되는가, 초래된 초과수익률이 있다면 사건일 이후에도 계속적으로 초과수익률이 지속되는가를 검증함으로써 사건연구방법론을 확립하였다. 이후 수많은 재무적 사건에 대해 사건연구방법론이 적용되고 재무학 발전에 기여한 바가 지대하다(Brown-Wamer, 1980, 1985; Jensen-Ruback, 1983). 사건연구기법을 사건의 장기효과연구에까지 확장하여 적용하는 데 나타나는 문제점과 그 극복과정은 Barber-Lyon(1997), Kothari-Warner(1997), Mitchell-Stafford(2000) 등의 연구 참조.

3) 사건연구기법의 적용에는 주식의 정상수익률 발생과정을 규정하는 기대수익률 모형의 선택문제(bad model problem)가 심각하다. 1964년 CAPM모형의 개발 이후 사건연구방법론에서 가장 선택을 많이 받은 모형임에는 틀림없으나 CAPM모형의 단순명료함에 의한 장점에도 불구하고 기대수익률 모형으로서의 적합성에 끊임없는 의문이 제기되어 왔고, 다른 기대수익률 모형들이 대안으로 제시되고 있다. 예를 들면, CAPM과 같은 단일지수모형 이외에 복수요인모형이 여러 가지 변형으로 개발되었다(Fama-French(1993)의 3요인모형, Carhart(1997)의 4요인모형 참조). 전통적 사건연구기법의 유용성과 한계에 대해서는 이원흠(2007), 정형찬(2006, 2007) 참조.

가치를 추정하는 가치평가모형에 의존하는 분석방법론(Value-based Event Study Analysis; 이하 VESA)을 활용하여 출자규제 및 타법인출자의 효과에 대한 실증분석을 시도한다. 특히 가치평가모형에 의존하는 분석방법론(VESA)은 재무적 사건의 초단기적인 공시효과 검증에 적합하기보다는 재무적 사건의 연간 단위 장기효과 검증에 더 유용하게 활용되고, 기존의 주가의 기대수익률 모형에 의존하는 방법론(RESA)을 보완하는 방법론이 될 수 있을 것으로 판단된다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 Miller- Modigliani(1958, 1961, 1963), 이원흠-최수미(2002, 2004), 이원흠(2006) 등의 기업가치평가모형을 근거로 실물자산가치, 무형자산가치, 수익가치, 신규투자가치 등 4가지 각기 특성이 다른 기업가치 구성요인의 추정방법을 정의하고, 이를 현실적으로 추정할 수 있는 추정모형을 정리함으로써 내재가치에 기반을 둔 사건연구방법론(Value-based Event Study Analysis; 이하 VESA)을 소개한다. 제III장에서는 출자규제하에서의 타법인출자 및 출자처분 사건을 본 연구의 분석대상이 되는 재무적 사건으로 상정하였다. 타법인출자 및 출자처분 활동은 동일기업에서 연중 여러 번 반복하여 발생할 뿐만 아니라, 동일기업이 출자와 출자처분을 동시에 또는 짧은 기간 내에 복합적으로 시행하기도 한다. 한편 타법인출자나 출자처분 활동은 기업 성과로 가시화되기 위해서는 상당히 장기간에 걸쳐 영향을 미친다고 볼 수 있다. 이와 같은 성격을 갖는 재무적 사건은 기존의 RESA 방식으로 분석하기 어려운 측면을 많이 가지고 있으므로, 본 연구의 주제 중 하나인 새로운 사건연구방법론인 VESA 방식을 적용하기에 적합한 사건 특성을 가지고 있다고 할 수 있다. 출자총액제한 제도하에서의 타법인출자 혹은 출자지분의 처분이라는 재무적 사건의 장기효과를 VESA모형의 추정을 통해 실증분석한 결론을 제IV장에서 보고한다.

II. 기업가치평가모형과 VESA방법론⁴⁾

1. 투자성공 조건과 내재가치 Q

Tobin의 Q이론과 Miller-Modigliani(1961: 이하 M&M 1961) 모형에 의하면 투자성공의 첫째 조건은 내재가치 Q가 1.0보다 커야 한다.

다음 식 (1)에서 알 수 있듯이, 기업투자는 기업가치와 정(+)의 관계가 있다는 것을 논리적으로 입증하였다는 점이 Q이론의 핵심이다.⁵⁾

$$\left(\frac{\Delta I}{K}\right)_t = f(Q_t - 1.0) \quad (1)$$

여기서, $Q_t = \frac{V_t}{P_I \times K_t}$: 투자의 대체원가 대비 기업가치의 비율
 = Tobin's Q

$\frac{\Delta I}{K}$: 투자총액 대비 신규투자액 비율

P_I : 투자의 대체가격

식 (1)에서 Q변수의 추정에는 두 가지 현실적 난점이 있다. 그 하나는 기업의 내재가치 V를 추정하는 데 필요한 평가모형이 확립되어야 한다는 이고, 둘째는 투자의 대체원가를 추정할 수 있어야 한다는 점이다.⁶⁾

본 연구에서는 우선 첫째 난점에 대처하기 위하여 기업가치 평가의 가장 고전적인 기본적인 모형인 Miller-Modigliani(1961: 이하 M&M 1961) 모형을 원용함으로써 우회적으로 난관을 돌파하고자 한다.⁷⁾

4) 내재가치에 기반을 둔 사건연구방법론(VESA) 도출의 전개과정과 상세한 내용은 이원흠(2007) 참조.

5) 토빈 Q와 내재가치 Q 도출에 관한 내용은 이원흠(2006. 12) 참조. Tobin(1969), Hayashi(1982) 참조.

6) Q이론을 실증분석 함에 있어 두 가지 난점을 우회하는 방법으로서 가장 보편적으로 활용되는 전통적인 대응변수는 “토빈 Q”이다. 토빈 Q는 시장에서 관찰되는 기업가치를 자산가치로 나눈 값으로 정의하고, 실증연구에서는 흔히 주식의 시가총액과 부채총액의 합계액을 관찰되는 기업가치로 측정하고 이 값을 자산총액으로 나눈 값으로 토빈 Q를 측정하고 있다(Lindenberg-Ross(1981), Chung-Pruitt(1991) 참조).

7) Miller-Modigliani(1961) 참조. 두 번째 난관인 투자의 대체원가 정보입수 여부는 기존 회계기준에 의하

M&M(1961) 모형은 식 (2)와 같이 기업가치는 기 투자된 자산의 수익력을 나타내는 수익성가치(V_{AIP} : value of asset-in-place)와 미래투자의 성장기회 가치를 평가한 성장가능성의 현재가치(V_{GO} : present value of growth opportunities)의 합으로 구성된다는 것을 알려준다.

$$V_t = \frac{E_t}{\rho} + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\Delta I_t (\rho^* - \rho)}{\rho (1 + \rho)^t} \quad (2)$$

여기서, E : 기존 투자로부터의 영업이익

ρ : 세전 총자본비용(정상적 투자수익률)

ρ^* : 신규투자로부터의 투자수익률

ΔI : 신규투자액

식 (2)의 첫째 항은 기존투자의 수익률을 바탕으로 창출된 수익성가치(이하 V_{AIP})이고, 두 번째 항은 신규투자의 초과수익률을 바탕으로 창출된 성장기회가치(V_{GO})를 의미한다. 수익성가치와 성장기회가치의 합으로 측정되는 기업가치를 기업의 내재가치(IV: Intrinsic Value)라 한다.

따라서 M&M(1961)의 모형을 원용하여 추정된 내재가치(IV)와 시장에서 관찰되는 기업가치(MV: Market Value of the Firm, 이하 “시장가치”) 사이의 차이는 다음 식 (3)과 같이 도출할 수 있다. 자본시장에서 관찰되는 기업가치(MV)는 기 투자자산의 수익성가치(V_{AIP})와 미래투자의 성장가능성가치(V_{GO})의 합계액인 기업의 내재가치(IV)에 시장에서의 기업 내재가치에 대한 평가오류(V_{MS})를 합산한 값으로 구성된다.

$$MV = V_{AIP} + V_{GO} + V_{MS} = IV + V_{MS}$$

$$\text{토빈 } Q = \frac{MV}{A} \quad (3)$$

$$\text{내재가치 } Q = \frac{(V_{AIP} + V_{GO})}{A} = \frac{IV}{A}$$

여기서, MV = 기업의 시장가치 = 시가총액 + 부채총액

면 공정가격회계가 이루어지지 않고 있기 때문에 여전히 숙제로 남아 있다.

$$\begin{aligned}
 V_{AIP} &= \text{기 투자자산의 수익성가치} \\
 V_{GO} &= \text{미래투자의 성장가능성가치} \\
 V_{AIP} + V_{GO} &= IV = \text{기업의 내재가치} \\
 A &= \text{자산총액}
 \end{aligned}$$

상기 식 (3)을 다시 살펴보면 토빈 Q를 측정하는 과정에서 기업의 내재가치에 대한 평가오류가 내재되어 있음을 쉽게 알 수 있다. 그러나 Tobin의 Q이론에서의 기업투자와 Q 간의 정의 관계는 평가오류가 배제된 상태에서 내재가치 Q 값으로 Q가 측정되는 것을 전제로 주장하는 것이다.

2. 내재가치 Q의 구성요인과 VESA 방식의 관계

본 절에서는 기 투자자산의 수익성가치(V_{AIP})와 미래투자의 성장가능성가치(V_{GO})를 측정할 수 있는 내재가치 평가모형을 도입하고, 이를 실증적으로 분석함으로써 평가오류를 제거한, 즉 기업의 내재가치에 기반을 둔 “내재가치 Q”를 추정하는 방법론으로 다음과 같은 3단계 추정방법을 정리한다.

<1단계> 기업가치평가모형의 파라미터 계수값의 추정

본 절에서 기존투자의 수익성가치 및 무형자산전환액의 무형자산가치, 신규투자로부터의 신규투자수익률을 추정하여 신규투자가치를 측정함으로써, 내재가치 Q를 구성하는 가치비중을 추정하는 절차를 요약 정리한다.

내재가치 Q를 추정하기 위해서는 기업의 내재가치를 추정하는 기업가치평가모형으로서 M-M(1958, 1961, 1963)모형을 기초로 기업가치평가에 무형자산인 지식자산의 가치평가를 접목한 이원흠·최수미(2002, 2004) 모형과 동 모형을 세후 기업가치평가모형으로 확장한 이원흠(2006) 모형을 내재가치의 추정모형으로 상정한다.⁸⁾

기업 내재가치의 추정을 위한 기본모형으로서 이원흠(2006)의 법인세 및 도산확률하

8) 가중평균 기업가치 평가모형으로부터 세후 가중평균 기업가치평가모형 및 세후 가중평균자본비용 모형의 도출과정에 관한 상세한 내용은 Copeland-Weston(1983), 이원흠(2006) 참조.

에서의 “세후 가중평균 기업가치평가모형”(TAXY-WAV model)은 다음과 같이 도출된다.

$$\begin{aligned}
 V_t &= A_t + \frac{h}{\rho} (EVA_t) + [1 - h] \frac{\alpha}{\delta} Z_t \\
 &= [1 - h] (A_t + \frac{\alpha}{\delta} Z_t) + h [\frac{1 + \rho}{\rho} E_t (1 - \tau) + (1 - \psi) D\tau]
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

여기서, V_t : t기의 기업가치

EVA_t : t기의 경제적 부가가치

h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치

A_t : t기의 자산총액

E_t : t기의 영업이익

Z_t : t기의 지식경영 관련 지출액

$\frac{\alpha}{\delta}$: 지식자산 전환계수

ρ : 무부채기업의 총자본비용(기준투자의 요구수익률)

τ : 법인세율

ψ : 절세효과 $D\tau$ 를 감소시키는 도산효과계수⁹⁾

식 (4)에서 기업가치는 실물자산의 가치, 무형자산의 가치 및 수익가치 이외에도 법인세 절세효과와 부채에 의한 도산효과 등이 기업가치에 반영된다는 것을 잘 보여준다. 식 (4) 모형에 횡단면 비선형회귀분석(cross-sectional non-linear least square regression)기법을 이용하여 모형파라미터인 수익가치의 가중치 h , 지식자산전환계수 $\frac{\alpha}{\delta}$ 및 내재총자본비용 ρ , 도산효과계수 ψ 를 동시에 추정할 수 있다.

개별 기업의 세후 가중평균자본비용을 M-M(1963) 정리²에 의거하여 추정된 내재총자본비용 ρ 로부터 도출할 수 있다. 횡단면 회귀분석을 통해 도출된 평균적 무부채기업의 자본비용인 내재총자본비용(ρ ; unlevered WACC)의 추정값에 기업별 부채비율을 감안하

9) 도산효과계수의 도출과정은 이원흠(2006) 참조. 도산효과계수는 모형도출상 도산예상확률과 도산 시 예상비용이 복합되어 있는 모형계수로서, 동 계수값이 양(+)이면 도산예상비용이 법인세 절세효과를 감소시키는 영향이 있는 경우이고, 동 계수값이 음(-)이면 법인세 절세효과를 증대하는 영향이 있는 것으로 해석된다.

면 절세효과와 도산효과를 반영한 기업별 가중평균자본비용을 도출할 수 있다. M&M(1963) 정리2에 의하면 다음 식 (5)와 같은 세후 가중평균자본비용 모형(TAXY-WACC model)이 도출되고, 이를 이용하여 기업별 가중평균자본비용의 추정이 가능하다.¹⁰⁾

$$K_{o,i}^* = \rho [1 - (1 - \psi)\tau(\frac{D}{A})_i] \tag{5}$$

여기서, $K_{o,i}^*$: 법인세 및 도산확률하에 있어서 세후 가중평균자본 비용

$(\frac{D}{A})_i$: 기업별 부채비율을 적용함.

ψ : 절세효과 $D\tau$ 를 감쇄하는 도산효과계수¹¹⁾

〈2단계〉 4가지 가치비중의 추정

위와 같이 개별기업의 내재가치를 추정하는 데 필요한 모형계수의 추정값을 도출한 다음 단계에서는 식 (3)의 내재가치 Q를 구성하는 4가지 요인에 대한 각 요인별 가치비중은 다음과 같은 절차에 따라 계산한다.

첫째, 식 (4)의 초항에 표현되었듯이 실물자산가치와 무형자산가치의 두 가지 구성요인으로 분해된다는 것을 알 수 있다. 기존투자의 실물자산가치를 추정하고, 이 값을 실물투자총액(A)으로 표준화하면 실물자산가치비중(이하 “VoA”)을 계산할 수 있다. 식 (4)에서 추정된 자산가치 가중치(1-h)에 대한 파라미터 추정치에 기업별 실물투자액 크기 A를 곱해주면 개별 기업의 실물자산가치를 추정할 수 있고, 이를 바탕으로 식 (6)과 같이 VoA를 계산한다.

$$VoA_{t,i} = \frac{(1-h)(A_{t,i})}{(A_{t,i})} = (1-h) \tag{6}$$

10) M&M(1958, 1963), 이원흠(2006) 참조

11) 도산효과 계수값이 양(+)이면 도산예상비용이 법인세 절세효과를 감쇄하는 영향이 있으므로 세후 가중평균자본비용을 증가시키고, 동 계수값이 음(-)이면 법인세 절세효과를 증대하는 영향이 있으므로 세후 가중평균자본비용을 하락시키는 것으로 나타난다.

여기서, h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치 파라미터
 $1-h$: 기업가치에서 차지하는 자산가치 가중치 파라미터
 A_t : t기의 자산총액

둘째, 무형자산가치비중(이하 “VoZ”)은 식 (4) 초항의 두 번째 요인으로부터 계산된다. 식 (4)에서 추정된 자산가치 가중치(1-h) 및 지식자산전환계수 $\frac{\alpha}{\delta}$ 에 대한 파라미터 추정치에 기업별 판매관리비 크기 Z를 곱해주면 개별 기업의 무형자산가치를 추정할 수 있고, 이를 바탕으로 식 (7)과 같이 VoZ를 계산한다.

$$VoZ_{t,i} = \frac{(1-h) \frac{\alpha}{\delta} Z_{t,i}}{(A_{t,i})} \tag{7}$$

여기서, h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치 파라미터
 $1-h$: 기업가치에서 차지하는 자산가치 가중치 파라미터
 Z_t : t기의 지식경영 관련 지출액
 $\frac{\alpha}{\delta}$: 지식자산 전환계수 파라미터
 A_t : t기의 자산총액

셋째, 식 (4)의 두 번째 항에 표현되어 있는 수익가치를 M-M(1961)모형에 따라 재해석하면 기존투자의 수익성가치와 신규투자의 수익성가치인 신규투자가치의 2가지 구성요인으로 분해된다는 것을 알 수 있다.

먼저, 기존투자의 수익성가치비중(이하 “VoE”)은 M-M(1961)모형상 투자자산의 수익성가치(V_{APP}) 값을 실물투자총액(A)으로 표준화하여 다음의 식 (8)과 같이 계산할 수 있다.

$$VoE_{t,i} = \frac{h \frac{1+K_{o,i}^*}{K_{o,i}^*} E_{t,i} (1-\tau)}{A_{t,i}} \tag{8}$$

여기서, h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치 파라미터
 A_t : t기의 자산총액
 E_t : t기의 영업이익
 τ : 법인세율

K_o^* : 법인세 및 도산확률하의 세후 가중평균자본비용

넷째, 마지막으로 신규투자가치비중(V_oG)은 다음과 같이 추정한다.

다음의 식 (9)와 같은 횡단면 성장기회가치모형을 통해 성장기회가치(V_{GO})를 창출하는 원천인 신규투자수익률(ρ^*)을 먼저 추정한다.

$$MV - V_{AIP} = V_{GO} + V_{MS} \quad (9)$$

$$MV - V_{AIP} = \frac{1}{K_o^*} \frac{\Delta I(\rho^* - K_o^*)}{K_o^*} + \epsilon$$

여기서, MV : 관찰된 기업가치 = 시가총액+부채총액

V_{AIP} : 기존투자의 수익성가치(상기 식 (8)에서 추정)

V_{GO} : 신규투자의 성장성가치(성장기회가치)

V_{MS} : 시장의 평가오류(고평가 혹은 저평가 정도)

ρ^* : 신규투자수익률(성장기회 투자수익률)

K_o^* : 법인세 및 도산확률하의 세후 가중평균자본비용(상기 식 (5)에서 추정)

상기 식 (9)를 살펴보면 MV , V_{AIP} , K_o^* , ΔI 등의 정보는 모두 관찰되거나 추정이 가능한 변수이므로 위 추정식에서 신규투자로부터의 신규투자수익률(성장기회 투자수익률) ρ^* 를 추정할 수 있다. 그리고 추정된 성장기회투자수익률에서 개별기업의 가중평균자본비용을 차감하여 신규투자의 초과수익률(성장기회스프레드)을 추산하고, 이에 신규투자액을 곱하면 성장기회가치(V_{GO})가 계산된다. 이 값을 실물투자총액(A)으로 표준화하면 신규투자가치비중(이하 V_oG)을 다음 식 (10)과 같이 계산할 수 있다.

$$V_oG_{t,i} = \frac{\frac{1}{K_o^*} \frac{\Delta I_{t,i}(\rho^* - K_o^*)}{K_o^*}}{A_{t,i}} \quad (10)$$

여기서 ΔI_t : t기의 신규투자액

ρ^* : 신규투자수익률(성장기회 투자수익률)

K_o^* : 법인세 및 도산확률하의 세후 가중평균자본비용

A_t : t기의 자산총액

〈3단계〉 내재가치 Q 값의 추정과 VESA방식

위와 같은 1단계 및 2단계 절차에 따라 추정한 기업의 실물자산가치비중(VoA), 무형자산가치비중(VoZ), 기존투자의 수익가치비중(VoE) 및 신규투자의 신규투자가치비중(VoG)의 계산값을 합산하면 “내재가치 Q”가 계산된다.

$$\text{내재가치 } Q = \frac{IV}{A} = VoA + VoZ + VoE + VoG \quad (11)$$

여기서 IV : 기업의 내재가치

A : 자산총액

VoA : 실물자산가치비중

VoZ : 무형자산가치비중

VoE : 수익가치비중

VoG : 신규투자가치비중

식 (11) 내재가치 Q 및 각 구성요인별 가치비중이 VESA방식(Value-based Event Study Analysis; 내재가치를 이용한 사건연구방법론)의 기본정보가 된다. 즉 위의 5가지 정보가 각각, 혹은 총체적으로 재무적 사건이 내재가치에 미치는 영향을 측정하는 기본 통계량이 되기 때문이다.

III. 타법인출자의 장기효과 검증

최근 한국 기업의 투자부진과 타법인출자의 증가라는 상반된 현상에 대한 정확한 진단을 위하여 시기별로는 공식적으로 IMF 구제금융을 상환한 이후, 외환위기의 극복기에 상장기업의 신규투자가 변화하는 원인을 점검하였다. 특히 요즘 기업규제 완화의 일

환으로 그 타당성이 논란이 되고 있는 출자총액제한제도의 폐지와 재개가 반복되었던 2000년 이후 현재까지의 분석에 초점을 맞추었다.

본 연구의 분석대상은 IMF 외환위기 이후 시기인 2000년 이후 2005년까지 6년간의 증권선물거래소 유가증권시장에 상장된 비금융기업이 시행한 타법인출자 및 출자처분 활동이다. 비금융업에서 어업과 광업을 제외하였다.

거시경제적 환경 차이 때문에 자본시장에서의 자금조달 여건이 차이가 많이 날 수 있기 때문에 기업 입장에서는 재무적 제약조건이 달리 적용되고, 기업 내부의 구조조정 방향과 강도가 다를 수 있기 때문에 분석시기를 2000~2005년(이하 “외환위기 이후 경제회복기간”)으로 국한하였으며, 동 기간은 출자총액제도가 재도입된 시기와 일치한다.¹²⁾

타법인출자에 대한 직접적인 규제제도인 출자총액제한제도는 공정거래법상 기업집단 소속 계열회사의 자산총액 합계액이 6조 원 이상인 기업집단에 속하는 기업인 경우 당해회사의 순자산의 25%를 초과하여 다른 국내회사의 주식을 취득하거나 소유하는 출자를 할 수 없도록 규제하는 비대칭적 규제제도이다.¹³⁾ 이 제도는 대기업집단 소속기업의 순환출자를 통한 경제력 집중을 방지하기 위한 목적으로 출자총액 상한을 40%로 하여 1987년 4월부터 시행되기 시작하였다. 그러나 1997년 IMF 외환위기 발생 이후 취약해진 한국기업들의 기업구조조정 추진에 장애요인을 제거하고, 외국인투자에 의한 적대적 M&A에 대한 경영권방어책을 마련해 준다는 차원에서 1998년 2월에 폐지되었다가, 대기업집단의 순환출자, 가공자본 문제가 대두되면서 1999년 12월 동 제도를 다시 도입하였다.¹⁴⁾

출자총액제한제도는 대기업집단 소속기업의 타법인에 대한 출자를 제한하는 성격이기 때문에 규제의 성격상 기업의 투자를 직접적으로 규제하는 제도는 아닌 것처럼 보인다. 그러나 외국인투자가 자유화된 것에 비해 한국기업, 특히 대기업집단에만 국한되는

12) IMF 구제금융의 변제완료 연도는 1999년(12월)이지만, 기업의 구조조정 진행과 그 결과로서 외환위기가 극복되었다고 단정 짓기에는 현실적으로 무리가 있기 때문에 2001년을 시기구분 기준년도로 상정하여 분석한다. IMF 외환위기 시기에 소위 “5+3원칙”하에 추진된 재무구조, 기업지배구조, 공시제도, 회계제도 등 개혁조치들이 주로 2001년 이후에 적용되고 가시화되었다. 신동령(2003), 정근화(2004), 진태홍(2003) 등 참조.

13) 공정거래법 제10조 제1항 및 시행령 제17조 제2항 참조.

14) 재도입된 출자총액제한제도에서는 출자총액 한도인 25%의 초과분에 대해 2002년 3월 말까지 해소토록 유예하였다. 산업연구원, 『출자총액제한제도와 기업투자의 관계』, 2006 참조.

비대칭적인 규제라는 비판도 많았고, 경제가 발전할수록 기업투자가 설비투자보다는 타 기업을 인수하거나 합병하는 방식의 출자형태를 취하는 투자가 많아지는 경향에 배치 되는 규제라는 주장이 대두되고 있다. 또한 출자총액제한제도가 도입초기에는 경제력 집중억제의 정책수단으로 시행되다가, IMF 외환위기 이후 폐지, 재도입 과정에서 기업 지배구조 개혁수단으로서 기업의 소유구조를 규제하는 수단으로 변질되었다는 비판에 직면해 있다. 더구나 최근의 경기후퇴 지속 및 투자부진 현상과 맞물려서 출자총액제한 제도가 기업투자를 저해하는 과도한 기업규제의 대표적인 사례로 비판이 가중되고 있는 실정이다.¹⁵⁾

타법인출자와 처분결정은 수시공시 사항이다. 자기자본의 5/100(자산 2조 원 이상의 대규모법인의 경우에는 2.5/100) 이상의 타법인의 주식이나 출자증권의 취득 또는 처분에 관한 결정이 있는 때에는 사유발생일 익일까지 금융감독위원회와 거래소에 신고하여야 한다.¹⁶⁾

회계자료는 KIS-FAS 데이터베이스를 사용하였으며, 주가자료는 KIS-SMAT 데이터베이스를 이용하여 도출하였다.

1. 타법인출자 및 출자처분 기업의 기초통계량

우선 2000년대 초반 우리나라 상장기업의 투자부진과 타법인출자 증가추세를 <표 1>에서 연도별 증가율로 살펴보면 쉽게 파악할 수 있다. 총투자증가율이나 시설투자증가율이 저조한 반면, 출자자산증가율은 크게 증가한 것을 알 수 있다.

한편, 2002년 이후 다시 적용되기 시작한 대기업집단에 대한 출자총액제한제도의 타법인출자에 대한 영향은 평균적으로 그다지 크지 않은 것으로 보인다. 출자총액제한제도의 직접적인 규제를 받는 “그룹 출자제한” 샘플의 경우, 2002년까지 출자자산증가율이 작았다가 2003년 이후 오히려 증가하는 추세를 보이고 있다. 그렇지만 샘플 전체평균이나 대기업집단에 속하지만 직접적으로 출자총액제한제도의 규제를 받지 않는 “그

15) 공정거래위원회, 재정경제부, 대한상공회의소, 전국경제인연합회 보도자료 등 참조.

16) 유가증권발행 및 공시 등에 관한 규정 제69조(주요경영사항의 범위 및 신고방법) 제1항 제5호 사목, 증권거래법 제186조(상장법인 등의 신고 공시의무 등), 시행령 제83조(상장법인 등의 신고 등) 참조.

룹 비제한” 샘플의 평균적인 출자자산증가율에 미치지 못하는 것을 보면 출자총액제한의 규제를 받는 그룹기업의 타법인출자액이 상대적으로 작은 것을 의미한다.

분석대상인 타법인출자 기업은 522개사이지만 2000~2005년 간 타법인출자 공시건수는 회사당 평균 2.5건, 총 1291건에 달한다. 타법인출자를 처분한 기업은 390개사이지만, 동 기간 중 출자처분 공시건수는 회사당 평균 2.5건, 총 978건이다. 분석기간 중 회사당 타법인출자와 처분에 대한 최대 공시건수는 53건에 달하여 연평균 10건이 넘는 출자와 처분을 반복한 현상도 발견된다.¹⁷⁾

〈표 1〉 연도별 투자증가율 및 출자자산증가율 비교

(단위: %)

연도	2000	2001	2002	2003	2004	2005	평균
총투자증가율	6.77	1.30	0.18	6.14	6.44	32.18	9.16
시설투자증가율	19.56	1.55	-3.54	4.89	15.72	25.88	11.24
운전자금증가율	7.82	0.44	-76.44	69.91	16.19	17.69	4.83
출자자산증가율	8.11	14.31	17.52	43.81	19.97	73.42	30.86
그룹 출자제한	2.34	1.91	1.58	12.45	9.50	25.78	11.74
그룹 비제한	12.44	39.17	2.02	5.13	3.92	20.73	16.20

주: 변수의 정의 및 계산방식은 다음과 같음.

총투자증가율 = 투자자산증가율 = 투자자산 증가액/전년도 투자자산

투자자산 = 순운전자금+유형고정자산+출자자산

시설투자증가율 = 유형고정자산 증가액/전년도 유형고정자산

순운전자금증가율 = (유동자산-매입채무) 증가액/전년도 순운전자금

출자자산증가율 = 출자자산 증가액/전년도 출자자산

“그룹 출자제한”: 출자총액제한 기업집단에 속한 기업; 동일한 기업집단 소속회사의 자산총액 합계액이 6조 원 이상인 기업집단에 속한 출자총액제한제도에 의한 타법인출자를 제한받는 기업

“그룹 비제한”: 대기업집단으로 지정되었지만 출자총액제한제도의 규제를 받지 않는 기업

17) 이와 같은 동일기업에 의한 출자 혹은 처분 사건의 빈발 및 동일기업에 의한 출자 및 처분의 반복과 같은 복합사건의 빈발 때문에 사건일 확정 및 누적초과수익률 계산에 난관이 있고, 따라서 공시일 전후의 주가반응을 분석하는 전통적인 사건연구기법(RESA)의 적용이 곤란하다.

<표 1-1> 타법인출자 및 처분 기업의 기초통계량 비교

구 분	변수정의	2000~2005년 평균		
		전체 샘플	타법인 출자기업	출자 처분기업
		2926	522	390
기업특성변수	ROIC(%)	9.14	9.62	9.67
	매출액회전율(배)	1.29	1.19	1.29
	부채비율(%)	203	175	175
	이자보상비율(배)	2.50	2.64	2.36
	배당성향(%)	35.79	36.45	30.10
	기업규모(조 원)	1.08	1.42	2.02
투자관련변수	투자자산증가율(%)	9.16	12.44	4.27
	시설투자증가율(%)	11.24	15.23	25.03
	순운전자금증가율(%)	4.83	-38.90	29.33
	출자자산증가율(%)	30.86	65.67	11.43
	매출액증가율(%)	13.43	17.59	9.00

주: 변수의 정의 및 계산방식은 다음과 같음.

- ROIC = (세후영업이익+감가상각비)/투자자산
- 투자자산 = 순운전자금 + 유형고정자산 + 출자자산
- 매출액회전율 = 매출액/투자자산, 부채비율 = 이자성부채/자기자본
- 이자보상비율 = 영업이익/지급이자, 배당성향 = 배당금/당기순이익
- 기업규모 = 총자산 장부가
- 투자자산증가율 = 투자자산 증가액/ 전년도 투자자산
- 시설투자증가율 = 유형고정자산 증가액/전년도 유형고정자산
- 순운전자금증가율 = (유동자산-매입채무) 증가액/전년도 순운전자금
- 출자자산증가율 = 출자자산 증가액/전년도 출자자산
- 매출액증가율 = 매출액 증가액/전년도 매출액

분석대상 기업의 기업특성 및 투자관련 변수에 대한 기초통계량은 <표 1-1>에서 타법인출자 기업과 출자처분 기업을 구분하여 비교하였다. 분석대상 기간인 2000~2005년 간 샘플 기업의 평균적인 수익성과 투자실적에 관한 특징적인 점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 투하자산의 수익성 ROIC와 투하자산의 활동성을 나타내는 매출액회전율은 출자처분 기업이 타법인출자 기업보다 높은 것으로 나타났다.

둘째, 부채비율은 출자기업과 출자처분 기업은 유사하였으나, 전체 평균보다는 낮은 것으로 나타났다. 그러나 이자보상비율 측면에서 보면 출자기업이 출자처분 기업보다 더 높은 것으로 보인다.

셋째, 배당성향은 출자기업이 출자처분기업보다 높은 것으로 나타났다.

다섯째, 기업규모는 출자처분 기업이 출자기업보다 큰 것으로 나타났다.

여섯째, 투하자산증가율은 출자기업이 타법인출자 기업보다 높은 것으로 나타났다. 그 원인을 살펴보면, 출자기업은 출자처분 기업에 비해 시설투자증가율이나 순운전자금증가율이 낮은 반면, 출자자산증가율에 있어서 출자기업이 타법인출자 기업보다 훨씬 높았기 때문인 것을 알 수 있다.

이와 같은 통계는 타법인출자 기업은 출자처분 기업과 비교하면 수익성, 활동성, 안정성, 투자증가 측면에서 서로 크게 다른 기업특성을 보인다는 점을 확인할 수 있는 통계량이다.

2. 기업가치평가모형의 계수 추정

(1) 타법인출자 기업에 대한 추정결과

기업가치평가모형의 파라미터에 대한 타법인출자 기업을 대상으로 한 추정결과 및 차이점은 <표 2>에서 확인할 수 있다. 추정결과는 여러 측면에서 비교해 볼 수 있다. 먼저, 타법인출자 기업과 전체 기업평균과의 비교가 가능하고, 둘째, 타법인출자를 시행한 기업과 시행하지 않은 기업의 비교도 가능하다. 마지막으로, 타법인출자 기업의 당해연도를 위주로 하는 “단기효과”와 출자 이후 년도를 포괄하는 “장기효과”를 비교할 수 있다.¹⁸⁾

18) 기업투자의 장단기 기간구분은 미시경제학적 이론에서는 모든 생산요소가 가변요소가 되기에 충분한 기간으로 정의하고 있으나 실증적으로 장단기 구분은 어려운 실정이다. 본 연구에서는 1년을 기준으로 재무적 사건의 영향이 미치는 기간을 장단기로 구분하였다. 따라서 본 연구에서 “장기효과”를 측정하는 샘플에는 사건일이 포함되는 해당연도 이후 최장 5년 내지 최단 1년이 경과한 샘플들이 포함되어 있다. 장기효과의 강건성 분석을 위해 “장기샘플”을 사건발생연도 이후 2년간을 장기로 상정하고 분석 결과를 비교한다. 2년보다 장기간으로 설정하면 추정샘플기간이 급격히 단축되는 실증분석상의 한계

전반적으로 전체 샘플평균과 타법인출자 기업의 모형계수의 추정값은 통계적으로 유의한 차이를 보였다.¹⁹⁾

첫째, 분석기간 전체 6년 동안의 평균적인 수익가치비중(h)은 약 42%로 나타나, 타법인출자 기업의 수익가치비중이 약 16%인 것과 대조된다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 전체 기업이 약 8%로 추산되는 한편, 타법인출자 기업(약 4%)의 투자요구수익률보다 더 높게 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{\alpha}{\beta}$)는 전체 평균이 약 2.9배인 것으로 추산된 한편, 타법인출자 기업(약 1배)의 지식자산전환계수가 더 낮게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 전체 평균이 약 1.4인 것으로 추산된 한편, 타법인출자 기업(약 5.3)의 도산효과계수는 훨씬 큰 양(+)의 계수값으로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 전체 기업보다 타법인출자 기업의 도산위험이 높거나, 도산이 발생할 때 예상되는 도산예상비용이 크기 때문에 부채조달에 따른 법인세 절세효과와 크기가 상대적으로 작은 것으로 해석된다.²⁰⁾

다섯째, 세후가중평균자본비용(WACC)은 전체 기업이 약 9%로 추산된 한편, 타법인출자 기업(약 6%)의 가중평균자본비용이 더 낮게 나타났다.

여섯째, 신규투자수익률(ρ^*)은 전체 기업이 약 9.5%로 추산된 한편, 타법인출자 기업(약 6%)의 신규투자수익률이 더 낮게 나타났다.

다음으로, 타법인출자를 시행한 당해연도부터 출자 이후 기간을 포함하는 “장기효과”를 검토해 보면, 전반적으로 전체 샘플평균과 타법인출자 기업은 모형계수의 추정값에 서 많은 차이를 보였다.²¹⁾

첫째, 단기효과에서는 평균적인 수익가치비중(h)이 약 16%로 추정된 것에 비해 장기효과의 수익가치비중이 약 62%로 추정된 것은 대조된다.

가 있으므로 임의로 선정한 기간이다.

19) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 타법인출자 기업과 단기적으로 출자하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각된다.

20) 도산효과계수의 추정값이 양(+)이면 도산예상비용이 법인세 절세효과를 감쇄하는 영향이 있는 경우이고, 동 계수값이 음(-)이면 법인세 절세효과를 증대하는 영향이 있는 것으로 해석된다.

21) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 타법인출자 기업과 장기적으로 출자하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각된다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 단기효과에서 약 4%로 추산된 한편, 장기효과(약 16%)의 투자요구수익률이 크게 높아진 것으로 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{\alpha}{\delta}$)는 단기효과에서 약 1.2배인 것으로 추산된 한편, 장기효과(약 1.7배)에서 지식자산전환계수가 더 높게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 단기효과에서 약 5.3인 것으로 추산된 한편, 장기효과(약 -2.4)에서 도산효과계수는 음(-)의 계수값으로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 양(+의 추정값이 나타난 단기효과와는 반대되는 현상이다.

다섯째, 세후가중평균자본비용(WACC)은 단기효과에서 약 6%로 추산된 한편, 장기효과(약 9%)에서 가중평균자본비용이 더 높게 나타났다.

여섯째, 신규투자수익률(ρ^*)은 단기효과에서 약 6%로 추산된 한편, 장기효과(약 2.4%)에서 신규투자수익률이 크게 낮게 나타났다. 이 추정값도 단기효과와는 반대되는 현상이다.

위와 같은 추정결과를 종합해 보면, 타법인출자 기업은 전체 평균과 다른 가치관련성을 갖는 것은 물론, 장단기 효과에 있어서도 서로 다른 가치관련성을 나타내는 것으로 보인다. 타법인출자 기업은 단기적으로는 수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 신규투자수익률이 모두 평균보다 더 낮은 기업이고, 도산예상비용은 더 높은 기업인 것으로 나타났다.

그러나 장기적으로 타법인출자 효과를 다시 살펴보면, 장기적으로는 수익가치의 가치관련성 계수 및 투자요구수익률, 지식자산전환계수는 상승하고, 도산효과계수는 음수로 전환됨으로써 도산예상비용은 더 낮아지는 것으로 보인다.

한편, 타법인출자라는 재무적 사건에 대한 샘플 선택상의 정의문제가 고려되어야 한다.²²⁾

장기효과의 측정에 있어서 본 연구방법론이 강건성을 가지는가를 확인하기 위하여 장기를 사건연도 이후 2년간으로 상정한 샘플의 분석결과를 <표 2 보충자료> Panel A에서 살펴보면, 단순히 타법인출자를 공시한 이후 연도를 모두 장기로 정의한 샘플의 추정계수와 질적으로 큰 차이를 보이지 않았다.

22) 장단기 샘플의 정의, 선택기준을 확립하고, 구분샘플별로 강건성분석을 시행할 것을 제안한 두 심사자의 지적에 감사한다. “장기샘플” 구분의 임의성에 대한 한계는 각주 19) 참조.

〈표 2〉 기업가치평가모형 계수의 추정결과: 타법인출자 기업

구 분		샘플수	수익 가치 계수 h	투자 요구 수익률 ρ	지식 자산 전환 계수 $\frac{\alpha}{\delta}$	도산 효과 계수 ψ	설명 계수 R^2	가중 평균 자본 비용 (%)	신규 투자 수익률 ρ^* (%)
타법인 출자: 단기샘플	전체	2926	0.420 (3.33)	0.083 (2.83)	2.852 (4.74)	1.358 (0.59)	0.94	8.69	9.47
	출자 없음	2404	0.448 (3.92)	0.082 (2.91)	3.583 (3.60)	1.412 (0.67)	0.94	8.65	9.38
	출자기업	522	0.162 (0.89)	0.039 (0.95)	1.236 (3.07)	5.251 (0.56)	0.98	6.02	6.08
	Ho: 출자 없음 추정계수 = 출자기업 추정계수 F (4,2918) = 56.94, p-value<0.00								
타법인 출자: 장기샘플	전체	2926	0.420 (3.33)	0.083 (2.83)	2.852 (4.74)	1.358 (0.59)	0.94	8.69	9.47
	출자 없음	1779	0.613 (8.09)	0.290 (9.40)	3.081 (4.18)	-2.302 (-0.46)	0.97	16.09	6.48
	출자기업	1123	0.616 (4.50)	0.163 (4.02)	1.660 (2.27)	-2.434 (-5.92)	0.94	9.26	2.40
	Ho: 출자 없음 추정계수 = 출자기업 추정계수 F (4,2894) = 1975.93, p-value<0.00								

- 주: 1) 파라미터 추정값은 식 (4) Taxy-WAV모형에 대한 횡단면 회귀분석 결과임.
 2) 가중평균자본비용은 식 (5) Taxy-WACC모형에 의거하여 추정된 값의 횡단면 평균임.
 신규투자수익률은 식 (9) 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석 결과임.
 3) () 안의 수치는 추정값의 White's heteroscedasticity-adjusted t 값임.
 유의수준 10%, 5%, 1%의 t 값은 각각 1.65, 1.96, 2.57임.
 4) 샘플구분 중 "전체"는 2000-2005년간 비금융상장기업 전체샘플을 의미함.
 "단기샘플"은 타법인출자 기업의 당해연도에 대한 분석임.
 "장기샘플"은 타법인출자 기업의 당해연도부터 출자 이후 연도를 모두 포함한 분석임.

〈표 2 보충자료〉 기업가치평가모형 계수의 강건성 검증
 타법인출자 기업 중 출자자산증가율 > 0, 출자처분 없는 샘플 기준

구 분	샘플수	수익 가치 계수 h	투자 요구 수익률 ρ	지식 자산 전환 계수 $\frac{\alpha}{\delta}$	도산 효과 계수 ψ	설명 계수 R^2	가중 평균 자본 비용 (%)	신규 투자 수익률 ρ^* (%)
Panel A: 타법인출자 연도 이후 2년간을 장기로 상정한 샘플								
장기샘플 1	590	0.762 (5.14)	0.196 (3.03)	3.016 (1.52)	-2.579 (-7.60)	0.96	10.78	1.99
Panel B: 타법인출자기업 중 출자자산증가율 > 0인 샘플								
단기샘플 2	364	0.216 (0.78)	0.046 (0.84)	1.089 (1.62)	4.296 (0.44)	0.98	6.51	6.69
장기샘플 2	694	0.435 (2.28)	0.109 (2.96)	2.088 (2.93)	-1.035 (-0.82)	0.93	8.26	8.15
Panel C: 출자처분이 없는 타법인출자기업 중 출자자산증가율 > 0인 샘플								
단기샘플 3	257	0.357 (1.41)	0.141 (1.80)	2.491 (2.07)	-1.085 (-0.63)	0.94	10.46	10.81
장기샘플 3	279	0.392 (1.68)	0.209 (1.34)	2.188 (1.56)	-2.932 (-2.09)	0.89	11.15	3.94

- 주: 1) 파라미터 추정값은 식 (4) TAXY-WAV모형에 대한 횡단면 회귀분석 결과임.
 가중평균자본비용은 식 (5) TAXY-WACC모형에 의거하여 추정된 값의 횡단면 평균임.
 신규투자수익률은 식 (9) 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석 결과임.
- 2) () 안의 수치는 추정값의 White's heteroscedasticity-adjusted t 값임.
 유의수준 10%, 5%, 1%의 t 값은 각각 1.65, 1.96, 2.57임.
- 3) “장기샘플 1”은 타법인출자 연도 이후 2년간을 장기로 상정한 샘플에 대한 분석임. 타법인 출자의 해당연도는 2000~2003년에 해당함.
 “단기샘플 2”는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율>0인 샘플의 당해연도에 대한 분석임.
 “장기샘플 2”는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율>0인 샘플의 당해연도부터 출자 이후 모두 포함한 분석임.
 “단기샘플 3”은 출자처분이 없는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율>0인 샘플의 당해연도에 대한 분석임.
 “장기샘플 3”은 출자처분이 없는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율>0인 샘플의 당해연도부터 출자 이후 연도를 모두 포함한 분석임.

또한 앞서 상술한 바와 같이 타법인출자가 단독으로 실행되기보다는 타법인출자의 해소, 즉 출자처분도 동일한 기업이 거의 동시에 시행하는 경우가 많이 발견되므로 타법인출자의 경우, 출자처분이 없는 순수하게 타법인출자만을 시행한 샘플에 대한 분석이 요구된다. 또한 연관된 사항으로서 타법인출자와 출자처분이 모두 시행된 경우 타법인출자 샘플이 진정으로 타법인에 대한 출자를 증가시켰다고 엄격하게 정의하려면 당해연도의 출자자산증가율이 0(제로)보다 큰 경우에만 해당될 수 있다는 점도 고려되어야 한다.

이와 같은 샘플선택의 기준을 강화한 이후, 기업가치평가모형의 계수추정치가 변화하는가를 검증한 강건성 분석 결과를 <표 2 보충자료>에 요약한다.

단순하게 타법인출자를 공시한 샘플을 분석한 경우(<표 2> 참조), 타법인출자기업 중 출자자산증가율 > 0인 경우(<표 2 보충자료> Panel B 참조) 및 출자처분이 없는 타법인출자기업 중 출자자산증가율 > 0인 샘플에 국한한 경우(<표 2 보충자료> Panel C 참조) 등의 추정계수들을 비교해 보면 통계적으로 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났으나, 단순히 타법인출자를 공시한 샘플의 추정계수와 질적으로는 대동소이한 결과를 보였다. 따라서 향후 본 연구에서 궁극적으로 추정하고자 하는 타법인출자 기업의 내재가치의 변화는 각 구분샘플별 추정계수를 각각 사용하여야 하는 것으로 판단된다.

(2) 출자처분 기업에 대한 추정결과

기업가치평가모형의 파라미터에 대한 출자처분 기업을 대상으로 한 추정결과 및 차이점은 <표 2-1>에서 확인할 수 있다.

전반적으로 전체 샘플평균과 출자처분 기업의 모형계수의 추정값은 통계적으로 유의한 차이를 보였다.²³⁾

첫째, 분석기간 전체 6년 동안의 평균적인 수익가치비중(h)은 약 42%로 나타나, 출자처분 기업의 수익가치비중이 약 39%인 것과 큰 차이가 없는 것으로 보인다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 전체 기업이 약 8%로 추산되는 한편, 출자처분 기업(약 9%)의 투자요구수익률이 더 높게 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{\alpha}{\delta}$)는 전체 평균이 약 2.9배인 것으로 추산된 한편, 출자처

23) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 타법인출자 처분 기업과 단기적으로 처분하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각된다.

분 기업(약 3.2배)의 지식자산전환계수가 약간 더 높게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 전체 평균이 약 1.4인 것으로 추산된 한편, 출자처분 기업(약 0)의 도산효과계수는 더 작은 양(+)의 계수값으로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 전체 기업보다 출자처분 기업의 도산위험이 낮거나, 도산이 발생할 때 예상되는 도산예상 비용이 작기 때문에 부채조달에 따른 법인세 절세효과의 크기가 상대적으로 더 큰 것으로 해석된다.

다섯째, 세후가중평균자본비용(WACC)은 전체 기업이 약 9%로 추산된 한편, 출자처분 기업(약 8%)의 가중평균자본비용이 더 낮게 나타났다.

여섯째, 신규투자수익률(ρ^*)은 전체 기업이 약 9.5%로 추산된 한편, 출자처분 기업(약 8.7%)의 신규투자수익률이 더 낮게 나타났다.

다음으로, 출자처분을 시행한 당해연도부터 출자처분 이후 기간을 포함하는 “장기효과”를 검토해 보면, 전반적으로 전체 샘플평균과 출자처분 기업은 모형계수의 추정값에서 많은 차이를 보였다.²⁴⁾

첫째, 단기효과에서는 평균적인 수익가치비중(h)이 약 55%로 추정된 것에 비해 장기효과의 수익가치비중이 약 47%로 더 낮게 추정되었다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 단기효과에서 약 9%로 추산된 한편, 장기효과(약 7%)의 투자요구수익률이 크게 낮아진 것으로 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{\alpha}{\beta}$)는 단기효과에서 약 3.2배인 것으로 추산된 한편, 장기효과(약 2.6배)에서 지식자산전환계수가 더 낮게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 단기효과에서 약 0인 것으로 추산된 한편, 장기효과(약 1.4)에서 도산효과계수는 양(+)의 계수값으로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 거의 0으로 추정값이 나타난 단기효과와는 반대되는 현상이다.

다섯째, 가중평균자본비용(WACC)은 단기효과에서 약 8%로 추산된 한편, 장기효과(약 7.5%)에서 가중평균자본비용이 더 낮게 나타났다.

여섯째, 신규투자수익률(ρ^*)은 단기효과에서 약 3.5%로 추산된 한편, 장기효과(약 8%)에서 신규투자수익률이 크게 높아진 것으로 나타났다. 이 추정값도 단기효과와는 반대

24) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 출자처분 기업과 장기적으로 출자처분을 하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각된다.

되는 현상이다.

위와 같은 추정결과를 종합해 보면, 출자처분 기업은 전체 평균과 다른 가치관련성을 갖는 것은 물론, 장단기 효과에 있어서도 서로 다른 가치관련성을 나타내는 것으로 보인다.

출자처분 기업은 단기적으로는 수익가치의 가치관련성 계수, 투자요구수익률 및 신규투자수익률이 모두 평균보다 더 높은 기업이고, 도산예상비용은 더 낮은 기업인 것으로 나타났다.

그러나 장기적으로 타법인출자의 처분 효과를 다시 살펴보면, 장기적으로는 수익가치의 가치관련성이 더 높아진 반면, 투자요구수익률 및 지식자산전환 계수는 더 낮아진 것으로 나타났다. 한편, 도산효과계수는 크게 증가함으로써 도산예상비용은 더 높아지는 것으로 보인다.

한편, 출자처분이라는 재무적 사건에 대한 샘플 선택 상의 정의문제도 타법인출자의 경우와 마찬가지로 고려되어야 한다.

장기효과의 측정에 있어서 본 연구방법론이 강건성을 가지는가를 확인하기 위하여 장기를 사건연도 이후 2년간으로 정의한 샘플의 분석결과를 <표 2-1 보충자료> Panel A에서 살펴보면, 출자처분을 공시한 이후 연도를 모두 장기로 상정한 샘플의 추정계수와 질적으로 큰 차이를 보이지 않았다.

또한 앞서 상술한 바와 같이 타법인출자가 단독으로 실행되기보다는 타법인출자의 해소, 즉 출자처분도 동일한 기업이 거의 동시에 시행하는 경우가 많이 발견되므로 출자처분의 경우, 타법인출자가 없는 순수하게 출자처분만을 시행한 샘플에 대한 분석이 요구된다. 또한 연관된 사항으로서 타법인출자와 출자처분이 모두 시행된 경우 출자처분 샘플이 진정으로 출자를 처분하였다고 엄격하게 정의하려면 당해연도의 출자자산증가율이 0(제로)보다 작은 경우에만 해당될 수 있다는 점도 고려되어야 한다.

이와 같은 샘플선택의 기준을 강화한 이후, 기업가치평가모형의 계수추정치가 변화하는가를 검증한 강건성 분석 결과를 <표 2-1 보충자료>에 요약한다.

단순하게 출자처분을 공시한 샘플을 분석한 경우(<표 2-1> 참조), 출자처분 기업 중 출자자산증가율 < 0인 경우(<표 2-1 보충자료> Panel B 참조) 및 타법인출자가 없는 출자처분 기업 중 출자자산증가율 < 0인 샘플에 국한한 경우(<표 2-1 보충자료> Panel C 참조) 등의

추정계수들을 비교해 보면 통계적으로 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 향후 본 연구에서 궁극적으로 추정하고자 하는 출자처분 기업의 내재가치의 변화는 각 구분샘플별 추정계수를 각각 사용하여야 하는 것으로 판단된다.

〈표 2-1〉 기업가치평가모형 계수의 추정결과: 출자처분 기업

구분	샘플수	수익 가치 계수 h	투자 요구 수익률 ρ	지식 자산 전환 계수 $\frac{\alpha}{\delta}$	도산 효과 계수 ψ	설명 계수 R^2	가중 평균 자본 비용 (%)	신규 투자 수익률 ρ^* (%)	
타법인 출자처분: 단기샘플	전체	2926	0.420 (3.33)	0.083 (2.83)	2.852 (4.74)	1.358 (0.59)	0.94	8.69	9.47
	출자처분 없음	2536	0.386 (2.50)	0.083 (1.91)	2.880 (3.63)	1.837 (0.49)	0.93	9.23	9.98
	출자처분 기업	390	0.552 (3.12)	0.094 (2.77)	3.209 (2.80)	0.012 (0.01)	0.97	8.14	8.72
	Ho: 출자처분 없음 추정계수 = 출자처분 기업 추정계수 F (4,2918) = 9.94, p-value < 0.00								
타법인 출자처분: 장기샘플	전체	2926	0.420 (3.33)	0.083 (2.83)	2.852 (4.74)	1.358 (0.59)	0.94	8.69	9.47
	출자처분 없음	1914	0.333 (1.90)	0.077 (2.53)	0.593 (1.85)	-1.684 (-2.11)	0.91	5.01	3.54
	출자처분 기업	974	0.465 (3.76)	0.071 (3.01)	2.564 (4.44)	1.423 (0.66)	0.96	7.53	7.96
	Ho: 출자처분 없음 추정계수 = 출자처분 기업 추정계수 F (4,2880) = 395.11, p-value < 0.00								

- 주: 1) 파라미터 추정값은 식 (4) Taxy-WAV모형에 대한 횡단면 회귀분석 결과임.
가중평균자본비용은 식 (5) Taxy-WACC모형에 의거하여 추정한 값의 횡단면 평균임.
신규투자수익률은 식 (9) 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석 결과임.
- 2) () 안의 수치는 추정값의 White's heteroscedasticity-adjusted t 값임.
유의수준 10%, 5%, 1%의 t 값은 각각 1.65, 1.96, 2.57임.
- 3) 샘플구분 중 “전체”는 2000~2005년간 비금융상장기업 전체샘플을 의미함.
“단기샘플”은 출자처분기업의 당해연도에 대한 분석임.
“장기샘플”은 출자처분기업의 당해연도부터 출자처분 이후 연도를 모두 포함한 분석임.

〈표 2-1 보충자료〉 기업가치평가모형 계수의 강건성 검증
출자처분 기업, 출자자산증가율 < 0, 타법인출자 없는 샘플 기준

구 분	샘플수	수익 가치 계수 h	투자 요구 수익률 ρ	지식 자산 전환 계수 $\frac{\alpha}{\delta}$	도산 효과 계수 ψ	설명 계수 R^2	가중 평균 자본 비용 (%)	신규 투자 수익률 ρ^* (%)
Panel A: 출자처분 연도 이후 2년간을 장기로 상정한 경우								
장기샘플 1	512	0.481 (2.32)	0.079 (2.09)	2.889 (4.70)	1.732 (0.43)	0.95	8.68	9.08
Panel B: 출자처분기업 중 출자자산증가율 < 0인 샘플								
단기샘플 2	210	0.565 (5.06)	0.177 (1.37)	3.622 (3.63)	-1.532 (-1.52)	0.98	11.17	7.47
장기샘플 2	430	0.527 (2.27)	0.285 (0.95)	1.850 (1.48)	-2.651 (-4.32)	0.97	13.79	2.20
Panel C: 타법인출자가 없는 출자처분기업 중 출자자산증가율 < 0인 샘플								
단기샘플 3	128	0.809 (5.58)	0.140 (2.61)	4.525 (1.76)	-2.000 (-3.07)	0.99	7.79	4.06
장기샘플 3	147	0.401 (1.84)	0.158 (1.01)	5.528 (2.96)	0.127 (0.03)	0.99	13.79	12.41

- 주: 1) 파라미터 추정값은 식 (4) Taxy-WAV모형에 대한 횡단면 회귀분석 결과임.
가중평균자본비용은 식 (5) Taxy-WACC모형에 의거하여 추정된 값의 횡단면 평균임.
신규투자수익률은 식 (9) 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석 결과임.
- 2) () 안의 수치는 추정값의 White's heteroscedasticity-adjusted t 값임.
유의수준 10%, 5%, 1%의 t 값은 각각 1.65, 1.96, 2.57임.
- 3) “장기샘플 1”은 출자처분 연도 이후 2년간을 장기로 상정한 샘플에 대한 분석임. 출자처분의 해당연도는 2000-2003년에 해당함.
“단기샘플 2”는 출자처분 기업 중 출자자산증가율 < 0인 샘플의 당해연도에 대한 분석임.
“장기샘플 2”는 출자처분 기업 중 출자자산증가율 < 0인 샘플의 당해연도부터 출자 이후 모두 포함한 분석임.
“단기샘플 3”은 타법인출자가 없는 출자처분 기업 중 출자자산증가율 < 0인 샘플의 당해연도에 대한 분석임.
“장기샘플 3”은 타법인출자가 없는 출자처분 기업 중 출자자산증가율<0인 샘플의 당해연도부터 출자 이후 연도를 모두 포함한 분석임.

3. VESA 방식에 의한 장단기 효과 분석과 비교

(1) 타법인출자 및 출자처분의 장기효과

기업가치평가모형의 추정계수가 추정된 후 VESA 방식을 적용하여 타법인출자 및 출자처분 효과가 있는지 여부를 검증할 수 있다. 출자행위에 대한 효과를 분석하려면 기업가치평가모형의 추정계수에 가치관련 변수 4가지의 크기까지 감안된 가치관련 효과를 각 변수의 가치비중을 통해 분석해야 한다. 추정된 기업가치평가모형의 추정계수값에 가치관련 변수의 실제크기를 반영하여 측정한 각 가치비중 및 내재가치 Q 를 추정함으로써 장단기 효과를 분석해 본 결과는 <표 3>과 같다.

먼저 타법인출자 기업의 경우에 대한 VESA 방식으로 추정된 장단기효과를 정리하면 첫째, 실물자산가치비중(VoA)은 단기적으로 전체평균(약 0.5)을 상회하는 약 0.7로 추정된다. 그러나 장기효과에서는 약 0.3으로 크게 낮아짐으로써 타법인출자에 의한 실물자산의 증가가 가치증대에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 평가된다.

둘째, 무형자산가치비중(VoZ)은 단기적으로 전체평균(약 0.2)을 하회하는 약 0.12로 추정된다. 그리고 장기효과에서는 더 낮아져 약 0.08로 나타났다. 이는 타법인출자 기업의 무형자산전환능력이 장기적으로 더 약화되는 것으로 평가된다.

셋째, 수익가치비중(VoE)은 단기적으로 전체평균(약 0.2)의 절반에 불과한 약 0.12로 추정된다. 그러나 장기효과에서는 3배가량 증대된 약 0.35로 나타났다. 이는 타법인출자는 수익가치비중의 증대에 강한 영향력이 있는 것으로 평가된다.

넷째, 신규투자가치비중(VoG)은 전체평균(약 0.02)에 비해 단기적으로 크게 상승한 약 0.14로 추정되었으나, 장기적으로 크게 떨어져 -0.25로 나타났다. 이는 타법인출자는 신규투자가치비중을 크게 저하시키는 것으로 평가된다.

다섯째, 위와 같은 4가지 요인별 가치비중들을 모두 합산한 계수가 내재가치 Q 계수 값이다. 타법인출자 기업은 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 상회하는 약 1.1로 나타났으나, 장기적으로는 0.5로 급락하고 있다. 이와 같은 장기적인 내재가치 Q 값은 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 크게 하회하는 것이다. 이 현상은 비록 타법인출자가 단기적으로 내재가치를 상승시키는 재무활동으로 보임에도 불구하고, 장기적으로 타법인출자는 내재가치 상승에 긍정적 효과가 존재하지 않는 활동으로 판단하는 근

거가 된다.

다음으로 타법인출자를 처분한 기업의 경우에 대한 VESA모형이 추정결과를 정리하면, 첫째, 실물자산가치비중(VoA)은 단기적으로 전체평균(약 0.5)을 하회하는 약 0.39로 추정된다. 그러나 장기효과에서는 약 0.46으로 높아짐으로써 타법인출자의 처분에 의한 실물자산의 감소에도 불구하고 실물자산이 기업가치에서 차지하는 비중은 커지는 것으로 평가된다.

〈표 3〉 출자효과 분석: VESA모형의 가치비중 및 내재가치 Q 추정

샘플분류 기준	실물 자산 가치 비중 VoA	무형 자산 가치 비중 VoZ	수익 가치 비중 VoE	신규 투자 가치 비중 VoG	내재 가치 Q = IV/A	토빈 Q = MV/A	회사 규모 (조 원)	판매 관리비 비중 (%)	자산 대비 영업 이익률 (%)	부채 비율 (%)	
전체샘플	0.497	0.217	0.211	0.020	0.946	0.854	1.08	13.13	5.50	203	
타법인 출자	단기 효과	0.716	0.120	0.118	0.143	1.097	0.899	1.42	11.55	5.51	175
	장기 효과	0.328	0.081	0.348	-0.251	0.505	0.872	1.39	12.66	5.98	134
출자 처분	단기 효과	0.384	0.181	0.325	-0.065	0.825	0.876	2.02	12.58	6.07	175
	장기 효과	0.459	0.181	0.267	0.018	0.924	0.877	1.78	13.19	5.48	195

- 주: 1) 가치관련성 계수값은 TAXY-WAV모형, TAXY-WACC모형 및 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석을 통해 추정함. 가치비중은 추정된 모형계수에 구성변수의 실제값을 적용하여 계산한 값을 자산총액으로 나눈 결과임.
- 2) 가치비중은 실물자산가치비중, 무형자산가치비중, 수익가치비중, 신규투자가치비중 등 4가지 요인으로 구성되어 있음. 4가지 효과의 합은 내재가치 Q가 됨.
- 3) 샘플구분 중 “전체”는 2000~2005년간 비금융상장기업 전체샘플을 의미함. “단기효과”는 출자기업의 타법인출자 당해연도에 대한 분석임. “장기효과”는 타법인출자 당해연도를 포함한 출자 이후 연도에 대한 분석임. 출자처분 샘플의 장단기효과도 동일한 기준으로 구분함.

둘째, 무형자산가치비중(VoZ)은 장단기적으로 모두 전체평균(약 0.2)과 비슷한 수준인 약 0.18로 추정된다. 그리고 장기효과에서는 더 낮아져 약 0.08로 나타났다. 이는 출자

처분 기업의 무형자산전환능력이 장단기적으로 큰 변화가 없는 것으로 평가된다.

셋째, 수익가치비중(VoE)은 단기적으로 전체평균(약 0.2)보다 큰 약 0.33으로 추정된다. 그러나 장기효과에서는 약 0.27로 더 낮아진 것으로 나타났다. 이는 출자처분은 수익가치비중의 증대에 부정적인 영향력이 있는 것으로 평가된다.

넷째, 신규투자가치비중(VoG)은 전체평균(약 0.02)에 비해 단기적으로 크게 떨어지는 약 -0.07로 추정되었으나, 장기적으로 많이 회복되어 +0.02인 평균수준으로 상승하는 것으로 나타났다. 이는 출자처분이 신규투자가치비중을 크게 상승시키는 것으로 평가된다.

다섯째, 위와 같은 4가지 요인별 가치비중들을 모두 합산한 내재가치 Q 계수값을 통해 출자처분 기업에 대해 장단기 효과를 종합해 보면, 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 하회하는 약 0.83으로 나타났으나, 장기적으로는 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 하회하지는 않지만 0.92로 상승하는 것으로 나타났다. 출자처분 활동은 장기효과가 긍정적이기는 하지만 내재가치를 충분히 상승시키는 재무활동이 되지 못하는 것으로 평가된다.

(2) 타법인출자 및 출자처분의 장기효과: 강건성 분석결과

기업가치평가모형의 추정계수값이 샘플구분에 따라 통계적으로 유의하게 변화하므로 각 구분샘플에 따라 가치비중을 달리 분석해야 한다. 구분샘플별로 추정된 기업가치평가모형의 추정계수값에 가치관련 변수의 실제크기를 반영하여 측정한 각 가치비중 및 내재가치 Q의 추정결과는 <표 3-1>과 같이 요약된다. 각 구분샘플별 내재가치 Q 값의 특징은 다음과 같다.

첫째, 타법인출자 기업에 대해 장단기 효과를 종합해 보면, 단순하게 타법인출자를 공시한 기업 모두를 대상으로 분석한 앞의 3-1절 분석결과와 질적으로 대동소이한 결과가 나타났다. 먼저, 장기를 사건연도 이후 2년으로 상정한 경우(<표 3-1> 상단부 장기효과 1 참조), 장기적으로 내재가치 하락이 뚜렷이 관찰된다. 한편, 타법인출자기업 중 출자자 산증가율 > 0인 경우(<표 3-1> 상단부 장단기효과 2 참조), 타법인출자 기업은 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 상회하는 약 1.02로 나타났으나, 장기적으로는 0.87로 하락하고 있다. 이와 같은 장기적인 내재가치 Q 값은 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 하회하는 것이다. 이 현상은 타법인출자가 비록 단기적으로 내재가치를 상승시키

는 재무활동으로 보임에도 불구하고, 장기적으로 타법인출자는 내재가치 상승에 긍정적 효과가 존재하지 않는 활동으로 판단할 수 있다.

다음으로, 출자처분이 없는 타법인출자기업 중 출자자산증가율 > 0인 경우(<표 3-1> 상단부 장단기효과 3 참조)에서도 질적으로 유사한 결과가 나타났다. 타법인출자 기업의 내재가치가 장기적으로 하락함으로써(단기 0.93에서 장기 0.46으로 하락) 기업가치 상승에 긍정적 효과가 존재하지 않는 활동으로 판단된다.

둘째, 출자처분 기업에 대해 장단기 효과를 다시 분석해 보면, 단순하게 출자처분을 공시한 기업 모두를 대상으로 분석한 앞의 3-1절 분석결과와 질적으로 유사한 결과가 나타났다. 먼저, 장기를 사건연도 이후 2년으로 상정한 경우(<표 3-1> 하단부 장단기효과 1 참조), 장기적으로 내재가치 상승이 뚜렷이 관찰된다. 한편, 출자자산증가율 < 0 혹은 타법인출자가 없는 경우 등으로 세분화하여 분석해 보아도 장기적으로 내재가치 Q 값이 각각 1.32 내지 1.13으로 상승하는 것으로 나타났다. 따라서 출자처분 활동의 장기효과는 내재가치에 긍정적인 재무활동인 것으로 평가된다.

<표 3-1> 출자효과와 강건성 분석: 구분샘플별 내재가치 Q 추정

샘플분류 기준	실물 자산 가치 비중 VoA	무형 자산 가치 비중 VoZ	수익 가치 비중 VoE	신규 투자 가치 비중 VoG	내재가치 Q = IV/A	토빈 Q = MV/A	회사 규모 (조 원)	판매 관리비 비중 (%)	자산 대비 영업 이익률 (%)	부채 비율 (%)	
전체샘플	0.497	0.217	0.211	0.020	0.946	0.854	1.08	13.13	5.50	203	
타 법 인 출 자	장기효과 1	0.204	0.088	0.393	-0.106	0.581	0.839	1.19	12.28	6.30	124
	단기효과 2	0.670	0.097	0.155	0.095	1.017	0.911	1.35	11.39	5.90	122
	장기효과 2	0.483	0.146	0.249	-0.006	0.872	0.883	1.01	12.41	5.91	116
	단기효과 3	0.550	0.182	0.165	0.037	0.927	0.922	1.03	11.39	6.01	106
	장기효과 3	0.521	0.152	0.171	-0.385	0.456	0.890	0.55	11.43	5.33	98

샘플분류 기준		실물 자산 가치 비중 VoA	무형 자산 가치 비중 VoZ	수익 가치 비중 VoE	신규 투자 가치 비중 VoG	내재 가치 Q = IV/A	토빈 Q = MV/A	회사 규모 (조 원)	판매 관리비 비중 (%)	자산 대비 영업 이익률 (%)	부채 비율 (%)
출자처분	장기효과 1	0.443	0.202	0.236	0.019	0.889	0.880	2.16	13.47	5.34	203
	단기효과 2	0.373	0.192	0.242	0.081	0.887	0.858	1.83	12.16	5.57	221
	장기효과 2	0.405	0.120	0.155	0.644	1.322	0.868	1.16	13.72	3.92	203
	단기효과 3	0.162	0.113	0.589	0.191	1.056	0.862	2.19	13.09	6.55	210
	장기효과 3	0.514	0.478	0.095	0.048	1.134	0.870	1.44	14.46	3.91	365

- 주: 1) 가치관련성 계수값은 TAXY-WAV모형, TAXY-WACC모형 및 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석을 통해 추정함. 가치비중은 추정된 모형계수에 구성변수의 실제값을 적용하여 계산한 값을 자산총액으로 나눈 결과임.
- 2) 가치비중은 실물자산가치비중, 무형자산가치비중, 수익가치비중, 신규투자가치비중 등 4가지 요인으로 구성되어 있음. 4가지 효과의 합은 내재가치 Q가 됨.
- 3) “장기효과 1”은 타법인출자 연도 이후 2년간을 장기로 상정한 샘플에 대한 분석임. 타법인출자의 해당연도는 2000-2003년에 해당함.
 “단기효과 2”는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율 > 0인 샘플의 당해연도에 대한 분석임.
 “장기효과 2”는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율 > 0인 샘플의 당해연도부터 출자 이후 연도 모두 포함한 분석임.
 “단기효과 3”은 출자처분이 없는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율 > 0인 샘플의 당해연도에 대한 분석임.
 “장기효과 3”은 출자처분이 없는 타법인출자 기업 중 출자자산증가율 > 0인 샘플의 당해연도부터 출자 이후 연도를 모두 포함한 분석임.
 출자처분 샘플의 장단기효과도 동일한 기준으로 구분함.

(3) 장단기효과의 차이분석 결과

타법인출자 및 출자처분 기업의 장단기효과에 대한 차이를 횡단면 검정을 통해 분석한 결과는 <표 4-1>의 상단부와 같이 요약된다.²⁵⁾

25) 앞 절에서 상술한 바와 같이 기업가치평가모형의 추정계수값 및 내재가치 Q변수의 추정결과를 감안하면, 타법인출자나 출자처분 활동에 대한 구분샘플별 검정결과 차이가 거의 없는 것으로 판단된다. 따라서 논의의 편의상 단순하게 타법인출자 및 출자처분 사건을 공시한 샘플을 위주로 한 횡단면 검정결과를 보고한다.

우선, 타법인출자의 장단기 효과차이 분석결과를 살펴보면, 첫째, 타법인출자가 기업 가치에 미치는 장기효과가 단기효과보다 더 부정적인 것으로 나타났다. 내재가치 Q의 차이에 대한 t 검정값을 <표 4-1> 상단부에서 살펴보면 $t = -11.59$ 로, 부정적인 타법인출자의 장기효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 대기업집단소속 기업의 타법인출자도 역시 부정적인 장기효과를 나타냈으며($t = -3.65$), 대기업집단소속 중 출자총액제한제도 대상기업도 역시 마찬가지로 부정적인 장기효과가 나타난 점($t = -3.26$)은 동일하다.²⁶⁾

이와 같은 내재가치 Q 값의 횡단면 평균에 대한 차이분석 결과를 종합해 보면, 타법인출자 기업의 출자 이후 내재가치 변화는 부정적인 방향으로 이루어진 것으로 해석된다. 특히 타법인출자 기업의 내재가치 하락은 장기적으로 신규투자가치비중(VoG)의 하락에 기인한 바가 크다고 평가된다.²⁷⁾

타법인출자는 신규사업에 대한 투자목적상의 지분확보에도 목적이 있지만, 과거 IMF 구제금융의 극복기에는 재무구조조정의 일환으로 부채비율을 낮추기 위해 계열사의 유상증자 참여목적으로 약용되었다는 비판이 많았다. 타법인출자 이후 장기적으로 신규투자수익률이 급격하게 저하되고, 신규투자가치비중이 음(-)으로 역전되는 현상은 이러한 비효율적 투자의 결과로 해석된다.²⁸⁾ 그러나 타법인출자의 부정적인 효과가 대기업집단이나 출자총액 제한기업에만 국한되는 현상이 아니고, 타법인출자를 시행한 기업에서 모두 관찰되는 현상인 것을 감안하면 타법인출자에 의해 장기적으로 기업가치 향상에 기여하는 투자를 시행하지 못한 것으로 평가된다.

다음으로, 출자지분의 처분에 대한 장단기 효과 차이 분석결과를 살펴보면, 첫째, 출자처분이 기업가치에 미치는 장기효과가 단기효과보다 더 긍정적인 것으로 나타났다.

26) 내재가치 Q변수가 정규분포를 따르는가를 검정하는 Jarque-Bera 검정값에 의하면 1% 이하 유의수준에서 정규분포를 따른다는 귀무가설이 기각되었다. Q변수들이 정규분포를 따르지 않으므로 평균차이에 대한 t 검정에 1종, 2종오류가 모두 발생할 가능성이 높다. 이원흠(2007)에 의하면 비정규분포(non-normal distribution)를 가진 Q변수의 크기 차이에 대한 non-parametric 검정방법인 Mann-Whitney U test, Wilcoxon Rank Sum test 결과, 샘플크기가 큰 본 연구와 같은 경우에는 t 검정결과와 차이가 없는 것으로 보고된 바 있다. 따라서 논의의 편의상 t 검정값만 보고한다.

27) 타법인출자에 대한 RESA방식의 사전연구 결과는 아직 보고된 것이 없는 것으로 조사되었다. 타법인출자와 출자지분의 처분이 복합적으로 단기간 내에 발생하는 사례가 많기 때문에 전통적인 RESA방식의 적용이 매우 어려운 샘플특성 때문인 것으로 판단된다.

28) 박만순(2006) 및 동 논문에 인용된 이진범(2003), 김현종·이인권(2005) 참조

내재가치 Q 의 차이에 대한 t 검정값을 <표 4-1> 하단부에서 살펴보면 $t = +3.12$ 로, 긍정적인 출자처분의 장기효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 대기업집단소속 기업의 출자처분도 역시 긍정적인 장기효과를 나타냈으나($t = +2.13$), 대기업집단소속 중 출자총액제한제도 대상기업의 경우에는 통계적으로 유의하지 않은 긍정적인 장기효과가 나타난 점이 특이하다($t = 1.26$).

이와 같은 내재가치 Q 값의 횡단면 평균에 대한 차이분석 결과를 종합해 보면, 출자처분 기업의 출자처분 이후 내재가치 변화는 긍정적인 방향으로 이루어진 것으로 해석된다. 특히 출자처분 기업의 내재가치 상승은 장기적으로 신규투자가치비중(VoG)의 증대에 기인한 바가 크다고 평가된다.²⁹⁾

출자처분의 처분목적은 대부분 표면적인 이유로서 투자자금 및 수익의 회수가 공시되고 있다. 일부 회수한 자금의 사용용도로 유동성확보, 재무구조개선, 투자재원확보 등을 공시하고 있다. 타법인출자의 처분의 경우 내재가치 Q 의 분석결과가 장기적으로 긍정적이기는 하지만 투자성공 조건인 $Q > 1.0$ 을 넘지 못하고 있는 현상이 나타난 것은 공시된 처분목적으로 미루어보아 기업들이 기존 투자로부터 현금 혹은 차익을 회수하는 것을 시장에서는 기업가치 향상에 그다지 기여하지 않는 활동으로 평가하고 있기 때문이다.

대기업집단 및 출자총액 제한기업에 대한 장단기효과의 분석결과는 <표 4> Panel A, B 및 <표 4-1> 하단부와 같이 요약된다. VESA 방식의 실증분석 결과를 바탕으로 2000년 이후 제도입된 출자총액제한제도가 대기업집단소속 기업의 타법인출자에 대해 미치는 효과를 검토해 보면 다음과 같은 특징이 관찰된다.³⁰⁾

첫째, 타법인출자 혹은 출자처분의 처분이라는 재무적 사건이 본질적으로 갖고 있는 기업가치에 미치는 영향 측면에서는 별다른 영향력이 없는 것으로 보인다.³¹⁾

29) 타법인출자처분의 처분에 대한 RESA 방식의 사건연구 결과는 아직 보고된 것이 없는 것으로 조사되었다. 타법인출자와 출자처분의 처분이 복합적으로 단기간 내에 발생하는 사례가 많기 때문에 전통적인 RESA 방식의 적용이 매우 어려운 샘플특성 때문인 것으로 판단된다.

30) 대기업집단과 관련된 총액규제제도의 효과에 대한 검정은 샘플 개수가 급격히 감소하기 때문에 각 세분화된 샘플별로 시행되지 못하였다. 그러나 앞 절에서 상술한 바와 같이 기업가치평가모형의 추정계수값 및 내재가치 Q 변수의 추정결과를 감안하면, 타법인출자나 출자처분 활동에 대한 구분샘플별 검정결과 차이가 거의 없는 것으로 판단된다.

31) <표 4> 및 <표 4-1>의 내재가치 Q 차이분석 결과를 비교해 보면, 전체 샘플이나 출자총액제한을 받는 대기업집단의 타법인출자 및 출자처분 활동이 내재가치에 미치는 영향의 방향이 대동소이하다는 점을

왜냐하면 대기업집단 소속 여부 혹은 출자총액 제한기업 여부와 상관없이, 타법인출자는 기업가치에 부정적인 영향은 미치는 사건이고, 출자지분의 처분은 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 사건이라는 점에서 동일한 결과가 나타난 점을 해석해 보면 출자총액제한제도의 영향이 의미 있는 기업의 출자에 관한 한 변화를 초래하지 못한 것으로 판단된다.

또한, 대기업집단 소속 여부 혹은 출자총액 제한기업 여부와 상관없이, 타법인출자 활동이 기업가치에 미치는 부정적인 요인 중 가장 부정적인 것이 신규투자가치비중(VoG)이 장기적으로 하락한다는 점이고, 출자지분의 처분 활동이 기업가치에 미치는 긍정적인 요인 중 가장 긍정적인 것이 신규투자가치비중(VoG)이 장기적으로 양(+)으로 반전되는 점이다. 이와 같이 동일한 결과가 나타난 점을 해석해 보면 출자총액제한제도의 영향이 출자지분의 처분에 있어서 의미 있는 변화를 초래하지 못한 것으로 판단된다.

둘째, 따라서 기업들은 출자를 포함한 투자의 일반적인 성공조건인 내재가치 $Q > 1.0$ 이라는 투자성공 조건의 충족 여부를 출자총액제한제도와 상관없이 타법인출자 및 출자처분 활동에 적용하고 있는 것으로 해석할 수 있다.³²⁾

셋째, 출자총액제한과 기업투자 간의 관계에 관한 최근의 연구결과인 박만순(2006)에서는 출자총액제한이 대기업집단의 투자에 미치는 영향이 부정적일 것이라는 개연성만 확인될 뿐, 통계적으로 유의한 부정적인 영향의 존재를 검정할 수 없었다. 비록 본 연구와 연구방법론은 상이하지만,³³⁾ 출자총액제한제도의 존재 여부가 기업의 출자 활동 혹은 출자처분 활동이 갖고 있는 기업의 내재가치에 미치는 영향력을 변경하지 못한다는 본 연구의 분석결과와 일맥상통하는 결과로 해석된다.

바탕으로 해석한 것이다.

- 32) <표 2> 및 <표 2-1>에서 살펴보면, 타법인출자 기업은 장기적으로 신규투자수익률이 가중평균자본비용을 크게 하회하고 있고(즉 성장기회가 없는 상황으로 해석됨), 출자처분 기업은 장기적으로 신규투자수익률이 가중평균자본비용을 상회하고 있는 현상(즉 성장기회가 있는 상황으로 해석됨)이 내재가치 Q의 장기적 변화와 일치하는 것을 바탕으로 해석한 것이다. 또한 <표 3> 및 <표 4>에서 보면, 타법인출자 기업의 신규투자가치비중(VoG)은 기업가치에 부정적인 영향을 미치고 있으며, 출자처분 기업의 신규투자가치비중은 기업가치에 긍정적인 영향을 미치고 있는 점도 이런 해석을 뒷받침해 준다.
- 33) 기존 선행연구의 투자함수 추정모형에서는 기업투자를 종속변수로, 투자결정변수로서 토빈 Q 및 현금흐름, 매출액 등 통제변수와 규제 더미변수를 독립변수로 상정하는 횡단면 회귀분석방법론을 사용하고 있다. 본 연구는 사건연구 방법론을 채택하였으며, 특히 특정규제하에서 발생한 재무적 사건이 초래하는 내재가치 변화가 일반적인 조건하에서 동일한 사건이 초래하는 영향과 차이가 있는지를 비교한다는 점에서 차이가 있다.

〈표 4〉 출자효과 분석: 대기업집단 및 출자총액 제한기업의 내재가치 Q

샘플분류 기준 (샘플수)	실물 자산 가치 비중 VoA	무형 자산 가치 비중 VoZ	수익 가치 비중 VoE	신규 투자 가치 비중 VoG	내재 가치 Q = IV/A	토빈 Q = MV/A	회사 규모 (조 원)	판매 관리비 비중 (%)	자산 대비 영업 이익률 (%)	부채 비율 (%)	
2000~2005 전체 (2926)	0.497	0.217	0.211	0.020	0.946	0.854	1.08	13.13	5.50	203	
Panel A: 대기업집단											
타법 인출 자	단기 효과 (181)	0.708	0.117	0.135	0.065	1.025	0.897	3.51	11.33	6.59	162
	장기 효과 (362)	0.322	0.076	0.417	-0.059	0.757	0.929	3.57	11.98	6.73	163
출자 처분	단기 효과 (136)	0.381	0.181	0.345	-0.064	0.843	0.896	4.84	12.62	6.35	202
	장기 효과 (318)	0.456	0.162	0.309	0.016	0.943	0.898	4.55	11.78	6.37	179
Panel B: 대기업집단 중 출자총액 제한기업											
타법 인출 자	단기 효과 (83)	0.698	0.123	0.170	0.034	1.028	0.970	4.89	11.84	8.28	168
	장기 효과 (175)	0.316	0.079	0.493	-0.209	0.680	1.013	5.19	12.46	7.73	184
출자 처분	단기 효과 (69)	0.376	0.183	0.409	-0.032	0.936	0.971	5.61	12.75	7.54	244
	장기 효과 (155)	0.447	0.172	0.368	0.026	1.013	0.976	4.91	12.52	7.56	188

- 주: 1) 가치관련성 계수값은 TAXY-WAV모형, TAXY-WACC모형 및 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석을 통해 추정함. 가치비중은 추정된 모형계수에 구성변수의 실제값을 적용하여 계산한 값을 자산총액으로 나눈 결과임.
- 2) 가치비중은 실물자산가치비중, 무형자산가치비중, 수익가치비중, 신규투자가치비중 등 4가지 요인으로 구성되어 있음. 4가지 효과의 합은 내재가치 Q가 됨.
- 3) 샘플구분 중 “전체”는 2000-2005년간 비금융상장기업 전체샘플을 의미함.
 “단기효과”는 출자기업의 타법인출자 당해연도에 대한 분석임.
 “장기효과”는 타법인출자 당해연도를 포함한 출자 이후 연도에 대한 분석임.
 출자처분 샘플의 장단기효과도 동일한 기준으로 구분함.

〈표 4-1〉 장단기효과의 차이분석

장단기효과 차이분석	내재가치 Q 차이분석 내용	샘플구분	t 검정값	결과 해석
타법인출자의 (장기효과 - 단기효과) 차이	타법인출자 기업의 출자 이후 1~5년 기간의 내재가치 Q에서 출자 당해연도 내재가치 Q를 차감하여 차이를 분석함	타법인출자 샘플	-11.59	타법인출자 기업의 내재가치는 장기적으로 하락함. 이 현상은 그룹소속, 출자총액 제한기업에도 유의하게 나타남.
		대기업집단 소속	-3.65	
		대기업집단 중 출자총액 제한기업	-3.26	
출자처분의 (장기효과 - 단기효과) 차이	출자처분 기업의 처분이후 1~5년 기간의 내재가치 Q에서 출자처분 당해연도 내재가치 Q를 차감하여 차이를 분석함	타법인출자 샘플	3.12	출자처분 기업의 내재가치는 장기적으로 상승함. 그룹소속 중 출자총액 제한기업의 경우에는 출자처분 효과가 유의하지 않음.
		대기업집단 소속	2.13	
		대기업집단 중 출자총액 제한기업	1.26	

주: 유의수준 10%, 5%, 1%의 t 값은 각각 1.65, 1.96, 2.57임.

IV. 결론: 출자규제와 타법인출자의 장기효과

재무적 사건의 효과는 효율적 시장에서는 초단기적으로 주가에 즉각 반영된다는 효율적 시장가설에 근거한 전통적인 사건연구기법(event study methodology)에 의해 분석되어 왔다. 그러나 사건의 장기적 효과는 여러 가지 현실적, 실무적 장애요인에 의하여 왜곡되고, 여타 사건들이 복합적으로 발생되고 있기 때문에 장기효과를 분별해 내는 데 애로가 많았던 실정이다. 본 연구는 그런 애로점을 타개하는 대안으로 기업가치평가모형의 추정계수 및 가치관련 효과를 측정, 비교함으로써 기업의 재무적 사건이 기업의 가치에 미치는 장기적 효과를 검증하는 방법론(VESA; Value-based Event Study Analysis)을 채택하였다.

본 연구에서는 기업의 재무적 사건이 기업의 내재가치에 변화를 일으킬 것이라는 점에 주목하였다. 기업의 내재가치가 변화하면 기업가치평가모형의 추정계수의 추정값이 변경될 것이고, 가치관련 효과가 변화할 것이다. 따라서 사건 전후의 추정계수값 및 가치비중의 변화와 차이점을 측정할 수 있다면 사건이 내재가치에 영향을 미치는지 여부를 진단할 수 있을 것이다.

기업의 실물자산가치, 무형자산가치, 수익가치, 신규투자가치를 각각 구분하여 추정함으로써 기업의 내재가치를 추정하고, 이를 이용하여 토빈 Q를 대체할 수 있는 내재가치 Q변수를 VESA 방식의 검증통계량으로 추정하였다. 그리고 동 검증통계량을 이용하여 타법인출자 혹은 출자처분 처분이라는 재무적 사건을 경험한 기업이 겪은 장단기적 효과를 평가하였다.

타법인출자 및 출자처분 기업의 가치평가 계수의 추정값과 가치비중 및 내재가치 Q값의 변화에 대한 분석결과를 종합적으로 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기업의 가치평가 계수의 추정값 측면에서 살펴보면, 타법인출자의 단기효과는 수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 지식자산전환계수가 낮아지고, 도산예상비용이 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 장기효과로서는 수익가치의 가치관련성 및 투자요구수익률은 더 높아지고, 지식자산전환계수와 도산효과계수는 더 낮아지는 것으로 나타났다.

한편, 출자처분 기업의 경우에는, 단기효과로서 수익가치의 가치관련성, 투자요구수

익률 및 지식자산전환계수가 높아지고, 도산예상비용이 낮아지는 것으로 나타났다.

이를 종합해 보면, 기업의 가치평가 계수의 추정값에 있어서는 타법인출자보다 출자 지분의 처분이 단기적으로는 기업가치에 더욱 긍정적인 재무활동인 것처럼 보인다.

둘째, 가치비중의 변화에 대한 분석결과를 요약하면, 타법인출자 기업의 경우, 실물자산가치비중은 단기적으로 전체 평균을 상회하지만 장기적으로는 크게 하락함으로써 타법인출자에 의한 실물자산의 증가가 가치증대에 미치는 영향이 부정적인 것으로 평가된다.

무형자산가치비중은 장단기적으로 전체 평균을 크게 하회하는 결과가 나타났다. 즉 타법인출자는 무형자산가치비중을 하락시키는 것으로 평가된다. 반면 수익가치비중은 단기적으로 하락하지만 장기적으로 크게 상승하는 모습을 보임으로써 타법인출자의 장기적으로 유일한 긍정적 효과로 나타났다. 신규투자가치비중은 단기적으로 크게 상승한 것으로 나타났으나 장기적으로는 크게 부정적인 영향을 나타냄으로써 타법인출자는 신규투자가치비중을 크게 훼손시키는 것으로 평가된다.

한편, 출자처분 기업의 경우는 좀 다른 모습을 보인다. 실물자산가치비중은 단기적으로 전체 평균을 하회하지만 장기적으로는 평균 수준으로 상승함으로써 타법인출자의 처분에 의한 실물자산의 감소가 가치감소에 미치는 영향이 그리 크지 않은 것으로 평가된다. 무형자산가치비중은 장단기적으로 전체 평균을 하회하기는 하지만 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 즉 타법인출자의 처분은 무형자산가치비중에 큰 영향이 없는 것으로 평가된다. 반면 수익가치비중은 단기적으로 평균 이상으로 상승하지만 장기적으로 하락하는 모습을 보임으로써 출자처분의 장기적인 긍정적 효과가 크지 않은 것으로 나타났다. 신규투자가치비중은 단기적으로 크게 하락한 것으로 나타났으나 장기적으로는 크게 반등함으로써 타법인출자의 처분 효과는 신규투자가치비중을 크게 상승시키는 것으로 평가된다.

셋째, 실물자산가치비중, 무형자산가치비중, 수익가치비중 및 신규투자가치비중 등 4가지 분야의 가치효과를 모두 합산한 계수가 내재가치 Q 계수이다. 타법인출자는 단기적으로 내재가치 Q 값이 전체 평균을 상회하는 것으로 나타났으나, 장기적으로는 크게 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 타법인출자의 장기효과는 존재하지 않는 것으로 결론지을 수 있다.

한편, 타법인출자의 처분은 단기적으로 기업가치 향상에 기여하지 못하는 것으로 나타났다. 장기적으로는 기업가치가 상승하는 것으로 보인다. 그렇지만 출자를 포함한 일반적인 투자성공 조건인 내재가치 $Q > 1.0$ 에는 미달되는 재무활동으로 나타났다.

이와 같은 내재가치 Q 를 이용한 타법인출자 및 출자처분에 대한 실증결과를 바탕으로 출자총액제한제도의 영향력을 분석해 보면, 기업가치의 변화에 대한 기여도 측면에서는 영향이 없는 것으로 추론된다. 왜냐하면 대기업집단 소속 여부와 상관없이, 타법인출자는 기업가치에 부정적인 영향은 미치는 사건이고, 출자지분의 처분은 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 사건이라는 점에 비추어 보면 출자총액제한제도가 미치는 영향이 유의하지 않기 때문이다.³⁴⁾

34) 출자총액제한제도 대상인 대기업집단에 대한 검증결과와 해석에는 주의가 필요하다는 심사자의 지적이 있었다. 왜냐하면 대기업집단 소속기업 간의 출자 및 피출자 관계를 분석할 수 있는 샘플 수가 부족하고, 대기업집단 소속기업 간의 출자관계가 본 연구의 분석대상인 상장기업 이외에 비상장기업과 이루어진 경우가 포함되지 않았기 때문이다.

참고문헌

- 강호석·박진우·백재승, 「사모주식 발행의 장기성과: 발행기업과 인수기업 주주의 부에 미친 영향을 중심으로」, 『재무연구』 제17권 제2호, 2004. 11.
- 고봉찬·박래수, 「증권 발행기업의 장단기 성과에 관한 연구」, 『증권학회지』 27집, 2000.
- 곽만순, 「출자총액규제와 대규모기업집단의 투자」, 『규제연구』 제15권 제1호, 2006. 6.
- 김지수·조정일, 「분리설립의 기업성과와 성과요인」, 『재무연구』 제18권 제2호, 2005, pp.139-183.
- 김창수, 「한국의 사외이사제도 도입과 기업가치」, 『재무연구』 제19권 제2호, 2006. 11
- 설원식·김수정, 「자기주식 취득 및 처분 공시가 주주의 부에 미치는 영향: 취득 및 처분 목적을 중심으로」, 『재무관리연구』 제22권 제1호, 2005. 6.
- 신동령, 「기업지배구조 관련제도와 그 변화에 관한 고찰」, 『재무관리논총』 제9권 제1호, 2003.
- 이원흠, 「내재가치를 이용한 사건연구방법론의 개발에 관한 연구: 기업합병의 장기효과 측정을 중심으로」, 『재무연구』 제20권 제1호, 2007. 5.
- _____, 「비대칭 규제 하에서의 기업의 신규투자자와 토빈 Q 간의 관계에 관한 실증연구」, 『규제연구』 제15권 제2호, 2006. 12, pp.151-182.
- _____, 「기업가치 평가모형과 세후 가중평균자본비용 추정모형에 관한 연구: 법인세, 도산확률, 이익조정 하에서의 모형도출」, 『재무관리논총』 제12권 제1호, 2006. 2.
- 이원흠·최수미, 「가중평균 가치평가모형과 본질가치 산정에 있어서 수익가치와 자산가치의 가중치 추정에 관한 연구」, 『재무연구』 제19권 제2호, 2004.
- _____, 「지식자산가치 평가모형과 지식자산가치의 기여도에 관한 실증연구」, 『증권학회지』 제30집, 2002.
- 정균화, 「과다차입과 과잉투자가 우리나라 경제위기의 주범인가」, 『재무관리논총』 제10권 제1호, 2004.
- 정형찬, 「한국증권시장에서의 장기성과 측정모형의 검정력과 통계적 오류」, 『증권학회지』 제36권 제2호, 2007.

- _____, 「사건연구방법론에서 소표본 문제와 유형의 검정력」, 『증권학회지』 제35권 제3호, 2006.
- 진태홍, 「사외이사제도와 기업성과」, 『재무관리논총』 제9권 제1호, 2003.
- 최문수·허형주, 「신규공모주의 장기성과에 관한 재고찰」, 『재무연구』 제13권 제1호, 2000. 5.
- 최충규, 「출자총액규제의 근거와 소유-지배 괴리지표에 대한 비판적 고찰」, 『규제연구』 제14권 제1호, 2005. 6.
- Barber, B. and J. Lyon, “Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics,” *Journal of Financial Economics* 43, 1997, pp.341-372.
- Brown, S. and J. Warner, “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies,” *Journal of Financial Economics* 14, 1985, pp.3-31
- _____, “Measuring Security Price Performance,” *Journal of Financial Economics* 11, 1980, pp.205-258.
- Carhart, M., “On Persistence in Mutual Fund Performance,” *Journal of Finance* 52, 1997, 57-82.
- Chung, K. H. and S. Pruitt, “A Simple Approximation of Tobin’s Q,” *Financial Management*, 1991, pp.21-33.
- Copeland, T. and F. Weston, *Financial Theory and Corporate Policy*, 2nd ed., Addison Wesley, 1983.
- Fama, “Market Efficiency, Long-term Returns and Behavioral Finance,” *Journal of Financial Economics* 49, 1998, pp.283-306.
- Fama, E., L. Fisher, M. Jensen and R. Roll, “The Adjustment of Stock Price of New Information,” *International Economic Review* 10, 1969, pp.1-21.
- Hayashi, F., “Tobin’s marginal q and average Q: A neoclassical interpretation,” *Econometrica*, 1982, pp.213-224.
- Kothari, S. and J. Warner, “Measuring Long-horizon Security Price Performance,”

- Journal of Financial Economics* 43, 1997, pp.301-340.
- Lindenberg, E. and S. Ross, "Tobin's Q ratio and Industrial Organization," *Journal of Business* 54, 1981, pp.1-32.
- Lyon, J., B. Barber and C. Tsai, "Improved Methods for Tests of Long-run Abnormal Stock Returns," *Journal of Finance* 54, 1999, pp.165-201.
- Mitchell, M. and E. Stafford, "Managerial Decisions and Long-term Stock Price Performance," *Journal of Business* 73, 2000, pp.287-329.
- Modigliani, F. and M. Miller, "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Jun 1958, pp.261-297.
- Miller, M. and F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business*, 1961, pp.411-433.
- Modigliani, F. and M. Miller, "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital," *American Economic Review*, Jun 1963, pp.433-443.
- Tobin, J., "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1969, pp.15-29.

The Long-run Effects of Equity Investments and Its Regulations on the Intrinsic Firm Values; A VESA Approach

Won Heum Lee

We develop an event study model, named as VESA (Value-based Event Study Analysis), which is basically based on the seminal works of M&M (1958, 1961, 1963). Using the VESA method, we test whether the changes of the intrinsic firm values come from the events experienced by the firms. We have studied the effects of equity investments on the firm values, which is measured by the “intrinsic Q values”.

The empirical results are as follows; first of all, the equity investments show a statistically significant and negative changes in the intrinsic Q values. It means that the equity investments are value-destroying financial events. Second, the disposal of owned equity investments shows statistically significant and positive changes in the intrinsic Q values, but the intrinsic Q values are less than 1.0. It means that the disposal activities are not value-creating events.

Third, the same results are shown in the equity investment-regulated samples such as “big business groups” in Korea. It means that the regulations in equity investments are not so effective as the government agency expects.

Key words: Equity Investment, Long-run Effects, Intrinsic Q, Event Study,
VESA Approach

