

내재가치 변화로 측정된 자기주식 거래의
장기효과에 관한 연구

논문발표일: 2007. 5. 26

이 원 흠

(홍익대학교)

* 2007년 5개학회 공동학술대회(2007.5.25-5.26)에서 발표한 논문입니다.
아직 공식적인 논문심사를 받지 않은 초고이므로 내용의 인용에 주의하시기 바랍니다.

< 요약 >

본 연구에서 M-M(1961, 1963)모형에 입각하여 재무적 사건이 장기적으로 기업의 내재가치에 미치는 효과를 구분하여 추정하는 모형인 내재가치를 이용한 사건연구방법론(value-based event study analysis; VESA)을 개발하였다. 특히 동일 기업에서 재무적 사건의 발생빈도가 높거나, 유사한 성격의 다른 사건이 복합적으로 발생하는 경우에 새로 개발된 VESA방식의 연구방법론을 적용하기에 적합할 것이다. 본 연구에서는 그런 성격을 갖는 대표적인 재무적 사건으로서 자기주식 취득과 처분을 선정하였다.

자기주식 취득 및 처분 기업에 대한 VESA방식의 적용한 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 자기주식 취득기업은 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 상회하는 약 1.07로 나타났으며, 장기적으로는 1.01로 하락하였으나 여전히 1.0을 상회하는 모습을 보이고 있다. 따라서 자기주식 취득거래는 단기적으로 내재가치를 상승시키는 재무활동이고, 또한 장기적으로도 내재가치 유지에 긍정적 효과가 있는 활동으로 판단된다.

자기주식 취득기업의 실물자산가치비중(VoA)은 단기적으로 평균을 상회하지만 장기적으로는 크게 낮아짐으로써 자기주식 취득거래는 실물자산이 기업가치에서 차지하는 비중을 하락시키는 사건으로 평가된다. 무형자산가치비중(VoZ)은 평균보다 더 낮아져 자기주식 취득기업의 무형자산전환능력이 장기적으로 약간 약화되는 것으로 평가된다. 수익가치비중(VoE)은 장기적으로 평균을 상회하는 것으로 나타나 자기주식 취득이 수익가치비중의 증대에 강한 영향력이 있는 것으로 평가된다. 신규투자가치비중(VoG)은 장기적으로 평균보다 더 상승하여 자기주식 취득은 신규투자가치비중을 상승시키는 것으로 나타났다.

둘째, 자기주식 처분기업의 내재가치 Q 값은 단기적으로 평균을 크게 하회하는 것으로 나타났으며, 장기적으로도 상승하기는 하지만 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 크게 하회하는 수준으로 밖에 상승하지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 자기주식 처분거래는 단기적으로 내재가치를 하락시키는 재무활동이고, 또한 장기적으로도 내재가치 유지에 긍정적 효과가 없는 활동으로 판단된다.

자기주식 처분기업의 실물자산가치비중(VoA)은 장기적으로 더 높아짐으로써 자기주식의 처분거래는 실물자산이 기업가치에서 차지하는 비중을 상승시키는 사건으로 평가된다. 무형자산가치비중(VoZ)은 장단기적으로 모두 전체평균에 미달하는 수준으로 추정되며, 이는 자기주식 처분기업의 무형자산전환능력이 장단기적으로 전체평균에 미달하는 것으로 평가된다. 수익가치비중(VoE)은 장단기적으로 평균보다 큰 것으로 나타나, 자기주식 처분은 수익가치비중의 증대에 긍정적인 영향력이 있는 것으로 평가된다. 신규투자가치비중(VoG)은 장단기적으로 모두 평균에 크게 떨어지는 것으로 추정되었다. 이는 자기주식의 처분하는 기업들의 신규투자가치비중이 크게 하락하는 것으로 해석된다.

I. 서론; 사건연구와 장기효과

기업이 신규투자가 부진한 가운데 자사주 매입이 증대하는 현상에 대한 우려가 높다. 심지어는 주식발행시장의 기능이 약화되어 주식시장이 기업의 자금공급원으로서 역할하는 것이 아니라 자금유출원으로 기능하는 것이 아니냐는 의문이 제기되고 있는 실정이다.

투자의 증대가 최근 우리나라 기업의 주된 관심사가 된 것은 투자확대를 통한 기업가치의 증대가 요구되기 때문이다. 그러나 최근 상장기업이 시행한 많은 자사주 매입행위가 기업의 부가가치의 증가, 궁극적으로 기업가치의 극대화에 과연 기여했는가에 대한 평가는 엇갈리고 있다. 주가의 안정적 유지나 그를 통한 기업경영권의 방어 목적으로 많이 시행되는 자사주 매입이 과연 기업가치 증대에 기여하는 재무적 활동인가를 확인하는 것이 매우 중요하다.

이를 검증하는 방법론으로 가장 흔히 채택되는 연구방법론이 사건연구기업(event study methodology)이다.¹⁾

사건일 전후한 일간 단위의 초단기적 주가반응이 효율적 시장가설이라는 단단한 논리적 근거를 바탕으로 하는 이론에 입각하여 측정된다하더라도 그 반응만으로 연간 단위의 장기적인 현상을 모두 설명할 수 있는가에 대한 의문이 있다.

일간수익률을 이용한 사건연구기법(return-based event study analysis; 이하 RESA)이 재무적 사건의 장기효과를 검증하는 방법론으로서 정당성

1) Fama-Fisher-Jensen-Roll(1969)의 사건연구기법은 일간 단위로 측정된 주가수익률을 위주로 단기적인 사건일 전후의 주가반응을 검증하는 기법으로 개발되었음. 재무적 사건의 사건일을 전후한 단기간 내에 주식의 일간수익률을 이용하여 CAPM모형에 의해 측정된 기대되는 주가수익률을 초과하는 초과수익률이 초래되는가, 초래된 초과수익률이 있다면 사건일 이후에도 계속적으로 초과수익률이 지속되는가를 검증함(Brown-Warner(1980, 1985), Jensen-Ruback (1983)). 사건일 이후 연간 단위의 오랜 시간이 경과된 경우에도 그 영향을 검증하는데 사건연구기업이 유용하다는 장기효과 검증의 방법론으로서 사건연구기법에 대한 공감대가 아직 확고하게 형성된 것 같지 않음. 사건연구기법을 사건의 장기효과연구에까지 확장하여 적용하는데 나타나는 문제점에 대해서는 Barber-Lyon (1997), Kothari-Warner (1997), Mitchell-Stafford(2000) 등의 연구 참조.

을 부여받기 위해서는 연구방법론 상의 제약조건이 무척 심한 편이다. 예를 들면, 첫째, 분석대상이 되는 재무적 사건이 순수하게 미래 현금흐름의 크기에만 영향을 미치는 사건이라면 사건연구기법이 잘 적용될 수 있을 것이다. 즉 사건을 전후한 시기에 주가에 영향을 미치는 위험요인에 대한 개별 기업의 민감도에 변화가 없다는 엄격한 가정이 요구된다.²⁾

둘째, 사건일의 정의 및 확정문제가 어려움이 없어야 한다. 따라서 특정 기간 중에 동일한 성격의 사건발생이 빈도가 높거나, 동일한 사건의 처음 발생과 그 이후 동일한 후속사건의 발생간격이 좁은 경우 사건일의 확정문제는 첫째 문제와 뒤엉켜서 더욱 심각해진다.

셋째, 재무적 사건의 사건일 확정문제에 또 다른 걸림돌은 복합사건의 경우이다. 재무적 사건의 선택은 기업의 재무활동으로서 다양한 의사결정 분야 중 특정한 사안을 연구자가 자의적으로 분석대상으로 국한하는 것이다. 그러나 특정사건의 사건일을 전후하여 당해기업에 그 사건만이 일어난다고 단정할 수 없다. 일반적으로 기업의 의사결정 사안들은 상호연계되어 있거나 시간적 배열 속에서 발생한다고 할 수 있다. 따라서 주가에 대한 영향력이 선형적으로 서로 상반되는 사건들이 짧은 기간 내에 발생하는 복합사건의 경우 사건일의 정의 및 확정문제는 실증분석 상 심각한 장애요소가 된다.

넷째, 재무적 사건의 영향과 그 발생원인을 분석하기 위해 최근 연구에서는 2단계 접근법(two-stage analysis)이 유행하고 있다. 사건일 전후의 초과수익률을 1단계에서 먼저 추정하고, 2단계에서는 초과수익률을 종속변수로 삼고, 재무적 사건에 관련있는 기업특성 변수나 법규, 제도 등을 독립변수로 상정하여 횡단면 회귀분석 방법론을 원용하는 것이다.³⁾

2) 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 단일지수 모형 이외에 복수요인모형이 여러 가지 변형으로 개발되었다(Fama-French(1993)의 3요인 모형, Carhart (1997)의 4요인모형 참조).

3) 이와 같은 2단계 접근법으로 재무적 사건의 장기효과에 대한 검증 사례는 다음의 [참

본 연구의 분석대상인 자사주 매입, 정확하게는 자기주식의 매입 및 처분거래에 수반하는 현실을 살펴보고, 과연 이런 성격의 재무적 사건에 기존의 사건연구기법인 RESA방식이 무리없이 적용될 수 있는지를 먼저 살펴보자.

자기주식 매입 또는 처분의 결정은 이사회의 결의사항이고 수시공시로 지정된 주요한 경영결정사항이다. 따라서 표면적으로 보면 사건일의 특징에 문제가 없을 것처럼 보인다. 그러나 현실적으로 한국증권선물거래소의 전자공시 검색시스템에서 사건일을 확인하여 보면 여러 가지 애로점이 노출된다, 먼저 동일한 기업이 짧은 기간 내에 자기주식 매입을 여러번 반복하고, 자기주식 매입과 처분을 거의 동시에 시행하기도 한다. 또한 자기주식 매입기간을 3-4개월 썩 장기로 잡기도 하고, 자기주식 매입을 은행의 특정금전신탁이나 자사주펀드에 의뢰하여 장기간에 걸쳐 매입하고 있다. 한편, 동 매입기간 동안 공시한 매입물량을 전액 다 매입하지 못하는 현상도 자주 발생된다. 이와 같은 실무적 현상은 자기주식 매입과 처분이라는 재무적 사건의 사건일을 특정하는데 매우 큰 장애요인이 된다. 따라서 사건연구의 사건일을 특정하기 어려우면, 당연히 기대수익률 추정모형(예, CAPM, 다요인모형 등)의 추정기간 선정에 혼선이 있을 수 밖에 없고, 기대수익률 추정모형의 추정계수 안정성 여부에 대해 의문을 갖게 하는 원인이 된다.

또한 자기주식 매입과 처분이하는 재무적 사건은 그 효과가 장기에 걸쳐서 발생하는 사건이다. 자기주식의 매입과 처분에 수반하는 현금흐름의 변화는 기업의 투자에 대한 자금여력을 변화시킬 것이며 이는 기업가치의 변화를 초래하는 장기적 사건이 될 것이다. 만약 자기주식 매입이나 처분의 목적이 적대적 인수합병에 대한 방어책이라면 더욱 주가와 기업가치에 미치는 영향이 또한 장기적으로 존재할 것이므로 기대수익률 추정모형의

고자료] 및 정형찬(2006)에 정리된 사건연구 사례 참조. 재무적 사건과 기업가치 간의 관계에 대한 검증방법론으로서 기업가치의 대응변수로 토빈 Q를 채택하여 분석하는 방법론도 활발히 활용되고 있다(Chung-Pruitt(1991) 등 참조). 이 방법론의 약점은 2장의 각주 5, 6번 내용 참조.

추정계수들이 변화할 것으로 생각하게 하는 원인이 된다.

이와 같은 실무적 어려움과 이론적 한계가 상존하고 있으므로 일간수익률과 이를 설명하는 기대수익률 모형에 의존하는 방법론(RESA)만이 유일한 재무적 사건의 장기효과 측정 및 효율적 시장가설의 검증방법일 수는 없다고 생각한다.

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 추정계수 값 및 가치비중의 변화와 차이점을 측정할 수 있다면 사건이 내재가치에 영향을 미치는지 여부를 진단할 수 있을 것이다. 본 연구는 M-M(1958, 1961, 1963)모형에 입각하여 재무적 사건이 장기적으로 기업의 내재가치에 미치는 효과를 구분하여 추정하는 모형을 개발하였다.

본 연구에서는 주가수익률 대신에 주가 혹은 기업가치를 사용하고, 주가 혹은 기업가치의 내재가치를 추정하는 가치평가모형에 의존하는 분석방법론(value-based event study analysis; 이하 VESA)을 재무적 사건의 장기효과를 측정하는 방법으로 제안한다. 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 연구에서 개발한 VESA방식의 사건연구방법론은 다음과 같은 특성이 있기 때문에 기존의 RESA방식이 갖는 크고 작은 실증분석 상의 문제점과 애로사항을 해소, 또는 우회하고 재무적 사건이 장기적으로 기업가치의 변화에 영향을 미치는지 여부를 기업가치에 대한 가치관련성을 통해 검증할 수 있는 방법론으로 평가된다.

첫째, VESA방식은 기업의 내재가치 평가이론에 입각하여 개발된 Miller-Modigliani(M-M 1958, 1961, 1963)모형에 기반을 두고 재무적 사건이 내재가치에 미치는 영향을 4가지 요인으로 분해하여 추정한다(이원흠-최수미(2002, 2004), 이원흠(2006) 참조).

둘째, VESA방식은 장기효과 검증방법론의 개발에 주안점을 두었기 때문에 일간수익률을 기초자료로 사용하지 않고 월별 주가 및 연말 부채잔액을 기초로 연말(year-end) 혹은 연평균 시장가치(annual-average market value)를 계산하여 관찰된 기업가치를 기초자료로 활용한다.

셋째, VESA방식은 장기효과 검증방법론의 개발에 주안점을 두었기 때문에 사건일의 정의 및 측정에 있어서 기존의 RESA방식보다 유연성이 더 높다. 즉, 사건일의 불확실성, 연중 동일한 사건의 빈발, 동일하지 않지만 분석대상 사건에 영향력을 미칠 수 있는 다른 사건의 발생과 같은 복합사건 등의 사건일 추정에 유연하게 대처할 수 있다.

넷째, VESA방식은 RESA방식의 달력시점 접근법과 유사하게 사건이 발생한 년도를 기준으로 시계열 정보를 사용한다. 즉 VESA방식에서는 사건시점 접근법과 달리 사건이 발생한 월 혹은 년도를 기준으로 월별 혹은 연평균 주가정보 및 회계정보를 활용하여 이론적 내재가치를 횡단면-시계열 통합적으로(cross-sectionally and time-series pooled) 계산하기 때문에 일종의 달력시점 접근법이라고 할 수 있다.

다섯째, 기업의 내재가치평가모형에 입각한 VESA방식은 기업가치평가모형에 다수의 기업특성변수가 모형의 결정변수로 내재되어 있기 때문에 최근 유행하는 사건연구의 2단계 접근법(two-stage analysis)과 유사한 분석이 가능하다.

[참고자료] 자기주식 거래의 사건연구; RESA 방식

저자 (년도)	재무적 사건	분석기간	분석대상	연구방법론 (RESA 방식)	2단계 횡단면분석 여부
설원식 등 (2005)	자기주식 취득 자기주식 처분	2001.1- 2003.12	자기주식취득 신탁계약체결 :330건 자기주식접처분 신탁계약해지 :182건	-event time 포트폴 리오접근방법 ; CAPM의 누적초과 수익률(30일)	-종속변수; 사건 일 전후 2일간 누적초과수익률 -독립변수; 목표 취득/처분비율, 사건누적초과수 익률, 최대주주지 분율, 부채비율
변진호 (2004)	자사주 매입	1994.1- 2000.12	자기주식 매입 자사주펀드 가입 자사주 신탁계약 :758건	-event time 포트폴 리오접근방법 ; CAPM의 누적초과 수익률(3일)	-종속변수; 사건 일 전후 3일간 누적초과수익률 -독립변수; 목표 매입비율, 레버리 지비율, 현금흐름 비율, 매입방법 더미, 공시일 전 누적초과수익률
정성창 등 (2003)	자사주 취득	1994.5- 1998	보통주자사주 취득신고서 제출기업 :631개	-event time 포트폴 리오접근방법 ; 보유기간 비정상 수익률(3년) -calendar time 포트 폴리오접근방법; 1요인모형, 3요인모형	없음
신민식 등 (2002)	자사주 매입	1994.5- 1999.12	자사주 매입 : 415건	-event time 포트폴 리오접근방법 ; 보유기간 비정상 수익률(24개월) -calendar time 포트 폴리오접근방법 ; 3요인모형의 누적 초과수익률(24개월)	-종속변수; 24개 월 보유기간 비 정상수익률 - 독립변수; 대 주주지분율, 사건 12개월 보유기간 비정상수익률, 매 입목표 더미, 목 표매입비율, 잉여 현금흐름

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 Miller-Modigliani(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(VESA; value-based event study analysis)을 소개한다. 3장, 4장, 5장에서는 자기주식 취득 및 처분 거래를 본 연구의 분석대상이 되는 재무적 사건으로 상정하였다. 자기주식 취득 및 처분 거래는 동일기업에서 연중 여러 번 반복하여 발생할 뿐만 아니라, 동일기업이 취득과 처분을 동시에 또는 짧은 기간 내에 복합적으로 시행하기도 한다. 한편 자기주식 거래활동은 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. 자기주식 취득 혹은 처분이라는 재무적 사건의 장기효과를 VESA모형의 추정, 투자-성장기회 민감도 관계분석 및 투자성공을 차이분석을 통해 실증분석한 결과를 3장에서 보고한다.

II. 재무적 사건의 장기효과 측정방법; VESA방법론

1. 재무적 사건의 효과와 기업가치

본 연구에서는 재무적 사건의 영향을 일간 주식수익률이 아닌 기업가치의 변화로 측정한다. 즉 특정한 재무적 사건이 기업가치의 변화에 영향을 미치는가 여부를 기준으로 재무적 사건의 효과가 존재하는지 여부를 평가한다.

재무학에서 기업가치의 측정에는 크게 두 가지 실용적인 대안이 있다. 첫째는 주가 혹은 시가총액이고, 둘째는 토빈 Q이다.⁴⁾

그러나 정보의 입수가 용이한 주가(혹은 시가총액)가 기업가치를 대변하기에는 현실적인 난점이 있다. 가장 큰 난점은 주가는 기업의 기본적 가치(fundamentals) 뿐만 아니라 시장가격의 오류(mis-pricing)를 반영하기 때문에 진정한 기업가치가 무엇인지를 주가만으로 측정하기 어렵다는 점이다.

또한 Q변수의 추정에도 두 가지 현실적 난점이 있다. 그 하나는 기업의 내재가치를 추정하는데 필요한 평가모형이 확립되어야 한다는 점이고, 둘째는 투자의 대체원가를 추정할 수 있어야 한다는 점이다.⁵⁾

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.⁶⁾

M&M(1961) 모형은 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 알려 준다.

따라서 M&M(1961)의 모형을 원용하여 추정한 내재가치(IV)와 시장에서 관찰되는 기업가치(MV; market value of the firm, 이하 “시장가치”) 사이의 차이는 다음 [식 1]과 같이 토빈 Q와 내재가치 Q의 차이가 되는 것을 알 수 있다; 자본시장에서 관찰되는 기업가치(MV)는 기 투자자산의 수익성가치(V_{AIP})와 미래투자의 성장가능성가치(V_{GO})의 합계액인 기업의 내

4) Tobin의 Q이론에 의하면 투자성공의 필요충분조건은 내재가치 Q가 1.0보다 커야 한다는 것이다. 기업투자는 기업가치와 정(+)의 관계가 있다는 것을 논리적으로 입증하였다는 점이 Q이론의 핵심이다. Tobin(1969), Hayashi(1982) 참조.

5) Q이론을 실증분석 함에 있어 두 가지 난점을 우회하는 방법으로서 가장 보편적으로 활용되는 전통적인 대용변수는 “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).

6) Miller-Modigliani(1961) 참조. 두 번째 난관인 투자의 대체원가 정보입수 여부는 기존 회계기준에 의하면 공정가격회계가 이루어지지 않기 때문에 여전히 숙제로 남아 있다.

재가치(IV)에 시장에서의 기업 내재가치에 대한 평가오류(V_{MS})를 합산한 값으로 구성된다.

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

$$\text{토빈 } Q = \frac{MV}{A} \quad \dots\dots\dots [\text{식 1}]$$

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

여기서, MV = 기업의 시장가치 = 시가총액 + 부채총액

V_{AIP} = 기 투자자산의 수익성가치

V_{GO} = 미래투자의 성장가능성가치

$V_{AIP} + V_{GO} = IV =$ 기업의 내재가치

$A =$ 자산총액

상기 [식 1]은 토빈 Q를 측정하는 과정에서 기업의 내재가치에 대한 평가오류가 내재되어 있음을 알려준다. 그러나 Tobin의 Q이론에서의 기업투자와 Q 간의 정의 관계는 평가오류가 배제된 상태에서 내재가치 Q 값으로 Q가 측정되는 것을 전제로 주장하는 것이다.

그러므로 본 연구에서는 내재가치 Q를 추정하는 방법론을 확립하고, 그 방법에 의해 추정한 내재가치 Q 값을 기준으로 재무적 사건의 장기적 효과를 평가하는 기업의 내재가치에 의존하는 재무적 사건의 분석방법론 (value-based event study analysis; 이하 VESA)을 제안한다.

2. 내재가치 Q의 구성요인과 VESA 방식

재무적 사건이 장기효과를 측정하는 VESA방식에 있어서 장기효과의 크기 혹은 장기효과의 존재 여부를 판단하는데 기준값을 제공하는 내재가치 Q는 다음 [식 2]와 같이 4가지 요인으로 구성된다.

$$\text{내재가치 } Q = \frac{IV}{A} = V_oA + V_oZ + V_oE + V_oG \dots\dots\dots [\text{식 2}]$$

여기서 IV : 기업의 내재가치 = 채택된 기업가치평가모형의 추정값

A : 자산총액

V_oA : 실물자산가치비중

V_oZ : 무형자산가치비중

V_oE : 수익가치비중

V_oG : 신규투자가치비중

[식 2] 내재가치 Q 및 각 구성요인별 가치비중이 VESA방식(value-based event study analysis; 내재가치를 이용한 사건연구방법론)의 기본정보가 된다. 즉 내재가치 Q 및 그 구성요소 4가지 등, 총 5가지 정보가 각각, 혹은 총체적으로 재무적 사건이 내재가치에 미치는 영향을 측정하는 기본 통계량이 되기 때문이다.

본 절에서 기존투자의 실물자산가치 및 무형자산전환액의 무형자산가치, 기존투자의 수익가치, 신규투자로부터의 신규투자가치를 측정함으로써, 내재가치 Q를 구성하는 가치비중을 추정하는 절차를 요약 정리한다.

2-1. 기업의 내재가치 평가모형과 모형계수의 추정

기업의 내재가치를 추정하는 기업가치평가모형으로서 M-M(1958, 1961, 1963)모형을 기초로 무형자산인 지식자산의 가치평가를 접목시킨 이원흠-최수미(2002, 2004)의 가중평균 기업가치평가모형과 동 모형을 세후 기업가치평가모형으로 확장시킨 이원흠(2006) 모형을 내재가치의 추정모형으로 상정한다.⁷⁾

7) 가중평균 기업가치 평가모형으로부터 세후 가중평균 기업가치 평가모형 및 세후 가중평균자본비용 모형의 도출은 M-M(1958, 1963)의 모형 도출과정을 원용함. 상세한 도출과정은 Copeland-Weston(1983), 이원흠(2006) 참조.

기업 내재가치의 추정을 위한 기본모형으로서 이원흠(2006)의 법인세 및 도산확률 하에서의 “세후 가중평균 기업가치평가모형”(TAXY-WAV model)은 다음 [식 3]과 같이 도출된다.

$$\begin{aligned}
 V_t &= A_t + \frac{h}{\rho} (EVA_t) + [1 - h] \frac{\alpha}{\delta} Z_t \\
 &= [1 - h] (A_t + \frac{\alpha}{\delta} Z_t) + h [\frac{1 + \rho}{\rho} E_t (1 - \tau) + (1 - \psi) D\tau] \\
 & \dots\dots\dots [식 3]
 \end{aligned}$$

여기서, V_t : t기의 기업가치

EVA_t : t기의 경제적 부가가치

h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치

A_t : t기의 자산 총액

E_t : t기의 영업이익

Z_t : t기의 지식경영 관련 지출액

$\frac{\alpha}{\delta}$: 지식자산 전환계수

ρ : 무부채기업의 총자본비용(기존투자의 요구수익률)

τ : 법인세율

ψ : 절세효과 $D\tau$ 를 감쇄하는 도산효과계수

[식 3] 세후 가중평균 기업가치평가모형에 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 감안하면 절세효과와 도산효과를 반영한 기업별 가중평균자본비용을 도출할 수 있다. M&M(1963) 정리2에 의하면 다음 [식 4]와 같은 세후 가중평균자본비용 모형(TAXY-WACC model)이 도출되고, 이를 이용하여 기업별 가중평균자본비용의 추정이 가능하다.⁸⁾

$$K_{o,i}^* = \rho[1 - (1 - \psi)\tau(\frac{D}{A})_i] \dots\dots\dots [식 4]$$

여기서, $K_{o,i}^*$: 법인세 및 도산확률 하에 있어서 세후 가중평균자본비용
 $(\frac{D}{A})_i$: 기업별 부채비율을 적용함.

2-2. 내재가치 Q와 4가지 가치비중의 추정

위와 같이 개별기업의 내재가치를 추정하는데 필요한 모형계수의 추정값을 도출한 다음 단계에서는 [식 2]의 내재가치 Q를 구성하는 4가지 가치요인에 대한 각 요인별 가치비중은 다음과 같은 절차에 따라 계산한다.

첫째, 기존투자의 실물자산가치를 추정하고, 이 값을 실물투자총액(A)으로 표준화하면 실물자산가치비중(이하 “VoA”)을 계산할 수 있다.

[식 3]에서 추정한 자산가치 가중치 (1-h)에 대한 파라미터 추정치에 기업별 실물투자액 크기 A를 곱해주면 개별 기업의 실물자산가치를 추정할 수 있고, 이를 바탕으로 [식 5]와 같이 VoA를 계산한다.

$$VoA_{t,i} = \frac{(1-h)(A_{t,i})}{(A_{t,i})} = (1-h) \dots\dots\dots [식 5]$$

여기서, h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치 파라미터
 1-h : 기업가치에 차지하는 자산가치 가중치 파라미터
 A_t : t기의 자산 총액

8) M&M(1958, 1963), 이원흠(2006) 참조.

둘째, 무형자산가치비중(이하 “VoZ”)은 [식 2] 초항의 두 번째 요인으로 부터 계산된다. [식 3]에서 추정된 자산가치 가중치 (1-h) 및 지식자산전환 계수 $\frac{\alpha}{\delta}$ 에 대한 파라미터 추정치에 기업별 판매관리비 크기 Z를 곱해주면 개별 기업의 무형자산가치를 추정할 수 있고, 이를 바탕으로 [식 6]과 같이 VoZ를 계산한다.

$$VoZ_{t,i} = \frac{(1-h) \frac{\alpha}{\delta} Z_{t,i}}{(A_{t,i})} \dots\dots\dots [식 6]$$

여기서, h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치 파라미터

1-h : 기업가치에 차지하는 자산가치 가중치 파라미터

Z_t : t기의 지식경영 관련 지출액

$\frac{\alpha}{\delta}$: 지식자산 전환계수 파라미터

A_t : t기의 자산 총액

셋째, 기존투자의 수익성가치비중(이하 수익가치 “VoE”)은 M-M(1961) 모형 상 투자자산의 수익가치(V_{AIP})를 다음의 [식 7]의 분자와 같은 방식으로 추정하고, 이 값을 실물투자총액(A)으로 표준화하면 VoE를 계산할 수 있다.

$$VoE_{t,i} = \frac{h \frac{E_{t,i}(1-\tau)}{K_{o,i}^*}}{(A_{t,i})} \dots\dots\dots [식 7]$$

여기서, h : 기업가치에서 차지하는 수익가치 가중치 파라미터

A_t : t기의 자산 총액

E_t : t기의 영업이익

τ : 법인세율

$K_{o,i}^*$: 법인세 및 도산확률 하의 세후 가중평균자본비용

넷째, 신규투자가치비중(이하 “VoG”)은 다음과 같이 추정한다.

다음의 [식 8]과 같은 M-M(1961)의 횡단면 성장기회가치모형을 통해 성장기회가치(V_{GO})를 창출하는 원천인 신규투자수익률(ρ^*)을 먼저 추정한다.

$$MV - V_{AIP} = V_{GO} + V_{MS} \quad \dots\dots\dots \text{[식 8]}$$

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

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 도산확률 하의 세후 가중평균자본비용
(상기 [식 5]에서 추정)

상기 [식 8] 횡단면 성장기회가치모형을 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(VoG)을 다음 [식 9]와 같이 계산할 수 있다.

$$VoG_{t,i} = \frac{\frac{1}{K_o^*} \frac{\Delta I_{t,i} (\rho^* - K_o^*)}{K_o^*}}{A_{t,i}} \dots\dots\dots [식 9]$$

여기서 ΔI_t : t기의 신규투자액

ρ^* : 신규투자수익률(성장기회 투자수익률)

K_o^* : 법인세 및 도산확률 하의 세후 가중평균자본비용

A_t : t기의 자산 총액

III. 자기주식 거래의 장기효과 검증

최근 한국 기업의 투자부진 속에서 자기주식 취득이 급증함에 따라 주식시장이 자금조달시장으로서 기능하는 것이 아니라 자금회수시장으로서 역할을 하고 있다는 비난을 받고 있다. 자기주식 취득의 증가현상에 대한 정확한 진단을 위하여 시기별로는 공식적으로 IMF 구제금융을 상환한 이후, 외환위기의 극복기에 상장기업의 신규투자액과 자기주식 취득 및 처분이 변화하는 원인을 점검하였다. 본 연구의 분석대상은 IMF 외환위기 이후 시기인 2000년 이후 2005년까지 6년간의 증권선물거래소 유가증권시장에 상장된 비금융기업이 시행한 자기주식 취득 및 처분 활동이다. 어업과 광업은 제외하였다.

자기주식 취득과 처분결정은 수시공시 사항이다. 증권거래법 제189조의2(자기주식의 취득) 규정에 의한 자기주식의 취득 또는 처분(신탁계약 등의 체결 또는 해지를 포함), 신탁계약 등의 체결을 통해 취득한 자기주식의 유가증권시장 또는 코스닥시장 밖에서의 처분에 관한 결정이 있을 때에는 사유발생일 익일까지 금융감독위원회와 거래소에 신고하여야 한다.⁹⁾

9) 유가증권발행및공시등에관한규정 제69조(주요경영사항의 범위 및 신고방법) 제1항 제16호, 증권거래법 제186조(상장법인 등의 신고 공시의무 등), 시행령 제83조(상장법인 등의 신고 등) 및 증권거래법 제189조의2(자기주식의 취득) 참조.

자기주식 취득 및 처분에 관한 공시자료는 한국증권선물거래소 유가증권시장 전자공시시스템에서 검색함. 자기주식의 취득은 자기주식의 직접매입을 위한 취득결정 및 자기주식 취득신탁계약체결과 연장에 관한 공시를 포함함. 자기주식이 처분에는 자기주식의 처분결

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 국한하였다.¹⁰⁾

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

분석대상인 자기주식 취득기업은 830개사이지만 2000-2005년 간 자기주식 취득 공시건수는 사당 평균 2.4건, 총 1976건에 달한다. 취득한 자기주식을 처분한 기업은 326개사이지만, 동 기간 중 처분 공시건수는 사당 평균 2.2건, 총 704건이다. 분석기간 중 1사당 자기주식 취득과 처분에 대한 공시건수가 연평균 10건이 넘는 빈번한 반복한 현상도 쉽게 발견된다.¹¹⁾

1. 자기주식 취득 및 처분 기업의 기초통계량

우선 2000년대 초반 우리나라 상장기업의 투자부진과 자기주식 보유의 증가추세를 년도별 증가율로 [표 1-1]에서 살펴보면 쉽게 파악할 수 있다. 특히 2002-2004년 기간에 총투자증가율이나 시설투자증가율이 저조한 반면, 자기주식 보유비중과 자기주식 증가율이 크게 증가한 것을 알 수 있다.

정 및 자기주식취득신탁계약해지에 관한 공시를 포함함.

10) IMF 구제금융의 변제완료 년도는 1999년 12월이지만, 기업의 구조조정 진행과 그 결과로서 외환위기가 극복되었다고 단정짓기에는 현실적으로 무리가 있기 때문에 2001년을 시기구분 기준년도로 상정하여 분석함. IMF 외환위기 시기에 소위 “5+3원칙” 하에 추진된 재무구조, 기업지배구조, 공시제도, 회계제도 등 개혁조치들이 주로 2001년 이후에 적용되고 가시화되었음. 신동령(2003), 정균화(2004), 진태홍(2003) 등 참조.

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

[표 1-1] 년도별 투자증가율 및 자기주식 보유율 비교

(단위: %)

년도	2000	2001	2002	2003	2004	2005	평균
총투자 증가율	6.77	1.30	0.18	6.14	6.44	32.18	9.16
시설투자 증가율	19.56	1.55	-3.54	4.89	15.72	25.88	11.24
순전자금 증가율	7.82	0.44	-76.44	69.91	16.19	17.69	4.83
출자자산 증가율	8.11	14.31	17.52	43.81	19.97	73.42	30.86
자기주식 보유비중	1.44	1.60	1.76	1.70	1.72	1.51	1.61
자기주식 증가율	11.87	21.00	184.50	209.62	83.74	20.40	23.50

주: 변수의 정의 및 계산방식은 다음과 같음;

총투자증가율 = 투자자산증가율 = 투자자산 증가액/ 전년도 투자자산

투자자산 = 순순전자금 + 유형고정자산 + 출자자산

시설투자증가율 = 유형고정자산 증가액/전년도 유형고정자산

순순전자금 증가율 = (유동자산-매입채무) 증가액/전년도 순순전자금

출자자산 증가율 = 출자자산 증가액/전년도 출자자산

자기주식 보유비중 = 자기주식 취득잔액/총자산

자기주식 증가율 = 자기주식 취득잔액의 증가액/전기 자기주식 잔액

분석대상 기업의 기업특성 및 투자관련 변수에 대한 기초통계량은 [표 1-2]에서 자기주식 취득기업과 처분기업을 구분하여 비교하였다. 분석대상기간인 2000-2005년간 샘플 기업의 평균적인 수익성과 투자실적에 관한 특징적인 점을 정리하면 다음과 같다;

첫째, 투자자산의 수익성 ROIC와 투자자산의 활동성을 나타내는 매출액회전은 자기주식 처분기업이 취득기업보다 약간 높은 것으로 나타났다.

둘째, 부채비율은 취득기업과 처분기업이 유사하였으나, 전체 평균보다는 크게 낮은 것으로 나타났다. 그러나 이자보상비율 측면에서 보면 취득기업과 처분기업이 모두 전체 평균보다는 크게 높지만 처분기업이 취득기업보다 더 높은 것으로 보인다.

셋째, 배당성향은 취득기업이 처분기업보다 높은 것으로 나타났으나, 전체

평균을 하회하고 있다.

다섯째, 기업규모 면에서는 처분기업이 취득기업보다 대기업인 것으로 나타났다.

여섯째, 투자자산증가율은 처분기업이 취득기업보다 높은 것으로 나타났으나, 전체 평균에는 미달이다. 그 원인을 살펴보면, 취득기업은 시설투자증가율이 높은 반면, 순운전자금증가율과 출자자산증가율이 평균 이하이고, 처분기업은 각 세부분야의 투자증가율이 평균에 미달하였기 때문인 것을 알 수 있다.

이와 같은 통계치는 자기주식 처분기업이 취득기업에 비해, 수익성, 활동성, 안정성, 투자증가 측면에서 약간씩 더 우월한 기업특성을 보인다는 점을 확인해 준다.

[표 1-2] 자기주식 취득 및 처분 기업의 기초통계량 비교

구분	변수정의	2000 - 2005년 평균		
		전체 샘플	자기주식 취득기업	자기주식 처분기업
		2926	830	326
기업특성 변수	ROIC(%)	9.14	9.65	11.27
	매출액회전율 (배)	1.29	1.33	1.34
	부채비율(%)	203	120	122
	이자보상비율 (배)	2.50	3.42	3.92
	배당성향(%)	35.79	35.18	34.90
	기업규모 (조원)	1.08	1.32	1.84
투자관련 변수	투자자산 증가율(%)	9.16	5.69	7.10
	시설투자 증가율(%)	11.24	17.38	8.85
	순운전자금 증가율(%)	4.83	-30.25	-98.60
	출자자산 증가율(%)	30.86	16.90	20.70
	매출액 증가율(%)	13.43	11.87	20.95

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

순운전자금 증가율 = (유동자산-매입채무) 증가액/전년도 순운전자금

출자자산 증가율 = 출자자산 증가액/전년도 출자자산

매출액증가율 = 매출액 증가액/전년도 매출액

2. 기업가치평가모형의 계수 추정

2-1. 자기주식 취득기업에 대한 추정결과

자기주식 취득기업을 대상으로 한 기업가치평가모형의 파라미터에 대한 추정결과 및 차이점은 [표 2]에서 확인할 수 있다. 추정결과는 여러 측면에서 비교해 볼 수 있다. 먼저, 자기주식 취득기업과 전체 기업평균과의 비교가 가능하고, 둘째, 자기주식을 취득한 기업과 취득하지 않은 기업의 비교도 가능하다. 마지막으로, 자기주식 취득기업의 당해연도를 위주로 하는 “단기효과”와 취득 이후 년도를 포괄하는 “장기효과”를 비교할 수 있다.

먼저, 전반적으로 전체 샘플평균과 자기주식 취득기업의 모형계수 추정값(단기효과 추정결과)을 비교해 보면 통계적으로 유의한 차이를 보였다.¹²⁾

첫째, 분석기간 전체 6년 동안의 평균적인 수익가치비중(h)은 약 42%로 나타나, 취득기업의 수익가치비중이 약 14%에 불과한 것과 대조된다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 전체 기업이 약 8%로 추산되는 한편, 취득기업(약 3%)의 투자요구수익률보다 더 높게 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{\alpha}{\delta}$)는 전체 평균이 약 2.9배인 것으로 추산된 한편, 취득기업(약 1.7배)의 지식자산전환계수가 더 낮게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 전체 평균이 약 1.4인 것으로 추산된 한편, 취득기업(약 14)의 도산효과계수는 훨씬 큰 양(+)의 계수값으로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 전체 기업보다 자기주식 취득기업의 도산위험이 높거나, 도산이 발생할 때 예상되는 도산예상비용이 크기 때문에 부채조달에 따른 법인세 절세효과 크기가 상대적으로 작은 것으로 해석된다.

다섯째, 가중평균자본비용(WACC)은 전체 기업이 약 9%로 추산된 한편, 취득기업(약 7%)의 가중평균자본비용이 더 낮게 나타났다.

12) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 자기주식 취득기업과 단기적으로 취득하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각됨.

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

다음으로, 자기주식을 취득한 당해연도부터 취득 이후의 기간까지 포함하는 “장기효과”를 단기효과와 비교해 보면, 전반적으로 전체 샘플평균과 자기주식 취득기업은 모형계수의 추정값에서 많은 차이를 보였다.¹³⁾

첫째, 단기효과에서는 평균적인 수익가치비중(h)이 약 14%로 추정된 것에 비해 장기효과의 수익가치비중이 약 40%로 높아진 것은 대조된다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 단기효과에서 약 3%로 추산된 한편, 장기효과(약 6%)의 투자요구수익률이 크게 높아진 것으로 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{\alpha}{\delta}$)는 단기효과에서 약 1.7배인 것으로 추산된 한편, 장기효과(약 2.3배)에서 지식자산전환계수가 더 높게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 단기효과에서 약 14인 것으로 추산된. 한편, 장기효과(약 2.6)에서 도산효과계수는 더 작은 양(+)의 계수값으로 추정되었다. 자기주식 취득기업의 경우 장기적으로 단기효과에 비해 부채조달에 따른 법인세 절세효과의 크기가 상대적으로 작은 것으로 해석된다.

다섯째, 가중평균자본비용(WACC)은 단기효과에서 약 7%로 추산된 한편, 장기효과(약 7.5%)에서 가중평균자본비용이 약간 더 높게 나타났다.

여섯째, 신규투자수익률(ρ^*)은 단기효과에서 약 6%로 추산된 한편, 장기효과(약 8.4%)에서 신규투자수익률이 높게 나타났다.

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

자기주식 취득기업은 단기적으로 수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 신규투자수익률이 모두 평균보다 더 낮은 기업이고, 도산예상비용은 더 높

13) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 자기주식 취득기업과 장기적으로 취득하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각됨.

은 기업인 것으로 나타났다.

그러나 장기적으로 자기주식 취득효과를 다시 살펴보면, 장기적으로는 수익가치의 가치관련성 및 투자요구수익률, 지식자산전환 계수는 여전히 평균보다 낮은 것으로 나타났다. 한편, 도산예상비용은 평균보다 더 높아지는 것으로 보인다.

[표 2] 기업가치평가모형 계수의 추정결과; 자기주식 취득기업

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^* (%)
자기주식 취득; 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
	자기주식 취득 없음	2096	0.518 (5.62)	0.119 (2.37)	3.585 (3.57)	-0.449 (-0.35)	0.93	9.56	10.21
	자기주식 취득기업	830	0.141 (0.35)	0.027 (0.36)	1.732 (2.00)	13.904 (0.27)	0.96	6.91	6.20
	Ho: 자기주식 취득 없음 추정계수 = 자기주식 취득기업 추정계수 F (4,2918) = 49.61, p-value < 0.00								
자기주식 취득; 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
	자기주식 취득 없음	1697	0.460 (3.60)	0.269 (6.44)	2.595 (3.26)	-1.592 (-2.33)	0.96	17.16	15.01
	자기주식 취득기업	1229	0.396 (2.71)	0.063 (2.52)	2.300 (4.07)	2.647 (0.77)	0.95	7.54	8.41
	Ho: 자기주식 취득 없음 추정계수 = 자기주식 취득기업 추정계수 F (4,2918) = 210.32, p-value < 0.00								

주1: 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.

주2: () 속 수치는 추정값의 White's heteroscedasticity-adjusted t 값임.

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

주3: 샘플구분 중 “전체”는 2000-2005년간 비금융상장기업 전체샘플을 의미함. “단기샘플”은 자기주식 취득기업의 당해연도에 대한 분석임. “장기샘플”은 자기주식 취득의 당해연도부터 취득 이후 연도를 모두 포함한 분석임.

2-2. 자기주식 처분기업에 대한 추정결과

기업가치평가모형의 파라미터에 대한 자기주식 처분기업을 대상으로 한 추정결과 및 차이점은 [표 2-1]에서 확인할 수 있다. 추정결과는 여러 측면에서 비교해 볼 수 있다. 먼저, 처분기업과 전체 기업평균과의 비교가 가능하고, 둘째, 자기주식을 처분한 기업과 처분하지 않은 기업의 비교도 가능하다. 마지막으로, 처분기업의 당해연도를 위주로 하는 “단기효과”와 자기주식 처분 이후 년도를 포괄하는 “장기효과”를 비교할 수 있다.

먼저, 전반적으로 전체 샘플평균과 처분기업의 모형계수 추정값(단기효과 추정결과)은 통계적으로 유의한 차이를 보였다.¹⁴⁾

첫째, 분석기간 전체 6년 동안의 평균적인 수익가치비중(h)은 약 42%로 나타나, 처분기업의 수익가치비중이 약 77%인 것에 비하면 큰 차이가 나는 것으로 보인다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 전체 기업이 약 8%로 추산되는 한편, 처분기업(약 26%)의 투자요구수익률이 훨씬 더 높게 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{u}{\delta}$)는 전체 평균이 약 2.9배인 것으로 추산된 한편, 처분기업(약 4배)의 지식자산전환계수가 더 높게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 전체 평균이 약 1.4인 것으로 추산된 한편, 처분기업(약 -2.7)의 도산효과계수는 음(-)의 계수값으로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 전체 기업보다 자기주식 처분기업의 도산위험이 낮거나, 도산이 발생할 때 예상되는 도산예상비용이 작기 때문에 부채조달에 따른 법인세 절세효과의 크기가 상대적으로 더 큰 것으로 해석된다.

다섯째, 가중평균자본비용(WACC)은 전체 기업이 약 9%로 추산된 한편, 처분기업(약 10%)의 가중평균자본비용이 더 높게 나타났다.

여섯째, 신규투자수익률(ρ^*)은 전체 기업이 약 9.5%로 추산된 한편, 처분

14) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 자기주식 처분기업과 단기적으로 처분하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각됨.

기업(약 1.4%)의 신규투자수익률이 훨씬 낮게 나타났다.

다음으로, 자기주식을 처분한 당해연도부터 처분 이후 기간까지를 포함하는 “장기효과”를 검토해 보면, 전반적으로 전체 샘플평균과 처분기업은 모형 계수의 추정값에서 많은 차이를 보였다.¹⁵⁾

첫째, 단기효과에서는 평균적인 수익가치비중(h)이 약 77%로 추정된 것에 비해 장기효과의 수익가치비중이 약 68%로 약간 낮게 추정되었다.

둘째, 평균적인 투자에 대한 요구수익률(ρ)은 단기효과에서 약 26%로 추산된 한편, 장기효과(약 18%)의 투자요구수익률이 크게 낮아진 것으로 나타났다.

셋째, 지식자산전환계수($\frac{\alpha}{\beta}$)는 단기효과에서 약 4배인 것으로 추산된 한편, 장기효과(약 2배)에서는 지식자산전환계수가 훨씬 낮게 나타났다.

넷째, 도산효과계수(ψ)는 단기효과에서 약 -3인 것으로 추산된. 한편, 장기효과(약 -2.6)에서 도산효과계수는 약간 작아진 음(-)의 계수값으로 추정되었다.

다섯째, 가중평균자본비용(WACC)은 단기효과에서 약 13%로 추산된 한편, 장기효과(약 10%)에서 가중평균자본비용이 더 낮게 나타났다.

여섯째, 신규투자수익률(ρ^*)은 단기효과에서 약 1.5%로 추산된 한편, 장기효과(약 1.4%)에서는 신규투자수익률이 약간 더 낮게 나타났다.

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

자기주식 처분기업은 단기적으로 수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 신규투자수익률, 지식자산전환계수가 모두 평균보다 더 높은 기업이고, 도산예상비용은 더 낮은 기업인 것으로 나타났다.

그러나 장기적으로 자기주식의 처분효과를 다시 살펴보면, 단기효과에서의

15) Wald 검증에 의거한 F값을 검증해 보면 자기주식 처분기업과 장기적으로 처분을 하지 않은 기업 간의 추정계수가 동일하다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각됨.

수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 지식자산전환계수, 도산효과계수보다 장기효과에서의 추정값이 더 낮은 것으로 나타났다.

[표 2-1] 기업가치평가모형 계수의 추정결과; 자기주식 처분기업

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^* (%)
자기주식 처분; 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
	자기주식 처분 없음	2600	0.355 (2.61)	0.077 (2.38)	3.308 (3.96)	2.759 (0.81)	0.95	9.52	10.42
	자기주식 처분기업	326	0.774 (11.37)	0.259 (3.22)	4.011 (3.87)	-2.893 (-8.57)	0.97	13.01	1.50
	Ho: 자기주식 처분 없음 추정계수 = 자기주식 처분기업 추정계수 F (4,2918) = 80.84 , p-value < 0.00								
자기주식 처분; 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
	자기주식 처분 없음	2227	0.212 (0.95)	0.054 (0.98)	3.349 (2.93)	7.756 (0.59)	0.95	10.35	10.37
	자기주식 처분기업	699	0.682 (7.08)	0.182 (4.34)	2.189 (2.98)	-2.692 (-8.18)	0.96	9.87	1.36
	Ho: 자기주식 처분 없음 추정계수 = 자기주식 처분기업 추정계수 F (4,2918) = 206.30 , p-value < 0.00								

주1: 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.

주2: () 속 수치는 추정값의 White's heteroscedasticity-adjusted t 값임.

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

주3: 샘플구분 중 “전체”는 2000-2005년간 비금융상장기업 전체샘플을 의미함. “단기샘플”은 자기주식 처분기업의 당해연도에 대한 분석임. “장기샘플”은 자기주식 처분의 당해연도부터 처분 이후 연도를 모두 포함한 분석임.

3. VESA 방식에 의한 자기주식 거래의 장단기 효과 분석

기업가치평가모형의 추정계수가 추정된 후 VESA 방식을 적용하면 자기주식 취득 및 처분 효과가 있는지, 장단기적으로 변화가 있는지 등의 여부를 검증할 수 있다. 자기주식 거래행위에 대한 효과를 분석하려면 기업가치평가모형의 추정계수에 가치관련 변수 4가지의 크기까지 감안된 가치관련 효과를 각 변수의 가치비중을 통해 분석해야 한다. 추정된 기업가치평가모형의 추정계수 값에 가치관련 변수의 실제크기를 반영하여 측정한 각 가치비중 및 내재가치 Q를 추정함으로써 장단기 효과를 분석해 본 결과는 다음과 같다.

3-1. 자기주식 취득의 장단기 효과 비교

먼저 자기주식 취득기업의 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 0.5로 크게 낮아짐으로써 자기주식 취득기업에 있어서 장기적으로 실물자산이 기업가치 증대에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 평가된다.

둘째, 무형자산가치비중(VoZ)은 단기적으로 전체평균(약 0.2)을 약간 하회하는 약 0.19로 추정된다. 그리고 장기효과에서는 약 0.18로 추정되어 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 이는 자기주식 취득기업의 무형자산전환능력에 큰 변화가 없는 것으로 평가된다.

셋째, 수익가치비중(VoE)은 단기적으로 전체평균(약 0.2)의 절반에 불과한 약 0.1로 추정된다. 그러나 장기효과에서는 2.5배 가량 증대된 약 0.26으로 나타났다. 이는 자기주식 취득은 수익가치비중의 증대에 강한 영향력이 있는 것으로 평가된다.

넷째, 신규투자가치비중(VoG)은 전체평균(약 0.02)에 비해 단기적으로 크게 상승한 약 0.04로 추정되었으며, 장기적으로 더 상승하여 0.06으로 나타났다. 이는 자기주식 취득은 신규투자가치비중을 상승시키는 것으로 평가된다.

다섯째, 위와 같은 4가지 요인별 가치비중들을 모두 합산한 계수가 내재가

치 Q 계수값이다. 자기주식 취득기업은 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 상회하는 약 1.07로 나타났으며, 장기적으로는 1.01로 하락하였으나 여전히 1.0을 상회하는 모습을 보이고 있다. 이와 같은 장기적인 내재가치 Q값은 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 상회하는 것이다. 이 현상은 자기주식 취득행위가 단기적으로 내재가치를 상승시키는 재무활동이고, 또한 장기적으로도 내재가치 유지에 긍정적 효과가 있는 활동으로 판단하는 근거가 된다.¹⁶⁾

3-2. 자기주식 처분의 장단기 효과 비교

다음으로 자기주식을 처분한 기업의 경우에 대한 VESA모형이 추정결과를 정리하면, 첫째, 실물자산가치비중(VoA)은 단기적으로 전체평균(약 0.5)을 크게 하회하는 약 0.2로 추정된다. 장기효과에서는 상승하기는 하지만 평균을 하회하는 정도이다. 자기주식의 처분행위는 실물자산이 기업가치에서 차지하는 비중이 높지 않은 기업이 시행하는 재무적 사건으로 평가된다.

둘째, 무형자산가치비중(VoZ)은 장단기적으로 모두 전체평균(약 0.2)에 미달하는 수준인 약 0.13, 0.10으로 추정되어, 장기효과에서 더 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 자기주식 처분기업의 무형자산전환능력이 장단기적으로 전체 평균에 미달하는 것으로 평가된다.

셋째, 수익가치비중(VoE)은 장단기적으로 모두 전체평균(약 0.2)보다 큰 약 0.4, 0.42로 각각 추정되고, 장기효과에서 약간 더 높아진 것으로 나타났다. 이는 자기주식 처분은 수익가치비중의 증대에 긍정적인 영향력이 있는 것으로 평가된다.

넷째, 신규투자가치비중(VoG)은 전체평균(약 0.02)에 비해 장단기적으로 모두 크게 떨어지는 약 -0.22로 추정되었다. 이는 자기주식의 처분하는 기업

16) 자기주식 취득공시 후 양(+)의 초과수익률이 나타나고, 양의 초과수익률이 지속된다고 보고하고 있는 전통적인 RESA방식에 의한 자사주 취득공시에 대한 기존의 국내외 사건 연구 결과와 일치하는 결과로 해석된다. 자기주식 취득의 경우, 장단기적으로 모두 내재가치 Q에 비해 토빈 Q가 작게 나타난 점은 자기주식 취득의 주가안정 목적, 저평가 가설을 지지하는 결과로 보인다. 설원식-김수정(2005)의 국내외 선행연구 요약내용을 참조.

들의 신규투자가치비중이 크게 하락하는 것으로 평가된다.

다섯째, 위와 같은 4가지 요인별 가치비중들을 모두 합산한 내재가치 Q계수값을 통해 자기주식 처분기업에 대해 장단기 효과를 종합해 보면, 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 하회하는 약 0.5로 나타났으나, 장기적으로도 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 크게 하회하는 0.6 수준으로 밖에 상승하지 못하는 것으로 나타났다. 자기주식의 처분활동은 장기효과가 긍정적이기는 하지만 내재가치를 투자성공에 이르게 하기까지 충분하게 상승시키는 재무활동이 되지 못하는 것으로 평가된다.¹⁷⁾

17) 한국상장기업을 분석대상으로 하는 자기주식 처분공시에 대한 연구는 최근의 설원식-김수정(2005)의 연구결과가 거의 유일하다. 그들의 RESA방식의 사건연구 결과에 의하면 자기주식 처분공시 효과는 대체적으로 통계적으로 유의하지 않지만, 통계적으로 유의한 경우는 예외없이 음(-)의 초과수익률을 나타내고 있는 것과 일치하는 결과로 해석된다. 자기주식 처분목적이 재무구조개선, 운용자금조달, 임직원인센티브 지급용도의 단기자금조달이 대부분인 것을 고려하면 자기주식 처분은 기업의 내재가치 증대에 크게 기여하지 못하고, 오히려 사건일 때의 높은 주가를 이용한 보유주식의 매각이 주목적인 것으로 파악된다. 자기주식 처분의 경우, 장단기적으로 모두 내재가치 Q에 비해 토빈 Q가 높게 나타난 점은 자기주식 처분의 목적이 단기자금조달에 있다는 설원식-김수정(2005) 결과를 지지하는 VESA방식의 실증분석 결과로 해석된다. 설원식-김수정(2005)의 55-56쪽 내용과 비교.

[표 3] 자기주식 취득 및 처분효과 분석;

VESA모형의 가치비중 및 내재가치 Q 추정결과

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 (조원)	판매 관리비 비중 (%)	자산 대비 영업 이익률 (%)	부채 비율 (%)
전체		0.497	0.217	0.211	0.020	0.946	0.854	1.08	13.13	5.50	203
자기주식 취득	단기 효과	0.740	0.186	0.105	0.038	1.069	0.826	1.32	12.51	6.01	120
	장기 효과	0.518	0.180	0.257	0.055	1.010	0.853	1.45	12.95	6.15	123
자기주식취득 장단기효과 차이분석		-71.22	-0.73	20.33	0.85	-2.34	가치비중 및 내재가치Q의 정규분포 가정, (장기효과-단기효과)의 평균차이분석 t-test				
자기주식 처분	단기 효과	0.193	0.129	0.401	-0.224	0.498	0.902	1.84	14.21	7.09	122
	장기 효과	0.271	0.097	0.424	-0.214	0.578	0.900	1.83	13.90	6.78	125
자기주식처분 장단기효과 차이분석		48.95	-3.69	0.93	0.11	0.79	가치비중 및 내재가치Q의 정규분포 가정, (장기효과-단기효과)의 평균차이분석 t-test				

주1: 가치관련성 계수값은 TAXY-WAV모형, TAXY-WACC모형 및 성장기회가치모형의 횡단면 회귀분석을 통해 추정함. 가치비중은 추정된 모형계수에 구성변수의 실제값을 적용하여 계산한 값을 자산총액으로 나눈 결과임.

주2: 가치비중은 실물자산가치비중, 무형자산가치비중, 수익가치비중, 신규투자가치비중 등 4가지 요인으로 구성되어 있음. 4가지 효과의 합은 내재가치 Q가 됨.

주3: 샘플구분 중 “전체”는 2000-2005년간 비금융상장기업 전체샘플을 의미함. “단기효과”는 자기주식 취득기업의 취득 당해연도에 대한 분석임. “장기효과”는 자기주식 취득이 당해연도를 포함한 취득 이후 연도에 대한 분석임. 자기주식 처분 샘플의 장단기효과도 동일한 기준으로 구분함.

주4: 장단기효과의 차이분석 통계량은 t-test 값임. 유의수준 10%, 5%, 1%의 t 값은 각각 1.65, 1.96, 2.57임.

IV. 결론: 자기주식 거래의 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 복잡되고 때문에 이를 분별해내는데 애로가 많았던 실정이다. 본 연구는 기업가치평가모형의 추정계수 및 가치관련 효과를 측정, 비교함으로써 기업의 재무적 사건이 기업의 가치에 미치는 장기적 효과를 검증하는 방법론(VESA; value-based event study analysis)을 개발하려고 시도하였다.

기업의 실물자산가치, 무형자산가치, 수익가치, 신규투자가치를 각각 구분하여 추정함으로써 기업의 내재가치를 추정하고, 이를 이용하여 토빈 Q를 대체할 수 있는 내재가치 Q변수를 VESA방식의 검증통계량으로 추정하였다. 그리고 동 검증통계량을 이용하여 자기주식 취득 혹은 처분이라는 재무적 사건을 경험한 기업이 겪은 장단기적 효과를 평가하였다. 자기주식 취득 및 처분 기업의 가치평가 계수의 추정값과 가치비중 및 내재가치 Q 값의 변화에 대한 분석결과를 종합적으로 요약하면 다음과 같다.

첫째, 자기주식 취득기업은 단기적으로 수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 신규투자수익률이 모두 평균보다 더 낮은 기업이고, 도산예상비용은 더 높은 기업인 것으로 나타났다. 그러나 장기적으로 자기주식 취득효과를 다시 살펴보면, 장기적으로는 수익가치의 가치관련성 및 투자요구수익률, 지식자산전환 계수는 여전히 평균보다 낮은 것으로 나타났다. 한편, 도산예상비용은 평균보다 더 높아지는 것으로 보인다.

한편, 자기주식 처분기업은 단기적으로 수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 신규투자수익률, 지식자산전환계수가 모두 평균보다 더 높은 기업이고, 도산예상비용은 더 낮은 기업인 것으로 나타났다. 그러나 장기적으로 자기주식의 처분효과를 다시 살펴보면, 단기효과에서의 수익가치의 가치관련성, 투자요구수익률 및 지식자산전환계수, 도산효과계수보다 장기효과에서의 추정값이 더 낮은 것으로 나타났다.

둘째, 가치비중의 변화에 대한 분석결과를 요약하면, 자기주식 취득기업의 실물자산가치비중(VoA)은 단기적으로 전체평균(약 0.5)을 상회하는 약 0.7로 추정된다. 그러나 장기효과에서는 약 0.5로 크게 낮아짐으로써 자기주식 취득 거래는 장기적으로 실물자산이 기업가치에서 차지하는 비중의 증대에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 평가된다. 무형자산가치비중(VoZ)은 장단기적으로 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 수익가치비중(VoE)은 단기적으로 전체평균(약 0.2)의 절반에 불과하였지만 장기효과에서는 크게 증가하는 것으로 나타나 자기주식 취득거래는 수익가치비중을 증대시키는 것으로 평가된다. 신규투자가치비중(VoG)은 전체평균(약 0.02)에 비해 장단기적으로 크게 상승하는 것으로 나타나 자기주식 취득거래는 신규투자가치비중을 상승시키는 것으로 평가된다.

한편, 자기주식 처분기업의 실물자산가치비중(VoA)은 단기적으로 전체평균(약 0.5)을 크게 하회하고 장기효과에서도 동 비중이 상승하기는 하지만 평균을 하회하는 정도이다. 자기주식의 처분거래는 실물자산이 기업가치에서 차지하는 비중이 높지 않은 기업이 시행하는 재무적 사건으로 평가된다. 무형자산가치비중(VoZ)은 장단기적으로 모두 전체평균(약 0.2)에 미달하는 수준으로 추정되어, 자기주식 처분기업의 무형자산전환능력이 장단기적으로 전체평균에 미달하는 것으로 평가된다. 수익가치비중(VoE)은 장단기적으로 모두 전체평균(약 0.2)보다 큰 것으로 추정되어, 자기주식 처분거래는 수익가치비중의 증대에 긍정적인 영향력이 있는 것으로 평가된다. 신규투자가치비중(VoG)은 전체평균(약 0.02)에 비해 장단기적으로 모두 크게 떨어지는 약 -0.22로 추정되었다. 이는 자기주식의 처분하는 기업들의 신규투자가치비중이 크게 하락하는 것으로 평가된다.

셋째, 실물자산가치비중, 무형자산가치비중, 수익가치비중 및 신규투자가치비중 등 4가지 가치효과를 모두 합산한 계수가 내재가치 Q 계수이다. 자기주식 취득기업은 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 상회하는 약 1.07로 나타났으며, 장기적으로는 1.01로 하락하였으나 여전히 1.0을 상회하는 모습을 보이고 있다. 이와 같은 장기적인 내재가치 Q값은 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 상회하는 것이다. 자기주식 취득행위가 단기적으로 내재가치

를 상승시키는 재무활동이고, 또한 장기적으로도 내재가치 유지에 긍정적 효과가 있는 활동으로 판단된다. 이 결과는 전통적인 RESA방식에 의한 자기주식 취득공시에 대한 실증결과가 일반적으로 양(+)의 초과수익률이 초래되고, 양의 누적초과수익률이 오래동안 지속된다는 것과 퀘를 같이하는 VESA방식의 분석결과이다.

한편, 자기주식 처분기업의 경우, 단기적으로 내재가치 Q 값의 전체 평균(0.95)을 하회하는 약 0.5로 나타났으나, 장기적으로도 투자성공 여부의 관건이 되는 1.0을 크게 하회하는 0.6 수준으로 밖에 상승하지 못하는 것으로 나타났다. 자기주식의 처분거래는 장기효과가 긍정적이기는 하지만 내재가치를 투자성공에 이르게 하기까지 충분하게 상승시키는 재무활동이 되지 못하는 것으로 평가된다. 이 결과는 전통적인 RESA방식에 의한 자기주식 처분공시에 대한 실증결과가 일반적으로 사건일 전후의 초과수익률이 통계적으로 유의하지 않고, 장기적으로는 음(-)의 누적초과수익률이 지속된다는 것과 퀘를 같이하는 VESA방식의 분석결과이다.

이와 같은 본 연구의 장기 사건연구 모형개발과 실증분석 결과를 종합하여 연구의 결론을 맺어보면, 본 연구에서는 자기주식 취득 및 처분과 같은 장기적 효과의 측정이 필요한 재무적 사건에 활용할 수 있는 일종의 사건연구방법론으로서 VESA방식을 제시하였으며, 본 연구의 방법론은 사건일 전후의 주가반응을 분석하거나, 이를 이용한 2단계 횡단면 회귀분석에 의존하는 기존의 전통적인 사건연구기법에 추가적으로, 또한 보완적으로 장기효과의 존재 여부를 검증하는 검증력을 높이는 데 기여할 수 있을 것으로 예상된다.

< 참고 문헌 >

- 변진호, 저평가 자사주매입 공시의 허위정보 신호효과와 장기성과, 증권학회지 제33권 제1호, 2004
- 신민식, 김석진, 이선윤, 자사주매입기업의 장기성과, 재무관리논총 제8권 제1호, 2002.2
- 이익규, 이한수, 자사주매입의 복합동기에 관한 연구, 회계연구 제11권, 제1호 2006.4
- 설원식, 김수정, 자기주식 취득 및 처분 공시가 주주의 부에 미치는 영향: 취득 및 처분목적에 중심으로, 재무관리연구 제22권 1호, 2005.6
- 신동령, 기업지배구조 관련제도와 그 변화에 관한 고찰, 재무관리논총 제9권 1호, 2003
- 이원흠, 기업가치 평가모형과 세후 가중평균자본비용 추정모형에 관한 연구: 법인세, 도산확률, 이익조정 하에서의 모형도출, 재무관리논총 제12권 1호, 2006.2
- 이원흠, 최수미, 가중평균 가치평가모형과 본질가치 산정에 있어서 수익가치와 자산가치의 가중치 추정에 관한 연구, 재무연구 제17권 2호, 2004
- 이원흠, 최수미, 지식자산가치 평가모형과 지식자산가치의 기여도에 관한 실증연구, 증권학회지 제30집, 2002
- 정균화, 과다차입과 과잉투자가 우리나라 경제위기의 주범인가, 재무관리논총 제10권 1호, 2004
- 정성창, Yong-Gyo Lee, 자사주 취득기업의 장기성과에 관한 연구, 재무연구 제16권 제2호, 2003
- 정형찬, 한국증권시장에서 장기성과 측정모형의 검정력과 통계적 오류, 한국증권학회 2006년 제4차 학술발표회, 2006
- 정형찬, 사건연구방법론에서 소표본 문제와 유형의 검정력, 증권학회지 제35권 3호, 2006
- 진태홍, 사외이사제도와 기업성과, 재무관리논총 제9권 1호, 2003

- Barber, B. and J. Lyon, Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics, *Journal of Financial Economics* 43, 1997, 341-372
- Brown, S. and J. Warner, Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies, *Journal of Financial Economics* 14, 1985, 3-31
- Brown, S. and J. Warner, Measuring Security Price Performance, *Journal of Financial Economics* 11, 1980, 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, 21-33
- Copeland, T. and F. Weston, *Financial Theory and Corporate Policy*, 2nd ed., Addison Wesley, 1983
- Fama, E. and K. French, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 1993, 3-56
- Fama, E., L. Fisher, M. Jensen and R. Roll, The Adjustment of Stock Price of New Information, *International Economic Review* 10, 1969, 1-21
- Hayashi, F., Tobin's marginal q and average Q: A neoclassical interpretation, *Econometrica*, 1982, 213-224
- Kothari, S. and J. Warner, *Econometrics of Event Studies*, WP, 2005
- Kothari, S. and J. Warner, Measuring Long-horizon Security Price Performance, *Journal of Financial Economics* 43, 1997, 301-340
- Lindenberg, E. and S. Ross, Tobin's Q ratio and Industrial Organization, *Journal of Business* 54, 1981, 1-32
- Mitchell, M. and E. Stafford, Managerial Decisions and Long-term Stock Price Performance, *Journal of Business* 73, 2000, 287-329
- Modigliani, F. and M. Miller, The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *American Economic Review*, Jun 1958, 261-297

Miller, M. and F. Modigliani, Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares, *Journal of Business*, 1961, 411-433

Modigliani, F. and M. Miller, Corporate Income Taxes and the Cost of Capital, *American Economic Review*, Jun 1963, 433-443

Tobin, J., A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1969, 15-29